

Crecimiento económico y concentración original del ingreso: experiencias internacionales desde 1820*

Carlos Esteban Posada

José Fernando Escobar♦

Resumen

De acuerdo con la hipótesis básica de una nueva corriente de análisis del desarrollo económico, el principal determinante de la brecha actual entre el ingreso *per cápita* de los países desarrollados y el de los países en desarrollo que fueron colonias europeas es la concentración original de la riqueza, vista tal concentración como un factor que sintetiza la modalidad inicial de colonización y producción. En este documento sometemos a prueba la hipótesis, que llamamos “historicista”, de una influencia negativa de la concentración inicial del ingreso en el desempeño posterior de la economía. Para tal propósito partimos de la función de producción agregada convencional y de relaciones hipotéticas entre los motores básicos del crecimiento y variables de concentración del ingreso en un momento inicial y en otros posteriores. Los resultados de ejercicios *panel* con una muestra de países desarrollados y en desarrollo no rechazan la hipótesis historicista cuando se mide la concentración del ingreso por la participación en éste del decil más rico de la población.

Clasificación JEL: C23, N10, O11, O40

Palabras claves: crecimiento económico, producto de largo plazo, distribución original del ingreso, función de producción.

* Borrador para comentarios. Este documento es de la exclusiva responsabilidad de sus autores y no compromete, por tanto, al Banco de la República (Banco central de Colombia) ni a sus directivas. Se agradecen los comentarios de Luis Eduardo Arango, Wilman Gómez, Daniel Mejía, Luis Fernando Melo y de los asistentes al seminario interno del Banco de la República a versiones anteriores.

♦ Los autores son investigador del Banco de la República (Banco central de Colombia) y estudiante de la Universidad de Antioquia (en pasantía en el Banco de la República), respectivamente.

I. Introducción

Una rama de la literatura reciente sobre crecimiento económico ha estado explorando la relación entre las condiciones iniciales de la colonización europea en los demás continentes y el nivel actual de desarrollo de las excolonias (ver, entre otros, Acemoglu *et al.* [2002], Easterly [2001a, 2001b y 2002], Engerman y Sokoloff [2002], y las referencias citadas allí). En particular, ha establecido una conexión causal hipotética entre la “dotación” relativa de climas y tierras de determinadas calidades¹ y la consecuente concentración de la riqueza y el ingreso durante las primeras etapas de tal colonización. Además, ha examinado los desarrollos institucionales derivados de esas condiciones iniciales y de la misma concentración del ingreso y los efectos de estos factores históricos sobre el crecimiento posterior de la economía².

De acuerdo con la hipótesis básica de esta corriente, el principal determinante de la brecha actual entre el ingreso *per cápita* de los países desarrollados y el de los países en desarrollo (que fueron colonias europeas) es la concentración original de la riqueza, vista tal concentración como un factor que sintetiza la modalidad inicial de colonización y producción.

La inexistencia de tal brecha para el caso de Estados Unidos, Australia, Nueva Zelanda, etc., frente a los países de Europa occidental, es evidencia, según esta corriente, de la pertinencia de la hipótesis: en estas excolonias la geografía y, por

¹ Y (habría agregado López [1976]), de población indígena potencialmente sujeta a servidumbre, gracias a su previa organización social: “*La institución de la Mita...puso de manifiesto el carácter colectivo de la disponibilidad de los factores de producción para los empresarios coloniales y su muy poca preocupación por la conservación de estos recursos...fue esta una característica de las reglas del juego económico del conquistador o del noble inmigrante español del primer período colonial y que no estuvo presente en las empresas coloniales como la norteamericana, en donde, por ausencia de posibilidades de explotación de una masa esclava, el granjero independiente tuvo acceso a los recursos productivos con base casi exclusiva en su propio esfuerzo...*” (*Ibidem*, pág. 474).

² El análisis de North *et al.* (2002) tiene alguna relación con la corriente mencionada pero, a diferencia de esta, ha insistido en la inadecuación de las instituciones políticas de la metrópoli y las colonias españolas y, sobretodo, en la inadecuación del desarrollo institucional de las excolonias españolas después de la independencia con respecto a lo requerido para un rápido desarrollo económico y con respecto a lo sucedido en Estados Unidos.

ende, el modo de colonización (y, consecuentemente, de producción) implicó una distribución altamente igualitaria de la riqueza³.

Y en sociedades cuyo origen es altamente desigual:

“las experiencias y los intereses de los ciudadanos divergen marcadamente, (por tanto) muchas sociedades se caracterizan por una falta de consenso. Estas, por tanto, seguramente no respetarán los derechos económicos, políticos y personales asociados a una democracia liberal y una economía de mercado.” (North et al. 2002, pág. 18).

“Does the government of each nation face incentives to create private sector growth, or does it face incentives to steal from –and thus repress– private business? In a polarized and undemocratic society, where class-based or ethnically based interest groups are in a vicious competition for loot, the answer is probably the latter.” (Easterly 2001b, pág. 290).

Este escrito tiene dos propósitos: 1) establecer una conexión explícita entre el núcleo de la teoría del crecimiento económico, la función de producción agregada, y la hipótesis de dependencia del nivel actual de desarrollo de la concentración original del ingreso (que llamaremos hipótesis “historicista”) y 2) mostrar, con base en lo primero, los alcances y limitaciones que podría tener tal hipótesis. Para este efecto se utilizan los resultados de algunos ejercicios econométricos. Se intenta alcanzar el objetivo 1) en la sección II de este escrito, y el objetivo 2) en la sección III. La sección IV resume y concluye.

II. El modelo

En la primera parte de esta sección seguimos la vía utilizada por Prescott (2002) para entender los determinantes del producto per cápita de una economía. En consecuencia consideremos la siguiente función convencional de producción agregada:

$$Y_t = (A_0 \Gamma_t)^{1-\theta} K_t^\theta H_t^{1-\theta}; \quad 0 < \theta < 1$$

Siendo: Y , K y H los niveles de producto real, capital físico y capital humano (trabajo modificado por calificación media laboral, A_0 el nivel inicial del factor de escala y

³ Uno de los elementos importantes del modo de producción y colonización fue el referido a la posibilidad y conveniencia de establecer actividades productivas sujetas a grandes economías de escala (plantaciones, minería) y, por ende, percibir beneficios del uso masivo y concentrado de fuerza laboral de baja calificación (bajo modalidades serviles, asalariadas o esclavistas) *versus* la conveniencia de establecer producciones sin economías de escala como fue el caso del cultivo de cereales.

Γ el factor de crecimiento de la eficiencia laboral (1 + tasa de crecimiento de ésta)⁴. El indicador de cambio técnico es, entonces, la tasa de crecimiento de la eficiencia laboral⁵.

Por tanto:

$$\frac{1}{1-\theta} \log Y_t - \frac{\theta}{1-\theta} \log Y_t - \log N_t = \log A_0 + \gamma t + \frac{\theta}{1-\theta} \log K_t - \frac{\theta}{1-\theta} \log Y_t + \log H_t - \log N_t;$$

$$0 < \gamma < 1$$

Así que:

$$(1) \log y_t = \log A_0 + \gamma t + \frac{\theta}{1-\theta} \log \left(\frac{k}{y} \right)_t + \log h_t$$

Correspondiendo las variables en letra minúscula a sus niveles *per cápita* (N es el nivel de población) y $\gamma = \log \Gamma$.

En lo que sigue supondremos que la ecuación 1 (y la que se ha de derivar de esta) es una representación del producto *per cápita* bajo una situación de estado estable; esto significa suponer que la economía tiene mecanismos que permiten alcanzarlo o inducen el retorno a éste si por alguna razón y en un momento cualquiera se encuentra en situación distinta. En consecuencia, supondremos que la ecuación 1 es una representación del nivel del producto *per cápita* en el largo plazo y de sus factores determinantes en primera instancia.

Al comparar países en desarrollo con países desarrollados bajo la óptica de la ecuación 1 podemos suponer, siguiendo todavía a Prescott, que la diferencia en sus niveles de producción *per cápita* se explica principalmente por los niveles de los factores tecnológicos y del capital humano, pues las diferencias en el factor capital [es decir, en: $\left(\frac{\theta}{1-\theta} \right) \log \left(\frac{k}{y} \right)_t$] no resultan ser demasiado grandes. Un ejemplo para

⁴ En el trabajo citado de Prescott, H es el número agregado de horas trabajadas; en la presente formulación esta variable hace referencia a trabajo calificado (por ejemplo, formalmente calificado) sin contar el efecto que tiene el factor Γ de eficiencia.

⁵ Así que suponemos que el cambio técnico es neutral en el sentido de Harrod.

ilustrar esta afirmación se obtiene comparando los niveles del factor capital para Colombia y Estados Unidos: el de Colombia, en 1988, equivalía a 82% del de aquel⁶.

Si seguimos a Barro (2000)⁷, y tratamos de aprovechar las frases citadas de North *et al.* (2002) y de Easterly (2001b), puede decirse que es muy probable que tres de los principales canales a través de los cuales una alta concentración inicial del ingreso incide negativamente en el crecimiento posterior de una economía sean los siguientes: a) una insuficiente formación de capital humano a causa de la inexistencia o de las imperfecciones de un mercado financiero para tal inversión; en tal caso, sólo una minoría de la población lograría altos niveles educativos gracias al apoyo de sus familias; más aún, podría pensarse que un insuficiente ritmo de cambio técnico puede ser causado, precisamente, por un bajo nivel de capital humano; b) una tasa demasiado baja de cambio técnico a causa de un alto nivel de “indisciplina social” (crímenes, revueltas, etc.) y de una secuela de gobiernos irrespetuosos de los principios básicos de una economía de mercado y de un sistema democrático; y c) la sub-acumulación de capital físico que puede resultar del hecho de que los gobernantes traten de paliar los efectos de la alta concentración original del ingreso con medidas que subsidian el consumo de grupos medios y bajos. Más adelante retornaremos al tema de los dos últimos canales, y, por el momento, nos concentraremos en los efectos negativos eventuales de una alta concentración del ingreso en la formación de capital humano⁸.

⁶ GRECO (2002), tabla 3, cap. 3, con base en Hall y Jones (1998).

⁷ Según Barro (2000), la teoría económica contempla varios mecanismos a través de los cuales la concentración del ingreso (o riqueza) tiene efectos tanto negativos como positivos sobre la acumulación de capital humano y físico y el crecimiento económico. De acuerdo con sus resultados empíricos (en un ejercicio *panel*), en países con ingresos *per cápita* inferiores a 2.070 dólares (de 1985) a mayor concentración del ingreso menor es la tasa de crecimiento de la economía, en tanto que en países con ingresos por encima del anterior umbral a mayor concentración del ingreso mayor es la tasa de crecimiento de la economía. Además, en su trabajo Barro muestra evidencia favorable a la “curva de Kuznets” (la relación “u-invertida” entre concentración del ingreso y nivel del ingreso *per cápita*) pero con un R^2 muy bajo (así que la parte sustancial de la variación del coeficiente de concentración del ingreso no es explicada por variaciones del ingreso *per cápita*). Panizza (2002), por el contrario, encontró que la relación entre concentración del ingreso y crecimiento económico no es robusta de acuerdo con los resultados de su análisis *panel* regional para Estados Unidos.

