



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *Inestabilidad macroeconómica y progreso social*

Mauricio Cárdenas S.  
Miguel Urrutia M.

Revista ESPE, No. 23, Art. 04, Junio de 1993  
Páginas 81-122



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

# Inestabilidad macroeconómica y progreso social \*

Mauricio Cárdenas S.  
Miguel Urrutia M.

## Resumen

*Este trabajo estudia la relación entre las políticas de estabilización y el progreso social. Los resultados sugieren que el manejo ortodoxo de la economía puede mejorar los indicadores sociales, independientemente de los efectos de las variables macroeconómicas sobre el crecimiento. Si bien es cierto que los gastos sociales del gobierno promueven el progreso social, el artículo hace énfasis en la necesidad de reducir el déficit fiscal, dado que el gasto público que no es financiado en forma apropiada y que depende fuertemente del impuesto inflacionario, no logra resultados permanentes. La estabilización puede también lograrse mediante políticas comerciales y de tasa de cambio que favorezcan la diversificación de las exportaciones. Sin embargo, la estabilización no sólo debe buscarse a través de medidas de política económica sino también mediante el desarrollo de instituciones que eviten grandes fluctuaciones en los gastos del gobierno o en el déficit fiscal. En este sentido, dos instituciones importantes en los países en desarrollo son los sistemas de impuestos y los fondos de estabilización de los productos básicos.*

---

\* Este artículo se preparó para la conferencia organizada por el NBER y el BID. Las ponencias han sido publicadas por University of Chicago Press, entidad que tiene los derechos de autor de este artículo. Le agradecemos al University of Chicago Press y al NBER el permiso de publicar el presente ensayo en idioma castellano. También agradecemos a María Teresa Ramírez y a Felipe Barrera por su valiosísima colaboración y a Alberto Carrasquilla, a los investigadores de Fedesarrollo, y a los asistentes a la conferencia NBER/BID por sus útiles comentarios.

## I Introducción

---

Los organizadores de la conferencia "Stabilization, Economic Reform and Growth" sugirieron que examináramos en qué medida el proceso de ajuste de los últimos ocho años en los países en desarrollo, ha aumentado la pobreza y la desigualdad. Al analizar el tema, concluimos que muchos de los costos del ajuste no se le pueden asignar al proceso en sí mismo, sino a las políticas que hicieron inevitable tal ajuste. En otras palabras, los costos sociales están relacionados con las políticas equivocadas que llevaron a la necesidad de profundos ajustes en las variables macroeconómicas.

El objetivo de este trabajo es, entonces, tratar de determinar si un conjunto de políticas de largo plazo que buscan evitar grandes desbalances macroeconómicos están relacionadas positivamente con el progreso en los indicadores sociales.

En un reciente trabajo de Stanley Fischer (1991) se estudian las relaciones entre las políticas macroeconómicas y el crecimiento. El análisis de los datos de corte transversal entre países y algunos estudios de caso sugieren que probablemente es necesaria una razonable estabilidad macroeconómica para el logro del crecimiento económico sostenido. Sin embargo, un factor crucial para el crecimiento es la estrategia económica general, la cual debe incluir políticas que dejen la asignación de los recursos al mercado, así como una apertura hacia el comercio internacional. