

FLACSO - Biblioteca

Igualmente
POBRES,
desigualmente
RICOS



René Ramírez Gallegos

№: 22/96

305
R1451

Es una publicación del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.

Dirección Institucional:

Representante Residente del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo
José Manuel Hermida
Representante Adjunto del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo
Claudio Providas

Proyecto "Estrategia Nacional de Desarrollo Humano y ODM" - PNUD

Cordinación

Natalia García

Comunicación

Irina Moreno

Logística

Carolina Bastidas

Igualmente POBRES, desigualmente RICOS

©2008

Autor:

© René Ramírez Gallegos

Coautores:

Fernando Martín (Capítulo 2)
Julio Oleas (Capítulo 3)
Diego Martínez (Capítulo 7)
Analía Minteguiaga (Capítulo 8)

Editorial:

Ariel

Edición:

Alvaro Campusano (1^{ra} revisión)
María Elena Dávila (2^{da} revisión)

Ilustraciones:

Magalí Minteguiaga

Concepto editorial: graphus® 290 2760

Diseño: graphus® 322 7507

Impresión: Impresores Myl

ISBN: 978-9978-9939-0-3

Primera impresión: noviembre 2008

Quito - Ecuador

| |
|----------------------------------|
| BIBLIOTECA - FLACSO - E C |
| Fecha: 27-02-2009 |
| Compra: \$12.60 |
| Proveedor: <i>Planta</i> |
| Canje: |
| Donación: |

| |
|----------------------------|
| REG. 0024931 |
| CUT. 22/96 |
| BIBLIOTECA - FLACSO |

Las opiniones y planteamientos expresados en esta publicación son responsabilidad exclusiva del autor y no compromete al Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.

En caso de ser citado utilizar el siguiente formato:

Ramírez, René (2008). Igualmente pobres, desigualmente ricos. Quito: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.

ÍNDICE

| | |
|---|-----|
| Biografías de autor | 21 |
| Introducción | 25 |
| Vivir como iguales, queriendo vivir juntos <i>René Ramírez Gallegos</i> | |
| | |
| PARTE I | |
| <hr/> | |
| ECUADOR EN EL MUNDO | 43 |
| CAPÍTULO 1 | 45 |
| Crecimiento económico sostenido, desigualdad y reducción de la pobreza en los noventa: un debate abierto <i>René Ramírez Gallegos</i> | |
| | |
| CAPÍTULO 2 | 62 |
| Una América Latina desarrollada a distintas velocidades: procesos de convergencia y divergencia económica en la región (1950-2000) <i>Fernando Martín y René Ramírez Gallegos</i> | |
| | |
| PARTE II | |
| <hr/> | |
| DESIGUALDAD Y BIENESTAR ECONÓMICO EN ECUADOR | 123 |
| CAPÍTULO 3 | 125 |
| La desigualdad en Ecuador en el contexto macroeconómico, 1990 - 2006 <i>René Ramírez Gallegos y Julio Oleas</i> | |
| | |
| CAPÍTULO 4 | 150 |
| Igualmente pobres, desigualmente ricos. Balance global sobre la desigualdad en Ecuador <i>René Ramírez Gallegos</i> | |
| | |
| CAPÍTULO 5 | 221 |
| Desigualdad y felicidad económica en Ecuador <i>René Ramírez Gallegos</i> | |

| | |
|---|-----|
| PARTE III | |
| Desigualdad y participación política | 255 |
| CAPÍTULO 6 | 257 |
| Pseudo - salida, silencio y ¿deslealtad?: entre la inacción colectiva, la desigualdad en la representación política y el bienestar <i>René Ramírez Gallegos</i> | |
| CAPÍTULO 7 | 305 |
| ¿Quién y por qué (no)?: El perfil del participante y las razones del silencio o la activación de la voz pública en el Sistema de Concertación Ciudadana (SCC) <i>René Ramírez Gallegos y Diego Martínez</i> | |
| PARTE IV | |
| Ética política e igualdad | 345 |
| CAPÍTULO 8 | 347 |
| ¿Queremos vivir juntos?: la igualdad y la búsqueda de un lugar común <i>René Ramírez Gallegos y Analía Minteguiaga</i> | |
| CAPÍTULO 9 | 373 |
| El Sur del cambio o propuesta de principios rectores para una nueva visión del desarrollo <i>René Ramírez Gallegos</i> | |

CAPÍTULO 2

UNA AMÉRICA LATINA DESARROLLADA A DISTINTAS VELOCIDADES: PROCESOS DE CONVERGENCIA Y DIVERGENCIA ECONÓMICA EN LA REGIÓN (1950-2000)

Fernando Martín

René Ramírez Gallegos

A lo largo de la segunda mitad del siglo XX, los países de América Latina han experimentado un desempeño económico desigual. Con la excepción de unos pocos países, en toda la región ha prevalecido un proceso de retroceso económico. Esta persistencia de marcadas diferencias en el nivel de renta entre los países latinoamericanos ha puesto en el orden del día el debate sobre la posibilidad de implementar eficientemente políticas estatales de desarrollo. En efecto, desde los ochenta hasta nuestros días, se ha producido un enfrentamiento todavía no resuelto entre las teorías neoclásicas sobre el crecimiento económico y las teorías del desarrollo endógeno. Más allá de la discusión circunscrita al campo académico, la relevancia de este dilema radica en que la justificación de toda política económica de desarrollo regional o nacional depende, en última instancia, de cómo se expliquen y conceptualicen los procesos económicos de nuestros países (Ezcurra, 2001). En vista de ello, con el afán de sustentar adecuadamente un modo de comprender los procesos económicos de nuestros países, a través de este capítulo ofrecemos un análisis sobre los procesos de divergencia y convergencia económica entre los países de América Latina ocurridos durante el período 1950-2000.

En la primera sección pasamos revista al debate entre las teorías neoclásicas y las teorías de desarrollo endógeno que se han suscitado durante las dos últimas décadas¹. A partir de este marco general, en la segunda sección se ofrece un análisis descriptivo sobre la disparidad de las economías y la población entre los países latinoamericanos. Específicamente, se analiza la evolución temporal del producto interno bruto (PIB) per cápita y de la población desde 1950 hasta el 2000. Esto permite arribar a algunas con-

1 Los modelos de corte keynesiano comparten la visión contraria a la convergencia propia de los enfoques de crecimiento endógeno. Sin embargo, éstos no serán desarrollados en el presente trabajo por tratarse de modelos de demanda.

clusiones sobre el proceso de concentración de la actividad económica y de la población en América Latina y nos ofrece un punto de partida para establecer una clasificación entre sus países. En la tercera sección se analizan los procesos de convergencia entre los países de la región. Dentro de esta sección se amplía el análisis utilizando un grupo de indicadores de desigualdad personal. Adicionalmente, se completan los análisis anteriores mediante el uso de métodos no paramétricos que permiten conocer la dinámica de la distribución de la renta entre los países de América Latina (utilizando, específicamente, el estimador Kernel de densidad). Para cerrar, en la última sección se presentan algunas conclusiones sobre la evolución de las disparidades entre los países de América Latina.

El debate sobre los procesos de convergencia económica

A lo largo de la segunda mitad del siglo XX, varias políticas de desarrollo económico, nacionales e internacionales, han tenido como objetivo primordial reducir las diferencias existentes entre las distintas economías de los países latinoamericanos. Todas estas intervenciones han partido del convencimiento de que el mercado, por sí solo, no es capaz de disminuir estos desequilibrios. Sin embargo, la persistencia de las desigualdades de renta entre los países de la región ha puesto en cuestión la efectividad de tales políticas. Es en este contexto que ha surgido, desde finales de los ochenta, una oleada de estudios orientados a identificar las determinaciones de las disparidades nacionales y regionales en el nivel de renta. Dos aportes, principalmente, alimentaron la preocupación por las disparidades de renta en el campo académico. Primero, los nuevos planteamientos teóricos sobre crecimiento económico que insistieron en la validez de la **convergencia económica** (tópico que detallaremos más adelante). Y segundo, la publicación de bases de datos internacionales que permiten comparar la evolución del PIB entre un elevado número de países.

En este marco, la contención central entre los académicos ha girado en torno a la siguiente pregunta: ¿cómo se reducen las disparidades regionales: de forma automática, a través del propio funcionamiento del mercado, o por el contrario, a través de la intervención pública? Por un lado, los seguidores del modelo neoclásico de crecimiento de Robert M. Solow (1956) han postulado que en América Latina se ha dado un proceso lento pero sostenido de convergencia entre las distintas economías, y que este proceso ha sido independiente de toda actuación de autoridades públicas. Los autores que defienden esta interpretación parten de dos supuestos: la existencia de rendimientos decrecientes en el factor productivo capital, de modo que a medida que aumenta el stock de capital por trabajador, menor es su productividad marginal, y la consideración de la

tecnología como un bien libre, exógeno al sistema económico. Debido, principalmente, a estos factores, los distintos países o regiones convergerían, al final, en un mismo nivel de renta de equilibrio, denominado «estado estacionario», independientemente de cuál fuera su grado de desarrollo inicial². Por ello, desde esta perspectiva, las políticas de intervención para corregir las disparidades regionales aparecen como innecesarias². Por el contrario, los seguidores del modelo de desarrollo endógeno han afirmado que una convergencia no tiene por qué producirse, necesaria y automáticamente, entre las diversas economías. Estos autores han destacado algunas de las causas de las disparidades existentes en los niveles de renta entre países: los rendimientos constantes o crecientes de escala dependen de externalidades positivas en el capital físico (Romer, 1987) o en el capital humano (Lucas, 1988); el mayor número de innovaciones tecnológicas generadas en las regiones ricas les permiten tener mayores ventajas comparativas que el resto de países (Grossman y Helpman, 1991 y 1994); y los factores productivos acusan una falta de movilidad. Desde esta corriente se han construido modelos que demuestran que el crecimiento puede responder a factores endógenos al sistema o bien que el crecimiento es un proceso particular de cada economía. Por tanto, aunque pudiese ocurrir de forma casual, en general no cabría esperar que los distintos países o regiones convergieran en sus niveles de desarrollo.

La experiencia internacional de las últimas décadas ha confirmado esta última hipótesis. La fehaciente persistencia de distintos niveles de desarrollo en el mundo se presenta como un apoyo a la teoría del desarrollo endógeno. Dentro de esta línea se ha abierto todo un campo de investigaciones orientadas a describir cómo las economías ricas crecen más rápidamente que las demás, y cómo la desigualdad tiende a aumentar con el paso del tiempo. A partir de la constatación de estos procesos, se ha concluido que las diversas economías nacionales podrían alcanzar niveles de convergencia únicamente a través de la implementación de políticas públicas, tanto de demanda como de oferta. A partir de este giro en el campo académico, se han reabierto varias interrogantes (negadas desde la vertiente neoclásica) sobre los caminos que podría tomar la actuación pública en la economía, superando uno de los presupuestos fundacionales del liberalismo económico: el imperativo de no intervención en la economía.

2 Dentro de la literatura sobre crecimiento económico esto es lo que se conoce como la hipótesis de convergencia beta absoluta. Esta hipótesis plantea que, partiendo de una correlación negativa entre las tasas de crecimiento medio y los niveles iniciales de renta per cápita del conjunto de economías, todos los países convergen en un mismo estado estacionario. A su vez, tal hipótesis pretendía determinar la velocidad a la que las economías pobres convergerían hacia las ricas (ya que todas compartirían un mismo estado estacionario), y enfatizaba la importancia del capital físico, humano y tecnológico para viabilizar el crecimiento económico.

No obstante, la polémica no ha terminado en este punto. Todo un conjunto de economistas neoclásicos han demostrado que a partir de la teoría de Solow no se deriva la convergencia absoluta entre todas las economías, sino únicamente entre aquellas con características económicas e institucionales similares (fundamentalmente en términos de tasas de inversión en capital físico y humano y de tasas de crecimiento de la población)³. Partiendo de esta precisión se han desarrollado varias investigaciones que buscan identificar las variables que determinan el establecimiento de distintos estados estacionarios. De acuerdo a este enfoque, tomando como base el modelo de Solow y Trevor Swan, el estado estacionario de cada economía dependería del nivel de tecnología, la tasa de ahorro, la tasa de depreciación, la tasa de crecimiento de la población y el crecimiento de la productividad. Una variable adicional que ha sido identificada es el capital humano (Mankiw, Romer y Weil, 1992). En cuanto a variables de tipo cualitativo, también se ha señalado el papel determinante en el establecimiento de estados estacionarios que pueden tener los niveles de corrupción en un país, el comportamiento del mercado y su regulación por parte del sector público (Gwartney, Lawson y Block 1996) o el grado de apertura al comercio internacional (Sachs y Warner, 1997). Estas variables fueron introducidas en el modelo de convergencia, sin preocuparse de cómo se integraban en el modelo de crecimiento de Solow, y recibieron el nombre de «ecuaciones a la Barro». Dicho sea de paso, de acuerdo a Robert Barro (1991), dentro de este tipo de análisis se han estimado más de 50 variables⁴.

Dos conclusiones importantes se desprenden de la gran mayoría de estos estudios. La primera señala que, una vez que se han reconocido los determinantes peculiares de cada economía que explican las diferencias nacionales o regionales en el nivel de renta de estado estacionario, se puede constatar que existe convergencia en amplias muestras de países o regiones. La segunda conclusión señala que la velocidad de convergencia es muy similar en todos los casos analizados, independientemente del contexto espacio-temporal (Barro y Sala-i-Martin, 1992)⁵. Fundándose en la solidez de sus re-

3 Ver los siguientes trabajos: Xavier Sala-i-Martin (1990), Robert Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a y 1992b) y Gregory Mankiw, David Romer y David N. Weil (1992). Al constituir una alternativa frente a la anterior hipótesis de convergencia beta absoluta (que implicaba igualdad de renta per cápita entre todas las economías y que se basaba únicamente en los análisis empíricos realizados hasta ese momento), la nueva hipótesis de convergencia que orienta a estos investigadores se ha denominado convergencia beta condicionada.

4 Levine y Renelt (1992) también muestran los resultados obtenidos con diversas variables cualitativas utilizando un test de límites extremos.

5 Estos autores demostraron que la velocidad de convergencia entre países o entre regiones era la misma: un 2% anual ($\beta=0,2$).

sultados, estas investigaciones han puesto otra vez en cuestión la eficacia de las políticas públicas utilizadas para la corrección de desequilibrios regionales.

Incluso un defensor de la teoría del desarrollo endógeno como David Romer (1994) reconoció que este nuevo modelo de convergencia económica (particularmente el de Barro y Sala-i-Martin) constituía una alternativa robusta al modelo neoclásico. A diferencia de este último, sostiene Romer, la renovada teoría de la convergencia económica invalida la necesidad causal de «derrames» (*o spillovers*, originalmente en inglés) de desarrollo entre países. Pero más allá de este reconocimiento, el debate continuó con el desarrollo de críticas ulteriores a los trabajos de Barro y Sala-i-Martin. En específico, se ha cuestionado la solidez de su demostración sobre la constancia en la velocidad de convergencia entre países (del 2% anual). Esta constancia, afirman sus críticos, es simplemente el resultado de importantes defectos metodológicos⁶. El hecho de que las economías pobres tiendan a presentar tasas de crecimiento mayores que las economías ricas no implica, necesariamente, que la distribución de los ingresos per cápita de las economías analizadas tienda a igualarse con el paso del tiempo. Danny Quah (1993a) demuestra que la existencia de convergencia beta es consistente con una dispersión constante de la distribución entre economías e, incluso, con una dispersión creciente. Es decir, los países no se dirigen hacia una convergencia condicionada, sino hacia una bipolarización en dos grupos, que el propio Quah denominó *modelo de picos paralelos* (*twin peaks*). Por lo demás, Monojit Chatterji (1992) o Albert Marcet (1994) también llegan a esta conclusión.

Los defensores del enfoque neoclásico contrarrestaron estas críticas al elaborar una nueva hipótesis para explicar los procesos de convergencia económica (Sala-i-Martin, 1996a y 1996b)⁷. Previsiblemente, este intento por «salvar» el enfoque neo-

6 Danny Quah (1993 y 1996a), un prominente crítico del enfoque neoclásico, demostró que la conclusión de Barro y Sala-i-Martin es el resultado de la llamada «falacia de Galton», es decir, la relación existente entre la observación empírica de padres altos con hijos bajos y padres bajos con hijos altos, por un lado, y la distribución de las alturas en una población, por el otro.

7 De acuerdo a estos autores, la convergencia sigma, desarrollada como alternativa a la convergencia beta, se produce cuando la dispersión en la distribución de una variable (renta, producción, etc.) en una determinada población (individuos, factores productivos, etc.) se reduce a lo largo del tiempo entre distintas unidades territoriales (provincias, regiones o países). La convergencia sigma complementa el análisis econométrico de corte transversal que conduce a la estimación del coeficiente beta, mediante el análisis de la evolución a través del tiempo de la desviación estándar de la distribución de ingresos per cápita.

clásico fue objeto de nuevos cuestionamientos⁸. En la actualidad, ninguno de los enfoques descritos ha conseguido prevalecer completamente sobre el otro. De hecho, la controversia continúa⁹. Sin embargo, determinar qué modelo ofrece una descripción más ajustada de la realidad es un asunto de indiscutible importancia no solo desde un punto de vista académico, sino para validar la implementación de políticas públicas que fomenten la igualdad de oportunidades en América Latina. Con el propósito de arribar a algunas conclusiones tentativas frente a esta problemática, en las dos siguientes secciones analizaremos, primero, los procesos de divergencia económica y, después, los procesos de convergencia económica ocurridos durante la segunda mitad del siglo XX entre los países latinoamericanos¹⁰.

