

Observatory on Structures and Institutions of Inequality in Latin America

WORKING PAPER SERIES

#11

*DESCOMPOSICIÓN DE LOS INDICADORES DE
DESIGUALDAD EN EL ESTUDIO DE LAS DISPARIDADES
ECONÓMICA EN AMÉRICA LATINA*

Fernando Martín Mayoral

July, 2008

Center for Latin American Studies
University of Miami

DESCOMPOSICIÓN DE LOS INDICADORES DE DESIGUALDAD EN EL ESTUDIO DE LAS DISPARIDADES ECONÓMICA EN AMÉRICA LATINA

Fernando Martín Mayoral
Profesor investigador - FLACSO ECUADOR
Email: fmartin@flacso.org.ec

RESUMEN

Los países de América Latina han experimentado un desigual desempeño económico en los últimos cincuenta años, motivado, entre otras razones, por la distinta incidencia a la crisis internacional que se produjo en la década de los ochenta y que ha supuesto un retroceso económico para la región con excepción de un grupo reducido de países. La persistencia en la desigualdad en el nivel de renta entre los países de la región, ha puesto en tela de juicio la capacidad de los gobiernos de implementar políticas de desarrollo económico eficientes, confirmado las conclusiones a las que llegan las teorías neoclásicas de crecimiento económico. El presente artículo tiene como objetivo el análisis de la evolución de las desigualdades en América Latina a través del concepto de convergencia sigma, lo que nos permitirá determinar si se ha producido una disminución de las disparidades nacionales en el nivel de renta. Para ello se utilizarán una diversidad de enfoques tanto tradicionales como del campo de la desigualdad, que permitan detectar, no solo la dinámica de dicho proceso, sino también la contribución de cada uno de los países al resultado agregado y la detección de factores que han podido influir en su evolución. Se comprobará que el proceso de convergencia parece agotarse a principios de la década de 1980, revirtiéndose a partir de 1990. Sin embargo, agrupando a los países por áreas de influencia económica se encuentran comportamientos diferenciales en el proceso de convergencia. Respecto a los factores que han podido influir en esta evolución, se ha podido constatar que el proceso de convergencia de cada uno de los países dentro de su grupo ha sido mucho mayor que entre los distintos grupos. Por otra parte, el factor poblacional ha sido determinante en este proceso, principalmente a partir de la década de 1980.

PALABRAS CLAVE: desigualdad espacial, convergencia sigma, disparidades regionales, índices de desigualdad, índice de entropía generalizado, descomposición de las medidas de desigualdad.

DESCOMPOSICIÓN DE LOS INDICADORES DE DESIGUALDAD EN EL ESTUDIO DE LAS DISPARIDADES ECONÓMICA EN AMÉRICA LATINA

1. INTRODUCCIÓN

Las políticas públicas de desarrollo económico tanto nacionales como internacionales han enfocado sus esfuerzos en reducir las diferencias existentes entre las distintas economías con el convencimiento de que el mercado no es capaz de disminuir por sí solo dichos desequilibrios. Sin embargo, la realidad muestra una fuerte persistencia en las desigualdades en el nivel de ingresos tanto entre países como dentro de los mismos, que ha llevado a los gobiernos de muchos países a plantearse la efectividad de sus políticas de cohesión económica y social. Esta es una de las principales razones que han justificado el estudio de las disparidades nacionales y regionales en el nivel de renta y de los factores que han podido afectar a su evolución histórica.

Desde el punto de vista académico, el estudio de las disparidades en la renta se ha tratado frecuentemente desde el enfoque del crecimiento económico, gracias a las aportaciones de autores pertenecientes a la corriente neoclásica que introdujeron el concepto de convergencia y a la publicación de la base de datos internacionales Summers y Heston (1991) que permitía comparar la evolución del PIB entre un elevado número de países (Sala-i-Martin, 1996 a y b).

Existen diversos conceptos de convergencia económica que han sido desarrollados para dar respuesta a los distintos modelos y críticas que han ido surgiendo en la literatura de crecimiento económico. El debate de fondo se centra principalmente en detectar si las disparidades regionales tienden a reducirse de forma automática, a través del propio funcionamiento del mercado o si por el contrario es necesaria la intervención pública para que se produzca dicho proceso. El primer enfoque, está protagonizado por los seguidores del modelo neoclásico de Solow (1956) que defienden un proceso de convergencia lento pero sostenido entre las distintas economías, independiente de la actuación de las autoridades públicas. Parten del supuesto de rendimientos decrecientes del capital a la vez que consideran la tecnología como un bien libre, de modo que, los distintos países o regiones terminarían convergiendo a un mismo estado estacionario independientemente de cual fuera su grado de desarrollo inicial¹. Es lo que se conoce en la literatura sobre crecimiento como hipótesis de **convergencia- β absoluta** (cuando existe una correlación negativa entre las tasas de crecimiento medio y los niveles iniciales de renta per cápita del conjunto de economías, que lleva a todos los países a converger a un mismo estado estacionario). Esto nos da no solo la velocidad a la que las economías pobres convergen hacia las ricas, sino que también nos informa de la importancia del capital físico sobre la disminución de las disparidades en el nivel de renta.

El segundo enfoque, al que pertenecen los seguidores de las Nuevas Teorías de crecimiento endógeno, sostiene que la convergencia no tiene porque producirse entre las diversas economías, al considerar que existen rendimientos marginales constantes o crecientes debido a externalidades positivas en el factor capital físico (Romer, 1987), o en el capital humano (Lucas, 1988), o en el mayor número de innovaciones generadas por las regiones ricas que les permiten tener mayores ventajas comparativas que el resto (Grossman y Helpman, 1991 y 1994) o a la falta de movilidad de los factores productivos. Estos modelos demostraron que el crecimiento podía ser un factor endógeno al sistema convirtiéndolo en un proceso particular de cada economía, y por tanto, aunque pudiera ocurrir de forma casual, en general, no cabría esperar que los distintos países o regiones mostraran una tendencia a converger en sus niveles de desarrollo.

¹ Las políticas de intervención para corregir las disparidades regionales son consideradas en este enfoque como innecesarias.

Este segundo enfoque tomó protagonismo al ser confirmadas sus hipótesis en multitud de trabajos empíricos. En este contexto, las economías ricas crecerían más rápidamente de forma que la desigualdad tendería a aumentar con el paso del tiempo. Por consiguiente, sería necesaria la aplicación de políticas públicas tanto de demanda como de oferta, para conseguir procesos convergentes hacia países líderes.

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 polémica, al demostrar que de la teoría de Solow no se derivaba la 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**, frente a la anterior convergencia- β absoluta, que implicaba igualdad de renta per capita entre todas las economías y a la que únicamente se referían los análisis empíricos hasta ese momento.

Basándose en esta distinción, se presentó una abundante evidencia empírica que trataba de detectar las variables que afectaban a la formación de los distintos estados estacionarios. Tomando como base el modelo de Solow-Swan, el estado estacionario dependería del nivel de tecnología, tasa de ahorro, tasa de depreciación, tasa de crecimiento de la población, y el crecimiento de la productividad de cada economía. Otras variables utilizadas 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 tratan de reflejar el comportamiento del mercado y su regulación por parte del sector público (Gwartney, Lawson y Block, 1996), o el grado de corrupción o el grado de apertura al comercio internacional a través de la tasa de crecimiento del comercio (Sachs y Warner, 1997) entre otros. Según Barro (1991), se han estimado más de 50 variables en este tipo de análisis.

En la mayoría de estos trabajos se pusieron de manifiesto dos conclusiones importantes. La primera era que, una vez comprobados los determinantes peculiares de cada economía —responsables de las diferencias nacionales o regionales en los estados estacionarios— se encontraba convergencia en amplias muestras de países o regiones, es decir, una disminución de la desigualdad espacial. 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, cuestionaba la eficacia de las políticas públicas utilizadas para la corrección de desequilibrios regionales.

Sin embargo, el debate continuó. Uno de los críticos del enfoque neoclásico más destacados ha sido Quah (1993a y b, 1996a) quien demostró que el hecho de que economías pobres tiendan a presentar tasas de crecimiento mayores que economías ricas (convergencia beta) no implica necesariamente que la distribución de los ingresos per capita de las economías analizadas tiendan a igualarse con el paso del tiempo².

Nuevamente, los defensores del análisis tradicional, para contrarrestar estas críticas empezaron a complementar el análisis econométrico de corte transversal que conduce a la estimación del coeficiente beta, con el análisis de la evolución a través del tiempo de la desviación estándar de la distribución de ingresos per capita. Este nuevo concepto de convergencia recibió el nombre de **convergencia sigma** (Sala-i-Martin, 1996a y 1996b). La convergencia sigma se produce cuando la

² En la demostración ya mencionada de Quah (1993a) queda claro que la existencia 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 dirigen hacia una convergencia condicionada sino hacia lo que el propio Quah denominó, un modelo de *Twin Peaks* o dicho de otra forma, una bipolarización en dos grupos. Conclusión a la que también llegan Chatterji (1992) y Marcet (1994) entre otros

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. Este es precisamente el enfoque que se sigue en el presente trabajo.

En la actualidad, ninguno de los enfoques descritos tienen una mayor aceptación por lo que la controversia continúa³. 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 entendidos éstos como una disminución en las disparidades económicas entre ellos.

Con el fin de dar respuesta a los interrogantes mencionados, el artículo está organizado de la siguiente forma. En primer lugar se lleva a cabo un análisis descriptivo de la evolución temporal del PIB per cápita y la población de los países de centro y sur América⁴ durante el período 1950 a 2000, aplicando las principales metodologías desarrolladas en la literatura y detectando los posibles factores que han podido afectar a su evolución. Lo que nos permitirá obtener unas primeras conclusiones del proceso de concentración de la actividad económica y la población en Latinoamérica. En la segunda sección se analiza la evolución de las desigualdades económicas entre los países latinoamericanos a través del estudio de la convergencia sigma, utilizando para ello indicadores de desigualdad personal aplicados al ámbito espacial, que, por sus propiedades de descomposición aditiva y multiplicativa, pueden añadir información muy valiosa sobre distintos factores que han podido influir en dicha evolución. Respecto a las distintas descomposiciones llevadas a cabo en este artículo, en primer lugar se analiza la contribución de cada país al índice general de entropía pudiendo obtener distintas agrupaciones con características similares. A continuación se comprueba cual ha sido el efecto del crecimiento de la población en la evolución de las disparidades en nivel de renta entre países de la región. En tercer lugar, utilizando los grupos obtenidos a través de la primera descomposición, se trata de detectar la contribución de los componentes *intra-grupos* (within) y *inter-grupos* (between) a dicha evolución. En cuarto lugar se realiza una descomposición dinámica lo que permitirá estudiar el impacto de los cambios intertemporales producidos en los componentes renta y población tanto entre grupos de países como dentro de cada grupo. Finalmente se presentan conclusiones sobre la evolución de las disparidades entre los países de América Latina.

2. HECHOS ESTILIZADOS

En este apartado se analiza, desde un punto de vista descriptivo, la evolución del nivel de renta en los países de América Latina, tratando de detectar procesos de concentración o disminución en las disparidades en la actividad económica. Tomando como referencia la bases de datos Penn World Table 6.2 (PWT6.2 en adelante) elaborada por Heston *et al.* (2006) se han obtenido series estadísticas de renta per cápita (PIBpc real base 1990) y de población de los países de sur y centro América para el período 1950-2004 pudiendo observar un comportamiento diferenciado en su actividad económica y en su grado de desarrollo, sin que se pueda concluir que existe una disminución en las disparidades de renta entre ellos. A partir de las desde 1950 hasta 2004, se ha estudiado la evolución del PIBpc real (base 1990) de cada país con el objetivo de mostrar el peso relativo de cada país respecto a la media y su evolución.