⁸ En Aghion *et al.* (1999) también se encuentra una revisión de la literatura reciente sobre las razones por las cuales una alta concentración de la riqueza puede frenar el crecimiento económico de largo plazo; con todo, estos autores reconocieron que, para el momento de escribir su documento, se requería

La hipótesis historicista simple consiste, por tanto, en establecer un nexo causal entre la concentración original del ingreso y el nivel del ingreso *per cápita* actual de una economía. Nosotros utilizaremos una hipótesis que podría denominarse “historicista aumentada” y la incorporamos en el modelo de crecimiento que corresponde a la ecuación 1. Tal hipótesis es la ecuación 2:

$$(2) \quad \log A_0 + \log h_t = \lambda_0 + \lambda_1 \left(\frac{1}{\sigma_{y_0}} \right) + \lambda_2 \left(\frac{1}{\sigma_{y_{t-x}}} \right) + \varepsilon_t; \quad \lambda_{i(i=1,2)} > 0; \quad 0 < \sigma_y < 1;$$

$$\varepsilon_t : i.i.d.; \quad E[\varepsilon_t] = 0$$

Siendo σ_{y_0} y $\sigma_{y_{t-x}}$ medidas de la concentración del ingreso en el punto inicial y en un punto intermedio del tiempo: a mayores niveles de σ_{y_0} o $\sigma_{y_{t-x}}$ (suponiendo que $\sigma_{y_{t-x}}$ es independiente de σ_{y_0}) menor el nivel de capital humano *per cápita* en un momento posterior cualquiera, permaneciendo lo demás constante. La hipótesis 2 es de naturaleza estocástica: incluye un término de error cuyo valor esperado es cero, y es idéntica e independientemente distribuido a través del tiempo (i.i.d.).

La ecuación 2 es una hipótesis historicista aumentada: de un lado incorpora la hipótesis historicista simple ($\lambda_1 > 0$); de otro incorpora efectos de políticas de distribución (concentradoras o, por el contrario, redistributivas) entre el período 0 y el período $t-x$ [representados por $\lambda_2(1/\sigma_{y_{t-x}})$; $\lambda_2 > 0$] que inciden en la formación del capital humano hasta el período t .

Así, la distribución originaria del ingreso establece una condición al punto de partida de la economía; sin embargo, su potencia para explicar el desempeño económico se puede debilitar o fortalecer a través del tiempo por cambios de la misma distribución.

Reemplazando 2 en 1 se obtiene la siguiente ecuación:

mas investigación empírica antes de extraer resultados sólidos. De otra parte, en ese mismo artículo los autores muestran que un crecimiento intenso del producto *per cápita*, si está asociado a cambio técnico sesgado hacia trabajo calificado, puede generar una creciente concentración del ingreso laboral. En este trabajo nosotros, por la función de producción supuesta, excluimos la posibilidad de tal efecto, y, en general, suponemos que el grado de concentración del ingreso es una variable exógena.

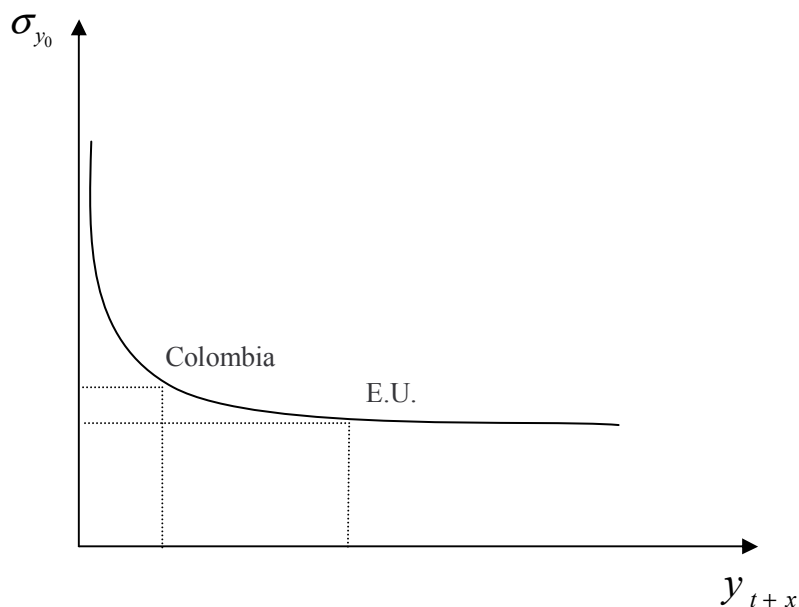
$$\log y_t = \lambda_0 + \lambda_1 \left(\frac{1}{\sigma_{y_0}} \right) + \lambda_2 \left(\frac{1}{\sigma_{y_{t-x}}} \right) + \gamma t + \frac{\theta}{1-\theta} \log \left(\frac{k}{y} \right)_t + \varepsilon_t$$

o su equivalente al evaluar en $t + x$

$$(3) \log y_{t+x} = \lambda_0 + \lambda_1 \left(\frac{1}{\sigma_{y_0}} \right) + \lambda_2 \left(\frac{1}{\sigma_{y_t}} \right) + \gamma(t+x) + \frac{\theta}{1-\theta} \log \left(\frac{k}{y} \right)_{t+x} + \varepsilon_{t+x}$$

Esta hipótesis puede resultar útil para contribuir a explicar la diferencia entre Colombia y Estados Unidos si se considera momentáneamente σ_{y_t} como fijo y se opera exclusivamente con σ_{y_0} , de modo que se tendría la siguiente interpretación gráfica de este caso (Gráfico 1):

Gráfico 1



Es decir, la concentración original del ingreso, según la ecuación 3, tendría un efecto de nivel sobre el producto, pero no sobre su tasa de crecimiento⁹; por tanto, la brecha entre los productos de Colombia y de Estados Unidos (excolonias con orígenes diferentes) o de una excolonia que soportó, al principio, una alta

⁹ La concentración original de la riqueza también podría tener efectos negativos sobre la tasa de crecimiento de largo plazo; más adelante abordaremos este asunto.

concentración del ingreso y el del país europeo occidental, podría permanecer constante, caer o subir a través del tiempo pero sólo en función del cambio técnico (γ), de variaciones persistentes del factor capital o de diferentes ritmos de acumulación de capital humano asociados a modificaciones de la distribución del ingreso.

De otra parte, la distribución posterior del ingreso puede afectar el desempeño económico a través de los dos canales ya mencionados y adicionales al de la subacumulación de capital humano. En particular, varios economistas han examinado el caso de un tipo de perfil de política distributiva usual en los países de ingreso originalmente concentrado y que va en detrimento del producto de largo plazo de la economía; a tal perfil se le concederá la siguiente forma funcional:

$$(\gamma - \delta_2)(t+x) + \frac{\theta}{1-\theta} \log \left(\frac{k}{y} \right)_{t+x} = -\delta_1 \left(\frac{1}{\sigma_{y_t}} \right) + \mu_{t+x}; \quad \delta_1 > 0; \quad (\gamma - \delta_2) > 0$$

$$\mu_{t+x} : i.i.d.; \quad E[\mu_{t+x}] = 0; \quad Cov[\varepsilon_{t+x}, \mu_{t+x}] = 0$$

\Rightarrow

$$(4) \quad \gamma(t+x) + \frac{\theta}{1-\theta} \log \left(\frac{k}{y} \right)_{t+x} = -\delta_1 \left(\frac{1}{\sigma_{y_t}} \right) + \delta_2(t+x) + \mu_{t+x}$$

La hipótesis 4 expresa la posible existencia de políticas distributivas que inciden en los niveles futuros de eficiencia técnica o del factor capital (bajo el supuesto adicional de que el grado de concentración del ingreso en un momento t , relativamente alejado del momento inicial 0 , obedece a alguna política distributiva). Entre tales políticas se pueden mencionar, por ejemplo, las que reducen la exposición a la competencia, o protegen un determinado grupo de trabajadores mediante los subsidios a las empresas donde trabajan o que castigan con impuestos el ahorro para financiar el consumo de grupos de ingresos medios o bajos sin que esto repercuta en mayor acumulación de capital humano (véanse, como ejemplos destacados, Alesina y Rodrik, 1992, y Persson y Tabellini, 1994)¹⁰. Pero aún con políticas distributivas que

¹⁰ Alesina y Rodrik (1992) y Persson y Tabellini (1994) diseñaron dos modelos teóricos que contemplan la posibilidad de que el votante mediano de un país democrático con un ingreso altamente concentrado, y precisamente por pertenecer al grupo pobre de la población, elija una política fiscal (o de confiscaciones) redistributiva que frena, de manera permanente, la acumulación de capital y el

frenen el crecimiento es de esperar que se observe algo de cambio técnico a través del tiempo ($\gamma - \delta_2 > 0$).

Reemplazando la ecuación 4 en la 3 se deduce una ecuación que explica el PIB *per cápita* de largo plazo en función de los niveles original e intermedio de la concentración de la riqueza y de algún ritmo de cambio técnico (que puede ser sensible a la distribución del ingreso):

$$(5) \quad \log y_{t+x} = \lambda_0 + \lambda_1 \left(\frac{1}{\sigma_{y_0}} \right) + (\lambda_2 - \delta_1) \left(\frac{1}{\sigma_{y_t}} \right) + \delta_2(t+x) + \omega_{t+x};$$

$$\omega_{t+x} = \varepsilon_{t+x} + \mu_{t+x} \Rightarrow \omega_{t+x} : i.i.d., E[\omega_{t+x}] = 0$$

Esto es, $\lambda_2 - \delta_1$ expresa el efecto de la política distributiva del siguiente modo:

- Si $\lambda_2 - \delta_1 > 0$ el efecto que ha primado en la economía (si ha habido redistribución) favorece el crecimiento; esto, según el modelo, mediante la acumulación de capital humano.
- Si $\lambda_2 - \delta_1 < 0$ el efecto puede corresponder a una redistribución que, también según el modelo, menoscaba el capital (con resultados negativos en el futuro) o deprime la eficiencia técnica futura. Pero este mismo caso ($\lambda_2 - \delta_1 < 0$) puede corresponder al del efecto de una política concentradora del ingreso (es decir, que reduce $\frac{1}{\sigma_{y_t}}$) y que, por las mismas razones, podría acelerar el crecimiento económico.