La disparidad económica y poblacional en América Latina¹¹

Como se aprecia en el cuadro 1, desde 1950 hasta el final de la década de 1980, existió una lenta pero constante aproximación del PIB per cápita de los países de América Latina con respecto al PIB per cápita de los Estados Unidos. Pero a partir de ese momento, la disparidad se ha incrementado hasta alcanzar niveles muy superiores a los registrados al inicio del período analizado.

- 8 Danny Quah (1996b) argumentó que el análisis de la desviación estándar de la distribución tampoco es suficiente para determinar procesos de convergencia. Por ejemplo, sostiene, puede encontrarse convergencia sigma entre diversas economías, pero a la vez, éstas pueden converger en dos grupos distintos debido a un proceso de estratificación en el que la desviación estándar se reduce a través del tiempo. Esta formación de «clubes de convergencia» no puede ser detectada a través del enfoque neoclásico. De ahí la importancia de analizar la evolución de la distribución completa de los ingresos per cápita entre distintas economías a través de métodos alternativos a los utilizados tradicionalmente.
- 9 Dos artículos resumen los principales puntos de esta controversia en su estado actual. El trabajo de Quah (1996c), que critica el concepto de convergencia beta, tanto desde el punto de vista metodológico como técnico, y por otro lado, el trabajo de Sala-i-Martin (1996), que defiende el concepto de convergencia beta.
- 10 En términos metodológicos, en este capítulo analizamos empíricamente el proceso de convergencia sigma en el nivel de renta entre los países de América Latina. Nuestras bases de datos son: Summers y Heston (1991), *la Penn World Table 6.1*, que abarca el período 1950-2000, y la base de datos de la Organización de Naciones Unidas, que abarca el período 1970-2004.
- 11 Debemos aclarar que, debido a la ausencia de fuentes de información, hemos excluido de nuestro análisis a los países del Caribe. Así, siempre que nos refiramos a América Latina, en sentido estricto se tendrán en cuenta únicamente a los países de América del Sur, de América Central y de América del Norte (excluyendo, por supuesto, a Estados Unidos y Canadá).

CUADRO 1. AMÉRICA LATINA Y ESTADOS UNIDOS: EVOLUCIÓN DEL PIB PER CÁPITA NORMALIZADO (1950-2000)*

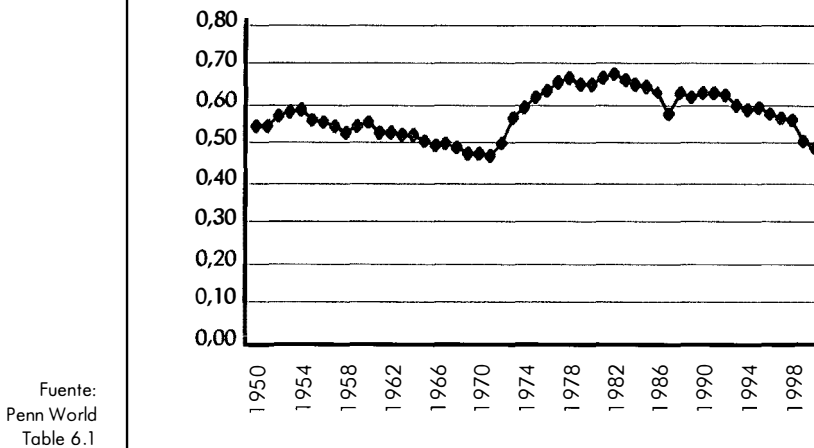
| | 1950 | 1960 | 1970 | 1980 | 1990 | 2000 |
|-----------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Argentina | 2,29 | 2,07 | 1,93 | 1,64 | 1,21 | 1,55 |
| Bolivia | 0,95 | 0,65 | 0,52 | 0,47 | 0,41 | 0,38 |
| Brasil | 0,57 | 0,67 | 0,75 | 0,98 | 1,04 | 1,01 |
| Chile | 1,10 | 1,07 | 1,00 | 0,84 | 1,03 | 1,40 |
| Colombia | 0,76 | 0,71 | 0,66 | 0,67 | 0,83 | 0,76 |
| Ecuador | 0,54 | 0,55 | 0,48 | 0,65 | 0,63 | 0,49 |
| Guyana | 0,93 | 0,51 | 0,50 | 0,44 | 0,35 | 0,50 |
| Paraguay | 0,87 | 0,68 | 0,61 | 0,69 | 0,83 | 0,66 |
| Perú | 0,83 | 0,87 | 0,98 | 0,75 | 0,60 | 0,65 |
| Uruguay | 1,81 | 1,64 | 1,29 | 1,23 | 1,22 | 1,35 |
| Venezuela | 1,99 | 2,17 | 2,16 | 1,22 | 1,17 | 0,90 |
| Costa Rica | 0,86 | 0,98 | 0,88 | 0,84 | 0,83 | 0,83 |
| El Salvador | 0,98 | 0,93 | 0,87 | 0,64 | 0,59 | 0,62 |
| Guatemala | 0,75 | 0,66 | 0,63 | 0,63 | 0,60 | 0,55 |
| Honduras | 0,62 | 0,48 | 0,39 | 0,35 | 0,37 | 0,29 |
| México | 1,04 | 1,11 | 1,15 | 1,18 | 1,23 | 1,23 |
| Nicaragua | 0,75 | 0,82 | 0,84 | 0,47 | 0,37 | 0,25 |
| Panamá | 0,70 | 0,66 | 0,79 | 0,82 | 0,84 | 0,85 |
| América Latina | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Estados Unidos | 3,68 | 3,48 | 3,45 | 3,31 | 4,43 | 4,69 |

* El PIB per cápita normalizado se obtiene dividiendo cada PIB per cápita nacional por el PIB per cápita medio de la región. Este dato muestra el peso relativo de cada país con respecto a la media de la región
Fuente: Penn World Table 6.1

En cuanto a sus niveles de PIB per cápita, Argentina ocupa el primer lugar entre los países de América Latina. Esto ocurre a pesar de que, hasta 1990, la evolución del PIB per cápita de este país es descendente (a partir de ese año la economía argentina se recupera durante un lapso, hasta el advenimiento de la crisis de 1998). El segundo lugar lo ocupa Chile, donde, al igual que en Uruguay, desde mediados de la década de 1980 hasta la actualidad se ha iniciado una senda de crecimiento sostenido. Brasil, por su parte, se destaca por el acentuado ascenso de su PIB registrado hasta la década de los noventa. Pero a partir de ese momento su crecimiento relativo se estanca. Por último, los países donde han ocurrido las peores evoluciones del PIB per cápita son Nicaragua, Honduras y Bolivia.

Si analizamos a Ecuador por separado, vemos que, con excepción de la década de 1970 e inicios de los ochenta (años del *boom* petrolero), el PIB per cápita del país se ha mantenido en torno al 50% de la media de la región. Como se aprecia en el gráfico 1, es solo desde inicios de los ochenta que se produce un descenso paulatino de la posición de Ecuador frente a los demás países de América Latina.

GRÁFICO 1. ECUADOR: EVOLUCIÓN DEL PIB PER CÁPITA NORMALIZADO (1950-2000)



La tasa de crecimiento del PIB per cápita real y la tasa de población de cada país latinoamericano agregan información valiosa a nuestro análisis sobre la disparidad económica en la región. Como vemos en el cuadro 2, en promedio, los países de América Latina han crecido económicamente menos que los Estados Unidos. Entre los países que más han crecido se destacan, en orden: Brasil, Chile, Panamá y México. El resto de países han crecido por debajo de la media. Llama la atención que en Bolivia y Nicaragua se registren tasas de crecimiento negativas durante todo el período.

**CUADRO 2. AMÉRICA LATINA Y ESTADOS UNIDOS:
TASAS DE CRECIMIENTO DEL PIB PER CÁPITA REAL (1950-2000)***

| | 1950-1960 | 1960-1970 | 1970-1980 | 1980-1990 | 1990-2000 | 1950-2000 |
|-----------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|
| Brasil | 4,19 | 3,68 | 6,20 | 0,42 | 1,55 | 6,5 |
| Panamá | 2,53 | 5,01 | 3,46 | -1,07 | 1,26 | 4,50 |
| Chile | 1,56 | 2,37 | 0,43 | 1,02 | 5,22 | 4,01 |
| México | 2,76 | 3,89 | 3,57 | -0,87 | 1,89 | 3,64 |
| Colombia | 1,43 | 2,17 | 3,10 | 1,48 | 0,79 | 2,87 |
| Costa Rica | 4,22 | 2,65 | 2,58 | -0,22 | 2,03 | 2,79 |
| Ecuador | 2,09 | 1,61 | 8,04 | -1,07 | -0,98 | 2,25 |
| Paraguay | -0,20 | 1,34 | 5,16 | 0,58 | -0,54 | 1,77 |
| Guatemala | 0,92 | 2,31 | 3,34 | -0,96 | 0,83 | 1,63 |
| Perú | 1,51 | 4,29 | 0,16 | -2,98 | 2,17 | 1,38 |
| Uruguay | -0,22 | 0,56 | 2,94 | -0,97 | 2,74 | 1,22 |
| Argentina | 0,79 | 2,17 | 1,02 | -2,69 | 3,86 | 1,21 |
| El Salvador | 1,63 | 2,44 | 0,14 | -0,54 | 2,45 | 1,12 |
| Guyana | -3,25 | 2,24 | 0,89 | -2,80 | 4,29 | 0,66 |
| Honduras | -0,40 | 0,95 | 1,31 | -0,61 | -0,47 | 0,31 |
| Venezuela | 2,64 | 2,92 | -1,67 | -0,88 | -1,22 | 0,09 |
| Bolivia | -1,93 | 0,45 | 2,03 | -1,87 | 0,97 | -0,11 |
| Nicaragua | 2,49 | 3,20 | -2,36 | -2,60 | -1,36 | -0,49 |
| América Latina | 1,92 | 2,92 | 3,05 | -0,59 | 1,65 | 2,75 |
| Estados Unidos | 1,01 | 3,21 | 2,61 | 2,23 | 2,85 | 3,91 |

* Los valores muestran las tasas de crecimiento medias anuales del PIB per cápita en términos reales (a precios de 1996).

Fuente: Penn World Table 6.1

Hasta 1980, la economía de los países de América Latina creció a ritmos superiores o similares a la economía de los Estados Unidos. Sin embargo, durante la década de 1980 se produce un fuerte retroceso que perdura hasta la actualidad¹². Los países más afectados durante este período fueron Perú, Guyana, Argentina y Nicaragua, mientras que los menos afectados fueron Colombia y Chile. Por otra parte, aunque durante la crisis de 1980 la economía brasileña mantuvo tasas de crecimiento positivas, se registró un

12 No son pocas las voces que vinculan el auge de las corrientes neoliberales con este retroceso en el crecimiento de la región latinoamericana.

retroceso bastante marcado en su ritmo de crecimiento. En efecto, el ritmo de crecimiento sostenido que había ocurrido en Brasil desde los años cincuenta llegó a su fin desde los ochenta. Por último, cabe apuntar que en la década de 1990, Chile, Guyana y Argentina fueron los países que lideraron el crecimiento de la región: en todos estos casos, las tasas de crecimiento medio fueron superiores a las de Estados Unidos.

Con respecto al crecimiento de la población desde 1950 hasta la actualidad, como se aprecia en el cuadro 3, América Latina casi triplica al crecimiento de Estados Unidos.

CUADRO 3. AMÉRICA LATINA Y ESTADOS UNIDOS: TASAS DE CRECIMIENTO DE LA POBLACIÓN (1950-2000)*

| | 1950-1960 | 1960-1970 | 1970-1980 | 1980-1990 | 1990-2000 | 1950-2000 |
|-----------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Costa Rica | 1,35 | 1,53 | 1,11 | 1,38 | 1,54 | 1,64 |
| Honduras | 1,16 | 1,16 | 1,35 | 1,63 | 1,75 | 1,64 |
| Venezuela | 1,38 | 1,29 | 1,45 | 1,30 | 1,33 | 1,61 |
| Nicaragua | 0,79 | 1,20 | 1,33 | 1,36 | 1,80 | 1,41 |
| Paraguay | 0,88 | 0,89 | 1,18 | 1,59 | 1,67 | 1,27 |
| Guatemala | 1,01 | 1,03 | 1,06 | 1,27 | 1,70 | 1,26 |
| Ecuador | 1,00 | 1,11 | 1,18 | 1,29 | 1,29 | 1,24 |
| México | 1,12 | 1,18 | 1,27 | 1,05 | 0,94 | 1,22 |
| Colombia | 1,07 | 1,09 | 0,92 | 1,02 | 1,18 | 1,06 |
| Panamá | 0,99 | 1,08 | 1,04 | 1,02 | 1,06 | 1,05 |
| Perú | 0,83 | 1,05 | 1,11 | 1,08 | 1,06 | 1,02 |
| El Salvador | 0,98 | 1,28 | 0,94 | 0,51 | 1,30 | 0,99 |
| Brasil | 1,11 | 1,01 | 0,95 | 0,96 | 0,84 | 0,97 |
| Bolivia | 0,72 | 0,83 | 0,96 | 1,03 | 1,50 | 0,93 |
| Chile | 0,73 | 0,78 | 0,61 | 0,80 | 0,90 | 0,66 |
| Argentina | 0,59 | 0,51 | 0,61 | 0,71 | 0,78 | 0,51 |
| Guyana | 1,24 | 0,76 | 0,24 | 0,19 | -0,35 | 0,38 |
| Uruguay | 0,48 | 0,33 | 0,14 | 0,30 | 0,43 | 0,23 |
| América Latina | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Estados Unidos | 0,54 | 0,42 | 0,39 | 0,44 | 0,57 | 0,35 |

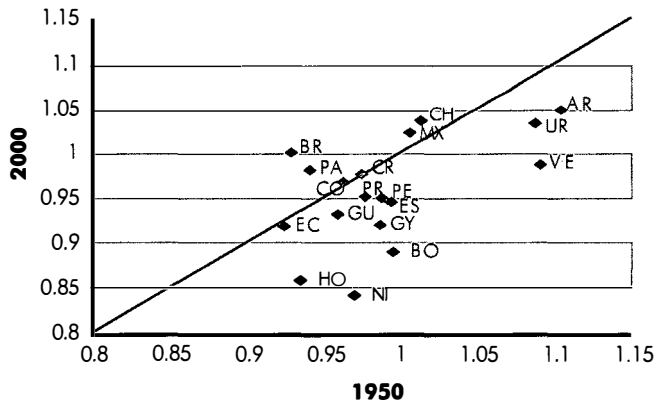
* La población de cada país se ha dividido para la media de toda la región, de modo que cada cifra presenta la posición porcentual de cada país con respecto a la media de América Latina.

Fuente: Penn World Table 6.1

Costa Rica, Honduras, Venezuela y Nicaragua se cuentan entre los países donde se han registrado los mayores aumentos poblacionales (más del 60% de la media regional). En contraste, los países con menor aumento de población han sido Argentina, Guyana y Uruguay. En varios países con tasas altas de crecimiento poblacional se registran, a la vez, tasas bajas de crecimiento del PIB per cápita. Esto indica la probable influencia del factor poblacional sobre el crecimiento económico (pero, cabe señalarlo, para determinar la validez de esta conjetura se requiere de la elaboración de un estudio detallado).

El gráfico 2 nos permite determinar a través de un gráfico de dispersión, si se han producido procesos de concentración en el nivel de rentas entre el año 1950 y en el año 2000.

GRÁFICO 2 AMÉRICA LATINA: EVOLUCIÓN DE LAS POSICIONES RELATIVAS DEL PIB PER CÁPITA (1950-2000)*



Fuente:
Penn World
Table 6.1

* El gráfico presenta las disparidades en el nivel de renta de los países, utilizando como variable la desviación del PIB a coste de factores, per cápita y en términos reales (año base 1990), del país *i* respecto a la media nacional *n* cuando *t* = 1950 y cuando *t*=2000, es decir, $\frac{\ln(y_{i,t})}{\ln(y_{n,t})}$

A partir de toda la información presentada hasta este punto, podemos concluir que durante la segunda mitad del siglo pasado no ocurrió un proceso de convergencia económica entre los países de América Latina. Como se aprecia en el gráfico 2, de acuerdo a los distintos niveles del PIB real, hacia 1950 existía una distribución de países formada por dos grupos: el primero, formado por Argentina, Uruguay y Venezuela —los países más ricos—, y el segundo, formado por el resto de países de la región. Hacia el año 2000, aunque la dispersión se mantiene, esos dos grupos se fusionan en uno solo. Por otra parte, cabe destacar que la mayoría de países se encuentra por debajo de la bisectriz trazada en el gráfico 2: esto revela que en casi toda América Latina se ha producido un empeoramiento de la situación económica en comparación a 1950. Brasil y Panamá, y en menor medida, Chile y México, son los únicos países donde el nivel del PIB ha mejorado durante el periodo analizado.