³ Existen dos artículos que resumen los principales puntos de la controversia. Por un lado el trabajo de Quah (1995) que critica el concepto de convergencia beta tanto desde el punto de vista metodológico como técnico. Por el otro, el trabajo de Sala-i-Martin (1996b) que defiende el concepto de convergencia beta.

⁴ En el análisis se incluye México a pesar de formar parte de norte América.

Tabla 1. Evolución del PIB per cápita normalizado⁵ de América Latina 1950-2004⁶.

	1951	1960	1970	1980	1990	2000	2004	Variación
ARG	2,38	2,13	2,00	1,62	1,30	1,57	1,48	-0,9
BOL	0,97	0,65	0,52	0,46	0,41	0,41	0,41	-0,56
BRA	0,59	0,72	0,82	1,00	1,08	1,00	1,01	0,42
CHI	1,40	1,36	1,26	1,00	1,13	1,59	1,71	0,31
COL	0,80	0,76	0,71	0,72	0,86	0,84	0,85	0,05
CRI	1,02	1,22	1,16	1,04	1,00	1,16	1,19	0,17
ECU	0,62	0,64	0,55	0,74	0,70	0,60	0,62	0,00
ELS	0,85	0,81	0,76	0,60	0,59	0,66	0,64	-0,21
GUA	0,74	0,68	0,65	0,61	0,55	0,54	0,51	-0,23
HON	0,57	0,47	0,38	0,34	0,37	0,31	0,32	-0,25
MEX	0,93	1,00	1,05	1,08	1,09	1,12	1,12	0,19
NIC	1,24	1,22	1,25	0,79	0,62	0,48	0,47	-0,77
PAN	0,64	0,68	0,79	0,86	0,97	1,10	1,18	0,54
PAR	0,83	0,68	0,61	0,73	0,81	0,69	0,66	-0,17
PER	0,87	0,83	0,95	0,74	0,56	0,58	0,61	-0,26
URU	2,02	1,64	1,30	1,27	1,26	1,49	1,33	-0,69
VEN	1,58	1,62	1,59	1,32	1,18	1,02	0,97	-0,61
TOTAL	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
Desv típica	0,51	0,45	0,42	0,32	0,30	0,41	0,40	-0,11

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos PWT 6.2

Se comprueba una lenta pero constante aproximación del PIB per cápita entre los países de América Latina hacia la media regional entre 1950 y finales de 1980, tomando como medida de dispersión la desviación estándar. Sin embargo, este proceso se revierte a partir de ese momento, incrementándose las disparidades hacia niveles similares a 1970. A nivel individual, Chile ocupaba en 2004 una posición de liderazgo con una renta per cápita real un 71% superior a la media regional, lo cual demuestra la notable recuperación de este país desde la década de 1990. Le siguen Argentina y Uruguay, con una evolución descendente hasta 1990 y una posterior recuperación hasta la crisis de 1998. Por el otro lado, los países que ocupan las posiciones más bajas han sido Honduras, Bolivia, Nicaragua y Guatemala presentando una constante disminución de su peso relativo durante el período analizado. Este es el caso de Venezuela, que pasó de tener una renta per cápita del 158 % de la media regional en 1950 al 97% en 2004. En sentido contrario, también cabe señalar el acelerado proceso de concentración hacia la media regional de Brasil, pasando de tener una renta per cápita del 59% en 1950 al 100% a partir de 1980.

Dos factores determinan la evolución temporal en las disparidades en la renta per cápita, uno económico y otro poblacional. Para individualizar ambos componentes, se ha considerado que la población de los países latinoamericanos ha permanecido inalterada desde 1950, de modo que la evolución del PIB per cápita estaría mostrando únicamente el componente económico. La tabla 2 muestra los resultados del PIBpc ficticio normalizado.

Tabla 2. Evolución del PIB per cápita normalizado en América Latina con población constante 1950-2004

	1951	1960	1970	1980	1990	2000	2004	Variación
ARG	2,37	1,94	1,60	1,19	0,90	1,04	0,97	-1,4
BOL	0,97	0,61	0,47	0,40	0,35	0,36	0,38	-0,59

⁵ Se obtiene de dividir cada PIBpc nacional por el PIBpc medio de la región.

⁶ El análisis comienza a partir de 1951 por falta de datos en 1950 para todos los países analizados. Además se ha excluido del estudio a Belice por su comportamiento atípico y se ha incluido México por razones evidentes.

BRA	0,60	0,74	0,84	1,02	1,10	1,00	1,01	0,41
CHI	1,40	1,29	1,11	0,81	0,88	1,20	1,28	-0,12
COL	0,81	0,79	0,75	0,74	0,88	0,88	0,89	0,08
CRI	1,02	1,33	1,33	1,23	1,27	1,51	1,56	0,54
ECU	0,62	0,63	0,55	0,77	0,78	0,70	0,74	-0,22
ELS	0,85	0,81	0,81	0,63	0,56	0,63	0,63	-0,04
GUA	0,74	0,69	0,66	0,66	0,65	0,70	0,70	0,54
HON	0,57	0,48	0,41	0,39	0,45	0,41	0,44	-0,13
MEX	0,93	1,01	1,10	1,18	1,19	1,23	1,23	0,30
NIC	1,24	1,26	1,33	0,90	0,74	0,64	0,65	-0,59
PAN	0,64	0,67	0,77	0,84	0,94	1,06	1,14	0,50
PAR	0,82	0,67	0,59	0,70	0,84	0,79	0,79	-0,03
PER	0,87	0,82	0,94	0,75	0,58	0,63	0,66	-0,21
URU	1,99	1,43	0,96	0,75	0,64	0,69	0,60	-1,39
VEN	1,61	1,85	1,96	1,73	1,65	1,45	1,40	-0,21
TOTAL	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
Desv típica	0,51	0,44	0,41	0,33	0,32	0,34	0,34	-0,17

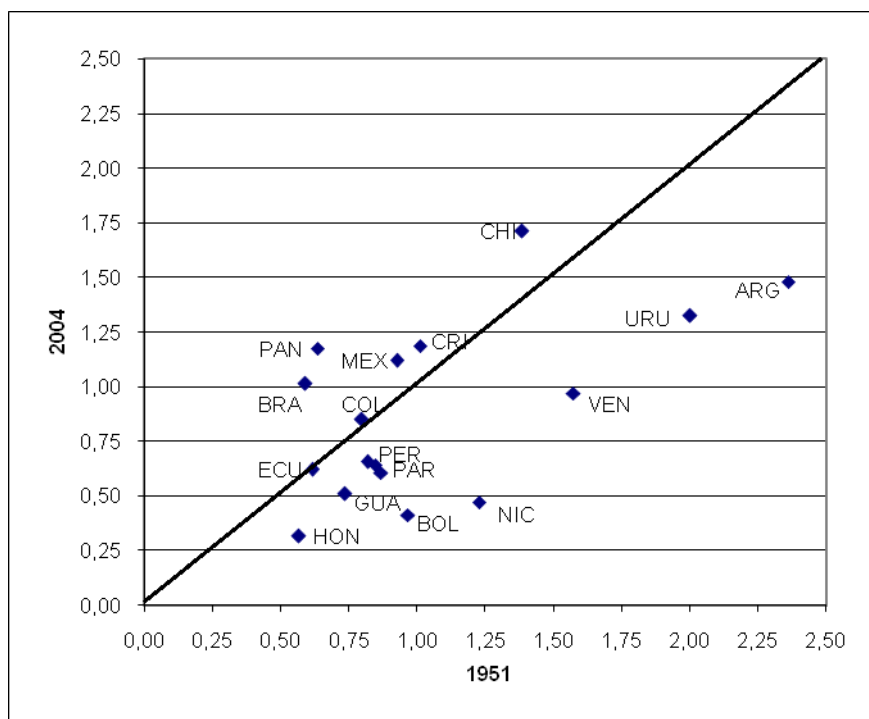
Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos PWT 6.2

Las principales diferencias respecto a los resultados mostrados en la tabla 1, son las siguientes. Uruguay, Argentina y Chile habrían alcanzado un PIBpc real considerablemente inferior al obtenido realmente lo que estaría demostrando que la pérdida de población experimentada por estos tres países sería un factor determinante en su evolución económica. En concreto, Uruguay habría alcanzado en 2004 el 60% de la media regional en vez del 133% que realmente tuvo, es decir una diferencia de 73 puntos porcentuales (p.p.). Chile seguiría manteniendo una situación de liderazgo en la región con una renta per cápita del 128% respecto a la media aunque con una diferencia de 43 p.p. respecto a la situación real, mientras que Argentina habría perdido 51 p.p reduciendo su peso del 148% al 97% de la media regional. Por el contrario, los países que mejores resultados en renta per cápita habrían tenido serían Venezuela, pasando del 97% de la media regional al 140%, es decir una ganancia de 43 p.p., seguida de Costa Rica con una ganancia de 37 p.p. que le permitiría pasar en 2004 de 119% en la situación real al 156% en el escenario ficticio, situándole como el país líder de la región. Guatemala y Nicaragua tendrían incrementos de 19 y 17 p.p. Es decir, el aumento diferencial de población experimentado en este grupo de países ser habría convertido en un lastre para su crecimiento económico. Finalmente, el resto de países habrían tenido efectos mucho más discretos, como Brasil o El Salvador, donde en ambos casos su PIBpc real permaneció prácticamente inalterado.

Respecto a la evolución en la dispersión de la renta per cápita ficticia, la desviación típica en el escenario de crecimiento de población cero, muestra una constante disminución hasta 1980. A partir de ese momento queda prácticamente constante. La reducción en las disparidades en este caso es mayor (17%) que la obtenida realmente (11%).

Con el fin de mostrar alguna faceta sobre la dinámica de la renta per cápita de los países latinoamericanos, se ha utilizado un simple gráfico de dispersión de los países entre 1951 y 2004, tomando como variable el logaritmo del PIBcf real (base 1990) per cápita del país *i* respecto a la media regional. El objetivo es detectar cambios en las posiciones relativas de los países y ver si se ha producido algún proceso de concentración en ambos extremos del período analizado.

Gráfico 1. Evolución de las posiciones relativas del PIBpc en América Latina.



Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos PWT 6.2

En el gráfico se observa que durante el período analizado no se puede apreciar un claro proceso de convergencia entre los países de América Latina. En 1951 parece existir una distribución bimodal, formada por dos grupos de países, los países más ricos (Argentina, Uruguay, Venezuela y en menor medida Chile) y el resto de países. En 2004 podría seguir existiendo esa distribución bimodal con Chile a la cabeza, seguida de Argentina y Uruguay, mientras que Venezuela habría salido del grupo líder. Sin embargo, la dispersión parece mantenerse. Del análisis de la bisectriz, se puede apreciar que se ha producido un empeoramiento de la situación de la mayoría de los países respecto a 1951, dado que la mayor parte de ellos se encuentra por debajo de la misma. Los únicos que mejoran de forma significativa su situación en 2004 respecto a la que tenían al principio del período son Brasil, Panamá y Chile. Otro grupo de países formado por Ecuador, Colombia y en menor medida México y Costa Rica habrían permanecido inalterados. Los países con peor comportamiento serían: Argentina, Uruguay, Venezuela, Nicaragua y Bolivia, seguidos de Guatemala, Paraguay, Honduras, el Salvador y Perú.