III. Resultados estadísticos

En esta sección presentamos los resultados de la estimación de los parámetros de la ecuación 5. El ejercicio econométrico consistió en realizar una regresión de tipo *panel*. La ecuación a estimar mediante este ejercicio es:

crecimiento económico. La evidencia empírica reportada por estos autores apoya la principal predicción de sus modelos: a mayor desigualdad del ingreso menor la tasa de crecimiento de la economía. Con todo, tal evidencia no permite arrojar luces sobre el mecanismo preciso mediante el cual la concentración del ingreso frenaría el crecimiento.

$$\log y_{i,t+x} = \lambda_{0i} + \lambda_1 \left(\frac{1}{\sigma_{y_i,0}} \right) + (\lambda_2 - \delta_1)_i \left(\frac{1}{\sigma_{y_i,t}} \right) + \delta_2(t+x) + \omega_{it+x}; \quad i = 1, \dots, j$$

En la estimación varían los países ($i=1, \dots, j$); además varían el producto y el grado de concentración del ingreso a través del tiempo¹¹.

Para la estimación se empleó como fuente estadística del grado de concentración del ingreso la base de datos elaborada por Bourguignon y Morrisson (2002); esta base presenta la distribución del ingreso personal en distintos países y grupos de países por deciles de sus grupos perceptores y en diferentes años, no consecutivos, desde 1820 hasta 1992. A partir de esto calculamos dos medidas aproximadas de concentración del ingreso: a) la relación entre el ingreso del decil más rico y el ingreso total, y b) un coeficiente *Gini* (más precisamente, una medición imperfecta de éste que explicamos en el Anexo 1). La primera medida es imperfecta pues no recoge información de los cambios distributivos entre los grupos de ingresos bajos e intermedios de la población; por ello, reportamos en el cuerpo central de este documento los resultados del mismo ejercicio utilizando ambas medidas.

Para la selección de la secuencia del producto *per cápita* observado al cabo de un supuesto largo plazo (en $t+x$, cuando, como en el ejercicio *panel*, está variando t) fue determinante el acervo de información con el que contábamos, es decir, la secuencia de datos de concentración. En vista de que el trabajo citado de Bourguignon y Morrisson tiene información sobre distribución para los años 1820, 1850, 1870, 1890, 1910, 1929, 1950, 1960, 1970, 1980, y 1990¹², y dado que deseábamos elegir cifras de producto anual que pudiesen guardar un adelanto constante (x) con respecto a las de concentración, se tomaron los valores de producto de los años 1959, 1969, 1979, 1989 y 1999 con 9 años para tal adelanto. Las cifras de

¹¹ Tal ejercicio se adecua a una estimación “de efectos fijos” sobre λ_{0i} y $(\lambda_2 - \delta_1)_i$, como se demuestra en el Anexo 2. La estimación de un *panel* con estas características resulta mejorada ostensiblemente si se supone que la varianza para cada país es diferente, es decir, al considerar heteroscedasticidad.

¹² Este ultimo dato es corresponde en realidad a 1992 pero lo consideramos una buena aproximación del año aquí referenciado.

producto *per* cápita se extrajeron de la base de datos del Banco Mundial¹³. Suponemos adicionalmente que el año a partir del cual cada país inicia su proceso de desarrollo, y para el cual se dispone de información sobre concentración del ingreso, es 1820. Tenemos en cuenta, como se ha sugerido, nuestra medida de concentración del ingreso de los años 1950, 1960, 1970, 1980 y 1990 (suponiendo que tales años están ya tan alejados del año inicial que las medidas de concentración del ingreso en estos años son *proxies* de los efectos de políticas distributivas a lo largo de los siglos XIX y XX), así que, en términos de la ecuación 5, σ_{y_t} es una secuencia de indicadores de concentración en los mencionados años. En síntesis, logramos información de concentración de ingreso y actividad económica posterior para varios años y para los casos de 28 “sujetos” (países individuales y grupos de países sin duplicaciones).

Los cuadros 2 y 3 presentan los resultados empleando ambas medidas.

Cuadro 2. Resultados de estimación de la ecuación 5.					
Empleando el decil más rico de la población.					
(Panel; mínimos cuadrados generalizados)					
Parámetro	Valor	Estadístico z	Valor probabilístico	Intervalo de confianza al 95%	
λ_1	12.18372	5.0050	0.0000	7.412625	16.95481
δ_2	0.0172166	11.4420	0.0000	0.0142674	0.0201658
$(\lambda_2 - \delta_1)_i$:					
Alemania	-8.175839	-3.9500	0.0000	-12.23248	-4.119193
Argentina-Chile	1.417652	4.0590	0.0000	0.7330671	2.102237
Australia-Canadá-Nueva Zelanda	0.321949	2.7810	0.0050	0.0950546	0.5488433
Austria-Checoslovaquia-Hungría	-6.665617	-4.0390	0.0000	-9.899858	-3.431375
Bangladesh-Pakistán	-10.68918	-4.3620	0.0000	-15.49183	-5.886527
Brasil	-0.8132032	-1.1260	0.2600	-2.22874	0.6023333
China	1.202752	1.4220	0.1550	-0.4555405	2.861044
Colombia-Perú-Venezuela	2.835904	1.5490	0.1210	-0.7512992	6.423108
Corea (del sur)-Taiwán	1.413685	2.0640	0.0390	0.0715592	2.755812
Costa de Marfil-Ghana-Kenya	-14.78465	-4.4600	0.0000	-21.28251	-8.286794
Egipto	-0.3477583	-0.1290	0.8970	-5.635293	4.939777
Estados Unidos	-0.4432048	-0.5800	0.5620	-1.939817	1.053408
Filipinas-Tailandia	-9.895544	-4.0800	0.0000	-14.64908	-5.142006

¹³ Dado que no todos los “sujetos” de estudio son países, se requirió, al tratarse de grupos, agregar los datos de producto total y población total de cada país para obtener un producto *per* cápita de los grupos de países.

Francia	2.282612	2.4990	0.0120	0.4927119	4.072512
India	-10.25115	-4.3420	0.0000	-14.87803	-5.624272
Indonesia	-12.45958	-4.3630	0.0000	-18.05633	-6.86284
Italia	1.708322	1.5270	0.1270	-0.4842085	3.900852
Japón	-5.186316	-2.4330	0.0150	-9.364015	-1.008618
México	-0.2247502	-0.0890	0.9290	-5.161373	4.711872
Naciones escandinavas ¹⁴	1.375262	1.6100	0.1070	-0.298751	3.049274
Nigeria	0.9728382	1.6960	0.0900	-0.1515993	2.097276
Norte de África ¹⁵	-0.8554803	-0.8330	0.4050	-2.869491	1.158531
Polonia	-6.777465	-3.9610	0.0000	-10.13085	-3.424077
Portugal-España	2.65195	1.7090	0.0870	-0.3896429	5.693543
Reino Unido-Irlanda	-0.0340979	-0.1340	0.8930	-0.5330007	0.4648049
Rusia	-6.773419	-3.9570	0.0000	-10.12867	-3.41817
Sur de África ¹⁶	-3.097454	-3.6940	0.0000	-4.740856	-1.454052
Turquía	-9.759713	-3.9780	0.0000	-14.56783	-4.951597
λ_{0i} : Alemania	Coeficiente excluido				
Argentina-Chile	-26.18213	-4.3890	0.0000	-37.8754	-14.48886
Australia-Canadá-Nueva Zelanda	-29.1609	-4.1910	0.0000	-42.79977	-15.52203
Austria-Checoslovaquia-Hungría	Coeficiente excluido				
Bangladesh-Pakistán	Coeficiente excluido				
Brasil	-19.85354	-3.4600	0.0010	-31.09926	-8.607825
China	-28.8027	-4.4360	0.0000	-41.52733	-16.07808
Colombia-Perú-Venezuela	-27.40512	-4.0590	0.0000	-40.63674	-14.1735
Corea (del sur)-Taiwán	-28.52065	-4.5020	0.0000	-40.93669	-16.1046
Costa de Marfil-Ghana-Kenya	Coeficiente excluido				
Egipto	-24.955	-2.7530	0.0060	-42.72255	-7.187452
Estados Unidos	-25.74367	-3.4880	0.0000	-40.20898	-11.27837
Filipinas-Tailandia	Coeficiente excluido				
Francia	-29.65287	-4.6140	0.0000	-42.24845	-17.05728
India	Coeficiente excluido				
Indonesia	Coeficiente excluido				
Italia	-26.04192	-4.0410	0.0000	-38.67414	-13.4097
Japón	-8.616332	-0.8370	0.4020	-28.78735	11.55469
México	-21.01542	-2.6390	0.0080	-36.623	-5.407846
Naciones escandinavas	-27.84399	-4.2280	0.0000	-40.75049	-14.9375
Nigeria	-38.08782	-4.7210	0.0000	-53.90177	-22.27388
Norte de África	-23.50641	-3.6120	0.0000	-36.26088	-10.75195
Polonia	Coeficiente excluido				
Portugal-España	-31.41792	-4.1150	0.0000	-46.38235	-16.45348

¹⁴ Suecia, Finlandia y Noruega.

¹⁵ Marruecos, Túnez y Argelia.

¹⁶ Sudáfrica, Zambia y Zimbabue.

Reino Unido-Irlanda	-17.95676	-3.5410	0.0000	-27.89623	-8.017286
Rusia	Coeficiente excluido				
Sur de África	-10.61647	-2.3350	0.0200	-19.52778	-1.705152
Turquía	Coeficiente excluido				
Número de observaciones: 140					
Número de individuos: 28					
Número de periodos: 5					
Logaritmo de la verosimilitud: 10.26712					
Valor estadístico Chi cuadrado: 471357.17					
Corregido por heteroscedasticidad entre países					

Cuadro 3. Resultados de estimación de la ecuación 5.					
Empleando el coeficiente <i>Gini</i> .					
<i>(Panel; mínimos cuadrados generalizados)</i>					
Parámetro	Valor	Estadístico z	Valor probabilístico	Intervalo de confianza al 95%	
λ_1	13.70217	1.6610	0.0970	-2.470519	29.87486
δ_2	0.0159106	10.8920	0.0000	0.0130475	0.0187738
$(\lambda_2 - \delta_1)_i$:					
Alemania	-8.883401	-1.1000	0.2710	-24.70539	6.93859
Argentina-Chile	-9.417095	-1.1440	0.2530	-25.55222	6.718035
Australia-Canadá-Nueva Zelanda	3.664092	3.1970	0.0010	1.417509	5.910674
Austria-Checoslovaquia-Hungría	-8.414995	-1.1480	0.2510	-22.78515	5.955156
Bangladesh-Pakistán	-11.0246	-1.3390	0.1810	-27.16203	5.112826
Brasil	-7.114332	-1.3820	0.1670	-17.20108	2.972412
China	5.841891	1.3500	0.1770	-2.639844	14.32363
Colombia-Perú-Venezuela	19.02548	1.4540	0.1460	-6.625436	44.6764
Corea (del sur)-Taiwán	13.81996	2.1230	0.0340	1.059104	26.58081
Costa de Marfil-Ghana-Kenya	-12.0841	-1.3340	0.1820	-29.84244	5.674243
Egipto	-3.71018	-0.2310	0.8170	-35.21363	27.79327
Estados Unidos	-8.73	-1.0760	0.2820	-24.63178	7.171782
Filipinas-Tailandia	-10.06573	-1.2340	0.2170	-26.0509	5.91944
Francia	13.00063	2.8490	0.0040	4.05774	21.94353
India	-36.02387	-4.0930	0.0000	-53.27585	-18.77188
Indonesia	-11.06883	-1.2980	0.1940	-27.78651	5.648838
Italia	9.584143	1.6330	0.1030	-1.922295	21.09058
Japón	-36.47017	-2.5220	0.0120	-64.81283	-8.127519
México	-2.542893	-0.2300	0.8180	-24.20688	19.1211
Naciones escandinavas	14.90429	1.7720	0.0760	-1.578982	31.38757
Nigeria	6.695838	1.9170	0.0550	-0.1517913	13.54347
Norte de África	-6.162979	-0.8130	0.4160	-21.01735	8.691387
Polonia	-8.573521	-1.1670	0.2430	-22.96843	5.821386
Portugal-España	14.34381	1.7660	0.0770	-1.576864	30.26448
Reino Unido-Irlanda	-0.1920018	-0.0540	0.9570	-7.118104	6.734101