Con respecto a los cambios ocurridos en las posiciones relativas de los distintos países entre 1950 y 2000, como vemos en el cuadro 4, Argentina, Uruguay y Paraguay han mantenido la misma posición. Este dato demuestra la estabilidad económica de la que han gozado estos países. Por otro lado, los países que más han crecido de forma relativa han sido Brasil (que ganó 12 puestos y pasó de la posición 17 en 1951 al puesto 5 en el 2000), Panamá (que ganó 8 puestos), Colombia (que ganó 4 puestos) y Ecuador (que ganó 3 puestos). En el otro extremo, los mayores perdedores son Bolivia (que perdió 10 puestos durante el periodo 1951-2000), El Salvador y Guyana (que perdieron 5 puestos), Venezuela (que perdió 4 puestos) y Perú (que perdió 3 puestos).

CUADRO 4. AMÉRICA LATINA: CAMBIOS EN LAS POSICIONES RELATIVAS DEL PIB PER CÁPITA (1950-2000)

| | 1951 | 2000 | Cambio |
|----|-------------|-------------|--------|
| 1 | Argentina | Argentina | 0 |
| 2 | Venezuela | Chile | -2 |
| 3 | Uruguay | Uruguay | 0 |
| 4 | Chile | México | -1 |
| 5 | México | Brasil | -12 |
| 6 | Bolivia | Venezuela | -4 |
| 7 | El Salvador | Panamá | -8 |
| 8 | Perú | Costa Rica | -3 |
| 9 | Guyana | Colombia | -4 |
| 10 | Paraguay | Paraguay | 0 |
| 11 | Costa Rica | Perú | -3 |
| 12 | Nicaragua | El Salvador | -5 |
| 13 | Colombia | Guatemala | -1 |
| 14 | Guatemala | Guyana | -5 |
| 15 | Panamá | Ecuador | -3 |
| 16 | Honduras | Bolivia | -10 |
| 17 | Brasil | Honduras | -1 |
| 18 | Ecuador | Nicaragua | -6 |

* Cambio en las posiciones relativas en el año 2000 con respecto a 1950.

Fuente: Penn World Table 6.1

Estos resultados comprueban la existencia de comportamientos económicos similares entre distintos grupos de países. Para profundizar esta constatación, a continuación se elabora una agrupación jerárquica de países basada en los dos factores analizados hasta aquí: el PIB per cápita real y la población.

Para la elaboración de las tipologías presentadas a continuación se han utilizado las técnicas de clasificación aplicadas del análisis de componentes principales. Esta tipología se realizará en función de los indicadores seleccionados a priori. El análisis de componentes principales es una técnica que forma parte de la estadística descriptiva y sus objetivos son evaluar las semejanzas entre individuos a través de las variables consideradas y estimar la relación existente entre las características consideradas (variables). La semejanza entre los

individuos (en este caso los países) es evaluada a través de la distancia euclidiana, en tanto que la semejanza entre las variables se evalúa a través del coeficiente de correlación. A partir de la distancia euclidiana y de las correlaciones entre variables, se realiza la clasificación jerárquica del conjunto de países caracterizados por sus primeras coordenadas factoriales producidas por el ACP. De esta manera se logran ubicar los grupos de países con iguales características¹³.

Los objetivos perseguidos con el uso de este método con: 1) Detectar los indicadores que caracterizan a los grupos homogéneos de países. 2) Explorar relaciones entre características económicas y poblacionales. 3) Identificar características para cada grupo de la tipología hallada.

Los datos se obtuvieron a partir de la base de datos *Penn World Table 6.1* para 18 países en el período 1950-2000, y fueron procesados con el paquete estadístico SPADN. Una vez realizada la tipología, se utilizó el análisis de componentes principales eligiendo como variables activas cuatro indicadores: el PIB per cápita real en 1950 y en el año 2000, y las tasas de crecimiento de la población y del PIB per cápita real entre 1950 y 2000. Con los componentes principales se efectuó un análisis de conglomerados mediante el método de Ward. Se aplicó la prueba de Tukey con $\alpha = 0,05/n^\circ$ de contrastes para disminuir la posibilidad de incurrir en error de tipo II. Los modelos productivos se obtuvieron mediante el criterio estadístico de cercanía al centro del conglomerado.

A partir de un análisis de componentes principales, podemos identificar dos grupos de países con claras diferencias.

Grupo 1. Incluye a países que han tenido un PIB per cápita superior a la media de la región, tanto en 1950 como en el año 2000. A su vez, estos países se caracterizan por haber tenido un crecimiento promedio casi tres veces superior al promedio regional durante la década de los noventa. Finalmente, durante todos los periodos analizados, en estos países se registra una tasa de crecimiento poblacional inferior a la media de América Latina. Pertenecen a este grupo Argentina, Chile, Guyana y Uruguay.

13 En el capítulo 1 se ofrecen más detalles sobre este método.

CUADRO 5. CARACTERÍSTICAS DEL GRUPO 1

| Variable | Promedio del grupo 1 | Promedio regional |
|---------------------------|----------------------|-------------------|
| Δ Económico (1990-2000) | 4,03 | 1,42 |
| PIB pc inicial (1951) | 4 699,05 | 3 060,02 |
| PIB pc final (2000) | 8 519,73 | 5 632,41 |
| Δ Poblacional (1950-2000) | 1,95 | 4,61 |
| Δ Poblacional (1960-1970) | 1,65 | 2,78 |
| Δ Poblacional (1970-1980) | 0,98 | 2,42 |
| Δ Poblacional (1980-1990) | 1 | 2,02 |
| Δ Poblacional (1990-2000) | 0,67 | 1,82 |

Grupo 2. En este grupo se incluye a los países donde se han presentado tasas de crecimiento poblacional superiores a la tasa promedio latinoamericana durante las cinco décadas analizadas. A su vez, estos países se caracterizan por tener un PIB per cápita ubicado por debajo del promedio de la región, tanto en 1950 como en el 2000. Por último, el crecimiento económico de este grupo ha sido inferior al promedio del continente durante los noventa.

CUADRO 6. CARACTERÍSTICAS DEL GRUPO 2

| Variable | Promedio del grupo 2 | Promedio regional |
|---------------------------|----------------------|-------------------|
| Δ Poblacional (1950-2000) | 5,36 | 4,61 |
| Δ Poblacional (1960-1970) | 3,11 | 2,78 |
| Δ Poblacional (1970-1980) | 2,83 | 2,42 |
| Δ Poblacional (1980-1990) | 2,31 | 2,02 |
| Δ Poblacional (1990-2000) | 2,15 | 1,82 |
| Δ Económico (1990-2000) | 0,67 | 1,42 |
| PIB pc inicial (1951) | 2 591,73 | 3 060,02 |
| PIB pc final (2000) | 4 807,46 | 5 632,41 |

Debido a que, con la excepción de los cuatro países del grupo 1, todos los demás países de la región pertenecen al grupo 2, se realizó una segunda tipología. De acuerdo a esta subdivisión obtenemos los dos siguientes subgrupos:

Grupo 2.1. Estos países tienen tasas de crecimiento promedio superiores a la media del grupo 2 a lo largo de todo el periodo analizado (1950-2000): mientras la tasa de crecimiento promedio de los países que pertenecen al grupo 2 fue de un 1,96%, el promedio del grupo 2.1, durante el mismo periodo, fue de un 3,57%. Este rasgo es especialmente acentuado durante los cincuenta, década en que la tasa de crecimiento del grupo 2.1 fue casi el doble (2,78%) que el promedio del grupo 2 (1,26%). Los países que pertenecen al grupo 2.1 son Brasil, Colombia, Costa Rica, El Salvador, México y Panamá.

Grupo 2.2. En los países incluidos en este subgrupo se registra la mayor tasa de crecimiento poblacional a partir de 1970. A su vez, estos países se caracterizan por haber tenido un mal desempeño económico durante los noventa. Por otra parte, se trata de un conjunto de países con un PIB per cápita final más bajo, en promedio, que el de la región. Pertenecen a este subgrupo Bolivia, Ecuador, Paraguay, Perú, Venezuela, Guatemala, Nicaragua y Honduras.

Si bien el establecimiento de esta tipología nos permite ubicar patrones de comportamiento similares entre distintos grupos de países, este análisis no nos provee de información sobre el proceso de convergencia entre estos países. Para ello es necesario ahondar en el análisis de convergencia a través métodos estadísticos específicamente desarrollados para ello.

Los procesos de convergencia económica en América Latina

A continuación se lleva a cabo un análisis sobre la evolución del PIB per cápita real entre los países de América Latina para comprobar si se ha producido una reducción en las diferencias de nivel de renta entre ellos a lo largo del periodo analizado. Este concepto de convergencia ha recibido el nombre de «convergencia sigma».

Como se comentó previamente, Sala-i-Martin (1996a, 1996b) definió la convergencia sigma como el proceso en el que la dispersión en la distribución de renta per cápita entre países o regiones se reduce a lo largo del tiempo. Es decir, se produce convergencia sigma cuando $\sigma_{t+\tau} < \sigma_t$, donde σ_t es la desviación estándar del log ($y_{i,t}$) y $y_{i,t}$ es el valor añadido bruto a coste de factores reales per cápita del país/región i en el momento t .

La medida de dispersión inicialmente utilizada para calcular la convergencia sigma fue el coeficiente de variación, medido a través de la relación entre la desviación típica y la media del logaritmo del PIBcf pc. El coeficiente de variación se calcula mediante la fórmula:

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

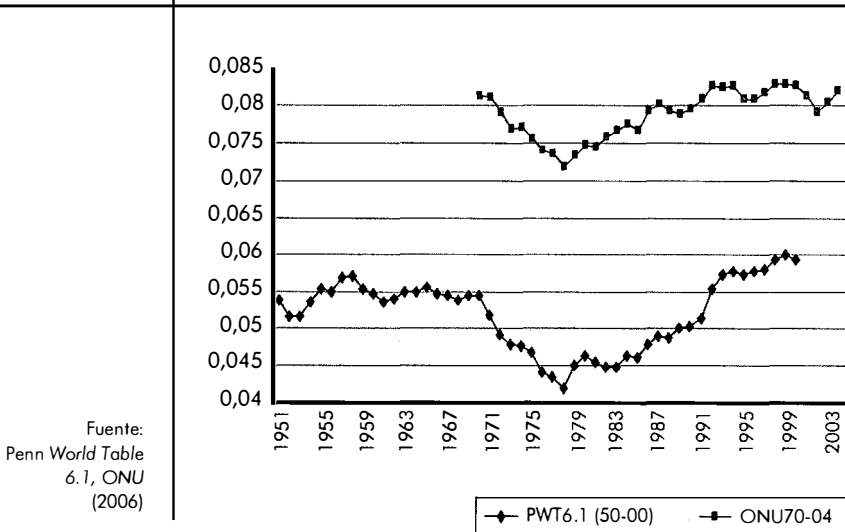
donde $y_{i,t}$ es el logaritmo del PIB por habitante en el país i en el periodo t ; y_t es el logaritmo del valor agregado bruto (VAB) por habitante medio en el año t ; y, por último, n es el número de países.

El coeficiente de variación ha sido uno de los indicadores más utilizados como alternativa a la desviación estándar (Abramovitz, 1986, 1994, Dollar y Wolf, 1988, 1993, Dowrick y Nguyen, 1989). Otros instrumentos estadísticos empleados habitualmente han sido la desviación típica del logaritmo (Barro y Sala-i-Martin, 1995, Cuadrado, García y Raymond, 1999, Cuadrado, Garrido y Mancha, 1999), la media (Abramovitz, 1986, 1994, Dollar y Wolf, 1988, 1993) y la varianza del logaritmo (Barro y Sala-i-Martin, 1995).

Los resultados que presentamos a continuación se han obtenido a partir del 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 1996), y el valor agregado bruto real. En el primer caso nuestra fuente de información fue la *Penn World Table 6.1* y en el segundo, la base de datos de la Organización de Naciones Unidas (United Nations, 1993). Cabe resaltar que en la presentación de los datos se realiza una transformación logarítmica para resaltar la importancia de valores ubicados en los últimos lugares de la escala.

Como se puede observar en el gráfico 3, durante el periodo 1950-2004 no se ha producido un proceso de convergencia económica entre los países de la región. Si analizamos en detalle vemos que, desde 1950 hasta 1970, no se registra una disminución en las disparidades en el nivel de renta entre estos países. Únicamente entre 1970 y 1978 se evidencia un proceso de fuerte convergencia entre ellos. Pero entre 1978 y el año 2000 ese proceso se revierte. Durante este último periodo se produce un aumento de la dispersión, es decir, de las diferencias económicas entre países, que dura hasta principios de los noventa, cuando parece estabilizarse de nuevo.

GRÁFICO 3. AMÉRICA LATINA: COEFICIENTE DE VARIACIÓN (1950-2000 Y 1970-2004)*



Sin embargo, el coeficiente de variación y el resto de 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. Esto significa, por una parte, que no ponderan a cada país por su población o renta relativa, y por otra parte, que el peso de la transferencia no varía con la posición relativa en la distribución. En segundo lugar, estos estimadores no dan cuenta de la dinámica de la distribución de la renta per cápita a nivel nacional. Es decir, no permiten saber cuáles son los países responsables de la evolución temporal del proceso de convergencia (Quah, 1993a, 1993b, 1995; Rey y Montouri, 1999; López-Bazo et ál., 1999).

- **La desigualdad personal y los procesos 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 su estudio utilizando índices procedentes del análisis de desigualdad personal.

El conjunto de indicadores utilizados en la literatura de la desigualdad personal, por lo general, consiste en una media aritmética de las distancias entre dos variables, ponderadas por la frecuencia relativa de una variable de interés, que puede ser la variable poblacional o la variable renta. Por ello se trata de índices lineales en las frecuencias y

convexos en las distancias¹⁴. Esta ponderación, olvidada en los estudios tradicionales de convergencia sigma, permite proporcionar distintos pesos a las economías que forman parte de la muestra que se pretende analizar.

La mayor parte de los análisis sobre desigualdad espacial que han sido realizados han utilizado indicadores per cápita medios por unidad geográfica, de modo que el cambio producido en dicha desigualdad en un periodo de tiempo es considerado como un proceso de convergencia o divergencia sigma¹⁵.

Hasta hace relativamente poco tiempo, las corrientes de estudio sobre desigualdad y convergencia habían permanecido separadas y utilizaban, cada una de ellas, distintas técnicas de análisis. En este sentido, la literatura tradicional sobre desigualdad¹⁶ se ha centrado fundamentalmente en el estudio del individuo a través de la distribución personal de la renta, mientras que la literatura sobre convergencia económica ha estado más preocupada por la evolución de la renta per cápita o de la productividad de diversas unidades geográficas, ya fueran regiones o países. Es fácil comprobar que ambas corrientes tratan de estudiar, a través de una serie de instrumentos, la evolución en el tiempo de la distribución de una variable, considerada de especial relevancia desde el punto de vista del bienestar o de la actividad económica, ya sea el ingreso, el consumo o cualquier otro factor de bienestar, de población o de actividad económica. Por tanto, las técnicas de análisis utilizadas en los estudios de desigualdad podrían perfectamente ser aplicadas en los estudios de convergencia espacial o, más generalmente, en la medición de la dispersión de cualquier variable, ya fuera con contenido económico o no.

- 14 Por el contrario, las medidas de polarización propuestas por Esteban y Ray (1993, 1994) y Esteban (1996) son lineales en las distancias y convexas en las frecuencias. La razón es que la idea de polarización trata de poner énfasis, de forma prioritaria, en la similitud o disparidad entre los tamaños de las frecuencias relativas de los distintos puntos, por lo que el concepto de polarización es más adecuado en contextos multimodales. Las medidas de variabilidad, para datos muestrales de muchos de los índices considerados, pueden encontrarse en Kendall y Stuart (1963) u obtenerse aproximaciones asintóticas mediante el método delta (Rao, 1973) o técnicas de *bootstrapping* (Mills y Zandvakili, 1997). En términos de la teoría estadística, los últimos años han visto un importante crecimiento de las técnicas disponibles para inferir si los cambios en una distribución o curva de Lorenz son o no significativos, a pesar de la complejidad del tema. Una aplicación interesante de estas técnicas puede verse en Bishop, Formby y Thistle (1992). Sobre consideraciones teóricas acerca de cómo inferir la dominancia de una distribución o curva de Lorenz sobre otra, pueden consultarse Gail y Gastwirth (1978), Beach y Davidson (1983), Gastwirth y Gail (1985), Beach y Kaliski (1986), Howes (1993), Bishop, Chow y Formby (1994), Bishop, Chakraborti y Thistle (1994) o Davidson y Duclos (1997).
- 15 No obstante, este enfoque ha sido objeto de críticas por parte de Quah (1993a, 1993b) y Esteban (1996). Tanto la convergencia como la desigualdad son fenómenos complejos y multidimensionales, por lo que no parece adecuado resumir su evolución en un único estadístico. Quah ha enfatizado satisfactoriamente este punto y ha propuesto una serie de instrumentos metodológicos complementarios para analizar la evolución dinámica de distribuciones en el corte transversal que fueron comentados en la sección tercera.