El estudio descriptivo llevado a cabo nos han permitido obtener información relevante sobre el proceso de concentración de la actividad económica en los países de América Latina. Con el objeto de complementar estos resultados, en el siguiente apartado, se realizarán análisis de convergencia sigma tratando de buscar comportamientos similares entre grupos de países que nos permitan formar agrupaciones homogéneas, teniendo en cuenta la variable poblacional.

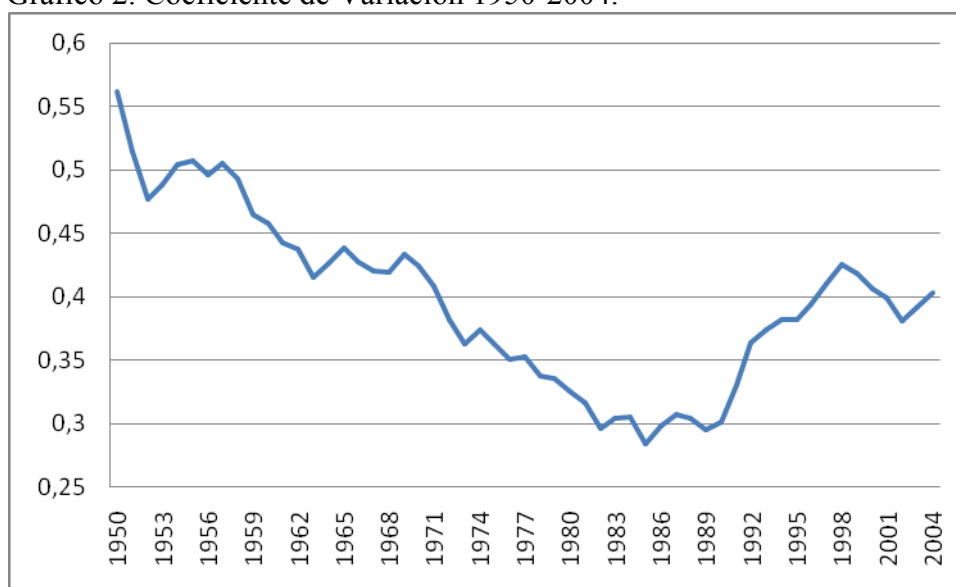
3. LAS DESIGUALDADES ESPACIALES EN AMÉRICA LATINA. UN ANÁLISIS DE CONVERGENCIA SIGMA

El concepto de convergencia sigma introducido en la literatura por Sala-i-Martin (1996a y 1996b) ha sido utilizado frecuentemente en el estudio de la evolución de las disparidades en el nivel de renta entre países. Se dice que hay convergencia sigma cuando existe una reducción a lo largo del tiempo de la dispersión en la distribución de renta per cápita entre países o regiones, es decir, cuando $\sigma_{t+T} < \sigma_t$, donde σ_t es la desviación estándar del $\log(y_{i,t})$ e $y_{i,t}$ es el PIB real (base 1990) per cápita del país/región i en el momento t .

La medida de dispersión inicialmente utilizada para este tipo de análisis fue la desviación estándar ya que permitía calcular la variación de un conjunto de datos respecto a su media⁷. Sin embargo, presenta una serie de limitaciones, siendo la más importante que no es independiente de la escala utilizada. Por ese motivo, la mayoría de los trabajos de convergencia sigma, han utilizado indicadores que eliminan dicha limitación, como el coeficiente de variación (Abramovitz 1986, 1994, Dollar y Wolff 1988, 1993 o Dorwick y Nguyen 1989 entre otros), la desviación típica del logaritmo (Barro y Sala-i-Martin 1995, Cuadrado-Roura, García y Raymond 1999 o Cuadrado-Roura, Garrido y Mancha 1999, la media (Abramovitz 1986, 1994, Dollar y Wolff 1988, 1993 o la varianza del Logaritmo (Barro y Sala-i-Martin 1995).

Tomando el coeficiente de variación de los países latinoamericanos, medido a través de la relación entre la desviación típica y la media del logaritmo de la variable analizada (PIB pc real (base 1990) para la base de datos PWT6.2 y VABpc real para la base de datos de las Naciones unidas) se obtiene el siguiente resultado⁸:

Gráfico 2. Coeficiente de Variación 1950-2004.



Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

Se aprecia una disminución en las disparidades económicas en el nivel de renta per cápita de los países de América Latina entre 1950 y 1985, momento a partir del cual las disparidades vuelven a aumentar.

Sin embargo, las medidas de dispersión utilizadas tradicionalmente en el análisis de la convergencia sigma presentan dos importantes limitaciones. En primer lugar, consideran a todos los países como si fueran iguales, lo que significa que no ponderan a estos por su población o renta relativa y, el peso de la transferencia no varía con la posición relativa en la distribución. En segundo lugar, estos estimadores no muestran adecuadamente la dinámica de la distribución en la renta per cápita a nivel

⁷ La desviación típica se calcula:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln PIBpc_{it} - \ln PIBpc_t)^2}{n}} \quad (1)$$

donde $\ln PIBpc_{it}$ es el logaritmo del PIB por habitante en el país i en el periodo t , $\ln PIBpc_t$ es el logaritmo del VAB por habitante medio de América Latina en el año t y, por último, n es el número de países.

⁸ Se realiza una transformación logarítmica de los datos para resaltar la importancia de valores ubicados en los últimos lugares de la escala (Molle, *et.al.*; 1980).

nacional, es decir, no permite saber cuales son los países responsables de la evolución temporal del proceso de convergencia. Con el afán de obtener instrumentos de medida más informativos sobre el proceso de convergencia sigma, en los últimos años se ha producido una creciente tendencia a ampliar el estudio con índices utilizados en el análisis de desigualdad personal. Dada la multitud de indicadores que han sido empleados para medir la desigualdad, cabría preguntarse cuales son los más apropiados para ser utilizados en el estudio de la desigualdad espacial. A este respecto, Shorrocks (1980) enumera una serie de propiedades básicas (axiomas) que debe cumplir cualquier medida de desigualdad.

1. El índice empleado debe ser **independiente de la escala del ingreso**, es decir, debe dar el mismo resultado independientemente de la unidad de medida que se tome (dólares, euros, miles de dólares...), aunque la renta de cada individuo en la población (o la renta *per capita* de cada agrupación) se vea alterada en la misma proporción. Es lo que se llama **homogeneidad de grado cero en rentas**.

2. El índice empleado debe ser **independiente del tamaño de la población** (Dalton, 1920), es decir, ha de permanecer inalterado si el número de individuos o agrupaciones en cada nivel de renta se ve alterado en la misma proporción o si se unen dos distribuciones idénticas. Sería la **homogeneidad de grado cero en población**. Con esta propiedad el índice depende sólo de las frecuencias de población relativas en cada nivel de renta, no de las frecuencias de población absolutas. (en el caso de distribuciones continuas esto es equivalente a que el índice pueda ser calculado sólo a partir de la función de densidad).

3. Debe satisfacer el **principio de transferencias de Pigou (1912)-Dalton (1920)**, 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 cualquier transferencia de un individuo pobre a uno rico debería registrar un aumento (o al menos no un descenso) de la desigualdad (ver Atkinson 1970, Cowell 1980, Sen 1973). En la literatura, este principio se conoce como el **principio débil de las transferencias** porque todo lo que requiere es que, dada una transferencia, la desigualdad se reduzca; pero no dice nada acerca de cuanto debe reducirse. El **principio de las transferencias en sentido fuerte** requiere que la reducción en la desigualdad dependa sólo de la distancia entre las proporciones de renta de los individuos, y no de los individuos en sí mismos).

4) **Simetría o anonimato** (*Anonymity*). Todo índice de desigualdad debe ser independiente de cualquier característica de los individuos, además de su nivel de rentas.

5) **Descomponibilidad**: todo índice de desigualdad debe permitir su descomposición aditiva o multiplicativa en varios subconjuntos disjuntos de la distribución, como por ejemplo subgrupos de población o factores de renta. Este es uno de los atractivos más interesantes que puede tener un índice de desigualdad como se verá más adelante⁹.

Por tanto para cualquier conjunto de agrupaciones disjuntas y_g el índice de desigualdad podría expresarse como $I(y) = \sum_g I(y_g)$

Entre los distintos índices de desigualdad que existe, los más utilizados han sido los relacionados con la curva de Lorenz. El índice de Gini quizás sea el más empleado, sin embargo solo satisface las cuatro primeras propiedades de independencia (escala, tamaño de la población, simetría y el

⁹ La descomposición más utilizada por grupos es la denominada descomponibilidad aditiva propuesta inicialmente por Shorrocks (1980).

principio de las transferencias de Pigou-Dalton), pero no la propiedad de descomposición si los grupos no son disjuntos¹⁰. Además, el significado de los componentes de descomposición no siempre es fácilmente interpretable. Otro inconveniente del índice de Gini es su diferente valoración ante cambios en la distribución de la renta en función de en que parte de la distribución ocurran dando más importancia cuando las transferencias se producen en el centro de la distribución. Es decir, que una transferencia de un individuo rico a uno pobre tendrá mucho mayor efecto sobre el índice de Gini si los dos se encuentran cerca del centro de la distribución que si se encuentran en los extremos de la misma.

El índice M^n satisface las propiedades de independencia respecto a la escala y al tamaño de la población, pero no satisface el principio de transferencias de Pigou-Dalton¹².

El **rango**¹³, al ignorar todo lo que sucede entre los valores extremos, no verifica el principio de las transferencias de Pigou-Dalton.

La **varianza**, en cambio, sí cumple el principio de las transferencias de Pigou-Dalton, al igual que la propiedad de independencia del tamaño de la población, pero viola la independencia respecto a la escala¹⁴. Una forma de eliminar esta limitación de la varianza con la escala es calcular la **varianza de los logaritmos** que constituye un índice de desigualdad que es independiente de la escala,

$$\text{var}_w(\log x) = \sum_i p_i (\log x_i - \log \mu)^2 \quad (4)$$

donde

$$\log \mu = \sum_i p_i \log x_i \quad (5)$$

El problema es que la varianza de los logaritmos no verifica el principio de las transferencias de Pigou-Dalton para la totalidad del dominio de definición de rentas, en concreto dicho principio no se satisface para rentas superiores a μ_e , donde e es la base de los logaritmos neperianos (Cowell 1995).

Sin embargo, una propiedad interesante de $\text{var}(\log y)$, como la varianza de cualquier variable, es que es descomponible en la suma de dos componentes, un componente *inter-grupos* (between) y otro componente *intra-grupos* (within), lo que puede ser de gran utilidad en el estudio de la dinámica de los procesos de convergencia. Otras características atractivas derivan de su relación con la distribución lognormal (Aitchison y Brown, 1957).

Finalmente, la familia de índices de Entropía Generalizada (GE) satisface los cinco axiomas mencionados Cowell (1995). Por ese motivo vamos a basar el análisis de la desigualdad en América Latina a partir de esta familia de indicadores.

La fórmula general para cualquier índice GE es la siguiente:

¹⁰ Algunos autores como Fei *et al* (1978), y Yitzhaki y Lerman (1991) han desarrollado la descomposición de este índice.

¹¹ $M = \frac{1}{2\mu} \sum_i p_i |x_i - \mu|$ (2)

¹² En general, ninguna de las medidas que son proporcionales a la desviación absoluta media relativa lo satisfacen.