Rusia	-8.56525	-1.1660	0.2440	-22.96196	5.831454
Sur de África	-13.34423	-3.6070	0.0000	-20.59479	-6.093671
Turquía	-9.857364	-1.1970	0.2310	-25.99141	6.276685
λ_{0i} :	Coeficiente excluido				
Alemania	Coeficiente excluido				
Argentina-Chile	Coeficiente excluido				
Australia-Canadá-Nueva Zelanda	-19.22797	-1.5310	0.1260	-43.84003	5.384087
Austria-Checoslovaquia-Hungría	Coeficiente excluido				
Bangladesh-Pakistán	Coeficiente excluido				
Brasil	-3.606274	-0.2700	0.7870	-29.74983	22.53728
China	-24.87094	-1.7900	0.0730	-52.10501	2.36312
Colombia-Perú-Venezuela	-39.58746	-1.8560	0.0630	-81.38319	2.208262
Corea (del sur)-Taiwán	-36.2287	-2.2610	0.0240	-67.63977	-4.817626
Costa de Marfil-Ghana-Kenya	Coeficiente excluido				
Egipto	-10.07267	-0.3790	0.7050	-62.22956	42.08423
Estados Unidos	Coeficiente excluido				
Filipinas-Tailandia	Coeficiente excluido				
Francia	-33.46264	-2.3410	0.0190	-61.48444	-5.440837
India	38.81145	2.0940	0.0360	2.486225	75.13667
Indonesia	Coeficiente excluido				
Italia	-27.89192	-1.8370	0.0660	-57.64699	1.863158
Japón	45.69427	1.7200	0.0850	-6.380645	97.76918
México	-9.824413	-0.5130	0.6080	-47.33725	27.68842
Naciones escandinavas	-36.72809	-2.0190	0.0440	-72.38821	-1.067974
Nigeria	-27.74387	-1.9780	0.0480	-55.23063	-0.2571185
Norte de África	-6.389323	-0.3870	0.6990	-38.76497	25.98633
Polonia	Coeficiente excluido				
Portugal-España	-36.1031	-2.0390	0.0410	-70.81261	-1.393583
Reino Unido-Irlanda	-11.95355	-0.9290	0.3530	-37.18114	13.27405
Rusia	Coeficiente excluido				
Sur de África	5.333365	0.4420	0.6590	-18.33812	29.00485
Turquía	Coeficiente excluido				
Número de observaciones: 140					
Número de individuos: 28					
Número de períodos: 5					
Logaritmo de la verosimilitud: 6.369604					
Valor estadístico Chi cuadrado: 405308.91					
Corregido por heteroscedasticidad entre países					

La hipótesis historicista simple, representada por el coeficiente λ_1 , recibe apoyo empírico para explicar el PIB de largo plazo en el primer ejercicio, aquel que emplea la participación del decil más rico de la población como medida de

concentración del ingreso. Este primer ejercicio indica que el coeficiente que representa la hipótesis historicista posee un valor muy alto, sugiriendo que la política distributiva ejecutada con posterioridad al momento de concentración original de la riqueza ha tenido efectos secundarios y, por tanto, los determinantes del largo plazo de una economía se pueden encontrar en sus condiciones iniciales (la concentración originaria de la riqueza y los efectos de las dotaciones recogidos por la constante λ_{0i}).

En cambio, el segundo ejercicio, aquel que utiliza el coeficiente *Gini* como medida de concentración del ingreso, arroja, como uno de sus resultados, la no significancia estadística del coeficiente asociado a la hipótesis historicista.

Bajo ambos ejercicios el coeficiente δ_2 , el ritmo del cambio técnico, es significativo y relativamente alto, entre 1,59 y 1,72 % anual. Pero la historia de países con “milagros económicos” como Alemania y Japón entre 1950 y 1980 indica que las tasas de cambio técnico de estos países en tales años fueron, probablemente, mucho mayores; esto ayudaría a explicar el resultado (bajo este modelo de cambio técnico igual para todos los países) de coeficientes $\lambda_2 - \delta_1$ de valor negativo en aquellos países en los cuales el crecimiento económico fue alto con grados de concentración del ingreso relativamente estables a lo largo del período 1950-1990¹⁷.

Cuadro 4. Desempeño de las naciones con valores significativos de $\lambda_2 - \delta_1$				
Resultados asociados al Cuadro 2.				
País	$(\lambda_2 - \delta_1)_i$	PIB <i>per</i> cápita de 1989 en dólares de 1995	Variación del grado de concentración (1950-1990)	Crecimiento promedio del PIB <i>per</i> cápita(1959-1999)
Alemania	-8.175839	16800.74	0.000	0.043
Argentina-Chile	1.417652	7495.71	0.040	0.009
Australia-Canadá-Nueva Zelanda	0.321949	17172.41	-0.050	0.023
Austria-Checoslovaquia-Hungría	-6.665617	8884.62	0.000	0.026

¹⁷ Para poner a prueba esta conjetura se corrieron ejercicios *panel* alternativos que parten la muestra en países pobre y ricos, y además consideran el cambio técnico variable entre naciones. Bajo esta opción, los coeficientes que acompañan la distribución del ingreso (decil más rico y *Gini*) para Alemania y Japón son positivos o no significativos, mientras que sus tasas de cambio técnico son significativamente mayores a las del resto de naciones; además estas tasas representan porcentajes muy altos (entre 72 y 84%) de sus tasas de crecimiento de largo plazo.

Bangladesh-Pakistán	-10.68918	1126.93	0.000	-0.005
Corea (del sur)-Taiwán	1.413685	10515.58	-0.091	0.055
Costa de Marfil-Ghana-Kenya	-14.78465	1059.15	0.000	-0.012
Filipinas-Tailandia	-9.895544	2947.14	0.000	0.011
Francia	2.282612	17949.48	-0.017	0.036
India	-10.25115	1348.16	-0.015	-0.006
Indonesia	-12.45958	2748.79	0.000	0.002
Japón	-5.186316	19430.41	0.013	0.066
Polonia	-6.777465	4721.35	0.000	0.008
Rusia	-6.773419	4670.66	0.000	-0.005
Sur de África	-3.097454	3452.13	-0.050	0.008
Turquía	-9.759713	4420.07	0.000	0.017

Cuadro 5. Desempeño de las naciones con valores significativos de $\lambda_2 - \delta_1$				
Resultados asociados al Cuadro 3.				
País	$(\lambda_2 - \delta_1)_i$	PIB <i>per</i> cápita de 1989 en dólares de 1995	Variación del grado de concentración (1950-1990)	Crecimiento promedio del PIB <i>per</i> cápita(1959-1999)
Australia-Canadá-Nueva Zelanda	3.664092	17172.41	-0.050	0.023
Corea (del sur)-Taiwán	13.81996	10515.58	-0.091	0.055
Francia	13.00063	17949.48	-0.017	0.036
India	-36.02387	1348.16	-0.015	-0.006
Japón	-36.47017	19430.41	0.013	0.066
Sur de África	-13.34423	3452.13	-0.050	0.008

IV. Resumen y conclusiones

Una corriente de la literatura sobre desarrollo económico está poniendo a prueba la siguiente hipótesis: casi todos los países actualmente pobres tienen un “pecado original”: fueron colonias bajo unas condiciones geográficas y, por ende, bajo un modo de colonización y producción que concentró, desde el principio, la riqueza; por ello su crecimiento ha sido demasiado lento y, aún hoy, las brechas entre sus niveles de ingreso *per* cápita y los de los países que fueron sus metrópolis o los de los países desarrollados que fueron colonias pero del “tipo Nueva Inglaterra” son demasiado grandes.

Esto fue motivo para que sometiéramos a prueba una hipótesis que llamamos “historicista”: la de una influencia negativa de la concentración inicial del ingreso en el desempeño posterior de la economía. Para tal propósito partimos de la función de

producción agregada convencional y de ecuaciones que establecen relaciones hipotéticas entre los motores básicos del crecimiento y variables de concentración del ingreso en un momento inicial y en otros posteriores. El modelo teórico resultante está diseñado para que la hipótesis historicista resulte, *ex ante*, tan capaz de defenderse como la hipótesis contraria: la de la importancia de los determinantes recientes del desempeño económico.

Los resultados de uno de los dos ejercicios econométricos de tipo *Panel* basados en una muestra de (28) “sujetos” (países individuales y grupos homogéneos de países), el elaborado con una cierta medida de concentración del ingreso, a saber, la participación del decil más rico de la población en el ingreso total, es favorable a la hipótesis historicista en el siguiente sentido: la concentración del ingreso vigente en 1820 fue un factor fundamental determinante del desempeño económico durante la segunda mitad del siglo XX y del producto *per cápita* al final del siglo. El otro ejercicio, realizado con una medida alternativa de concentración del ingreso, el coeficiente *Gini*, arroja resultados desfavorables a tal hipótesis sugiriendo, en cambio, que los sucesos de la segunda mitad del siglo XX han sido mucho más importantes en la explicación del producto *per cápita* observado al finalizar el siglo.