Dada la gran cantidad de indicadores utilizados para medir la desigualdad, cabría preguntarse cuáles son los más apropiados para el estudio de la convergencia sigma o desigualdad espacial. Al respecto, Anthony Shorrocks (1982) a) 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. d) Ser independiente de cualquier característica 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 que existen, los más utilizados han sido los relacionados con la curva de Lorenz. El índice de Gini quizás sea el más empleado. Sin embargo, éste solo satisface las 4 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 ál., 1978 Yitzhaki and Lherman, 1991), el significado de los componentes de descomposición no siempre es fácilmente interpretable a través del índice de Gini. 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, lo que da más importancia a las trasferencias que se producen en los países que están situados en el centro de la distribución, es decir, aquellos que tienen rentas similares a la media de la región.

$$\text{El índice } M: M = \frac{1}{2\mu} \sum_i p_i |x_i - \mu|$$

satisface las propiedades de independencia respecto a la escala y al tamaño de la población, pero no satisface el principio de transferencias de Pigou-Dalton. Por lo demás, en general ninguna de las medidas que son proporcionales a la desviación absoluta media relativa lo satisfacen.

$$\text{El rango: } R_\mu(x) = \frac{1}{\mu} [\max(x_i)_{i=1}^n - \min(x_i)_{i=1}^n]$$

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

$$\text{La varianza: } \text{var}(\lambda y) = \lambda^2 \text{var}(y)$$

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 escala.

Una forma de eliminar esta limitación de la varianza con la escala es calcular la varianza de los logaritmos, indicador que constituye un índice de desigualdad independiente de la escala:

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

Donde:

$$\log \mu = \sum_i p_i \log x_i \tag{5}$$

A su vez, el problema con la varianza de los logaritmos es que no verifica el principio de las transferencias de Pigou-Dalton para la totalidad del dominio de definición de rentas. 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 la varianza del logaritmo de la variable analizada, como la varianza de cualquier variable, es que es descomponible en la suma de dos componentes: un componente entre grupos y otro componente al interior de cada grupo, lo que puede ser de gran utilidad para el estudio de la dinámica de los procesos de convergencia. Otras características atractivas derivan de su relación con la distribución lognormal¹⁷ (Aitchison y Brown, 1957).

Finalmente, la familia de índices de Entropía Generalizada (EG) satisface los 5 axiomas mencionados por Shorrocks. Por ese motivo vamos a basar el análisis de convergencia sigma a partir de esta familia de indicadores.

La fórmula general para cualquier índice EG es la siguiente:

$$GE(\beta) = \frac{1}{\beta(\beta-1)} \left[\sum_{i=1}^n p_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\beta - 1 \right] \text{ para } \beta \neq 0, 1, \tag{6}$$

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,

$\mu = \sum p_i y_i$ es la media aritmética de los ingresos de la distribución, y

$p_i = \frac{n_i}{n}$ es la frecuencia relativa o población relativa (el porcentaje de población de cada agrupación).

Los posibles valores de GE varían entre 0 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 y permite dar un mayor peso a distintas par-

17 La distribución lognormal es una distribución asimétrica, que comienza a partir de cero, aumenta hasta llegar a un máximo y luego disminuye lentamente hacia el infinito. Está relacionada con la distribución normal: X tiene una distribución lognormal si $\ln(X)$ tiene una distribución normal.

tes 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, la EG sería más sensible a cambios en la cola superior (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 a toda la distribución. Y si $\beta = 2$ se da más peso a las dispersiones de renta en la cola superior.

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

Así, para $\beta = 0$, la fórmula del índice de Entropía Generalizada sería:

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

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

Para $\beta = 1$, la fórmula sería:

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

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 cápita y_i .

Como se comentó antes, otra posibilidad de ponderación es calcular la frecuencia relativa de la variable renta en vez de la variable población (Goerlich, 1998, 2001). Si se considera a q_i como el porcentaje de renta relativa del agregado i en el total nacional ($q_i = \frac{p_i y_i}{\mu}$),

entonces la fórmula del índice de Theil(1) sería:

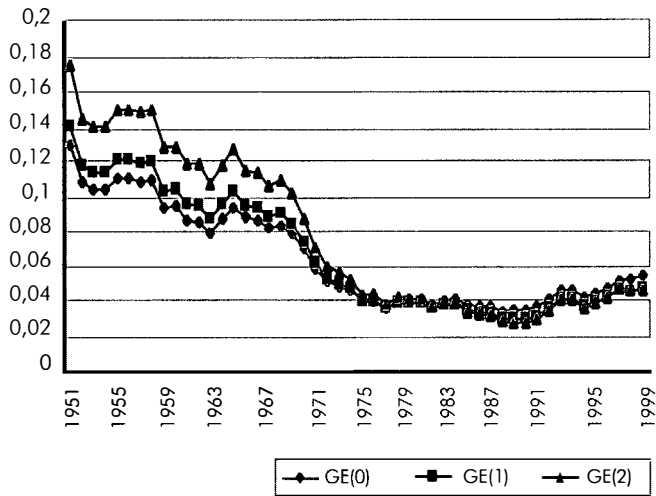
$$GE(1) = \sum_{i=1}^n q_i \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \quad (9)$$

Cuando $\alpha=2$ el índice GE se convierte en $1/2$ del coeficiente de variación de Pearson al cuadrado:

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

A continuación se analiza el proceso de convergencia sigma a través de los índices de Entropía Generalizada (índices de Theil) descritos previamente.

GRÁFICO 4 AMÉRICA LATINA: CONVERGENCIA SIGMA (ÍNDICES DE ENTROPÍA GENERALIZADA)



Fuente:
Penn World
Table 6.1

A partir de la interpretación del gráfico 4, constatamos que desde 1950 ha ocurrido un proceso de convergencia entre los países de América Latina durante la primera mitad de la década de los setenta. Desde ese momento, el proceso se estanca hasta principios de los años noventa, cuando las disparidades en la renta per cápita entre los países vuelven a aumentar.

Las diferencias observadas en los tres índices calculados se deben a que cada uno de ellos otorga un peso distinto a los países según en qué parte de la distribución de rentas se encuentra. De ese modo, el índice GE(1) o Theil (1) da un peso igual a toda la distribución, es decir, no importa si los movimientos en las posiciones relativas se pro-

ducen entre países ricos, pobres o cercanos a la media. El índice GE(0) o Theil 0 da más peso a la cola inferior de la distribución, es decir, es más sensible a cambios producidos en los países más pobres. Y el índice GE(2) o Theil 2 da más peso a la cola superior de la distribución y es más sensible a los cambios producidos en los países más ricos. En síntesis, se puede apreciar que existe una concentración ligeramente mayor en el nivel de renta per cápita entre los países más ricos y una mayor dispersión o diferenciación en renta entre los más pobres.

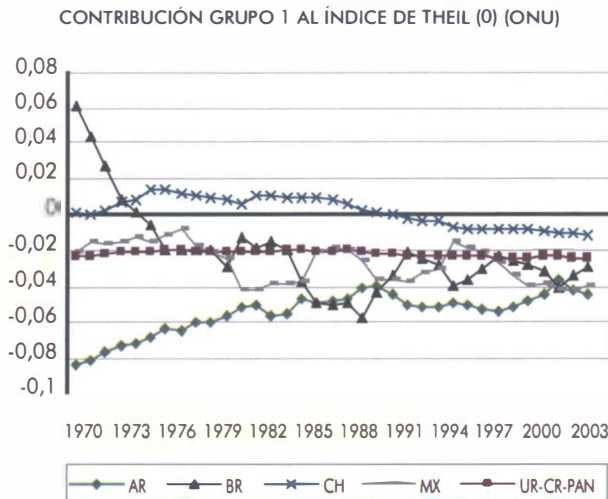
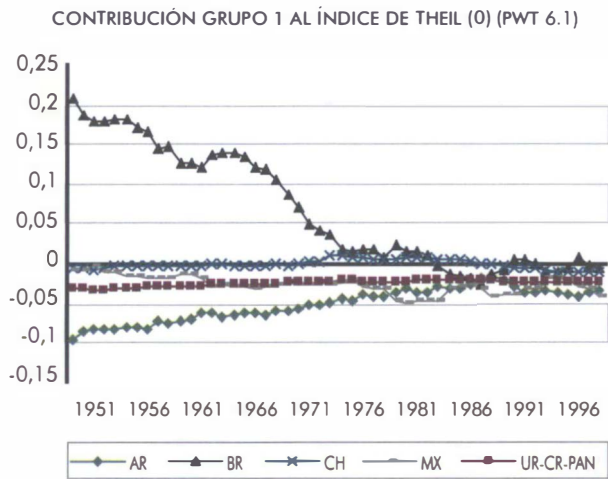
Sin embargo, se puede obtener información todavía más detallada a partir de estos indicadores. Para empezar, podemos determinar la contribución de cada país al índice global de desigualdad en América Latina. Para realizar este análisis, es necesario tener en cuenta tres puntos sobre la contribución regional al índice de Theil (0). Primero: los países con mayores desviaciones con respecto a la media regional de renta per cápita son los que más contribuyen a este índice. A medida que estos países convergen hacia la renta media, el índice tiende a 0. Segundo: en los países cuya renta per cápita se sitúa por encima de la media de la región, el índice de Theil (0) refleja valores negativos. Tercero: en los países que se localizan por debajo de la media regional, el índice Theil (1) adquiere valores positivos.

A partir de estos criterios es posible clasificar a los distintos países de la región en tres grupos distintos. Dentro del grupo 1 se incluye a los países que obtuvieron un resultado negativo en la contribución al índice de Theil en el año 2004 y se situaron, por consiguiente, por encima de la renta media regional. Estos países son: Argentina, Brasil, Chile, México, Uruguay, Costa Rica y Panamá. Cabe resaltar que Uruguay, Costa Rica y Panamá tienen una contribución muy baja al índice general de Theil (0) debido al bajo porcentaje que representa su población. Debido al bajo peso relativo de estos tres países dentro de este grupo (en conjunto sus valores desagregados del índice de Theil (0) varían entre -0,004 y 0,035), se ha optado por agruparlos en un solo dato, para así tener una mejor visión gráfica de su evolución.

El resto de países tienen una contribución positiva al índice de Theil. Esto, repetimos, refleja la persistencia de una situación menos aventajada con respecto a la renta media regional. A su vez, al interior de este conjunto de países se distingue una clara diferencia. Por un lado, formando el grupo 2, hallamos a los países cuyo índice de Theil se aproxima a 0: Paraguay, Venezuela, El Salvador y Guyana (los valores desagregados del índice de Theil (0) en estos países varían entre 0,001 y 0,006). Y por otro lado, formando el grupo 3, encontramos a los países que han mantenido una posición rezagada: Bolivia, Colombia, Ecuador, Perú, Guatemala, Honduras y Nicaragua (los valores desagregados del índice de Theil (0) en estos países varían entre 0,014 y 0,025).

A continuación ofrecemos representaciones gráficas de la evolución de cada uno de estos países dentro de sus propios grupos. Para empezar, a través de la lectura de los gráficos 5 y 6, se puede detectar un proceso de convergencia entre Argentina, Brasil, Chile, México y el agrupamiento Uruguay-Costa Rica-Panamá. Todos estos países convergen hacia un estado estacionario ubicado ligeramente por encima de la media regional.

GRÁFICO 5 Y 6 GRUPO 1: EVOLUCIÓN DE LA CONTRIBUCIÓN AL ÍNDICE DE THEIL (1950-2003)



Fuente:
Penn World Table
6.1, ONU
(2006)

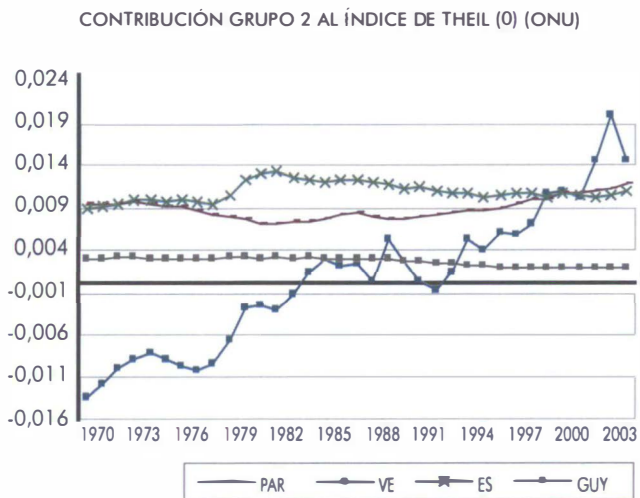
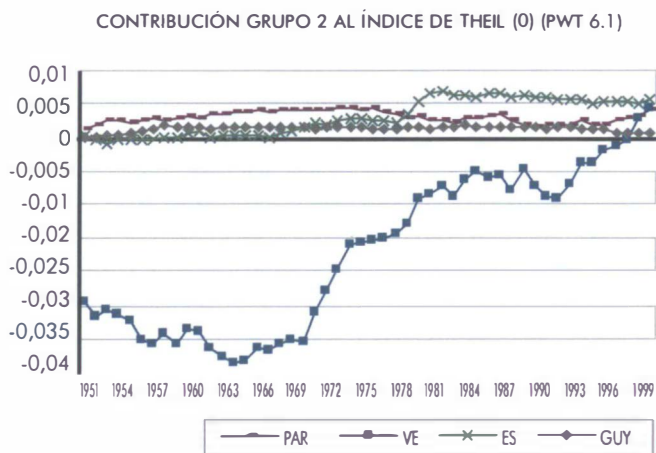
La economía brasileña ha mantenido un fuerte proceso de convergencia que se acelera en la década de los setenta. Pero a partir de esta década, el proceso se ralentiza dramáticamente y la renta per cápita en Brasil pasa a fluctuar en torno a la media regional. Como puede apreciarse a partir de la base de datos de la Naciones Unidas (gráfico 6), en Argentina también se registra un fuerte proceso de convergencia durante la década de los setenta. Cabe resaltar que, junto con Venezuela, quizá sean únicamente Brasil y Argentina los países que expliquen la convergencia económica ocurrida en América Latina durante esta década y que han registrado los análisis agregados.

Por otra parte, como muestran los gráficos 7 y 8, los países que forman el grupo 2 (Paraguay, Venezuela, El Salvador y Guyana) han mantenido una tendencia a converger durante todo el periodo 1950-2000 con niveles de renta per cápita inferiores a la media regional.

De acuerdo a la base de datos de la ONU (gráfico 8), Guyana parece tender discretamente hacia el grupo 1. Por su parte, el comportamiento de la economía venezolana también sobresale: hasta 1970 mantenía una posición de liderazgo, pero a partir de ese momento su renta per cápita ha descendido hasta caer por debajo de la media regional.

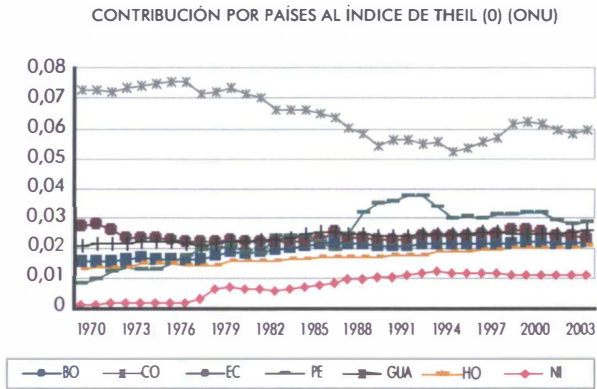
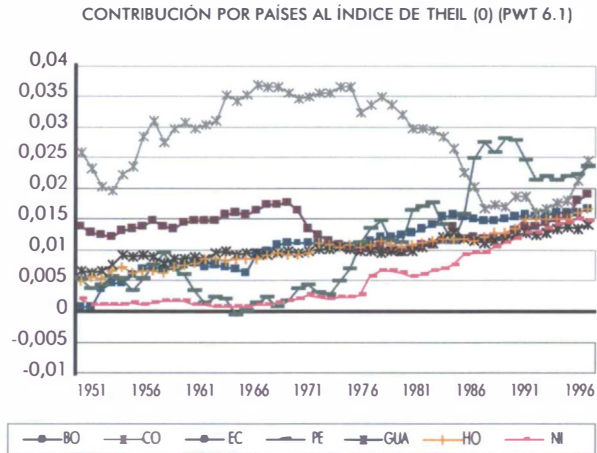
Por último, todos los países que forman el grupo 3 (Bolivia, Colombia, Ecuador, Perú, Guatemala, Honduras y Nicaragua) convergen hacia un estado estacionario inferior a la media regional.

GRÁFICO 7 Y 8. GRUPO 2: EVOLUCIÓN DE LA CONTRIBUCIÓN AL ÍNDICE DE THEIL (1950-2003)



Fuente:
Penn World Table
6.1, ONU
(2006)

GRÁFICO 9 Y 10. GRUPO 3: EVOLUCIÓN DE LA CONTRIBUCIÓN AL ÍNDICE DE THEIL (1950-2003)



Fuente:
Penn World Table
6.1, ONU (2006)

De acuerdo a la base de datos de la ONU (gráfico 12), la economía colombiana es la única que parece encontrarse en un estado estacionario diferente del resto del grupo 3. En vista de ello, su comportamiento será controlado en las descomposiciones que serán realizadas más adelante.

Los resultados obtenidos a partir de esta clasificación de países manifiestan algunas diferencias con respecto a las conclusiones de nuestro anterior análisis multidimensional. Esto ocurre debido a que cada uno de estos análisis se basa en variables diferentes para llegar a sus resultados. En lo que sigue, como sustento para la elaboración de nuevos análisis, nos basaremos en la clasificación de los tres grupos de países obtenida a partir de la desagregación del índice de Theil (0).