¹³ $R_\mu(x) = \frac{1}{\mu} [\max(x_i)_{i=1}^n - \min(x_i)_{i=1}^n]$ (3)

¹⁴ $\text{var}(\lambda y) = \lambda^2 \text{var}(y)$

$$GE(\beta) = \frac{1}{\beta(\beta-1)} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\beta - 1 \right] \quad (6)$$

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 un individuo (renta per cápita) i , $i=(1,2,\dots,n)$ son los individuos o agrupaciones, $\mu = \frac{\sum y_i}{n} = \sum p_i y_i$ es la media aritmética de los ingresos de la distribución y $p_i = \frac{n_i}{n}$, la **frecuencia relativa o población relativa** (el porcentaje de población de cada agrupación).

Los posibles valores de GE varían entre 0 e ∞ donde 0 representa la equidistribución y a medida que aumenta el valor, va aumentando la desigualdad.

β 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 β , el índice sería más sensible (dará más importancia) a cambios producidos en la cola inferior de la distribución (rentas más bajas), mientras que para valores altos el GE sería más sensible a cambios en la cola superior como demostró Shorrocks (1980).

Los valores más utilizados de β son 0, 1 y 2. Cuando $\beta=0$ se da más peso a las distancias entre los ingresos en la cola inferior de la distribución (es decir a los cambios producidos en las agrupaciones más pobres). Cuando $\beta=1$ se da igual peso en toda la distribución y si $\beta=2$ se da más peso a las dispersiones de renta en la cola superior.

Las medidas GE con $\beta=0$, $\beta=1$ y $\beta=2$ después de ser transformadas por la regla de L'Hopital se convierten en los índices de desigualdad de Theil (Theil 1967): la desviación media del logaritmo (*Mean Logarithmic Deviation (MLD)*) o Theil(0) que sería el límite de GE cuando $\beta \rightarrow 0$, el índice de Theil (1) o índice Hirschman-Herfindahl que sería el límite de GE cuando $\beta \rightarrow 1$ y en $\frac{1}{2}$ del coeficiente de variación de Pearson al cuadrado cuando $\beta \rightarrow 2$.

Así, para $\beta=0$ el índice de entropía generalizado quedaría:

$$GE(0) = T(0) = \sum_{i=1}^n p_i \log \left(\frac{\mu}{y_i} \right) \quad (7)$$

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

Y para $\beta=1$

$$GE(1) = T(1) = \sum_{i=1}^n p_i \frac{y_i}{\mu} \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \quad (8)$$

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. $\frac{y_i}{\mu}$ sería la pendiente de la curva de Lorenz en el percentil correspondiente al nivel de renta per capita y_i .

Como se comentó previamente, otra posibilidad de ponderación por la frecuencia relativa de la variable renta en vez de la variable población como ha propuesto Goerlich (1998, 2001). Si se considera q_i como el porcentaje de renta relativa del agregado i en el total nacional ($q_i = \frac{p_i y_i}{\mu}$) entonces el índice de Theil(1) quedaría:

$$GE(1) = T(1) = \sum_{i=1}^n q_i \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right) \quad (9)$$

Con $\beta=2$ el índice GE se convierte en $\frac{1}{2}$ del coeficiente de variación de Pearson al cuadrado:

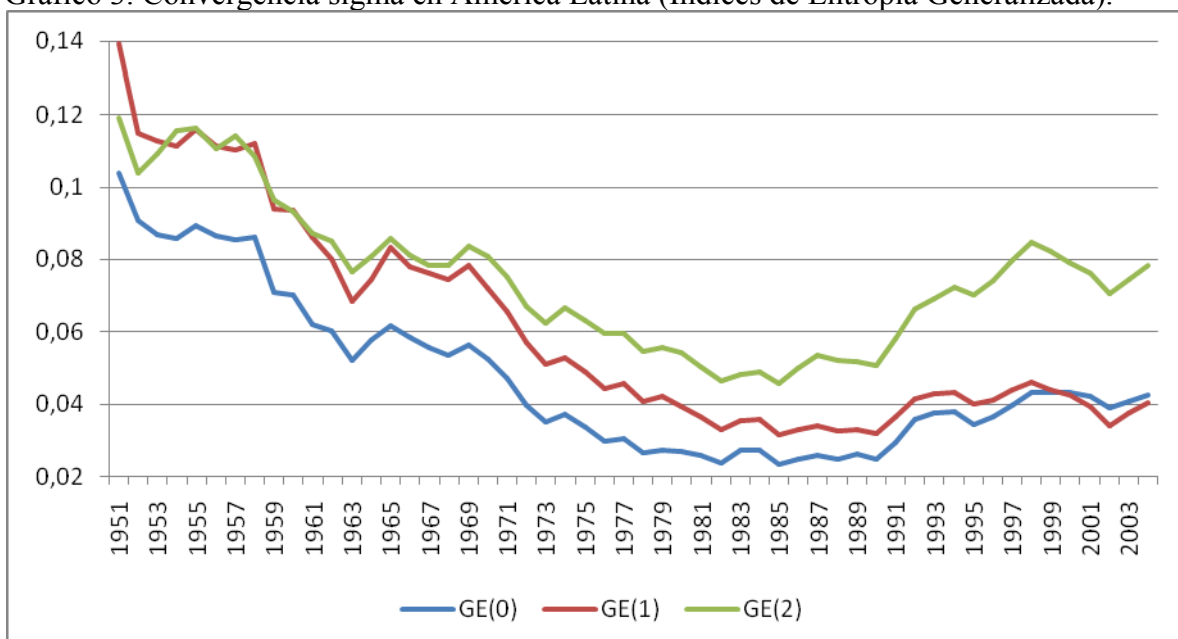
$$GE(2) = \frac{1}{2} CV(y)^2 = \frac{1}{2} \frac{\text{var}(y)}{\mu^2} = \frac{1}{2n\mu^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 \quad (10)$$

Otra forma de expresar el coeficiente de variación al cuadrado sería:

$$CV(y)^2 = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu}\right)^2 - 1 \quad (11)$$

Cuando se analiza la evolución de los países de América Latina a través de estos índices se obtienen los siguientes resultados:

Gráfico 3. Convergencia sigma en América Latina (Índices de Entropía Generalizada).



Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

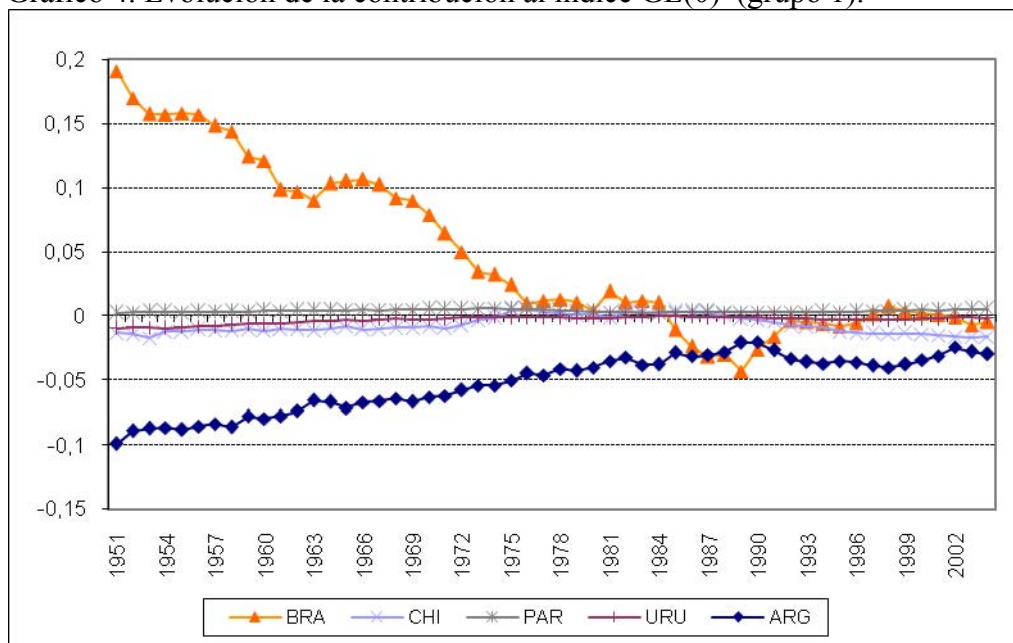
Los resultados obtenidos a partir de la familia de índices de entropía generalizada son similares a los observados con el coeficiente de variación, es decir, convergencia hasta mediados de 1980 y

divergencia a partir de ese momento. Sin embargo, los índices GE calculados muestran resultados diferentes según el parámetro de aversión a la desigualdad utilizado. En concreto, los índices GE(1) y GE(2) han tenido una evolución muy similar hasta la década de 1970 momento a partir del cual comienzan a tener un comportamiento diferenciado, acercándose el primero hacia el índice GE(0). El GE(2) muestra una tendencia a la concentración más débil hasta 1985 y una mayor dispersión a partir de ese momento alejándose de los resultados obtenidos en el resto de índices GE, que muestran una dispersión más discreta. Teniendo en cuenta que el GE(2) es más sensible a cambios producidos en los países más ricos y el GE(0) a los más pobres, se puede concluir que los países ricos han sido los principales responsables de la convergencia en América Latina hasta mediados de la década de 1980 y también los principales responsables de la divergencia a partir de ese momento.

Utilizando las propiedades de descomposición de los índices de desigualdad, a continuación vamos a analizar cuál ha sido la contribución de cada uno de los países al proceso de convergencia sigma de América Latina. Dado que estos índices se calculan como un sumatorio de los individuos o agrupaciones en que ha sido dividida la población (países en este caso), se ha procedido a analizar la contribución de cada uno de ellos al índice global. Pero antes, es necesario tener en cuenta las siguientes apreciaciones con respecto a la contribución regional al índice de Theil, deducido de su propia formulación. La primera es que los países con mayores desviaciones respecto a la media y/o los países con más población relativa (p_i) son los que más contribuyen a este índice. A medida que estos países convergen a la renta media, el índice tiende a 0. El segundo aspecto importante es que en los países cuya renta per cápita se sitúa por encima de la media de la región, su índice de Theil (0) refleja valores negativos¹⁵ y para las que se localizan por debajo sería lo contrario.

La evolución individual de los países se ha analizado teniendo en cuenta su posición geográfica y su pertenencia a un acuerdo de integración comercial. El grupo 1 estaría formado por países al MERCOSUR (Argentina, Brasil, Paraguay Uruguay) junto con Chile, el grupo 2 formado por países de la Comunidad Andina de Naciones (CAN) (Bolivia, Colombia, Ecuador, Perú) con Venezuela. El grupo 3 estaría integrado por los países de centro América (Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Panamá).y México

Gráfico 4. Evolución de la contribución al índice GE(0) (grupo 1).

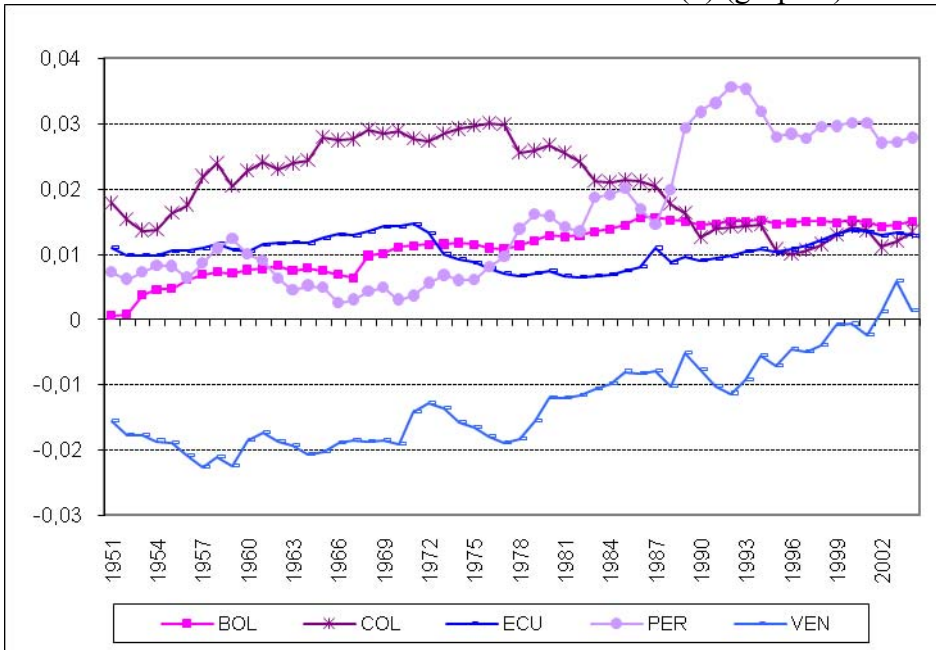


Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

¹⁵ Para el índice GE(1) las regiones más pobres tomarían valores positivos.