Referencias (cuerpo central y anexos)

- Acemoglu, Daron; Simon Johnson; James Robinson, y Yungyong Thaicharoen (2002); “Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth” (borrador; agosto 1).
- Aghion, Philippe, Eve Caroli, y Cecilia García-Peñalosa (1999); “Inequality and Economic Growth: the Perspective of the New Growth Theories”, *CEPREMAP* (París), documento No. 9908 (junio).
- Alesina, Alberto, y Dani Rodrik (1992); “Distribution, Political Conflict, and Economic Growth: A Simple Theory and Some Empirical Evidence”, cap. 2 de *Political Economy, Growth, and Business Cycles* (A. Cukierman, S. Hercowitz, y L. Leiderman, editores), The MIT Press.
- Banerjee, Anindya (1999); “Panel data unit roots and cointegration: An overview”, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, Vol. 61, (número especial).
- Barro, Robert (2000); “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, No. 1.
- Bourguignon, Francois, y Christian Morrisson (2002); “Inequality among World Citizens”, *The American Economic Review*, Vol. 92, No. 4.
- Easterly, William (2001a); “The Middle Class Consensus and Economic Growth”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 6, No. 4.
- Easterly, William (2001b); *The Elusive Quest for Growth*, The MIT Press.
- Easterly, William (2002); “Inequality does Cause Underdevelopment: New evidence”, Center for Global Development Working Paper No. 1 (junio).
- Engerman, Stanley, y Kenneth Sokoloff (2002); “Factor Endowments, Inequality, and Paths of Development Among New World Economies”, NBER Working Paper 9259 (octubre).
- GRECO (2002); *El crecimiento económico colombiano en el siglo XX*, Banco de la República-Fondo de Cultura Económica.
- Hall, Robert, y Charles Jones (1998); “Why do some countries produce so much more output per worker than others?”, *NBER Working Paper 6564* (mayo).

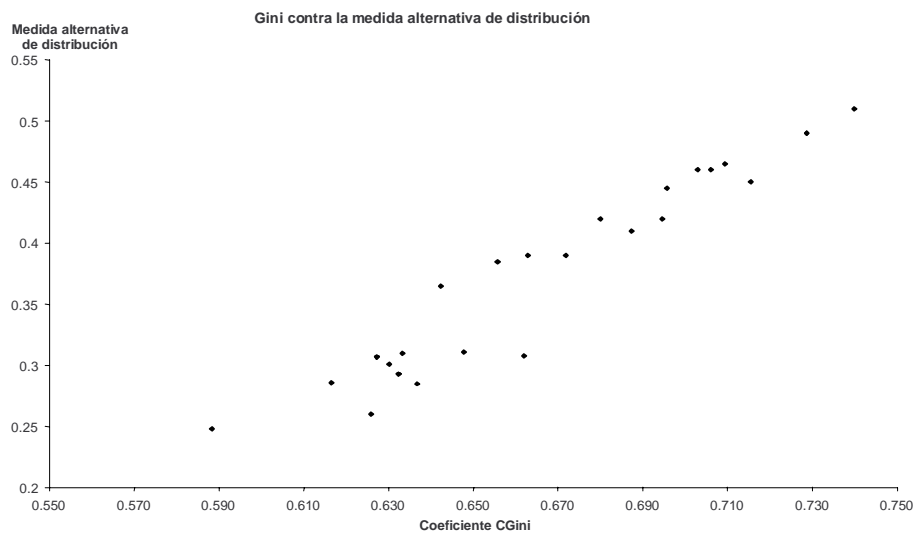
- Hsiao, Cheng (1990); *Analysis of panel data*, Cambridge University Press.
- López, Alvaro (1976); “Migración y cambio social en Antioquia durante el siglo XIX”, reproducido en *Ensayos sobre Demografía y Economía* (Alvaro López Toro), Banco de la República, 1991.
- Maddala, G.S., y Shaowen Wu (1999); “A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, Vol. 61 (número especial).
- North, Douglass; William Summerhill, y Barry Weingast (2002); “Orden, desorden y cambio económico: Latinoamérica vs. Norte América”, *Revista Instituciones y Desarrollo*. No. 12-13.
- Panizza, Ugo (2002); “Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 7, No. 1
- Persson, Torsten, y Guido Tabellini (1994); “Is Inequality Harmful for Growth?”, *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3.
- Prescott, Edward (2002); “Prosperity and Depression”, *The American Economic Review*, Vol. 92 No. 2.

Anexo 1

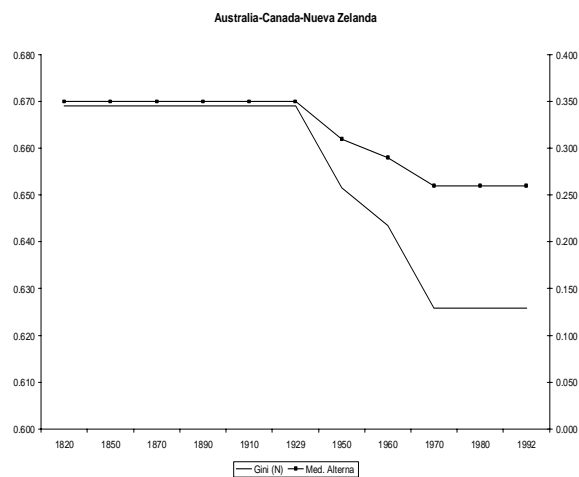
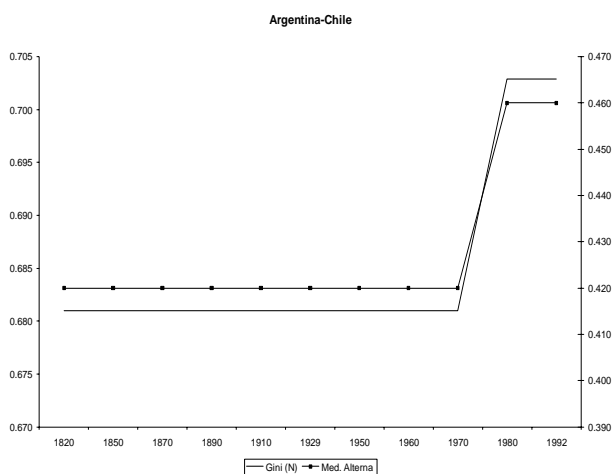
Otra medida de concentración del ingreso (el coeficiente Gini).

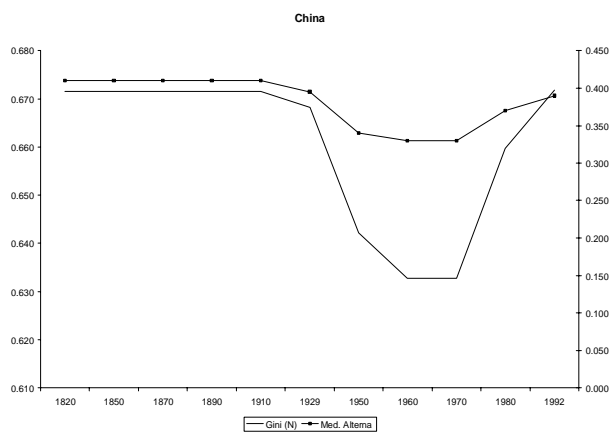
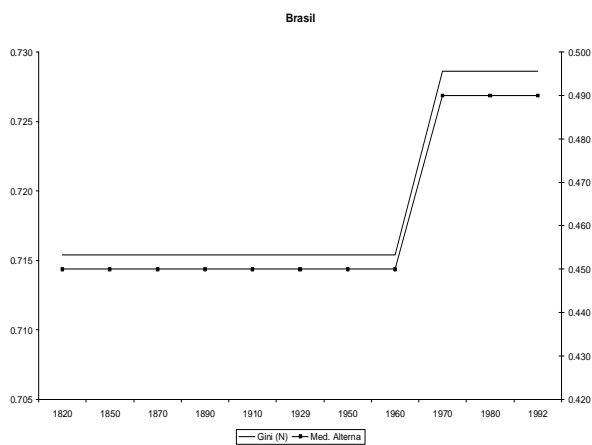
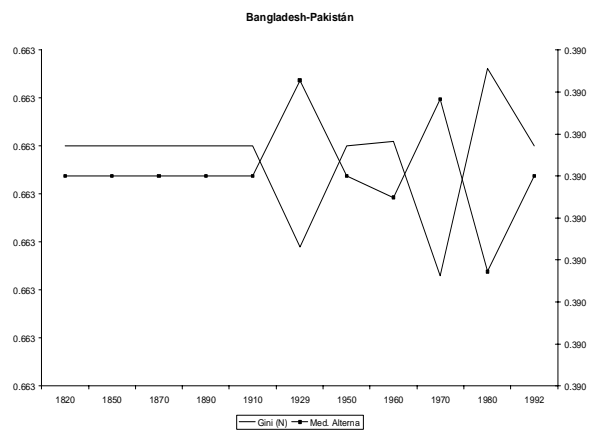
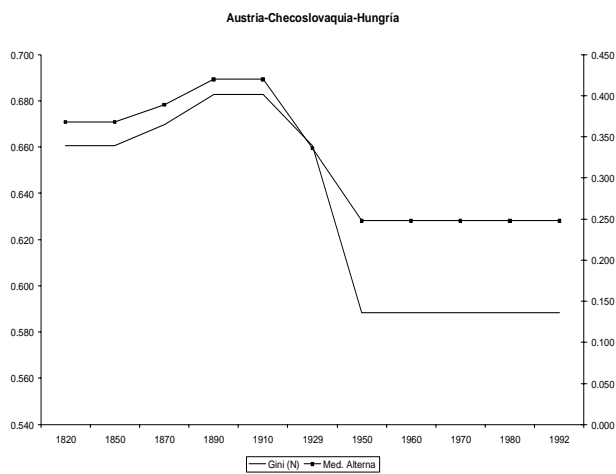
Dado que una de las dos medidas de concentración del ingreso empleada en las regresiones es diferente del coeficiente *Gini*, y que esta última es la de mayor aceptación en la literatura, construimos una medida aproximada de este coeficiente con base en una fórmula sencilla de cálculo de áreas empleando los 10 deciles de la distribución incluidos en la base de datos de Bourguignon y Morrisson. Una aproximación a la magnitud del área a la cual se refiere el coeficiente *Gini*, dados los datos disponibles, es : $Gini = 1 - \sum_{i=1}^{10} \left[\left(\sum_{n=1}^i \omega_n \right) (\eta_i - \eta_{i-1}) \right]$, siendo ω_i el porcentaje del ingreso nacional que corresponde a cada uno de los deciles de la distribución reportados en la base de datos ya mencionada y η_i el porcentaje acumulado de la población. Ya que los datos empleados vienen dados por deciles entonces $(\eta_i - \eta_{i-1}) = 0.1, \forall i = 1, 2, \dots, 10$, lo cual simplifica la fórmula convirtiéndola en $Gini = 1 - 0.1 \times \left[\sum_{i=1}^{10} \left(\sum_{n=1}^i \omega_n \right) \right]$.

Una vez hechas las aclaraciones sobre el método de obtención de nuestra *proxy* del *Gini*, podemos establecer algunas comparaciones de su comportamiento *versus* el del porcentaje del ingreso percibido por el decil más rico (la otra medida utilizada en los ejercicios). Iniciemos la comparación con las cifras del último año disponible (1992), mediante un gráfico de dispersión del *Gini* contra la medida alterna para todos los países y grupos de países de la muestra.