- **Crecimiento poblacional relativo y procesos de convergencia**

El índice de Theil está influido tanto por el peso relativo de la población de un país con respecto al total regional, como por la distancia entre la renta per cápita de la región y la renta per cápita nacional. En vista de ello, sería interesante saber cuál ha sido la influencia de la población relativa en el proceso de convergencia sigma considerando como un valor fijo la población relativa de cada país al principio del periodo analizado.

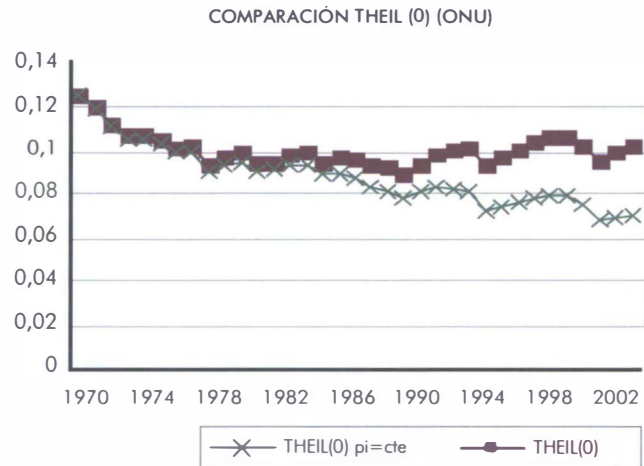
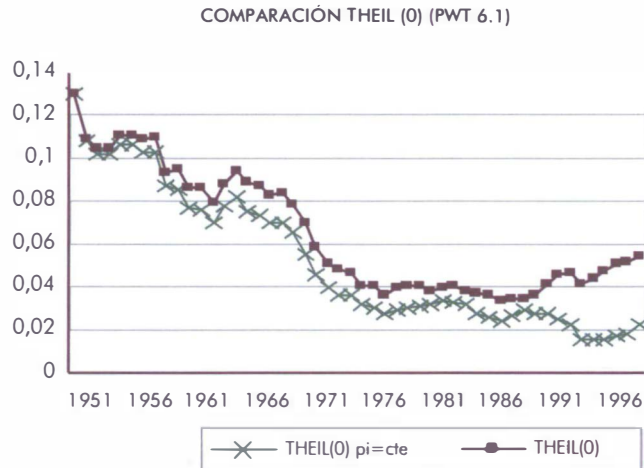
El índice de desigualdad cuando la población relativa es constante se calcula de la siguiente forma:

$$GE(0)_p = \sum_{i=1}^n p_i \log \left(\frac{\mu}{y_i} \right) \quad (11)$$

Donde p_i es la población relativa de cada país en 1951.

Como vemos en los gráficos 11 y 12, cuando se toma a la población relativa como una constante, el proceso de convergencia desde 1950 hasta principios de los años noventa es muy similar al que registráramos previamente. Pero a partir de 1990, los resultados tienden a separarse progresivamente. Se podría especular que este aumento en la divergencia se produce por efecto de los cambios en la población relativa. Es decir, la evolución del peso de la población podría ser un factor que influye en la ausencia de convergencia entre los países de América Latina. Un análisis desagregado que no mostramos nos permitió comprobar que Argentina había sido el país que más había influido en la generación de esta diferencia. Sin embargo, los análisis realizados hasta el momento no ofrecen información suficiente sobre el resto de factores que han podido afectar a la evolución de las desigualdades a nivel regional.

GRÁFICO 11 Y 12. CONVERGENCIA REGIONAL SEGÚN EL ÍNDICE DE THEIL



Fuente:
Penn World Table
6.1, ONU
(2006)

Para determinar qué factores influyen en la persistencia y en la evolución temporal de la desigualdad entre los países de América Latina, es posible aprovechar una de las propiedades más importantes que tienen los índices de Entropía Generalizada: su descomposición en factores explicativos.

Las primeras descomposiciones de distintos índices de desigualdad fueron elaboradas en los trabajos de Henry Theil (1967) y de Nandini Bhattacharya y B. Mahalanobis (1967). En el caso de la descomposición de los índices de Theil y Gini, respectivamente, los trabajos pioneros son los de Graham Pyatt (1976), François Bourguignon (1979), Frank A. Cowell (1980), Anthony Shorrocks (1982a, 1982b, 1984), J. Silber (1989) y Shlomo Yitzhaki y Robert I. Lerman (1991). En su conjunto, estos primeros trabajos mostraban que las desigualdades regionales jugaban un papel muy importante para explicar los cambios en la desigualdad a nivel nacional. Ello motivó a un importante número de investigadores a intentar explicar la desigualdad espacial.

La mayor parte de las descomposiciones realizadas en la literatura se han aplicado a datos de sección cruzada (descomposiciones estáticas) y solo en algunos casos se han realizado descomposiciones dinámicas (aplicadas a series temporales). En términos generales, 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 se puede encontrar información detallada sobre el tema en el trabajo de Francisco J. Goerlich (1998), o con una mayor formalización, en el trabajo de Anthony Shorrocks (1999).

En esta parte del capítulo se desarrollan dos tipos de descomposiciones que han sido empleadas frecuentemente en la literatura de la desigualdad y, más recientemente, en la literatura sobre la convergencia sigma. La primera es la descomposición por subgrupos de población. Ésta consiste en la subdivisión de la población en grupos homogéneos, exhaustivos y mutuamente excluyentes según diferentes criterios, para analizar qué parte de la desigualdad total es atribuible a cada uno de estos grupos.

Quizás la descomposición más utilizada dentro de este grupo es la descomposición aditiva en dos componentes: el componente «intergrupos», también llamado *between* (I_b), que mide la desigualdad externa o bien el grado de desigualdad entre los distintos grupos tomando como referencia la media en cada grupo (renta per cápita media de dicho grupo); y el componente «intragrupos», también llamado *within* (I_w), que mide la desigualdad interna, es decir, el grado de desigualdad dentro de cada grupo.

De acuerdo a Cowell y Jenkins (1995) los componentes intra e intergrupos 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 , $i=1, 2, \dots, g$, $\sum n_i = n$, 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:

$$I(y) = \sum_g w_g I(y_g) + I_b(y) \quad (12)$$

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.

¿Qué índices son más apropiados para su descomposición en subgrupos poblacionales? El índice de Gini, en general, no es descomponible del modo que señalamos anteriormente: $IG \geq$ Componente Intergrupos + componente intragrupos (Zagier, 1983). Esto es así porque existe un tercer componente residual, llamado «componente de solapamiento», que contabiliza a aquellos individuos que pertenecen a un grupo y pueden tener una renta más baja que los individuos de otro grupo (Milanovi, 2005). Este componente residual mostraría el grado de homogeneidad de la población, es decir, mostraría si el nivel de renta depende mucho o poco del grupo al que pertenece el individuo. Solo 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). Camilo Dagum (1997) también ha demostrado que el índice de Gini total de una población no puede ser descompuesto aditivamente en grupos disjuntos a menos que todos los individuos de un grupo tengan rentas diferentes a los miembros de otro. Tampoco lo sería el índice de Atkinson (Atkinson 1970).

Por el contrario, la familia de índices de Entropía Generalizada siempre es descomponible de acuerdo con la anterior definición. También lo es, aunque en un sentido ligeramente diferente, la varianza de los logaritmos que vimos antes. 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 edad, nivel de educación, nivel de ingresos, raza, religión, y sexo. Anthony Shorrocks y Guanghua Wan (2004) muestran un resumen de los resultados obtenidos por los estudios que han aplicado estos análisis a factores espaciales en varios países. En este trabajo nos limitamos a realizar la descomposición del índice GE para $\beta = 0$. Esto en razón de que su descomposición es más simple en comparación al resto de índices GE, pues para valores diferentes de los resultados ya no son tan fácilmente interpretables (Shorrocks y Wan, 2004).

En la formula:

$$W = \sum_g p_g GE_0(y_g) \quad (13)$$

el término interno W viene dado por la media ponderada de la desigualdad de cada subgrupo:

$$GE_0(y_g) = \sum_{i \in N_g} \left(\frac{n_i}{n_g} \right) \log \left(\frac{\mu_g}{y_i} \right) \quad (14)$$

Donde

$$B = \sum_g p_g \log \left(\frac{\mu}{\mu_g} \right) = \sum_g \left(\frac{n_g}{n} \right) \log \left(\frac{\mu}{\mu_g} \right) = GE_0(\bar{y}_1, \bar{y}_2, \dots, \bar{y}_m) \quad (15)$$

el término externo B viene dado por:

$$GE_0(y) = GE_0(y_1, y_2, \dots, y_m) = \sum_g p_g GE_0(y_g) + \sum_g p_g \log \left(\frac{\mu}{\mu_g} \right) = W + B \quad (15)$$

B representaría 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.

De acuerdo a Shorrocks y Wan (2004), los valores que puede tomar B son los siguientes: si solo se considera una agrupación, no habrá diferencias en renta media entre las regiones, por tanto B tiene que ser igual a 0 . En el otro extremo, si el número de agrupaciones (m) es igual al número de individuos (n) $m = n$ entonces B tiene que ser igual al índice general de desigualdad (I). De esta forma, $0 \leq B \leq I$ donde por la definición del índice de desigualdad. Por tanto, existe una relación directa entre el número de regiones y el valor de B . Dicho de otra forma, B aumenta monótonamente con m . Por otro lado, por la propia definición de B , si la renta media de todas las regiones es la misma, entonces $B=0$.

Al ser una suma ponderada, B depende del número de individuos que forman parte de la región. Por tanto, cuanto más población tenga una región mayor será su contribución a la B total. Es decir, las regiones más grandes estarán posicionadas en el centro de la distribución de ingresos, mientras que el resto de regiones se situarán monótonamente en ambas colas de la distribución (Davies y Shorrocks, 1989).

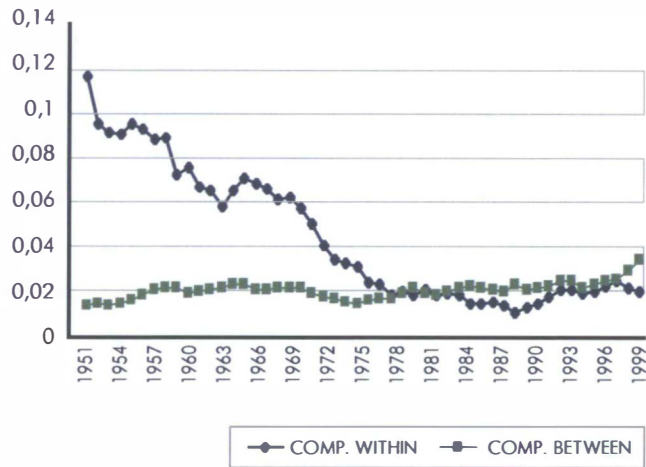
La mayoría de los estudios coinciden en sus resultados con independencia del tipo de factores que se empleen. La contribución del componente W a la explicación de la desigualdad es muy elevada en comparación con la contribución de B , excepto cuando la agrupación se hace atendiendo al criterio de población urbana y rural, o cuando las agrupaciones se hacen a partir de provincias o regiones. W incluso aumenta su contribución relativa cuando la variable elegida son los ingresos en vez del consumo.

A continuación se realiza una descomposición por grupos de población en los tres grupos de países de América Latina que establecimos tras el análisis de desagregación del índice de Theil (0). Nuestra fuente de información primaria sigue siendo la *Penn World Table* 6.1.

Como podemos apreciar en el gráfico 13, la descomposición en los términos intragrupos e intergrupos da resultados que son similares al resto de estudios sobre descomposición espacial realizados en el ámbito internacional: el componente intergrupos es el que más contribuye en la actualidad a definir la desigualdad global en América Latina.

Ello significa que las diferencias en el nivel de renta entre los tres grupos considerados son más importantes que al interior de cada uno de ellos en la explicación del proceso de convergencia sigma.

GRÁFICO 13. AMÉRICA LATINA: EVOLUCIÓN DE LOS COMPONENTES INTRAGRUPOS E INTERGRUPOS (1951-1999)

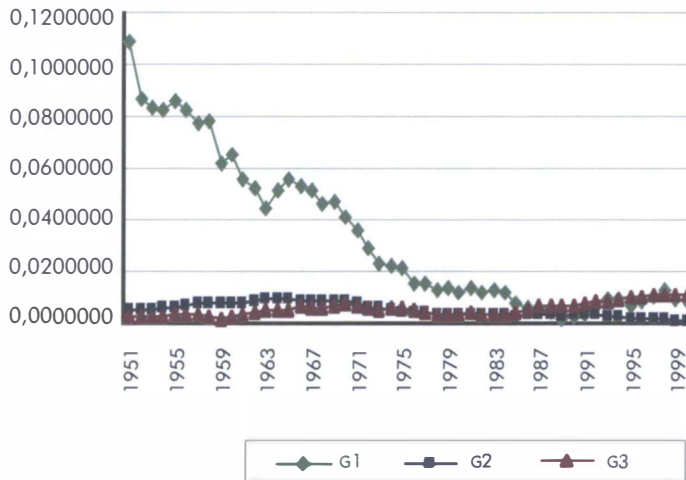


Fuente:
Penn World
Table 6.1

Este comportamiento económico coincide con los resultados obtenidos por otros autores que han estudiado otros grupos de países. En todos los casos se observa que, hasta finales de la década de los setenta, el componente intragrupos es el que más ha pesado en el proceso de convergencia regional en América Latina. A su vez, se constata una fuerte tendencia a la concentración entre los países que pertenecen a cada uno de los grupos. A partir de finales de los setenta, el componente intergrupos tiende a tomar protagonismo. Esta tendencia parece acentuarse en los últimos años.

Con el objetivo de conocer el comportamiento individualizado de cada país dentro de su propio grupo, a continuación se presenta la desagregación del componente intragrupos de cada uno de los 3 grupos que establecimos anteriormente.

GRÁFICO 14. AMÉRICA LATINA: DESAGREGACIÓN DEL COMPONENTE INTRAGRUPOS (1951-1999)



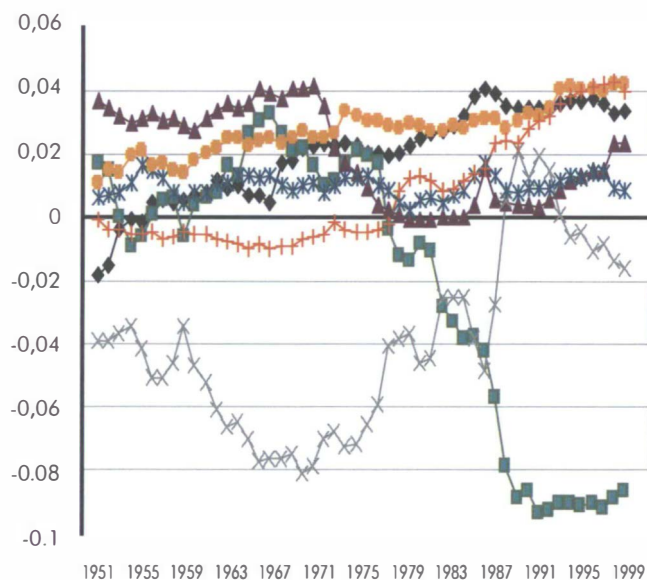
Fuente:
Penn World
Table 6.1

A través de esta representación gráfica, se puede comprobar que, hasta la segunda mitad de los años setenta, los países pertenecientes al grupo 1 son los responsables del proceso de convergencia intragrupos en América Latina. Los otros dos grupos de países mantienen una alta concentración que permanece prácticamente estable durante todo el periodo.

Por otra parte, el análisis detallado del grupo 3 que presentamos en el gráfico 15, muestra que Colombia (a partir de finales de los setenta) y Perú (entre 1960 y 1980) son los principales responsables de la imposibilidad de la convergencia entre los países de este grupo.

GRÁFICO 15.

AMÉRICA LATINA: CONTRIBUCIÓN DE LOS PAÍSES DEL GRUPO 3 AL COMPONENTE INTRAGRUPOS (1951-1999)

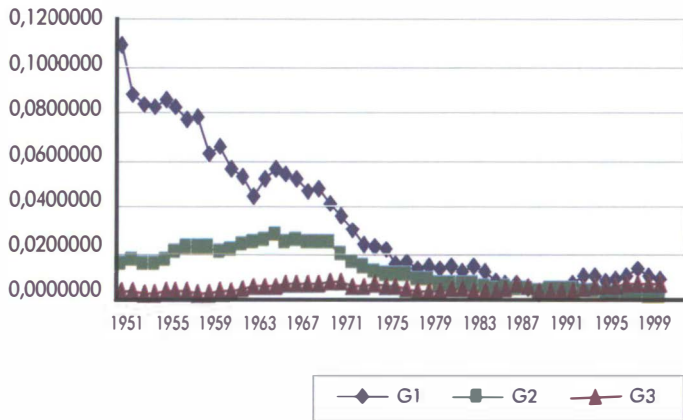
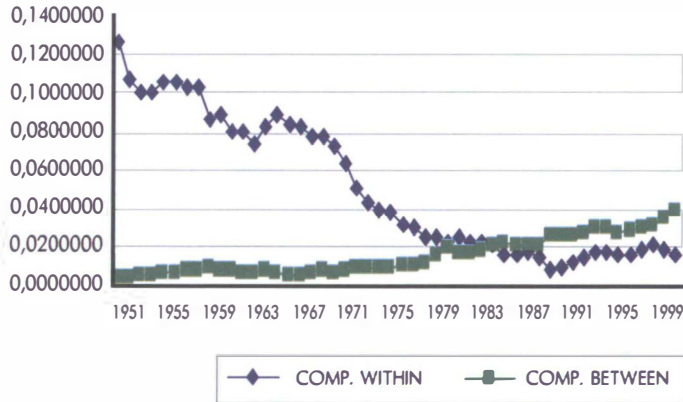


Fuente:
Penn World
Table 6.1

A partir de esta información, realizamos un segundo análisis en el que, debido al buen desempeño de su economía, eliminamos a Colombia del grupo 3 y lo pasamos al grupo 2. Los gráficos 16 y 17 presentan los resultados de esta operación.