En el gráfico 4 se puede ver un proceso de convergencia entre Argentina, Brasil, Chile, Paraguay y Uruguay hacia posiciones ligeramente por encima de la media regional. Cabe mencionar el comportamiento de Brasil que ha mantenido fuerte proceso de convergencia, que se acelera en la década de los 70, momento a partir de cual el proceso se ralentiza dramáticamente fluctuando en torno a la media. Argentina también muestra un fuerte proceso de convergencia durante la década de los 70. Únicamente, estos dos países podrían estar justificando, el proceso de convergencia que se observa en los análisis agregados vistos anteriormente durante la década de los 70.

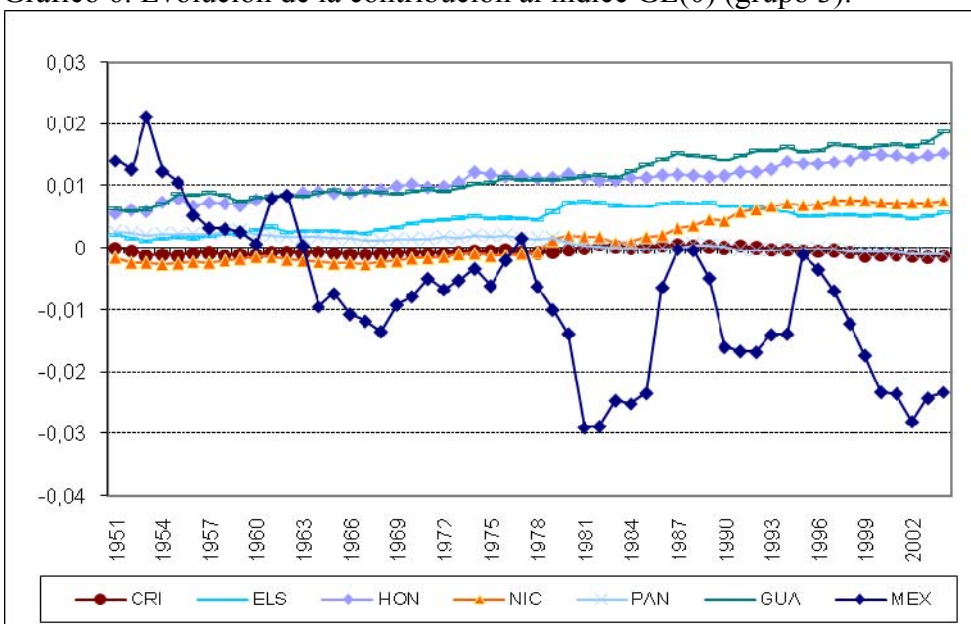
Gráfico 5. Evolución de la contribución al índice GE(0) (grupo 2).



Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

Los países que forman el GRUPO 2 han mantenido una tendencia durante todo el período a converger hacia posiciones en renta per cápita algo inferiores a la media de la región. Sobresale el comportamiento de Venezuela que hasta 1970 mantenía una posición de liderazgo y a partir de ese momento se ha ido perdiendo hasta caer por debajo de la media regional.

Gráfico 6. Evolución de la contribución al índice GE(0) (grupo 3).



Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

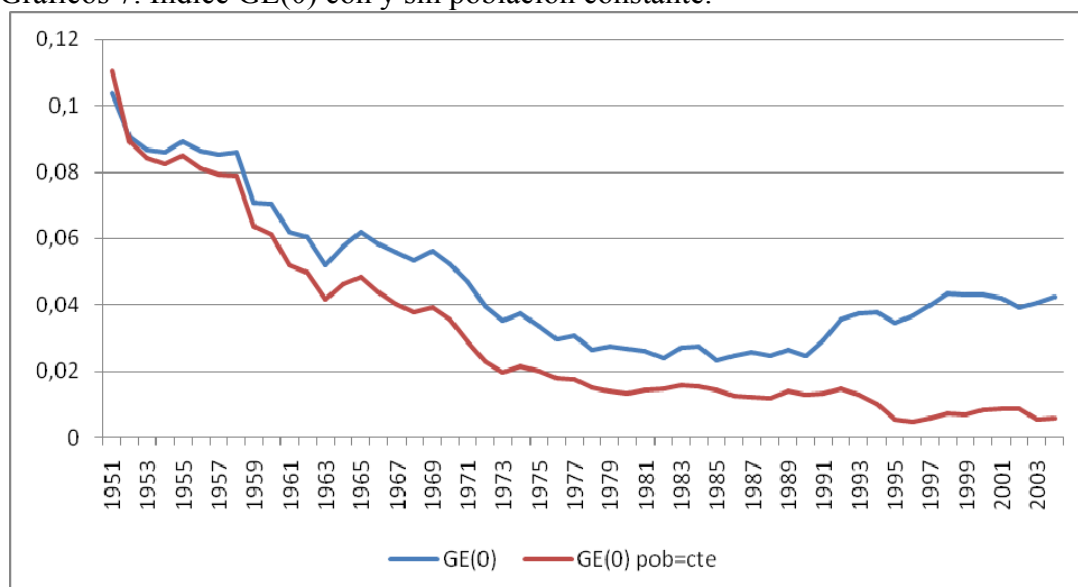
El grupo 3, formado por los países de centro América y México han tenido una evolución más dispar. Guatemala y Honduras han mantenido posiciones constantemente por debajo de la media regional y con tendencia a alejarse de la misma. El Salvador y Honduras habrían pasado de tener una renta en torno a la media hasta finales de la década de 1970 a dirigirse a un estado estacionario inferior. Panamá y Costa Rica mantendrían una posición ligeramente superior a la media, sobre todo a partir de la década de 1990 y finalmente México habría tenido una tendencia hacia cotas superiores de la distribución de ingresos per cápita aunque con una gran volatilidad..

La siguiente manipulación del índice de entropía generalizado trata de evidenciar la influencia de la población en el proceso de convergencia sigma de América Latina. Para ello volvemos a considerar constante la población relativa de los países de la región. De esta forma, el índice de desigualdad cuando la población relativa es constante se calcularía de la siguiente forma:

$$GE(0)_p = T(0)_p = \sum_{i=1}^n p_0 \log\left(\frac{\mu}{y_i}\right) \quad (12)$$

donde p_0 es la población relativa de cada país en 1951.

Gráficos 7. Índice GE(0) con y sin población constante.



Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

Se observa que el proceso de convergencia cuando se toma la población relativa como una constante, es muy similar al resultado obtenido previamente hasta principios de la década de 1970, momento a partir del cual, los resultados tienden a separarse progresivamente, principalmente a partir de 1990 en que el GE(0) con población constante seguiría presentado convergencia. Por consiguiente, los cambios en la población relativa producidos a partir de ese momento sería un factor importante responsable del proceso de divergencia en renta per cápita experimentado entre los países de América Latina.

Los análisis realizados hasta el momento, sin embargo, no ofrecen información respecto a otros factores que han podido afectar a la evolución de las desigualdades a nivel regional. Por ese motivo, diversos autores han aprovechado las propiedades de descomposición de los índices de entropía generalizados en factores explicativos, tratando de detectar cual ha sido su contribución al índice general.

Las primeras descomposiciones realizadas en distintos índices de desigualdad se deben a los trabajos de Theil (1967) y Bhattacharya y Mahalanobis (1967), para los índices de Theil y Gini, respectivamente Pyatt (1976), Bourguignon (1979), Cowell (1980), Shorrocks (1980, 1982a, 1982b, 1984), Silber (1989) o Yitzhaki y Lherman (1991)¹⁶. Estos primeros trabajos mostraban que las desigualdades regionales jugaban un papel muy importante en explicar los cambios en la desigualdad a nivel nacional lo que motivó un importante número de trabajos que trataban de explicar la desigualdad espacial.

La mayor parte de las descomposiciones realizadas por los autores han sido de tipo estático, que permiten detectar el componente transversal de la distribución, al ser aplicadas en un momento determinado de tiempo y solo en algunos casos se han desarrollado descomposiciones dinámicas, que además de tener en cuenta la dimensión espacial, también tiene en cuenta la dimensión temporal. Por otra parte, las descomposiciones pueden ser aditivas o multiplicativas, por fuentes de renta o por subgrupos de población. El desarrollo de los distintos tipos de descomposición supera el objetivo de este trabajo pero puede encontrarse información detallada de la misma en Goerlich (1998), o con una mayor formalización en Shorrocks (1999).

En el presente trabajo se desarrollan dos tipos de descomposición aditivas por subgrupos de población, que consisten en subdividir la población en grupos homogéneos, exhaustivos y mutuamente excluyentes según diferentes criterios, para analizar que parte de la desigualdad total es atribuible a cada uno de estos grupos. La primera es estática y permite descomponer el índice de desigualdad en dos componentes de renta, el *intra-grupos* y el *inter-grupos*. Este tipo de descomposiciones ha sido empleado frecuentemente en la literatura de convergencia sigma. La segunda descomposición, mucho menos desarrollada que la anterior, es dinámica en dos componentes de renta y otros dos de población.

Respecto a la primera, el componente *inter-grupos o between* (I_b) mide la desigualdad externa, o dicho de otra forma, el grado de desigualdad entre los distintos grupos tomando como referencia la media en cada grupo (renta *per cápita* media de dicho grupo), mientras que el componente *intra-grupos o within* (I_w) mide la desigualdad interna, es decir, el grado de desigualdad dentro de cada grupo. De acuerdo con Cowell y Jenkins (1995) los componentes *intra-grupos* e *inter-grupos* de desigualdad están relacionados con el índice general 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:

$$I(y) = \sum_g w_g I(y_g) + I_b(y) \quad (13)$$

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 $I_b(y)$ podría ser descompuesto en nuevos componentes aditivos en sentido débil.

¹⁶ Se pueden obtener más detalles de la metodología en Jenkins (1995) y Deaton (2003). Fields (1980) proporciona varias aplicaciones a países en desarrollo.

Respecto a que índices de desigualdad son más apropiados para su descomposición en subgrupos poblacionales, el índice de Gini, G , no es, en general, descomponible en el sentido anterior $IG \geq \text{Componente } inter\text{-grupos} + \text{componente } intra\text{-grupos}$ (Zagier 1983) al existir un tercer componente residual, llamado componente de solapamiento (*overlapping component*) que contabiliza a aquellos individuos que pertenecen a un grupo que puedan tener una renta más baja que los individuos de otro grupo Milanovic (2005). Este componente mostraría el grado de “homogeneidad” de la población, es decir si nivel de renta de depende mucho o poco del grupo al que pertenece el individuo. 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). Dagum (1997) también ha demostrado que el índice de Gini total de una población puede ser descompuesto aditivamente. Tampoco lo sería el índice de Atkinson (1970). Sin embargo la familia de índices de Entropía Generalizada siempre es descomponible de acuerdo con la anterior definición, así como también, aunque en un sentido ligeramente diferente, la varianza de los logaritmos.