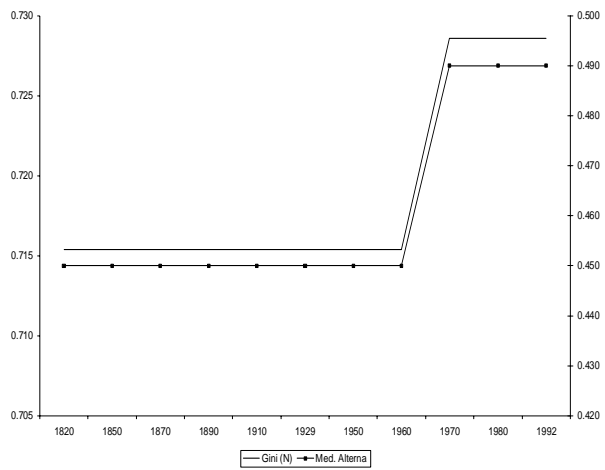


En apariencia ambas medidas caracterizan la distribución del ingreso nacional con gran similitud; sin embargo, este gráfico no captura su comportamiento a través del tiempo, razón por la cual presentamos gráficos de estas dos medidas por cada país o grupos de países y para todos los años disponibles (1820, 1850, 1870, 1890, 1910, 1929, 1950, 1960, 1970, 1980, y 1992).

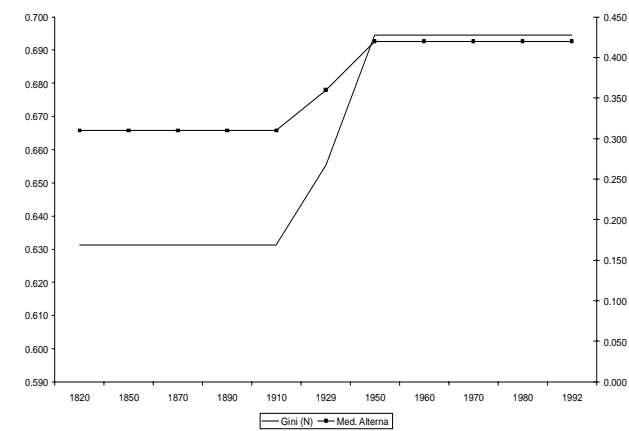




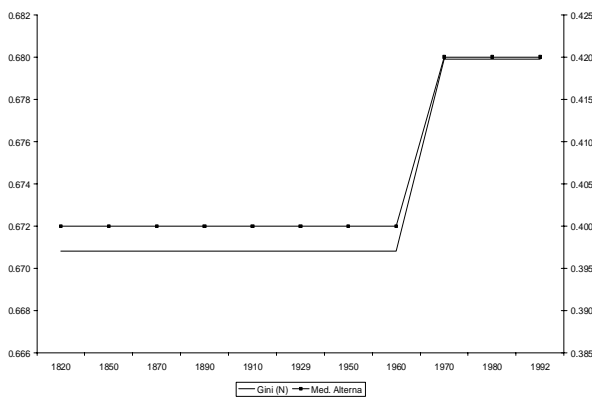
Colombia-Perú-Venezuela



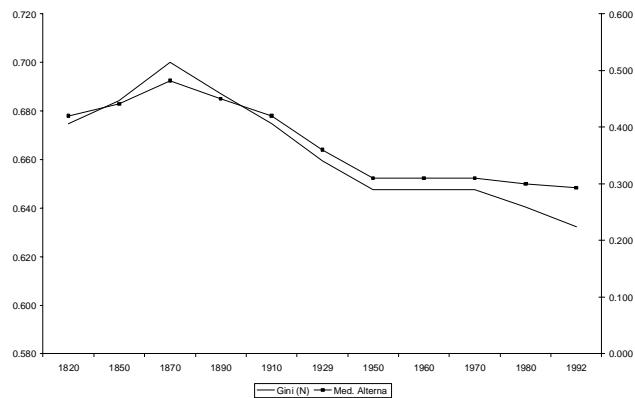
Costa de Marfil-Ghana-Kenya



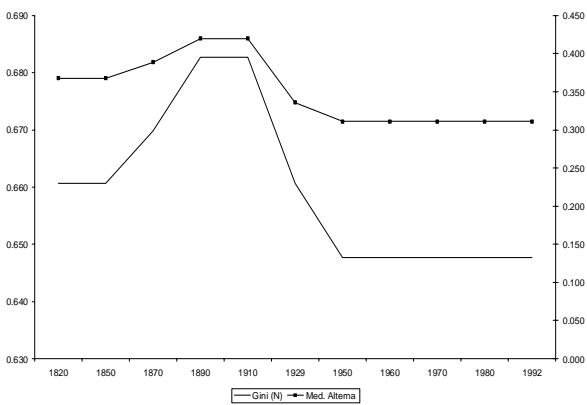
Egipto



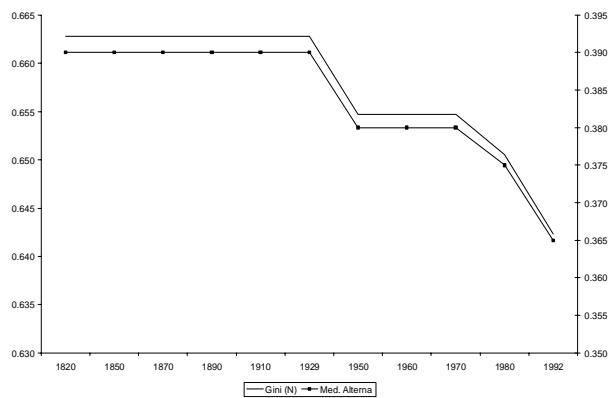
Francia

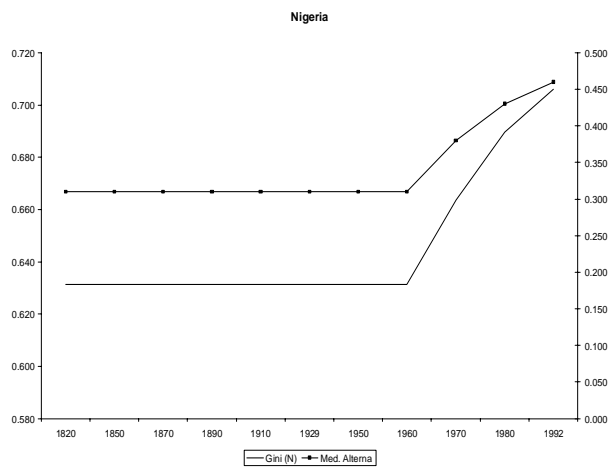
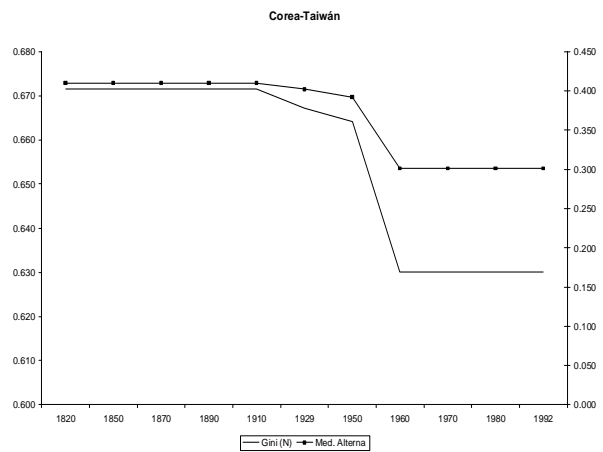
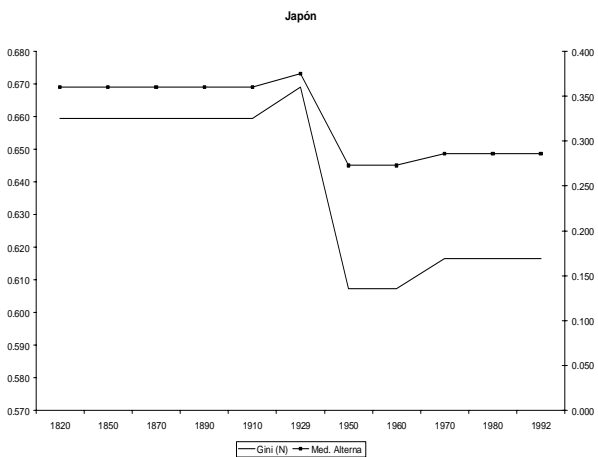
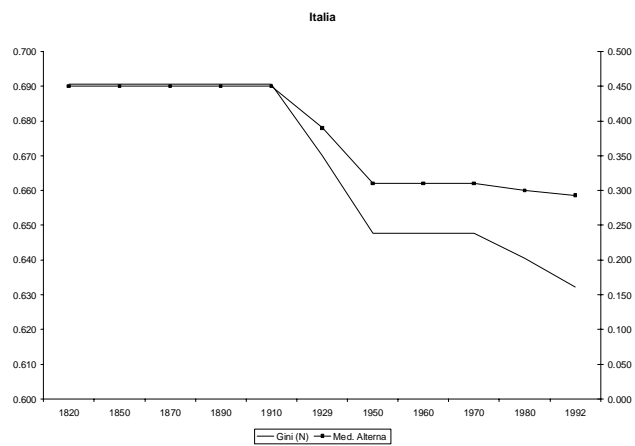
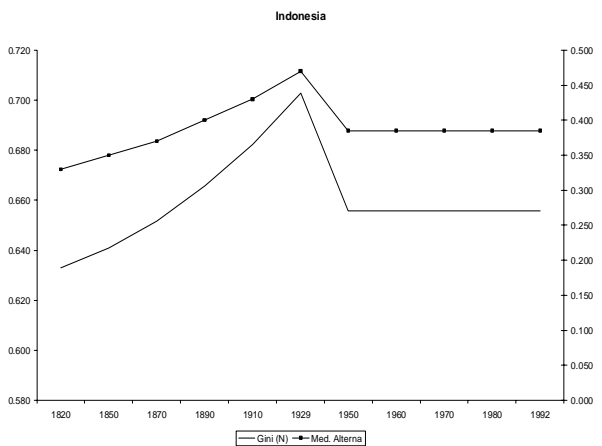