GRÁFICOS
16 Y 17.

AMÉRICA LATINA: EVOLUCIÓN DE LOS COMPONENTES INTRAGRUPOS E INTERGRUPOS Y DESCOMPOSICIÓN INTRAGRUPOS CON COLOMBIA EN EL GRUPO 2 (1951-1999)



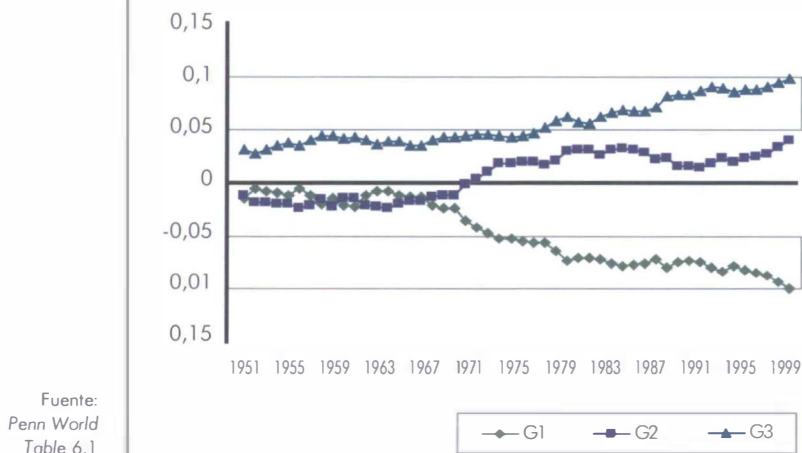
Fuente:
Penn World
Table 6.1

Como vemos, el componente intragrupos sigue siendo el más importante, pero el componente intergrupos tiende a aumentar con más fuerza que en el caso anterior a partir de finales de los setenta. Ello refleja un proceso de divergencia entre grupos de países. A finales de la década de los ochenta, el componente intergrupos sobrepasa en contribución al componente intragrupos, lo que a su vez explicaría la divergencia que se observó en el análisis agregado de los índices de Entropía Generalizada.

Con respecto a la contribución de cada grupo al elemento intragrupos, el gráfico 17 muestra que el grupo 1 sigue siendo el responsable principal de la convergencia intragrupos. Por otra parte, en el grupo 2 se presenta un cierto proceso de divergencia, causado por Colombia hasta principios de los setenta, cuando los países que forman parte de este grupo vuelven a converger entre sí.

Finalmente, en relación al componente intergrupos y considerando a Colombia dentro del grupo 2, en el siguiente gráfico se comprueba que hasta 1970 los grupos 1 y 2 mantienen un comportamiento muy similar. Pero a partir de ese momento, se produce una fuerte divergencia entre el grupo 1 y los grupos 2 y 3 (que parecen tener una evolución paralela durante todo el periodo analizado).

GRÁFICO 18. AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN INTERGRUPOS



El siguiente objetivo en el análisis de la convergencia sigma en los países de América Latina consiste en introducir la dimensión dinámica en los estudios de descomposición espacial de la desigualdad. Para ello, a continuación se aplica la descomposición dinámica por subgrupos de población propuesta por Dilip Mookherjee y Anthony Shorrocks (1982).

Un tipo de descomposición, utilizada con menor frecuencia en los análisis de desigualdades espaciales, es la descomposición dinámica por subgrupos de población, propuesta inicialmente por Dilip Mookherjee y Anthony Shorrocks (1982). Esta descomposición estima la contribución de los diferentes componentes al crecimiento de la desigualdad durante un periodo de tiempo (series temporales). Para estos autores, 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 sí. La principal ventaja de la descomposición dinámica es que permite analizar el cambio producido durante un periodo determinado (series temporales) en lugar de hacerlo para cada año específico (sección cruzada). Adicionalmente, la descomposición dinámica permite saber cuál es el impacto de los distintos componentes de descomposición sobre la evolución del índice general, sobre todo si estos componentes actúan en direcciones contrarias.

Expresado en términos metodológicos más detallados, la descomposición dinámica contabiliza los cambios en el nivel de desigualdad causados por los componentes intragrupos e intergrupos durante un periodo de tiempo determinado ($t, t+j$), donde normalmente $j=1$. El componente interno (intragrupos) muestra los cambios ocurridos durante un intervalo de tiempo en la desigualdad dentro de cada grupo. Este sería el efecto de «desigualdad pura» o el efecto inexplicado. Por su parte, el componente externo (intergrupos) recoge la evolución ocurrida en el nivel de desigualdad entre los distintos grupos durante el mismo intervalo de tiempo.

Por tanto, utilizando el índice de entropía para $\beta = 0$ por su mayor simplicidad respecto al resto de los índices, la descomposición dinámica consiste en aplicar el operador diferencial en ambos lados de la ecuación (13), lo que daría:

$$\Delta GE(0) = \left[\Delta \sum_g p_g GE_0(y_g) + \Delta \sum_g p_g \log \left(\frac{1}{\lambda_g} \right) \right] \quad (17)$$

Donde Δ es el operador diferencial y representa el cambio absoluto producido en el componente entre dos periodos de tiempo (así 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,

$$\frac{\mu_g}{\mu} \quad \text{donde} \quad \mu_g = \frac{\sum_{i \in Ng} y_i}{N_g}$$

$i=1, \dots, N_g$ serían los individuos que forman parte del grupo.

El desarrollo de esta formulación puede realizarse sobre la base de los datos correspondientes al principio o al final del periodo. En su desarrollo de la fórmula (21), Mookherjee y Shorrocks (1982) utilizan una media del periodo, lo que resulta en:

$$\Delta GE(0) = \left[\begin{array}{l} \sum_g \overline{p_g} \Delta GE_0(y^g) \\ + \sum_g \overline{GE_0(y^g)} \Delta p_g - \sum_g \overline{\log \lambda_g} \Delta p_g \\ - \sum_g \overline{p_g} \Delta \log(\lambda_g) \end{array} \right] \quad (18)$$

El primer término de la ecuación (18) muestra el impacto de los cambios intertemporales producidos en el componente intragrupos (el efecto intragrupos puro). Los términos 2 y 3 muestran el efecto asignación (allocation effect, originalmente en inglés) intragrupos e intergrupos, respectivamente (Litchfield, 1999). Es decir, estos términos muestran 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 respectivamente. De este modo, si los grupos ubicados 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) los que ganan población, la desigualdad aumenta. El cuarto componente muestra el efecto renta (income effect, originalmente en inglés), es decir, el cambio en la desigualdad general causado por los cambios producidos en la renta media relativa de los distintos grupos.

Debido a que el cuarto término está afectado indirectamente por cambios en la población (ya que como se comentó antes

$\lambda_g = \frac{\mu_g}{\mu}$ y a su vez), $\mu = \sum_g p_g \mu_g$ los cambios en la población relativa también

estarían afectando al cuarto término de la descomposición.

La alternativa propuesta por Mookherjee y Shorrocks (1982) es hacer una serie de modificaciones en la ecuación (18) para que el cuarto término dependa de μ_g en vez de λ_g . De ello resulta la siguiente ecuación:

$$\Delta GE(0) = \left[\begin{array}{l} \sum_g \overline{p_g} \Delta GE_0(y^g) \\ + \sum_g \overline{GE_0(y^g)} \Delta p_g - \sum_g \overline{\log \lambda_g} \Delta p_g \\ - \sum_g \overline{p_g} \Delta \log(\lambda_g) \end{array} \right] \quad (19)^{18}$$

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 periodos inicial y final (por ejemplo $v_g = 1/2 (p_g^t + p_g^{t+n})$). 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.

Si se aplica la descomposición propuesta por Mookherjee y Shorrocks (1982) a los tres grupos de países analizados (manteniendo a Colombia dentro del grupo 2) durante el periodo

18 Al dividir ambos lados de la ecuación por $GE(0)$, se pueden comparar los cambios proporcionales en la desigualdad total con los cambios proporcionales en los distintos efectos individuales (Jenkins, 1995).

1950-2000 a partir de la base de datos *Penn World Table 6.1*, se obtienen los siguientes resultados. Se debe tomar en cuenta que todas las medias se han calculado como un promedio de todo el periodo (en lugar 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 $In(\mu_g)$ que, como se comentó previamente, refleja cambios relativos en vez de absolutos.

De acuerdo a la información presentada en el cuadro 7, la descomposición dinámica por subgrupos de población muestra que el efecto intragrupos puro (es decir, las diferencias en el nivel de renta existentes dentro de cada uno de los grupos) es el factor que más peso tiene (105 % del total) en la explicación de la evolución de las disparidades nacionales en América Latina durante el periodo 1950-2000.

CUADRO 7. AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DINÁMICA (1950-2000)

| | Efecto intragrupos puro (A) | Efecto asignación intragrupos (B) | Efecto asignación intergrupos (C) | Efecto renta (D) | Total |
|-------------------|-----------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|------------------|--------|
| $\Delta GE(0)$ | -0,109 | 0,000 | 0,001 | 0,003 | -0,104 |
| % de contribución | 105% | 0% | -1% | -3% | 100% |

Fuente: *Penn World Table 6.1*.

El resto de efectos apenas contribuyen a explicar el 4% del índice de desigualdad. Los cambios en la población relativa dentro de los tres grupos de países y entre los grupos, es decir, los efectos asignación entre regiones (intergrupos) y asignación dentro de cada grupo (intragrupos) apenas contribuyen a explicar el 1% de la evolución en la desigualdad nacional. Esto podría interpretarse como que los cambios relativos en la población apenas han contribuido en la explicación de la evolución de la convergencia sigma entre los países latinoamericanos.

Las siguientes dos descomposiciones corresponden a los periodos 1950-1978 y 1979-2000. Se realiza esta partición en dos periodos debido a que, según los resultados ob-

tenidos anteriormente en los análisis del coeficiente de variación y los índices de Theil, a partir de 1978 el proceso de convergencia parece revertirse.

CUADRO 8. AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DINÁMICA (1950-1978)

| | Efecto intragrupos puro) (A) | Efecto asignación intragrupos (B) | Efecto asignación intergrupos (C) | Efecto renta (D) | Total |
|-------------------|------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|------------------|--------|
| $\Delta GE(0)$ | -0,102 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | -0,100 |
| % de contribución | 101% | -1% | 0% | -1% | 100% |

Fuente: Penn World Table 6.1.

CUADRO 9. AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DINÁMICA (1979-2000)

| | Efecto intragrupos puro) (A) | Efecto asignación intragrupos (B) | Efecto asignación intergrupos (C) | Efecto renta (D) | Total |
|-------------------|------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|------------------|--------|
| $\Delta GE(0)$ | -0,009 | 0,000 | 0,001 | 0,002 | -0,004 |
| % de contribución | 190% | -7% | -33% | -50% | 100% |

Fuente: Penn World Table 6.1.

Durante el período 1950-1978, el único efecto significativo es el efecto intragrupos puro o bien la convergencia en renta dentro de cada uno de los grupos de países. Sin embargo, a partir de 1978 se produce un cambio importante en el resto de los efectos. El efecto intragrupos puro sigue siendo el más importante, pero los demás efectos adquieren protagonismo. Su signo positivo refleja efectos contrarios a la convergencia en América Latina. El hecho de que los efectos provocados por la asignación de población entre grupos y dentro de cada grupo adquieran protagonismo permite concluir que el factor poblacional está influyendo de forma significativa en la explicación de la evolución de convergencia de la región. Adicionalmente, el efecto renta intergrupos también comienza a mostrar un peso importante, lo que corrobora los resultados obtenidos previamente (gráficos 15 y 18).

Para cerrar esta parte del análisis desarrollamos un tipo diferente de descomposición: la descomposición multiplicativa por fuentes de ingreso.

La descomposición multiplicativa por fuentes de ingreso de los índices de desigualdad consiste en expresar la renta per cápita y_i como el producto de k factores.

$$y_i = \prod_k y_i^k \tag{20}$$

Debido a que y_i^k es cada uno de los factores multiplicativos en que se ha descompuesto la renta per cápita, es posible descomponer el índice de desigualdad en el producto de los índices de desigualdad de cada uno de los factores de descomposición.

Un ejemplo concreto de este tipo de descomposiciones es la desagregación del PIBpc en productividad por trabajador (PIB/PO), tasa de empleo (PO/PA), tasa de actividad (PA/PET) y el componente estructural (PET/PT)¹⁹.

$$PIBpc = \frac{PIB}{pob} = \frac{PIB}{P.O. pob} = \frac{PIB}{PO} \frac{PO}{PA} \frac{PA}{PET} \frac{PET}{pob} \tag{21}$$

La contribución de cada uno de esos cuatro factores a la desigualdad general puede ser analizada calculando cuatro rentas ficticias para cada región, considerando que lo único que varía es el factor que queremos calcular. Es decir, la renta de la región i debida a aumentos de productividad (x) depende de la productividad de la región i multiplicada por la tasa de ocupación media nacional (e), por la tasa de actividad media nacional (a) y por la tasa de población en edad de trabajar sobre el total media nacional (w):

$$y_i^x = x_i \cdot e \cdot a \cdot w \tag{22}$$

Lo mismo se haría para el resto de factores

$$y_i^e = x \cdot e_i \cdot a \cdot w \tag{23}$$

$$y_i^a = x \cdot e \cdot a_i \cdot w \tag{24}$$

$$y_i^w = x \cdot e \cdot a \cdot w_i \tag{25}$$

Dónde x , e , a , w son las medias nacionales.

Para cada una de las rentas ficticias calculadas, el índice de Theil (0) sería:

$$GE^x = \sum_i p_i \ln \left(\frac{\mu}{y_i^x} \right) = \sum_i p_i \ln \left(\frac{\mu}{x_i e a w} \right) = \sum_i p_i \ln \left(\frac{x}{x_i} \right) \tag{26}$$

19 Al respecto, ver: Juan A. Duro (2002), Juan A. Duro y Joan Esteban (1998), Joan Esteban (1994), Juan R. Cuadrado-Roura (1991), José Villaverde (1996, 1997), Francisco Goerlich y Matilde Mas (1998).

Ya que $\mu = xeaaw$.

Sumando cada uno de los cuatro índices de Theil obtenemos la siguiente ecuación:

$$GE^x + GE^e + GE^a + GE^w = \sum_i p_i \left[\ln\left(\frac{\mu}{y_i^x}\right) + \ln\left(\frac{\mu}{y_i^e}\right) + \ln\left(\frac{\mu}{y_i^a}\right) + \ln\left(\frac{\mu}{y_i^w}\right) \right] = \sum_i p_i \ln\left(\frac{\mu^4}{y_i^x y_i^e y_i^a y_i^w}\right) = \sum_i p_i \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right) = GE(0) \quad (27)$$

La expresión (27) descompone el índice de Theil (0) en la suma aritmética de los índices de Theil(0) relativos de cada uno de los cuatro factores en que se descompuso la renta.

Francisco Goerlich (2000) ha propuesto una alternativa al índice elaborada por Juan A. Duro y Joan Esteban (1998), que utiliza como ponderación la renta relativa (q_i) aplicada al índice el Theil(1) en lugar de la población relativa (p_i).

$$GE(x, q) = GE(y, q) + GE(e, q) + GE(a, q) + GE(w, q) = \sum_i q_i \log\left(\frac{y_i}{y}\right) + \sum_i q_i \log\left(\frac{e_i}{e}\right) + \sum_i q_i \log\left(\frac{a_i}{a}\right) + \sum_i q_i \log\left(\frac{w_i}{w}\right) \quad (28)$$

El hecho de que Goerlich haya obtenido resultados similares da mayor robustez a los análisis realizados.

Ahora bien, la descomposición de la renta en estos cuatro factores es interesante ya que cada uno de ellos está regido por fuerzas diferentes y su evolución a lo largo del tiempo puede ser de gran importancia para focalizar los esfuerzos del agente decisivo.

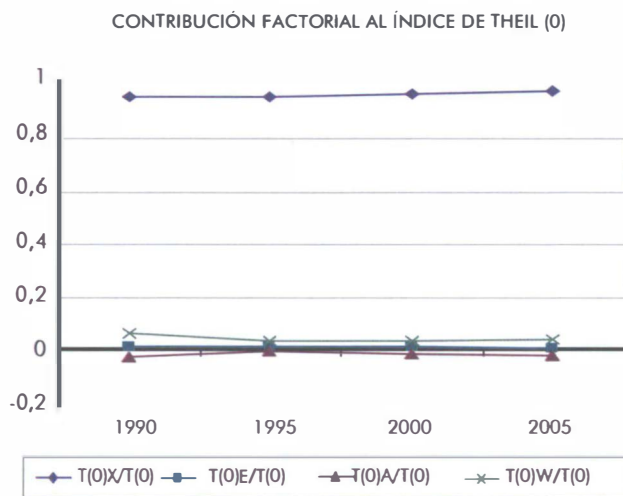
Por otra parte, los resultados deben cumplir la siguiente propiedad de descomposición multiplicativa:

$$GE_{xeaaw}(0) = GE_x(0) + GE_e(0) + GE_a(0) + GE_w(0) \text{ donde,} \\ GE_{xeaaw}(0) = \sum_i p_i \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right) = \sum_i p_i \ln\left(\frac{x^e a^a w}{y_i}\right) \quad (29)$$

A partir de la información de la base de datos de la ONU de capital humano correspondiente al periodo 1990-2005, obtenemos los siguientes resultados.