Por este motivo, la mayoría de los estudios que han realizado descomposiciones en subgrupos de población han utilizado los índices GE para $\beta=0,1$ atendiendo a diversos factores no espaciales como la edad, el nivel de ecuación, nivel de ingresos, raza, religión, sexo.

En este trabajo nos limitamos a realizar la descomposición del índice GE para $\beta=0$ por su mayor simplicidad en la descomposición respecto al resto de índices GE y porque para valores diferentes de β los resultados ya no son tan fácilmente interpretables Shorrocks y Wan (2004)¹⁷.

$$GE_0(y) = GE_0(y_1, y_2, \dots, y_m) = \sum_g p_g GE_0(y_g) + \sum_g p_g \log\left(\frac{\mu}{\mu_g}\right) = W + B \quad (14)$$

El término interno W vendrá dado por la media ponderada de la desigualdad de cada subgrupo:

$$W = \sum_g p_g GE_0(y_g) \quad (15)$$

donde

$$GE_0(y_g) = T_0(y_g) = - \sum_{i \in N_g} \left(\frac{n_i}{n_g}\right) \log\left(\frac{y_i}{\mu_g}\right) = \sum_{i \in N_g} \left(\frac{n_i}{n_g}\right) \log\left(\frac{\mu_g}{y_i}\right) \quad (16)$$

El término externo B vendrá dado por:

$$B = \sum_g p_g \log\left(\frac{\mu}{\mu_g}\right) = \sum_g \left(\frac{n_g}{n}\right) \log\left(\frac{\mu}{\mu_g}\right) = GE_0(\bar{y}_1, \bar{y}_2, \dots, \bar{y}_m) \quad (17)$$

que representa el nivel de desigualdad obtenido si se reemplazara el ingreso de cada individuo dentro del grupo por el ingreso medio de su respectivo subgrupo.

Esto significa que la desigualdad agregada de un país se puede contabilizar como la suma de “diferencias en la renta relativa dentro de las regiones” más las “diferencias en renta media relativa entre regiones”.

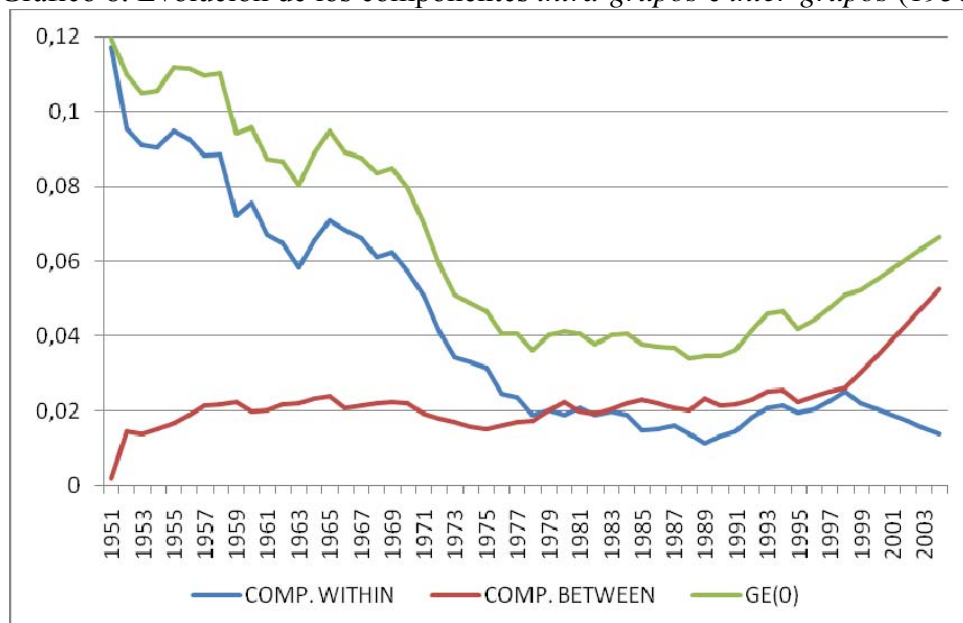
¹⁷ Para un análisis detallado de la descomposición en subgrupos poblacionales para $\beta = 1$ ver Goerlich (1998).

Los valores que puede tomar B son los siguientes (Shorrocks y Wan 2004): si solo se considera una agrupación, no habrá diferencias en renta media entre las regiones al haber solo una región, por tanto B tiene que ser igual a 0. En el otro extremo, si el número de agrupaciones (m) es igual a número de individuos (n) $m=n$ entonces B tiene que ser igual al índice general de desigualdad (I). De esa forma, $0 \leq B \leq I$ donde $I \geq 0$ por la definición del índice de desigualdad. Por tanto, existe una relación directa entre número de regiones y valor de B o dicho de otra forma, B aumenta monótonamente con m . Por otro lado, por la propia definición de B, si la distribución de rentas es la misma en todas las regiones o si la renta media de todas las regiones es la misma, entonces $B=0$ (no habría diferencias entre regiones). También, B, al ser una suma ponderada depende del número de individuos que forman parte de la región, por tanto, cuanta más población tenga una región mayor será su contribución a la B total. Es decir, que las regiones más grandes estarán posicionadas en el centro de la distribución de ingresos mientras que el resto de regiones se irían situando monótonamente en ambas colas de la distribución (Davies y Shorrocks 1989).

En cuanto a los resultados, la mayoría de los estudios coinciden, con independencia del tipo de factores que se empleen. La contribución del componente W a la explicación de la desigualdad es muy elevada en comparación con la contribución de B, excepto cuando la agrupación atiende a criterios como población urbana y rural, provincias o regiones. Incluso W aumenta su contribución relativa cuando la variable elegida son los ingresos en vez del consumo. Esto ha llevado a estos autores el recomendar que la estrategia del gobierno debería enfocarse dentro de los grupos más que entre los distintos grupos (ver por ejemplo Cowell y Jenkins, 1995). Pero recientemente, algunos autores como Kanbur (2000), han argumentado que el hecho de que la componente *inter-grupos* sea generalmente pequeña, no significa que sea menos importante, en el sentido de que si las diferencias que motivaron esos grupos se hacen muy grandes (si sobrepasan un cierto umbral) pueden amenazar la estabilidad de todo el sistema. Otros autores como Foster y Sen (1997) argumentan que se ignora información relevante cuando se comparan ambos componentes, como es el caso de los recursos naturales, condiciones climatológicas, tradiciones culturales o diferencias institucionales que puede contribuir positiva o negativamente al componente B.

La descomposición en el término *intra-grupos* y término *inter-grupos* da resultados que son similares al resto de estudios sobre descomposición espacial realizados en el ámbito internacional, siendo el componente *inter-grupos* es el que más contribuye a definir la desigualdad global en América Latina.

Gráfico 8. Evolución de los componentes *intra-grupos* e *inter-grupos* (1950-2004).

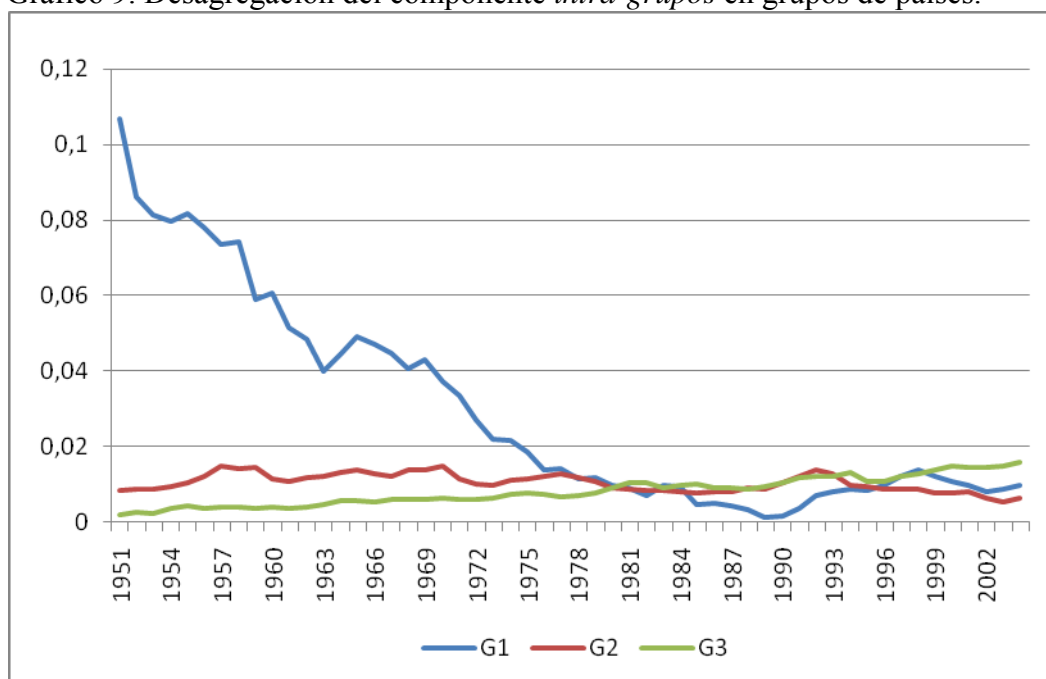


Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

Se aprecia en el gráfico, el comportamiento de América Latina coincide con los resultados obtenidos por otros autores para otros grupos de países, donde el componente *intra-grupos* es el que más ha pesado en el proceso de convergencia regional en América latina hasta finales de la década de los setenta, mostrando una fuerte tendencia a la concentración entre los países que pertenecen a cada uno de los grupos. A partir de ese momento se estanca dicho proceso, igualándose al proceso *inter-grupos*. A partir de 1998, el componente *between* pasa a ser el más importante en la explicación del proceso de divergencia sigma de América Latina mientras que el componente *within* disminuye drásticamente. La interpretación de este resultado es que el aumento de la dispersión experimentado a partir de ese momento es debido a alejamiento entre grupos de países mientras que al interior de cada grupo se está produciendo un claro proceso de concentración en la renta per cápita motivado en nuestra opinión por la fuerte interdependencia económica al interior de cada grupo..

Con el objetivo de conocer el comportamiento individualizado de cada país dentro del grupo, a continuación se muestra la desagregación del componente *intra-grupos* de cada uno de los 3 grupos propuestos.