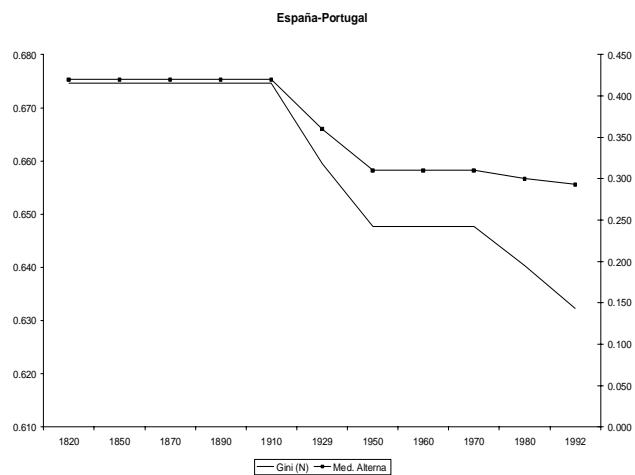
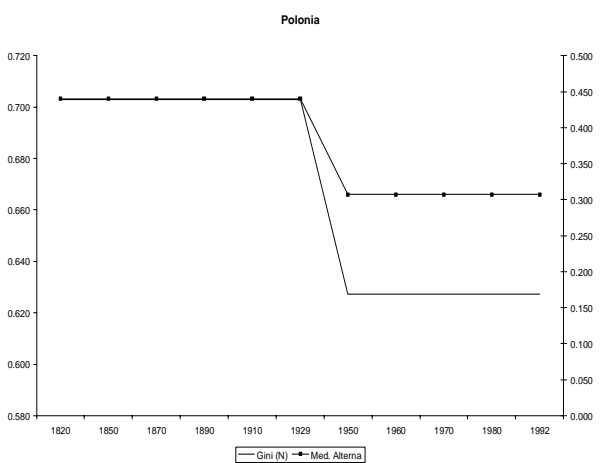
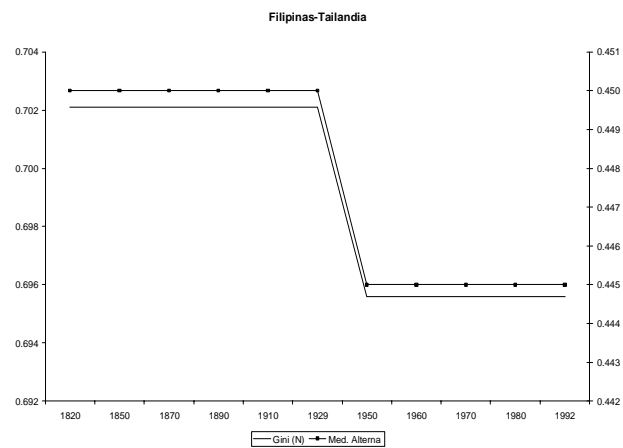
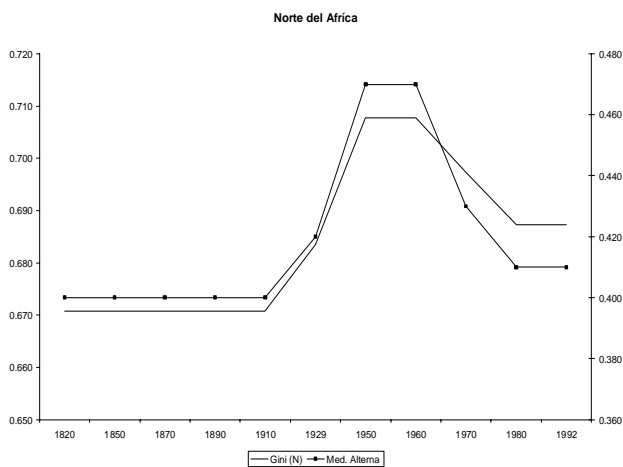
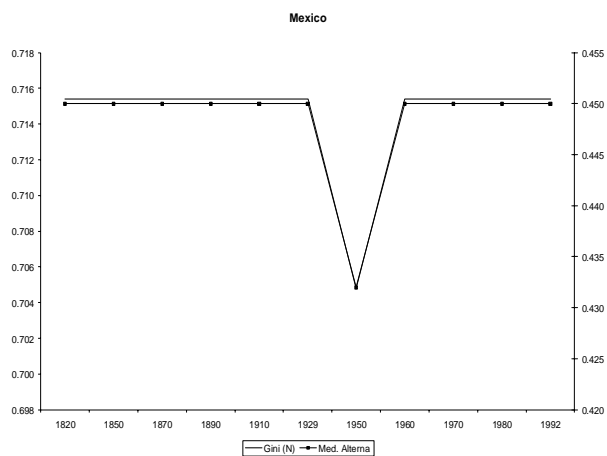
Alemania

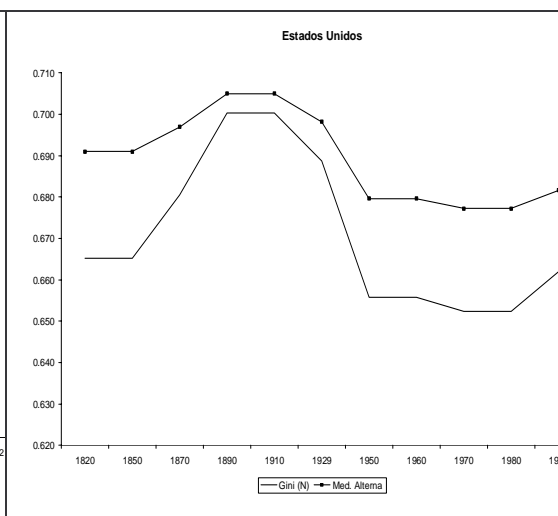
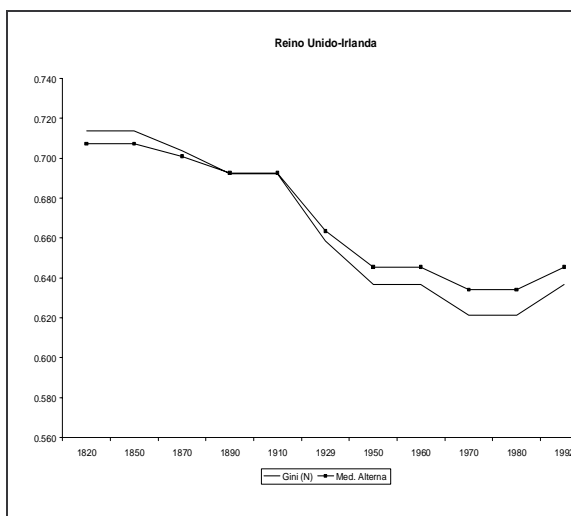
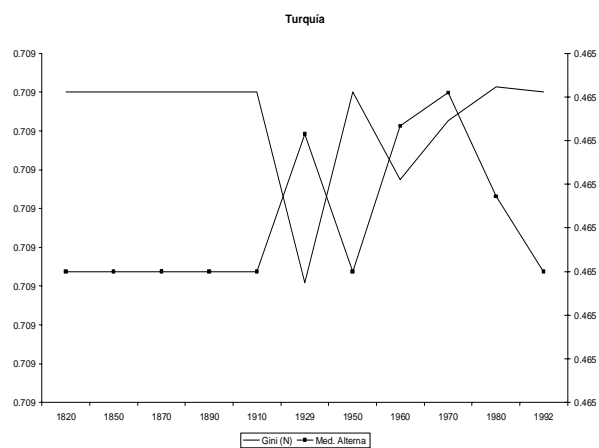
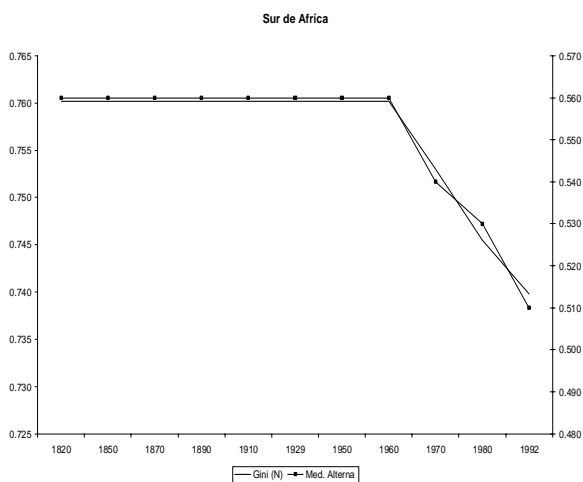
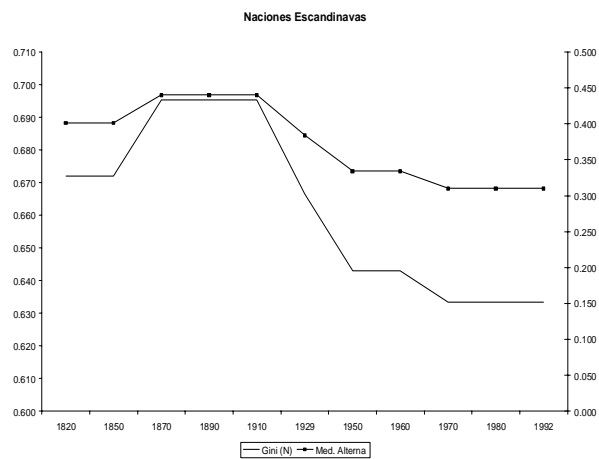
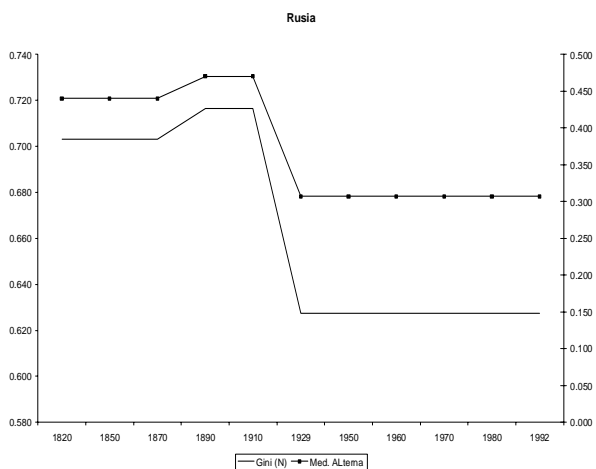


India









Los comportamientos son, en general, similares; sin embargo casos como los de Bangladesh-Pakistán y Turquía ponen de manifiesto que el *Gini* puede capturar efectos de movimientos en deciles intermedios de la distribución no recogidos por nuestra anterior medida.

Anexo 2

Algunas consideraciones estadísticas alrededor de los ejercicios panel

Los resultados de los ejercicios *panel* contenidos en el cuerpo del trabajo recibieron apoyo de algunas pruebas estadísticas que no son descritas allí en aras de su simplicidad y brevedad.

*Las pruebas de raíz unitaria*¹⁸.

Las pruebas presentadas son poco potentes para menos de 25 datos temporales. A la fecha no se conoce alguna que posea buena potencia estadística para tan pocos datos temporales como los que disponemos. Con todo, parece conveniente someterlas a la consideración del lector.

- *Las pruebas Levin-Lin (LL)*

Similar al ejercicio para la prueba Dikey-Fuller que se realiza en series de tiempo, esta exige realizar la regresión de 5 diferentes modelos:

$$\text{Modelo 1: } \Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}; \quad H_0 : \rho = 0$$

$$\text{Modelo 2: } \Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \alpha_0 + \varepsilon_{i,t}; \quad H_0 : \rho = 0$$

$$\text{Modelo 3: } \Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \alpha_0 + \delta t + \varepsilon_{i,t}; \quad H_0 : \rho = 0$$

$$\text{Modelo 4: } \Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \theta_i + \varepsilon_{i,t}; \quad H_0 : \rho = 0$$

$$\text{Modelo 5: } \Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}; \quad H_0 : \rho = 0, \alpha_i = 0 \forall i$$

Donde $H_0 : \rho = 0$ corresponde a la hipótesis de existencia de la raíz unitaria.