A partir del gráfico 19 podemos constatar que, durante el periodo 1990-2005, la productividad por trabajador es el factor que ha influido, casi exclusivamente, en la desigualdad de rentas entre los países de América Latina [línea GEx(0)/GE(0)]. Como ya lo han señalado algunos autores (Raymond, 1994, entre otros), este protagonismo se podría explicar por la ausencia de convergencia económica entre las estructuras sectoriales, de modo que las diferentes especializaciones nacionales en sectores productivos serían las responsables de la falta de convergencia observada en los niveles de renta entre los países de la región a partir de 1990.

GRÁFICO 19. AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN MULTIPLICATIVA DEL ÍNDICE DE THEIL POR FUENTES DE INGRESO (1990-2005)



$GE_x(0)/GE(0)$ sería el porcentaje de explicación del factor productivo (x) al índice de desigualdad global, $GE_e(0)/GE(0)$ sería el porcentaje de explicación de la tasa de ocupación media nacional (e), $GE_a(0)/GE(0)$ el porcentaje de explicación de la tasa de actividad media nacional (a) y $GE_w(0)/GE(0)$ el porcentaje de explicación de la tasa de población en edad de trabajar sobre el total media nacional (w).

Fuente:
ONU (2006)

Las desigualdades regionales observadas en América Latina se podrían explicar, por tanto, por las diferencias existentes en la especialización de la actividad económica de los países de la región en sectores productivos, ya que presentan marcadas diferencias en sus productividades. Sin embargo, incluso aunque hubiese una igualdad en las composiciones sectoriales, podrían existir factores nacionales que promovieran que unos países sean más productivos que otros y que, en consecuencia, impulsen hacia arriba su renta media. El papel de una u otra explicación debería ser evaluado por medio de diferentes procedimientos, como la técnica *shift-share*²⁰ (Esteban, 1994c).

20 La técnica *shift-share* consiste en la descomposición del crecimiento de una determinada variable económica (expresada en términos absolutos) en varios componentes que pueden reflejar el efecto que el crecimiento de una economía tiene sobre otra o el efecto que una determinada especialización sectorial tiene sobre el crecimiento de una economía. Las primeras aportaciones en estudios de la estructura productiva regional se pueden encontrar en los trabajos de Brown (1969), Esteban (1972) o Klaassen y Paelinck (1972).

Por último, se debe señalar que la tasa de ocupación, la tasa de actividad y la estructura demográfica apenas si han contribuido a explicar la evolución de la desigualdad entre los países de América Latina entre 1990 y el 2005.

- **El estimador Kernel de densidad**

Para cerrar nuestro análisis sobre los procesos de convergencia sigma entre los países de América Latina, a continuación presentamos un estudio basado en el estimador Kernel de densidad, que permite observar cómo ha sido la dinámica de la renta per cápita durante densidades del periodo 1950-2000.

Como complemento a los análisis de convergencia sigma elaborados a partir de indicadores de desigualdad, los investigadores han desarrollado nuevos instrumentos de carácter no paramétrico con el objetivo de analizar la dinámica de la función de densidad de la renta per cápita a través del tiempo con el propósito de conocer cómo se distribuye la variable renta per cápita entre los países objeto de estudio. Este tipo de análisis fue propuesto inicialmente por Quah (1996a). La ventaja de los análisis no paramétricos es que permiten analizar la normalidad de los datos económicos al detectar la unimodalidad o multimodalidad de la distribución y las posibles asimetrías o alisamientos en los datos. Estos rasgos pueden ser de gran importancia para conocer la dinámica de los procesos de convergencia que quedan ocultos en las estimaciones paramétricas como las realizadas previamente.

Entre las técnicas no paramétricas, la más básica es el histograma de frecuencias, muy utilizado en los años cincuenta. Sin embargo, esta técnica presenta una serie de desventajas que desaconsejan su uso, entre las que podemos mencionar que sus resultados varían dependiendo del ancho de las barras elegido y de los cambios de escala en los datos.

Una alternativa para el análisis de la dinámica de la función de densidad de una variable es el llamado «estimador Kernel de densidad», que ha sido utilizado, con mayor frecuencia, en los estudios económicos (Silverman, 1986). Las principales ventajas del Kernel de densidad son, en primer lugar, su invariabilidad ante los cambios de escala o ante el ancho de las barras; en segundo lugar, permite suavizar la contribución de los datos observados alrededor de un punto determinado; y finalmente —como lo demostraron Walter y Blue (1979) y Terrell y Scout (1992) —, prácticamente todos los algoritmos no paramétricos son asintóticamente métodos Kernel (Goerlich y Mas, 2001).

La función de densidad que se estima siguiendo esta metodología es:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - x_i}{h}\right) \quad (30)$$

Donde n es el número de países,

x_{ij} es cada una de las observaciones de la variable j (en este caso el logaritmo natural del PIBpc normalizado, es decir, dividido por la media para corregir el posible efecto que puedan tener las oscilaciones de cada país sobre el valor medio del conjunto de países),

h es el «parámetro de Suavizado», es decir, el ancho de banda elegido, y K es la función Kernel donde:

$$\int K dt = 1 \quad (31)$$

Entre las distintas funciones Kernel que pueden aplicarse (Epanechnikov, triangular, rectangular, gaussiana, etc.), la más utilizada ha sido la gaussiana. Sin embargo, todas ellas presentan un alto grado de eficiencia, por lo que la elección depende de cada investigador.

En nuestro análisis hemos empleado la función Epanechnikov definida por la siguiente función:

$$K(t) = \frac{3}{4}(1-t^2) \quad (32)$$

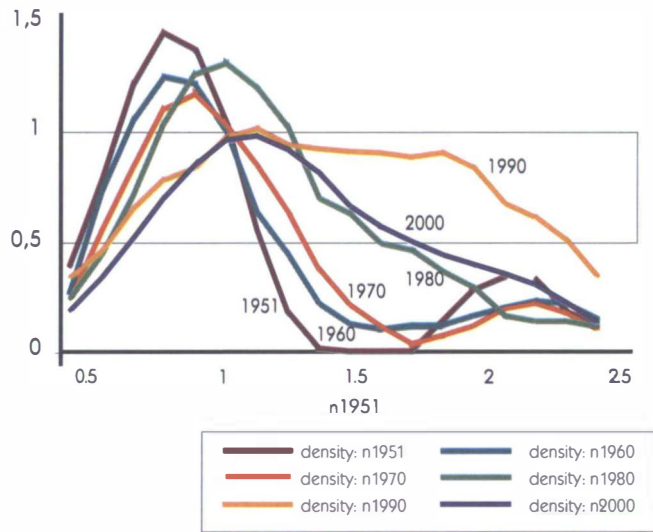
El resultado obtenido a partir de este análisis puede mostrar convergencia si se produce una mayor concentración de los datos alrededor de un cierto valor. Como los datos están normalizados, si este valor es la unidad, entonces habrá convergencia hacia la media.

La estimación del Kernel de densidad para los países de América latina a partir de la base de datos *Penn World Table 6.1* se muestra en el gráfico 19. Al inicio del periodo de análisis se registra un comportamiento bimodal en los países de América Latina. Esto significa que los países estaban concentrados en dos grupos. El primero incluye a Venezuela, Uruguay y Argentina, países que se sitúan en la «moda superior de la distribución» (es decir, en el grupo de los líderes). El segundo grupo incluye al resto de países analizados. Sin embargo, como se observa en las funciones de densidad de 1960 a 1990, este comportamiento se modifica durante las décadas siguientes. Estos resultados, cabe resaltarlos, coinciden con nuestro análisis de dispersión realizado en la primera parte del capítulo.

Otra conclusión a la que nos permite arribar la información presentada en el gráfico 19 es, primero, que desde la década de 1970 hasta 1990 se produjo un desplazamiento de la función de densidad hacia la derecha. Ello refleja una mejoría generalizada en los niveles de ingreso per cápita entre los países de la región. Asimismo, se observa una mayor concentración de los niveles de ingreso per cápita en la cola superior de la distribución, es decir, un proceso de convergencia entre los países más ricos. Sin embargo,

cuando se comparan los datos correspondientes a 1990 con los del año 2000 se detecta un retroceso en la concentración del ingreso, que parece moverse hacia la situación existente en 1980. Esto último también coincide con los resultados obtenidos en los análisis de convergencia sigma realizados previamente.

GRÁFICO 20.

AMÉRICA LATINA: EVOLUCIÓN DEL KERNEL DE DENSIDAD (1951-2000)


Fuente:
Penn World
Table 6.1

Conclusiones

A lo largo de este capítulo hemos utilizado una amplia variedad de métodos estadísticos para procesar la información proveniente de dos bases de datos internacionales: la Penn World Table 6.1, para el periodo 1950-2000, y la base de datos de la Organización de Naciones Unidas, para el periodo 1970-2004. El objetivo de este análisis fue obtener algunas conclusiones contrastadas sobre los determinantes del proceso de convergencia económica ocurrido en América Latina desde 1950 hasta la actualidad, visto desde la perspectiva de la evolución de las disparidades económicas o convergencia sigma.

Para empezar, a partir de nuestro análisis descriptivo sobre la evolución del PIB per cápita, hemos comprobado que, desde 1950 hasta la década de los ochenta, los valores de este indicador en los países latinoamericanos tuvieron una lenta pero constante aproximación a los valores de Estados Unidos. Sin embargo, desde principios de la década de 1980 hasta la actualidad, en la región se ha experimentado una grave crisis (matizada, cabe señalarlo, por una lenta recuperación a partir de finales de la década de 1990). En este contexto, a pesar de las crisis por las que ha atravesado Argentina, el PIB per cápita de este país continúa ocupando el primer puesto regional. Le sigue Chile, que desde mediados de los ochenta inició una senda de crecimiento sostenido vigente hasta la actualidad. Un proceso económico similar ha ocurrido en Uruguay. Brasil, por su parte, sobresale por su fuerte ascenso económico producido hasta la década de 1990. Sin embargo, a partir de esa década su crecimiento relativo se ha estancado. Con respecto a Ecuador, su PIB per cápita se ha mantenido, durante casi todo el período 1950-2000, en torno al 50% de la media de la región. La única excepción ocurrió durante el llamado boom petrolero (década de los setenta e inicios de los ochenta), cuando el nivel del PIB per cápita en Ecuador se incrementó. Pero a partir de ese momento se produjo un descenso paulatino de la posición relativa de este país frente a los demás países latinoamericanos. Por último, Nicaragua, Honduras y Bolivia son los países donde se ha registrado el peor nivel de PIB per cápita durante la segunda mitad del siglo pasado.

Por otra parte, a partir de nuestro análisis de la tasa de crecimiento de la población, observamos que ha ocurrido un acentuado proceso de crecimiento poblacional en América Latina (que casi triplica al de Estados Unidos) durante todo el periodo. Entre los países donde más ha aumentado la población se cuentan Costa Rica, Honduras, Venezuela y Nicaragua, con aumentos superiores al 60% sobre la media de la región. En contraste, los países con menores aumentos poblacionales son Argentina, Guyana y Uruguay. La coincidencia de altas tasas de crecimiento de la población con bajas tasas de crecimiento de la renta per cápita en varios países de la región nos indicó que el factor poblacional podía estar influyendo en el crecimiento económico de estos países.

Más adelante se compararon los cambios en las posiciones relativas de cada país entre 1950 y el año 2000, a través de un diagrama de dispersión. Ello nos permitió apreciar que ha ocurrido un proceso de concentración entre ciertos países. Al principio del periodo existía una distribución formada por dos grupos de países: los más ricos (Argentina, Uruguay y Venezuela) y el resto de países. Hacia el final del periodo esos dos grupos se fusionan en uno solo. Sin embargo, más allá de este cambio, las disparidades en los niveles de ingreso per cápita parecen mantenerse durante todo el periodo. En tér-

minos generales, la situación económica de la mayoría de países empeoró con respecto al año 1950. Los cambios más significativos en las posiciones relativas ocurrieron en el caso de Brasil (que ganó 12 puestos relativos), de Panamá (que ganó 8 puestos), de Colombia (que ganó 4 puestos) y de Ecuador (que ganó 3 puestos). Por el contrario, los mayores perdedores fueron Bolivia (que perdió 10 puestos), El Salvador y Guyana (que perdieron 5 puestos), Venezuela (que perdió 4 puestos) y Perú (que perdió 3 puestos).

Para profundizar esta comparación del comportamiento de la economía de los países latinoamericanos, realizamos una primera agrupación de países. Los resultados obtenidos nos permitieron identificar claramente dos grupos. El primero (formado por Argentina, Chile, Guyana y Uruguay), que incluye a países que comparten niveles de PIB per cápita superiores a la media de la región, tanto al principio como al final del periodo. Asimismo, en este grupo de países se registran tasas de crecimiento del PIB per cápita superiores a la media regional durante la década 1990-2000, y tasas de crecimiento de población inferiores a la media regional durante el mismo periodo. Dentro del segundo grupo identificado (formado por el resto de países de la región) se registraron, tanto al principio como al final del periodo, tasas de crecimiento de la población superiores a la media regional y niveles del PIB per cápita real inferiores a la media. Adicionalmente, durante la década 1990-2000, la tasa de crecimiento de estos países fue inferior a la media. Dentro de este segundo grupo, a su vez, se pudieron detectar dos subgrupos claramente identificables. Los países del primer subgrupo (formado por Brasil, Colombia, Costa Rica, El Salvador, México y Panamá) tuvieron una tasa de crecimiento inferior a la media durante todo el periodo, y especialmente durante la década 1950-1960. Y en el segundo subgrupo (formado por Bolivia, Ecuador, Paraguay, Perú, Venezuela, Guatemala, Nicaragua y Honduras) se registró una tasa de crecimiento de la población mayor a la media regional desde 1970 hasta el año 2000 y una tasa de crecimiento del PIB per cápita menor al resto de países latinoamericanos durante la década 1990-2000.

Ahora bien, como ya lo remarcamos en su momento, este primer análisis descriptivo tiene una serie de limitaciones. La información que provee esta agrupación de países se refiere únicamente a los cambios relativos producidos en distintos periodos. En consecuencia, esta información no demuestra si se ha producido un proceso de convergencia económica entre los distintos países de la región, ni describe cuál ha sido la dinámica de dicho proceso. Para superar esta limitación, a continuación realizamos un análisis de convergencia sigma para comprobar la evolución de las disparidades en el nivel de renta per cápita de los países de la región, utilizando el coeficiente de variación del PIB per cápita real (base 1996) obtenido de la base de datos *Penn World Table*

6.1 y el VAB per cápita real obtenido de la base de datos de la Organización de Naciones Unidas. Ello nos permitió constatar que, con la excepción del periodo 1970-1978, durante la segunda mitad del siglo pasado no se ha producido un proceso de convergencia entre los países de la región.

Sin embargo, aunque completa la información presentada anteriormente, este análisis de convergencia también tiene limitaciones. En vista de ello y para conducir nuestro análisis a mayores niveles de precisión, pasamos a determinar las disparidades existentes entre los tres grupos identificados de países de América Latina, utilizando indicadores provenientes del análisis de las desigualdades personales. Específicamente, utilizamos la familia de índices de Entropía Generalizada por cumplir con todas las propiedades básicas listadas por Shorrocks (1982). Los resultados obtenidos coincidieron con nuestras conclusiones anteriores. Ello comprueba la consistencia de todos los indicadores presentados a lo largo del capítulo. Pero, adicionalmente, este nuevo nivel de análisis nos permitió apreciar que la evolución del PIB per cápita en América Latina se encuentra marcada por una mayor concentración entre los países más ricos y una tendencia a la dispersión entre los más pobres.

Para detallar más el análisis agregado presentado hasta el momento, aprovechamos las propiedades de descomposición de los indicadores de desigualdad utilizados. Ello nos permitió averiguar cómo ha evolucionado el PIB per cápita y la población entre los países latinoamericanos. En primer lugar, se analizó la contribución de cada país al índice de Entropía Generalizada o índice de Theil. Los resultados muestran una tendencia a la concentración en tres grupos de países. El grupo 1, formado por los líderes del proceso, que incluye a Argentina, Brasil, Chile, México, y al conjunto de Costa Rica, Panamá y Uruguay. El grupo 2, formado por países con un desempeño económico intermedio, que incluye a Paraguay, Venezuela, El Salvador y Guyana. Y el grupo 3, formado por países que han tenido un mal desempeño, que incluye a Bolivia, Ecuador, Perú, Guatemala, Honduras y Nicaragua (Colombia, cabe recordarlo, fue introducido inicialmente en este grupo). Estos resultados fueron ligeramente diferentes a los obtenidos en el análisis multidimensional, lo que demuestra que los análisis apriorísticos no son recomendables cuando se quiere analizar convergencia regional.