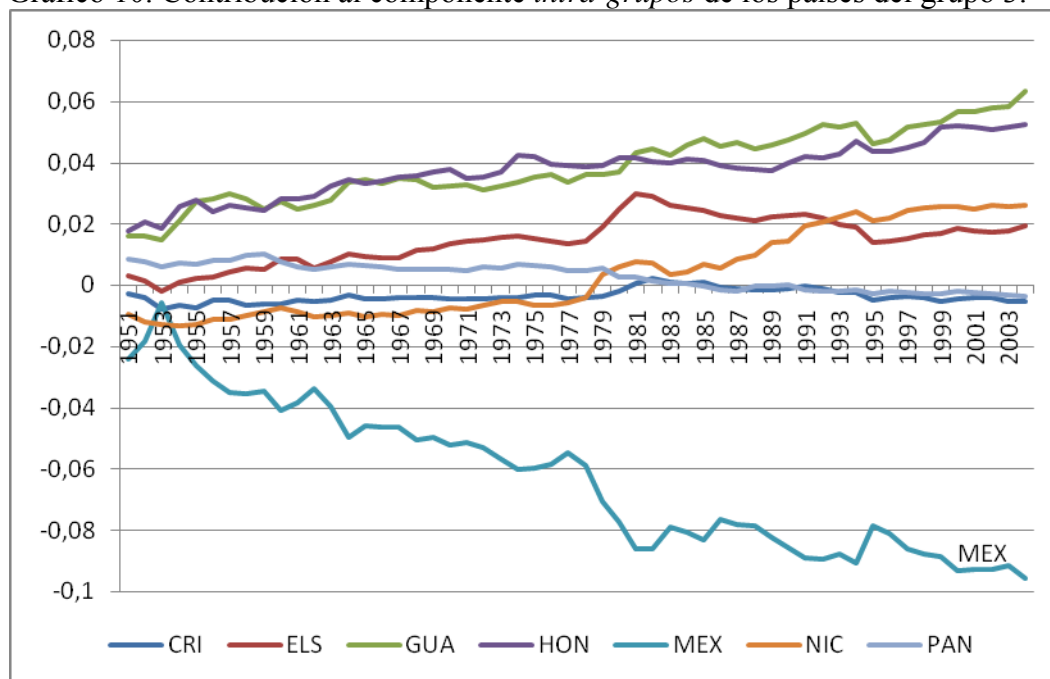
Gráfico 9. Desagregación del componente *intra-grupos* en grupos de países.



Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

Se puede comprobar como el grupo 1 es el principal responsable del proceso de convergencia sigma en América Latina hasta principios de 1980. Los otros dos grupos mantienen una alta concentración que permanece prácticamente estable durante todo el período en el grupo 2 y con cierta tendencia a la dispersión en el grupo 3 motivado principalmente por la senda divergente iniciada por México desde 1953.

Gráfico 10. Contribución al componente *intra-grupos* de los países del grupo 3.



Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

A continuación se ha procedido a realizar una segunda descomposición que ha sido utilizado con menor frecuencia en los análisis de desigualdad espacial. Se trata de la descomposición dinámica por subgrupos de población propuesta inicialmente por Mookherjee y Shorrocks (1982), cuyo objetivo es estimar la contribución de los diferentes componentes al crecimiento de la desigualdad durante un período de tiempo. Para Mookherjee y Shorrocks, la tendencia en la desigualdad agregada es el resultado neto de numerosas contribuciones individuales provocadas por una variedad de causas diferentes que a menudo interactúan entre si. La principal ventaja de la descomposición dinámica es que permite analizar el cambio producido durante un período determinado (series temporales) en vez de hacerlo para cada año específico (sección cruzada). Además permite saber cual es el impacto de los distintos componentes de descomposición sobre la evolución del índice general, sobretodo si estos componentes actúan en direcciones contrarias.

La **descomposición dinámica**, contabiliza los cambios en el nivel de desigualdad causados por los componentes *intra-grupos* e *inter-grupos* durante un período de tiempo determinado (t, t+j) donde normalmente j=1. El componente interno (*intra-grupos*), que mostraría los cambios en un intervalo de tiempo en la desigualdad dentro de cada grupo. Este sería el efecto “desigualdad puro” (*pure inequality*) o efecto inexplicado. El componente externo (*inter-grupos*) recogería la evolución que se ha producido en el nivel de desigualdad entre los distintos grupos durante el mismo intervalo de tiempo.

Por tanto, la descomposición dinámica, utilizando el índice de entropía generalizada para una aversión a la desigualdad $\beta=0$ por su mayor simplicidad respecto al resto de los índices, consistiría en aplicar el operador diferencial en ambos lados de la ecuación (14) lo que daría:

$$\Delta GE(0) = \left[\Delta \sum_g p_g GE_0(y_g) + \Delta \sum_g p_g \log \left(\frac{1}{\lambda_g} \right) \right] \quad (18)$$

Donde Δ es el operador diferencia y representa el cambio absoluto producido en el componente entre dos períodos de tiempo (por ejemplo $\Delta p_g = p_g^{t+n} - p_g^t$), p_g es la población relativa del grupo g (respecto a la población total), λ_g es el ratio renta o renta media del grupo g en relación a la renta

media total, es decir, $\frac{\mu_g}{\mu}$, donde $\mu_g = \frac{\sum_{i \in Ng} y_i}{N_g}$, $i=1, \dots, N_g$ serían los individuos que forman parte del grupo.

El desarrollo de esta formulación puede realizarse basándose en los datos a principio o al final de período. Mookherjee y Shorrocks en su desarrollo toman una media del período, obteniendo la siguiente expresión:

$$\Delta GE(0) = \left[\begin{array}{l} \sum_g \overline{p_g} \Delta GE(0)_g \\ + \sum_g \overline{GE(0)}_g \Delta p_g + \sum_g [\overline{\lambda_g} - \overline{\log \lambda_g}] \Delta p_g \\ + \sum_g [\overline{v_g} - \overline{p_g}] \Delta \log(\mu_g) \end{array} \right] \quad (19)$$

donde v_g es la renta relativa del grupo g (respecto a la renta total) ($v_g = p_g \lambda_g$) y la línea por encima denota la media aritmética entre los períodos inicial y final (por ejemplo $\overline{p_g} = \frac{1}{2}(p_g^t + p_g^{t+n})$). El incremento de μ_g es considerado por estos autores en términos relativos a diferencia del resto de incrementos que son tomados en términos absolutos.

El primer término de la ecuación (19) mostraría el impacto de los cambios inter-temporales producidos en el componente *intra-grupos* (sería el *efecto intra-grupos puro*). Los siguientes dos términos mostrarían el **efecto asignación** (*allocation effect*) (Litchfield 1999) *intra-grupos* e *inter-grupos* respectivamente, es decir el cambio en la función de distribución de ingresos motivado por los cambios en la población relativa dentro de los grupos y entre los distintos grupos, de forma que si los grupos que están en la parte central de la distribución ganan población, la desigualdad disminuye mientras que si son los grupos de las colas de la distribución (los más ricos y los más pobres) son los que ganan población, la desigualdad aumentaría. El cuarto componente mostrarían el efecto renta (*income effect*) es decir, el cambio en la desigualdad general causado por los cambios producidos en la renta media relativa de los distintos grupos.

Aplicando la descomposición propuesta por Mookherjee and Shorrocks (1982) a los tres grupos de países analizados para el período 1951-2004, se obtienen los siguientes resultados¹⁸:

Tabla 3. Descomposición dinámica 1951-2004.

	Efecto Intra-grupos Puro	Efecto Allocation Intra-grupos	Efecto Allocation Inter-grupos	Efecto Renta (D)	Total

¹⁸ Todas las medias se han calculado como un promedio de todo el período en vez de hacerlo como media aritmética entre los extremos del intervalo para recoger los movimientos producidos en todo el rango analizado. Además, el incremento se ha calculado en todos los casos como una diferencia simple entre el valor en $t+n$ y el valor en t excepto en el caso del $\ln(\mu_g)$ que, como se comentó previamente, refleja cambios relativos en vez de absolutos.

	(A)	(B)	(C)		
G1	-0,09075	-0,00328	-0,07865	0,00872	-0,16396
G2	-0,00269	0,00124	0,02870	0,00147	0,02871
G3	0,01278	0,00101	0,04051	0,00368	0,05798
$\Delta GE(0)$	-0,08065	-0,00104	-0,00944	0,01387	-0,07726
% de contribución	-104%	-1,3%	-12%	17%	100%

Fuente: Elaboración propia a partir de las base de datos PWT 6.2

Como se observa en la tabla 3, el *efecto intra-grupos puro* es el componente principal que explica prácticamente la totalidad de la discreta disminución de las disparidades en la renta per cápita experimentada por los países de América Latina en el período 1951-2004. El signo negativo indica convergencia en la renta per cápita al interior de cada grupo. Al observar el aporte individual de cada grupo, se puede determinar que la concentración en el nivel de ingresos se ha producido exclusivamente en el grupo 1, gracias a la fuerte convergencia entre Argentina y Brasil. El grupo 2 prácticamente permanece constante mientras que el grupo 3 muestra una divergencia debido a la evolución positiva en la renta per cápita de México. El segundo efecto en importancia es el *efecto renta* (entre grupos de países) con una contribución positiva del 17%, lo cual supone un freno al proceso de convergencia regional. La renta per cápita media de los tres grupos de países estaría divergiendo, siendo los grupos 1 y 3 los que más contribuirían a este efecto. Respecto a los efectos producidos por los cambios en la población relativa, el *efecto allocation intra-grupos* (al interior de cada grupo) estaría explicando el 1,3% del proceso de convergencia latinoamericano, mientras que el *efecto allocation inter-grupos* (entre grupos de países) explicaría el 17% de la convergencia. En ambos casos el signo es negativo lo que significa que su contribución favorece la disminución en la dispersión de renta per cápita regional. Sin embargo, al observar nuevamente el aporte de cada agrupación, únicamente el grupo 1 tendría un resultado con signo negativo. Las tasas de crecimiento diferenciales de la población de los otros dos grupos serían un factor de divergencia sobre todo respecto al *efecto allocation inter-grupos*.

4. CONCLUSIONES

El presente trabajo, ha tenido como objetivo analizar la evolución de la desigualdad en renta per cápita entre los países de América Latina desde distintas ópticas, con el objetivo de detectar cuales han sido los factores que han determinado dicha evolución, prestando una especial atención al factor poblacional.

De análisis descriptivo realizado sobre la evolución del PIBpc, se comprobó que los países de América Latina han tenido un desempeño heterogéneo durante el período 1950-2004, con una tendencia a la concentración en su nivel de renta hasta principios de la década de 1990. A partir de ese momento, la dispersión aumenta debido a las graves crisis económicas que afectaron de forma desigual a los países de la región. A nivel individual, se evidenciaron evoluciones muy dispares, con Chile ocupando el primer lugar en el nivel de renta per cápita regional, tras supera un periodo continuado de recesión que duró hasta 1980; Brasil sobresale por el fuerte ascenso producido hasta la década de los noventa, aunque a partir de ese momento su crecimiento relativo se estanca. Panamá y Costa Rica también han tenido una evolución positiva en su renta per cápita aumentando sus posiciones relativas respecto a la renta media regional. Por el lado de los perdedores, Argentina sería el país con mayor disminución en la renta relativa entre 2004 y 1951 a pesar de la significativa recuperación experimentada a partir de 1990, que lo situarían en segundo lugar en el ranking regional. Nicaragua, Uruguay, Venezuela y Bolivia serían los siguientes países con mayores pérdidas. Otros países como Ecuador y Colombia, se ha mantenido prácticamente en el mismo nivel.

Al individualizar el crecimiento de la actividad económica dejando constante la población se observó una mayor reducción en las disparidades regionales hasta la década de 1980, momento a partir del cual dicho proceso se estanca. Por países, la pérdida de población experimentada por Argentina, Uruguay y Chile habría sido un factor determinante para conseguir un nivel de renta per cápita superior. Por el contrario en Venezuela y Costa Rica, el factor población habría supuesto un lastre para su crecimiento económico en términos per cápita.

A continuación se aplicó el concepto de convergencia sigma al ámbito espacial con el objeto de estudiar evolución de las disparidades en el nivel de renta per cápita regional, utilizando el coeficiente de variación junto con otras medidas de desigualdad, en concreto la familia de índices de entropía generalizada, que permiten realizar un estudio más profundo de la dinámica de la desigualdad. Los resultados revelaron un fuerte proceso de convergencia regional hasta la década de 1980, y tras una década de estancamiento, una evolución en sentido contrario. Ambos procesos (primero convergencia y luego divergencia) es más abrupto en los países ricos como se deduce del análisis de los índices de entropía generalizada para distintas aversiones a la desigualdad.