Los resultados de estas estimaciones para nuestras tres variables consideradas (el logaritmo del PIB *per cápita*, el decil más rico de la población y el *Gini*) son los siguientes¹⁹:

Logaritmo del PIB:

$$\text{Modelo 1: } \Delta \ln(y_{i,t}) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ Se rechaza} \\ (3.399)$$

¹⁸ Una excelente revisión de este tipo de pruebas se encuentra en Banerjee (1999) y Maddala y Wu (1999).

¹⁹ Sean $\ln(y)$, g y gi el logaritmo del PIB *per cápita*, el indicador de concentración correspondiente al decil más rico de la población y el *Gini* correspondientemente.

Modelo 2: $\Delta \ln(y_{i,t}) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \alpha_0 + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ Se rechaza}$
(2.118)

Modelo 3: $\Delta \ln(y_{i,t}) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \alpha_0 + \delta t + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ Se rechaza}$
(4.903)

Modelo 4: $\Delta \ln(y_{i,t}) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ Se rechaza}$
(5.184)

Modelo 5²⁰:

$$\Delta \ln(y_{i,t}) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0, \alpha_i = 0 \forall i \text{ Se rechazan}$$

(5.828) (83.66)

El decil más rico de la población (medida alternativa de la concentración)

Modelo 1: $\Delta g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ No se rechaza}$
(0.086)

Modelo 2: $\Delta g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + \alpha_0 + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ No se rechaza}$
(-0.946)

Modelo 3: $\Delta g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + \alpha_0 + \delta t + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ No se rechaza}$
(-0.918)

Modelo 4: $\Delta g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ No se rechaza}$
(0.861)

Modelo 5: $\Delta g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0, \alpha_i = 0 \forall i \text{ Se rechazan}$
(-6.430) (121.03)

El coeficiente Gini

Modelo 1: $\Delta g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ No se rechaza}$
(-0.134)

Modelo 2: $\Delta g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + \alpha_0 + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ No se rechaza}$
(-0.724)

Modelo 3: $\Delta g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + \alpha_0 + \delta t + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ No se rechaza}$
(-1.032)

²⁰ El estadístico que aparece en paréntesis bajo el componente de efectos fijos corresponde al estadístico χ^2 con 28 grados de libertad para $H_0 : \alpha_i = 0 \forall i$.

Modelo 4:
$$\Delta gi_{i,t} = \rho gi_{i,t-1} + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0 \text{ No se rechaza}$$
 (0.286)

Modelo 5:
$$\Delta gi_{i,t} = \rho gi_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho = 0, \alpha_i = 0 \forall i \text{ Se rechazan}$$
 (-3.568) (46.20)

- *El test de Im-Pesaran-Shin (IPS)*

Este es alternativo, dado que la prueba anterior deja algunas dudas sobre el rechazo de la raíz unitaria. La idea es la siguiente:

$$\Delta y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}; \quad H_0 : \rho_i = 0, \forall i$$

El resultado de esta estimación para nuestras tres variables consideradas es el siguiente²¹:

Logaritmo del PIB

$$\Delta \ln(y_{i,t}) = \rho_i \ln(y_{i,t-1}) + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho_i = 0, \forall i \text{ Se rechaza}$$
 (3.963)

El decil más rico de la población

$$\Delta g_{i,t} = \rho_i g_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho_i = 0, \forall i \text{ Se rechaza}$$
 (4.468)

El Gini

$$\Delta gi_{i,t} = \rho_i gi_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad H_0 : \rho_i = 0, \forall i \text{ Se rechaza}$$
 (2.687)

En vista de que las pruebas sugieren que las series son estacionarias [I(0)] podemos prescindir de las pruebas de cointegración.

El modelo adecuado

Para justificar nuestra regresión de *panel*, se seguirá el siguiente procedimiento²²: se inicia mediante la estimación de un modelo *Swamy* y, a partir de esto y mediante el uso de pruebas estadísticas, se llega a la elección del mejor modelo posible para el *panel*. Dado que tenemos dos opciones de variable explicativa: la participación del decil más rico de la población y el *Gini*, el procedimiento será realizado dos veces.

²¹ El resultado en paréntesis bajo el coeficiente rezagado corresponde al estadístico desarrollado para la prueba de $H_0 : \rho_i = 0$ y que distribuye $N(0,1)$.

Regresiones y pruebas tomando la participación del decil más rico de la población

El primer modelo a estimar es²³:

Modelo (1)

$$\log y_{i,t+x} = (\beta_1 + \alpha_{1i} + \lambda_{1t}) + (\beta_2 + \alpha_{2i} + \lambda_{2t}) \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,0}}} \right) + (\beta_3 + \alpha_{3i} + \lambda_{3t}) \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,t}}} \right) + (\beta_4 + \alpha_{4i} + \lambda_{4t})(t+x) + u_{i,t}$$

En éste α_i y λ_t son tratados como aleatorios; la estimación resultante es la siguiente:

Parámetro	Valor	Estadístico z	Valor probabilístico	Intervalo de confianza al 95%	
β_1	10124.84	0.068	0.946	-281185.8	301435.5
β_2	Es excluido				
β_3	-2286.45	-0.048	0.962	-95981.08	91408.18
β_4	0.0175337	2.957	0.003	0.0059133	0.0291541

La primera prueba a considerar es la asociada a constancia en el tiempo de los parámetros, es decir, $H_0 : \lambda_{kt} = 0, \forall k = 1, 3, 4. \wedge t = 1, 2, \dots, T$. Con tal prueba se encontró el valor de un estadístico de prueba χ^2 de 0.002658, lo que significa aceptación de nuestra hipótesis de constancia en el tiempo. Por tanto podemos reducir nuestro modelo inicial a:

$$\text{Modelo (2)} \quad \log y_{i,t+x} = (\beta_1 + \alpha_{1i}) + (\beta_2 + \alpha_{2i}) \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,0}}} \right) + (\beta_3 + \alpha_{3i}) \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,t}}} \right) + (\beta_4 + \alpha_{4i})(t+x) + u_{i,t}$$

En éste, por generalidad, seguiremos tratando a α_i como aleatorio.

Parámetro	Valor	Estadístico z	Valor probabilístico	Intervalo de confianza al 95%	
β_1	6.061858	5.1310	0.0000	3.746284	8.377432
β_2	-1.045911	-2.3990	0.0160	-1.900279	-0.1915424
β_3	0.9333888	5.4000	0.0000	0.5946306	1.272147
β_4	0.0138983	5.9170	0.0000	0.0092949	0.0185017

²² En esta sección seguimos el procedimiento sugerido por Hsiao (1990).

²³ En lo que sigue emplearemos una notación más general.

Las siguientes pruebas se realizan de modo independiente, para determinar la constancia entre individuos de cada uno de los coeficientes, esto es:

$$H_0 : \alpha_{1i} = 0, \forall i \Rightarrow \chi^2 = 67.68 \quad \text{Se rechaza}$$

$$H_0 : \alpha_{2i} = 0, \forall i \Rightarrow \chi^2 = 27.73 \quad \text{No se rechaza}$$

$$H_0 : \alpha_{3i} = 0, \forall i \Rightarrow \chi^2 = 41.31 \quad \text{Se rechaza}$$

$$H_0 : \alpha_{4i} = 0, \forall i \Rightarrow \chi^2 = 7.38 \quad \text{No se rechaza}$$

Por ultimo, y para corroborar si nuestro supuesto de efectos aleatorios es consistente, se establecen correlaciones entre los efectos estimados para la regresión anterior (en los dos coeficientes que son estadísticamente variantes entre naciones) y las variables explicativas²⁴.

$$\text{Corr}\left(\alpha_{1i}, \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,t}}}\right)\right) = -0.7523$$

$$\text{Corr}\left(\alpha_{3i}, \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,t}}}\right)\right) = -0.4837$$

Queda demostrado que los efectos que suponíamos, de acuerdo con el modelo 2, como aleatorios son en realidad efectos fijos; por tanto el modelo sería el siguiente:

$$\text{Modelo (3)} \quad \log y_{i,t+x} = (\beta_1 + \alpha_{1i}) + \beta_2 \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,0}}}\right) + (\beta_3 + \alpha_{3i}) \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,t}}}\right) + \beta_4(t+x) + u_{i,t}$$

En éste α_{1i} y α_{3i} son tratados como efectos fijos. Este es el modelo que corresponde al de las estimaciones del cuerpo central del trabajo.

Regresiones y pruebas utilizando el Gini

Dado que a la opción anterior se le dedicó una considerable extensión, de esta segunda opción sólo presentamos los resultados de manera ordenada.

Modelo (1)

²⁴ Nuestra variable explicativa relevante sería $\left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,t}}}\right)$, pues es la única que resulta ser auténticamente aleatoria dentro de las explicativas.

Parámetro	Valor	Estadístico z	Valor probabilístico	Intervalo de confianza al 95%	Parámetro
β_1	-79.21012	-0.0020	0.9980	-63663.17	63504.75
β_2	Es excluido				
β_3	207.8909	0.0100	0.9920	-40825.41	41241.19
β_4	0.0186722	3.4450	0.0010	0.0080492	0.0292951

$H_0 : \lambda_{kt} = 0, \forall k = 1, 3, 4. \wedge t = 1, 2, \dots, T$ estadístico $\chi^2 = 0.000165$

Modelo (2)

Parámetro	Valor	Estadístico z	Valor probabilístico	Intervalo de confianza al 95%	
β_1	8.142749	2.0110	0.0440	0.2066129	16.07888
β_2	-7.40827	-2.6590	0.0080	-12.86929	-1.947248
β_3	5.825026	4.3980	0.0000	3.228958	8.421094
β_4	0.0143879	6.1750	0.0000	0.0098211	0.0189546

$H_0 : \alpha_{1i} = 0, \forall i \Rightarrow \chi^2 = 103.46$ *Se rechaza*

$H_0 : \alpha_{2i} = 0, \forall i \Rightarrow \chi^2 = 12.33$ *No se rechaza*

$H_0 : \alpha_{3i} = 0, \forall i \Rightarrow \chi^2 = 71.26$ *Se rechaza*

$H_0 : \alpha_{4i} = 0, \forall i \Rightarrow \chi^2 = 8.04$ *No se rechaza*

$$\text{Corr}\left(\alpha_{1i}, \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,t}}}\right)\right) = -0.6221$$

$$\text{Corr}\left(\alpha_{3i}, \left(\frac{1}{\sigma_{y_{i,t}}}\right)\right) = -0.5891$$

Por tanto el modelo resultante es el mismo.