En segundo lugar, determinamos cómo habría sido el proceso de convergencia de la región si la población relativa de cada país se hubiera mantenido constante durante todo el periodo analizado. Realizando esta simulación, vimos que desde 1950 hasta principios de los años noventa, los resultados eran muy similares a los obtenidos previamente. Sin embargo, a partir de 1990, debido a los cambios en la población relativa,

se produce un aumento en la divergencia económica entre los países latinoamericanos. Esto demuestra que la tasa de crecimiento de la población es un factor que ha influido en la tendencia hacia la divergencia producida a partir de la década de 1990, como conjeturáramos anteriormente.

La tercera descomposición del índice de desigualdad que realizamos procuraba detectar el peso de dos componentes distintos de desigualdad: el componente intergrupos, que mide el grado de desigualdad existente entre los tres grupos identificados de países (tomando como referencia la media regional); y el componente intragrupos, que mide el grado de desigualdad existente dentro de cada uno de estos grupos. Los resultados mostraron que, hasta finales de la década de 1970, el componente intragrupos es el que más contribuyó a definir el proceso de convergencia en América Latina y que existió un fuerte proceso de convergencia entre los países que pertenecen a cada uno de los grupos. A partir de 1970, se estanca la convergencia intragrupos y el peso de este componente se iguala con el peso del componente intergrupos. Este último, como pudimos observar, parece mostrar una tendencia a aumentar durante los últimos años.

Con el objetivo de conocer el comportamiento individualizado de cada país dentro de su propio grupo, se procedió a realizar una tercera descomposición que consistió en desagregar el componente intragrupos para observar el comportamiento de cada uno de los grupos de países. Solo el primer grupo mostró un fuerte proceso de concentración en los ingresos per cápita entre los países que lo componían hasta mediados de los setenta, mientras que los otros dos grupos mantuvieron un comportamiento estable y con una baja contribución al índice de desigualdad entre los países que formaban parte de cada uno de ellos. Asimismo, tras analizar en detalle el comportamiento de los países del tercer grupo, se comprobó que, a partir de 1980, Colombia tuvo un comportamiento distinto al resto de países de su grupo. Por ello, se optó por resituar a este país en el grupo 2. Hecho este cambio, se realizó de nuevo el análisis intragrupos e intergrupos. Al analizar los resultados, vimos que el componente intragrupos seguía siendo el más importante. Sin embargo, el componente intergrupos mostró una mayor tendencia a aumentar a partir de finales de los setenta. Al observar el comportamiento dentro de cada uno de los tres grupos, el grupo 1 seguía siendo el responsable principal de la convergencia intragrupos hasta mediados de los setenta, mientras que el grupo 2 mostraba cierto proceso de divergencia hasta principios de los setenta, originado por Colombia. Es decir, Colombia parece haber cambiado de grupo a partir de ese momento. Ahora bien, con respecto al componente intergrupos, y considerando a Colombia dentro del grupo 2, se pudo comprobar que hasta 1970 los grupos 1 y 2

mantuvieron un comportamiento muy similar. Pero a partir de esa década se produce una fuerte divergencia entre ambos. Por último, se pudo constatar que el grupo 2 mantuvo una evolución paralela al grupo 3 durante todo el periodo, pero sin aproximar sus posiciones.

La cuarta descomposición realizada fue de carácter dinámico. Ello nos permitió estudiar el impacto de los cambios producidos en el proceso de convergencia a lo largo del periodo de análisis a través de cuatro componentes: el efecto intragrupos puro, que muestra el cambio en la desigualdad de la renta por alteraciones en los ingresos per cápita de los países que forman cada grupo; el efecto asignación intragrupos e intergrupos, que muestra la evolución en la desigualdad de la renta por los cambios producidos en la población relativa al interior de los grupos y entre los distintos grupos respectivamente); y el efecto renta, que muestra el cambio en la desigualdad causado por los cambios producidos en la renta media relativa entre los distintos grupos. Los resultados indican que el efecto intragrupos puro es el que más contribuye a explicar la evolución de las disparidades nacionales en América Latina durante el periodo 1950-2000, es decir, las diferencias de ingresos per cápita entre los países de cada grupo. El resto de efectos apenas si contribuyen a explicar la evolución de las disparidades de la región.

La siguiente descomposición dinámica se realizó teniendo en cuenta dos periodos, 1950-1978 y 1979-2000, dado que según los resultados obtenidos de los análisis del coeficiente de variación y los índices de Theil agregados, a partir de 1978 el proceso de convergencia parece revertirse. Durante el primer periodo (1950-1978), el único efecto significativo siguió siendo el efecto intragrupos puro. Sin embargo, a partir de 1978 se produce un cambio importante en el resto de los efectos. Aunque el efecto intragrupos puro sigue siendo el más importante, los cambios en la población relativa entre grupos y, en menor medida, dentro de cada grupo, adquiere mayor peso en la explicación del aumento de las disparidades económicas entre los países de la región, y lo mismo sucede con el efecto renta entre grupos.

La última descomposición realizada consistió en desagregar el PIB per cápita en productividad por trabajador (PIB/PO), tasa de empleo (PO/PA), tasa de actividad (PA/PET) y el componente estructural (PET/PT). A través de esta descomposición se pudo comprobar que durante prácticamente todo el periodo 1990-2005, el factor más importante en la determinación de la desigualdad de rentas entre los países de América Latina es la productividad por trabajador. El resto de componentes apenas si contribuyen a explicar el proceso de convergencia de los países del área.

Para cerrar, realizamos un análisis dinámico del comportamiento del ingreso per cápita en los países de América Latina utilizando la metodología del Kernel estocástico. De este modo pudimos arribar a las siguientes conclusiones. Al principio del periodo analizado (1950) se registra una concentración de los países en dos agrupaciones formadas por Venezuela, Uruguay y Argentina, en la parte superior de ingresos, y del resto de países en la parte inferior. Aunque en las décadas siguientes esta distribución agrupada de ingresos tiende a desaparecer progresivamente, entre 1990 y 2000 se produce un retroceso en la concentración hacia las posiciones relativas de 1980.

BIBLIOGRAFÍA

- Abramovitz, M. (1986). Catching up, forging ahead, and falling behind. En *Journal of Economic History* vol. 46, 2, 385-406.
- ----- (1994). Catch-up and convergence in the postwar growth boom and after». En William et ál. (eds.). *Convergence and productivity* (pp. 86-125). New York: Oxford University Press.
- Aitchison, J. y Brown, J. (1957). *The lognormal distribution*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Atkinson, A. (1970). On the measurement of inequality. En *Journal of Economic Theory*, 3, 244-263.
- Barro, R., y Sala-i-Martin, X. (1990). Economic growth and convergence across the United States. NBER Working Paper 3419.
- Barro, R., y Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence across States and regions. En *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- Barro, R. J., y Sala-i-Martin., X. (1992a). Convergence. En *Journal of Political Economy* vol: 100, 2, 223-51.
- Barro, R., y Sala-i-Martin, X. (1992b). Regional growth and migration: a Japan-United States comparison. En *Journal of the Japanese and International Economies* vol. 6, 4.
- Barro, R., y Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic growth*. New York: McGraw-Hill.
- Bhattacharya, N., y Mahalanobis, B. (1967). Regional disparities in household consumption in India. En *Journal of The American Statistical Association*, 62, 143-161.
- Bourguignon, F. (1979). Decomposable income inequality measures. En *Econometrica*, 47, 901-920.
- Brown, H. (1969). Shift and share projections of regional economic growth: an empirical test. En *Journal of Regional Science*, 9, 1-17.
- Cowell, F. (1980). On the structure of additive inequality measures. En *Review of Economic Studies*, 47, 521-531.
- ----- (1995). *Measuring inequality*. London: Prentice Hall. (1st. Edition 1977, London: Phillip Alan Publishers).
- Cowell, F., Jenkins, S. (1995). How much inequality can we explain? A methodology and an application to the USA. En *Economic Journal*, 105, 421-431.

- Cuadrado, J., García, B., y Raymond, J. (1999). Regional convergence in productivity and productive structure: the Spanish case. En *International Regional Science Review* vol. 22, 1, 35-53.
- Cuadrado, J., Garrido y Mancha, (1999). Disparidades regionales y convergencia en España. 1980-1995. En *Revista de Estudios Regionales*, 55, 109-137.
- Chakravarty, S. (1990). *Ethical social index numbers*. Berlin: Springer Verlag.
- Chatterji, M. (1992). Convergence clubs and endogenous growth. En *Oxford Review of Economic Policy* vol. 8, 4, 57-69.
- Dagum, C. (1997). A new decomposition of the Gini Income Inequality Ratio. En *Empirical Economics*, 22, 515-531.
- Davies, J. y Shorrocks, A. (1989). Optimal grouping of income and wealth data. En *Journal of Econometrics* vol. 42, 1, 97-108.
- Dollar, D. y Wolff., E. (1988). Convergence of labour productivity among advanced economies. En *Review of Economics and Statistics*, 70, 549-558.
- Dollar, D. y Wolff., E. (1993). *Competitiveness, convergence and international specialization*. Cambridge: MIT Press.
- Davidson, R. y Duclos, J. (1998). *Statistical Inference for Stochastic Dominance and for the Measurement of Poverty and Inequality*, G.R.E.Q.A.M. 98a14, Université Aix-Marseille III.
- Dowrick, S. y Nguyen, D. (1989). OECD comparative economic growth 1950-85: Catch up and convergence. En *American Economic Review* Vol. 79, 5, 1010-1030.
- Esteban, J. (1972). A reinterpretation of shift-share analysis. En *Regional and Urban Economics*, 2, 249-255.
- Esteban, J. y Ray, D. (1993). El concepto de polarización social y su medición. En *I Simposio sobre Desigualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza* Vol. II. Madrid: Fundación Argentaria.
- Esteban, J. (1994). La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis. En Esteban, J., y Vieves, X. (eds.). *Crecimiento y Convergencia regional en España y en Europa* Vol. II (13-84). Barcelona: Instituto de Análisis Económico (CSIC) y Fundación de Economía Analítica.
- Esteban, J. y Ray, D. (1994). On the measurement of polarization. En *Econometrica* Vol. 62, 4, 819-851.

- Ezcurra, R. (2001). Convergencia y cambio estructural en la Unión Europea. Documentos de trabajo No. 111, Lan Gaiak Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra.
- Fei, J., Ranis, G. y Kuo, S. (1978). Growth and the family distribution of income by factor components. En *Quarterly Journal of Economics*, 92, 17-53.
- Gail, M. and Gastwirth, J.L. (1978). A Scale-Free Goodness of Fit Test for the Exponential Distribution Based on Gini Statistic. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*.
- Gastwirth, J.L. and Gail, M.H. (1985). Simple Asymptotically Distribution-Free Methods for Comparing Lorenz Curves and Gini Indices Obtained from Complete Data. *Advances in Econometrics*, 4, 229-243, D. Bassman and G. Rhodes, Jr. (Eds.), JAI Press, Greenwich, Conn.
- Goerlich, F. (1998). Desigualdad, diversidad y convergencia: algunos instrumentos de medida. Ivie.
- Goerlich, F. (1998). Desigualdad, diversidad y convergencia: (algunos) instrumentos de medida. Valencia: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Goerlich, F., Mas, M., Pérez, F. y Tortosa-Ausina, E. (2001). Crecimiento y dimensiones de la convergencia en las provincias españolas (1965-1997).
- Goerlich, F. (2001). On factor decomposition of cross-country income inequality: some extensions and qualifications. En *Economics Letters*, 70, 303-309.
- Grossman, G. y Helpman, E. (1991). *Innovation and growth in the global economy*. Cambridge: MIT Press.
- Grossman, G. y Helpman, E. (1994). Endogenous innovation in the theory of growth. En *Journal of Economic Perspectives*, 8, 23-44.
- Gwartney, J., Lawson, R., y Block, W. (1996). *Economic freedom of the world*. Vancouver: Fraser Institute.
- Heston, A., Summers, R., y Aten, B. (2002). *Penn world table (Version 6.1)* [CD-ROM]. Pennsylvania: Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- Kanbur, R. (2000). Income distribution and development. En Atkinson, A., y Bourguignon, F. (eds.). *Handbook of income distribution* (pp. 791-842). Amsterdam: Elsevier.
- Klaassen, L. y Paelink, J. (1972). Asymmetry in shift-share analysis. En *Regional and Urban Economics*, 2, 256-261.
- Levine, R. y Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. En *American Economic Review*, vol. 82, 4, 942-963.

- Litchfield, J. (1999). Inequality: methods and tools. Recuperado de la World Wide Web: <http://www.worldbank.org/poverty/inequality/index.htm>. Visitado el 18 de enero de 2007.
- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. En *Journal of Monetary Economics*, 2, 3-42.
- Mankiw, N., Romer, D. y Weil, N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. En *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, 2.
- Marcet, A. (1994). Los pobres siguen siendo pobres: Convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel. En *Crecimiento y convergencia regional en España y en Europa*, Vol. II. Barcelona: Instituto de Análisis Económico.
- Maré, D. (2004). What do endogenous growth models contribute? Working Paper 04-04, Motu Economic y Public Policy Research.
- Milanovic, B. (2005). *Worlds apart: measuring international and global inequality*. Princeton: Princeton University Press.
- Molle, Inicial et ál. (1980). *Regional disparity and economic development in the European Community*. Rotterdam: Netherlands Economics Institute.
- Pyatt, G. (1976). On the interpretation and disaggregation of Gini Coefficients. En *The Economic Journal*, 86, 243-254.
- Quah, D. (1993a). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. En *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427-43.
- ----- (1993b). Empirical cross-section dynamics in economic growth. En *European Economic Review*, Elsevier vol. 37, 2-3, 426-434.
- ----- (1995). Empirics for economic growth and convergence. CEPR Discussion Papers 1140.
- ----- (1996a). Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. En *Economic Journal*, vol. 106, 437, 145-55.
- ----- (1996b). Ideas determining convergence clubs. Working paper, Economics Department, London School of Economics.
- Rabadan, I. y Salas, R. (1996). Convergencia y redistribución intertemporal en España: efecto de los impuestos directos, cotizaciones sociales y transferencias. En *Economía Pública*.
- Raymond, J. (1994). Condicionantes externos de la evolución de la economía española. Documentos de Trabajo 104, Serie Amarilla – Economía, Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social.

- Rebelo, S. (1991). Long-run policy analysis and long-run growth. En *Journal of Political Economy*, Vol. 99, 3, 500-512.
- Romer, P. (1987). Growth based on increasing returns due to specialization. En *American Economic Review*, 77, 2, 56-62.
- ----- (1994). The origins of endogenous growth. En *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, 1, 3-22.
- Sachs, J. y Warner, A. (1997). *Natural resource abundance and economic growth*. Cambridge: Harvard University Press.
- Sala-i-Martin, X. (1990). *On growth and States*. Doctoral dissertation: Harvard University.
- ----- (1996a). *Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence*.
- ----- (1996b). The classical approach to convergence analysis. En *Economic Journal*, 106, 1019-1036.
- ----- (1996c). *Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence*. En *European Economic Review*, Elsevier Vol. 40, 6, 1325-1352.
- Sen, A. (1973). *On economic inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- Shorrocks, A. (1980). The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, 48, 613-625.
- Shorrocks, A. (1982a). Inequality decomposition by factor components. En *Econometrica*, 50, 193-211.
- ----- (1982b). The impact of income components on the distribution of family incomes. En *Quarterly Journal of Economics*, 98, 311-26.
- ----- (1984). Inequality decomposition by population subgroups. En *Econometrica*, 52, 1369-1386.
- ----- (1999). *Decomposition procedures for distributional analysis: A unified framework based on the Shapley Value*. Wivenhoe Park: University of Essex, Institute for Fiscal Studies.
- Shorrocks, A. y Wan, G. (2004). *A simple method for generating income data from Lorenz Coordinates*. Helsinki: World Institute for Development Economics Research, United Nations University.

- Silber, J. (1989). Factor components, population subgroups and the computation of the Gini Index of inequality. *Review of Economics and Statistics*, 71, 107-125.
- Silverman, B. (1986). *Density estimation for statistics and data analysis*. New York: Chapman & Hall.
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. En *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, 1, 65-94.
- Terrell, G., y Scott, D. (1992). Variable kernel density estimation. En *Annals of Statistics*, vol. 20, 3, 1236-1265.
- Theil, H. (1967). *Economics and information theory*. Amsterdam: North-Holland.
- United Nations. (1993). Commission of the European Communities, International Monetary Fund, Organization for Economic Cooperation and Development, World Bank. *System of National Accounts 1993 (SNA 1993)*. Series F, No. 2, Rev. 4. (United Nations publication Sales No. E.94.XVII.4). (para. 1.128 and paras. 2.173-2.174).
- Villaverde, J. (1996). Desigualdades provinciales en España, 1955-1991. En *Revista de Estudios Regionales*, 45, 89-108.
- Villaverde, J. (1997). Convergencia regional y unión monetaria. ¿Dónde estamos? ¿A dónde vamos? Lecciones 1/97, apertura del curso académico 1997/98, Universidad de Cantabria.
- Walter, G. y Blum, J. (1979). Probability density estimation using delta sequences. En *Annals of Statistics*, Vol. 7, 2, 328-340.
- Yitzhaki, S. y Lherman, R. (1991). Income stratification and income inequality. En *Review of Income and Wealth*, vol. 37, 3, 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.