Dado que los índices de entropía generalizada se calculan como un agregado de las contribuciones individuales (países en este caso), se procedió a analizar las aportaciones de cada país al índice global. Los resultados muestran una tendencia a la concentración en varios grupos de países. El grupo 1 formado por países del MERCOSUR junto con Chile evidenciaron una fuerte concentración en sus niveles de renta per cápita gracias exclusivamente a Argentina y Brasil. El grupo 2 formado por los países de la CAN junto con Venezuela parecen presentar un proceso de convergencia hacia niveles inferiores a la media regional, excepto en el caso de Perú a principios de la década de 1990. El grupo 3, formado por países de centro América con México tendrían un aumento en sus disparidades económicas debido a la evolución positiva de México.

Por otra parte, se trató de individualizar el efecto de la población para comprobar como habría sido el proceso de convergencia sigma de la región si la población relativa se hubiera mantenido constante. Se observó que los resultados fueron muy similares a los obtenidos previamente, hasta principios de los años noventa. A partir de ese momento, se producen cambios en la población relativa que provoca un aumento de divergencia, lo que demuestra que las tasas de crecimiento diferenciales de la población ha sido un factor determinante del proceso de divergencia experimentado por los países de América Latina desde 1990.

La siguiente descomposición realizada permitía detectar los componentes *inter-grupos* (que mide el grado de desigualdad entre los distintos grupos tomando como referencia la media en cada grupo) e *intra-grupos* (que mide el grado de desigualdad dentro de cada grupo). Los resultados mostraron que el componente *intra-grupos* había sido el que más había contribuido a definir el proceso de convergencia regional en América latina hasta finales de la década de los setenta, evidenciando una fuerte tendencia a la concentración entre los países que pertenecen a cada uno de los grupos. A partir de ese momento dicho proceso se estanca, igualándose al proceso *inter-grupos*. A partir de 1998, el componente *intra-grupos* pasa a ser el principal factor responsable de la divergencia de América Latina.

Con el objetivo de conocer el comportamiento individualizado de cada país dentro del grupo, se procedió a desagregar el componente *intra-grupos* en cada una de las tres agrupaciones. Solo el primer grupo mostró una fuerte tendencia a la concentración entre los países que lo componían hasta principios de 1990, mientras que los otros dos grupos mantuvieron un comportamiento prácticamente estable y concentrado.

La cuarta descomposición realizada fue dinámica, por subgrupos de población propuesta inicialmente por Mookherjee y Shorrocks (1982), que permitía estudiar el impacto de los cambios inter-temporales producidos en el componente *intra-grupos* debidos al componente renta (*efecto intra-grupos puro*), el cambio en la función de distribución de ingresos motivado por los cambios en la población relativa dentro de los grupos y entre los distintos grupos que sería el *efecto asignación intra-grupos e inter-grupos* respectivamente, y el cambio en la desigualdad general causado por los cambios producidos en la renta media relativa de los distintos grupos (*efecto renta*). Los resultados indican que el efecto *intra-grupos puro* estaría explicando prácticamente la totalidad de la evolución de las disparidades nacionales en América Latina en el período 1951-2004. El efecto renta (entre grupos de países) sería el segundo en contribución aunque con un efecto contrario a la convergencia. Respecto a los efectos poblacionales, la asignación inter-grupos sería el tercer factor que explicaría el 12 % de la evolución de las disparidades de la región, mientras que la asignación *intra-grupos* apenas explicaría el 1%. Ambos efectos serían favorables a la convergencia. Por grupos de países, se confirmó que el grupo de MERCOSUR junto con Chile sería el único responsable de la discreta convergencia exhibida por los países de América Latina. En este grupo, el efecto poblacional sería el segundo factor de convergencia después del efecto renta.

Las distintas conclusiones obtenidas en el presente trabajo ponen en evidencia la necesidad de realizar un análisis más detallado sobre los factores que han influido en la evolución individual de cada país. Además es necesario tener en cuenta otros factores más allá de la población como serían la productividad de los factores, el grado de integración regional o la composición del comercio.

5. BIBLIOGRAFÍA

- ABRAMOVITZ, M. (1986): "Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind", *Journal of Economic History*, 46 (2), pp. 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, pp. 86-125.
- AITCHISON, J. y BROWN, J. A. C. (1957): *The lognormal distribution*, Cambridge University Press, Cambridge.
- ATKINSON, A. B. (1970): "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory* 3, pp. 244-263.
- BARRO, R. J. (1991): "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 407-443.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1991): "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, Washington, D.C., The Brookings Institution, pp. 107-182.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1992a): "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100 (2), pp. 407-443.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1992b): "Regional growth and migration: a Japan-United States comparison", *Journal of the Japanese y International Economies*, 6, 4, Amsterdam, Elsevier Science, diciembre.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- BHATTACHARYA, N. y MAHALANOBIS, B. (1967): "Regional Disparities in Household Consumption in India", *Journal of The American Statistical Association* 62, pp. 143-161.

- BOURGUIGNON, F. (1979): "Decomposable Income Inequality Measures", *Econometrica*, 47, pp. 901-920.
- CHATTERJI, M. (1992): "Convergence clubs and endogenous growth", *Oxford Review of Economic Policy* 8 (4), pp. 57-69.
- COWELL, F. A. (1980): "On the Structure of Additive Inequality Measures", *Review of Economic Studies*, 47, pp. 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, pp. 421-431.
- CUADRADO-ROURA, J. R., GARCIA-GRECIANO, B. y RAYMOND, J. L. (1999): "Regional Convergence in Productivity and Productive Structure: The Spanish Case", *International Regional Science Review* 22 (1), pp. 35-53.
- CUADRADO-ROURA, J. R., GARRIDO, R. y MANCHA, T. (1999): "Disparidades regionales y convergencia en España. 1980-1995", *Revista de Estudios Regionales*, 55, pp. 109-137.
- DAGUM, C. (1997): "A New Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio", *Empirical Economics*, 22, pp. 515-531.
- DALTON, H. (1920): "The measurement of inequality of income", *Economic Journal*, 30, pp. 348-361.
- DAVIES, J. B. y SHORROCKS, A. F., (1989): "Optimal grouping of income and wealth data", *Journal of Econometrics*, 42 (1), pp. 97-108.
- DEATON, A. (2003): "Measuring Poverty in a Growing World (Or Measuring Growth in a Poor World)". National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 9822.
- DOLLAR, D. y WOLFF. E. (1988): "Convergence of Labor Productivity Among Advanced Economies", *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 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), pp. 1010-1030.
- FEI, J., RANIS, G. y S. KUO (1978): "Growth and the family distribution of income by factor components", *Quarterly Journal of Economics*, 92, pp. 17-53.
- FIELDS, G. S. (1980): *Poverty, Inequality y Development*, Cambridge University Press, Cambridge.
- FOSTER, J. E. y SEN, A. (1997): *On Economic Inequality: After a Quarter Century* Oxford: Clarendon Paperbacks.
- GOERLICH, F. J. (1998): *Desigualdad, diversidad y convergencia: (algunos) instrumentos de medida*, Instituto valenciano de investigaciones económicas. Valencia.
- GOERLICH, F. J. (2001): "On factor decomposition of cross-country income inequality: some extensions and qualifications", *Economics Letters* 70, pp. 303-309.
- GROSSMAN, G. y HELPMAN, E. (1991): *Innovation y Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge.
- GROSSMAN, G. y HELPMAN, E. (1994): "Endogenous Innovation in the Theory of Growth", *Journal of Economic Perspectives* 8, pp. 23-44.

- GWARTNEY, J, LAWSON, R. y BLOCK, W. (1996): *Economic Freedom of the World*, Fraser Institute, Vancouver.
- 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.
- JENKINS, S. P. (1995): "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-1986", *Economica*, 62: pp. 139-91.
- KANBUR, R. (2000): *Income Distribution and Development*, en Atkinson and Bourguignon eds. *Handbook of Income Distribution*, Elsevier. Amsterdam, pp. 791-842.
- LITCHFIELD, J. A. (1999): *Inequality: Methods and Tools*, World Bank Web site on Inequality, Poverty, y Socioeconomic Performance.
- LUCAS, R. E. (1988): "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, 2., pp. 3-42.
- MANKIW, N. G., ROMER, D. y WEIL, N. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, N° 2, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press, pp. 407-437.
- MARCET, A. (1994): *Los pobres siguen siendo pobres: Convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel*, en Crecimiento y Convergencia regional en España y en Europa, Vol II. Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- MILANOVIC, B. (2005): *Worlds apart: measuring international and global inequality*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- MOLLE, W., B. VAN HOLST, y B. SMIT. (1980): Regional disparity and economic development in the European Community. Netherlands Economics Institute. Rotterdam. Gran Bretaña. 419 p.
- MOOKHERJEE, D. y SHORROCKS, A. (1982): "A decomposition analysis of the trend in UK income inequality", *Economic Journal* (92), pp.886-902.
- PIGOU, A. C. (1912): *The Economic of Welfare*, Londres. (Editado por MacMillan, New York en 1952).
- PYATT, G. (1976): "On the Interpretation and Dissaggregation of Gini Coefficients", *The Economic Journal*, 86, pp. 243-254.
- QUAH, D. T. (1993a): "Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4), pp. 427-443.
- QUAH, D. T. (1993b): "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review, Elsevier*, 37(2-3), pp. 426-434.
- QUAH, D. T. (1995): *Empirics for Economic Growth y Convergence*, CEPR Discussion Papers 1140, C.E.P.R. Discussion Papers.
- QUAH, D. T. (1996a): "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics", *Economic Journal, Royal Economic Society*, 106 (437), pp. 1045-55.
- ROMER, P. M. (1987): "Growth Based on Increasing Returns due to Specialization", *American Economic Review*, 77 (2), pp. 56-62.
- SACHS, J. D. y WARNER, A. (1997): *Natural Resource Abundance and Economic Growth*, Harvard University, Cambridge.
- SALA-I-MARTIN, X. (1990): *On Growth and States*, Tesis doctoral, Harvard, Universidad de Harvard.

- SALA-I-MARTIN, X. (1996a): "The classical approach to convergence analysis", *Economic Journal* 106, pp. 1019-1036.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996b): "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence", *European Economic Review, Elsevier*, 40(6), pp. 1325-1352.
- SEN, A. (1973): *On Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- SHORROCKS, A. F. (1980): "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, 48, pp. 613-625.
- SHORROCKS, A. F. (1982a): "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, 50, pp. 193-211.
- SHORROCKS, A. F. (1982b): "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes", *Quarterly Journal of Economics*, 98, pp. 311-26.
- SHORROCKS, A. F. (1984): "Inequality decomposition by population subgroups", *Econometrica*, 52, pp. 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* Mimeo. World Institute for Development Economics Research, United Nations University: Helsinki, Finland.
- SILBER, J. (1989): "Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality", *Review of Economics y Statistics*, 71, pp. 107-125.
- SOLOW, R. M. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, n° 1, pp. 65-94.
- SUMMERS, R. y HESTON, A. (1991): "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp. 327-368.
- THEIL, H. (1967): *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam.
- WALTER, G. Y BLUM, J. R. (1979): "Probability density estimation using delta sequences," *Annals of Statistics*, 7, 2, 328-340.
- YITZHAKI, S. y LHERMAN, R. I. (1991): "Income Stratification and Income Inequality", *Review of Income y Wealth*, 37(3), pp. 313-329.
- ZAGIER, D. (1983): *On the decomposability of the Gini coefficient and other indices of inequality* Discussion Paper N°108. Projektgruppe Theoretische Modelle. Universität Bonn.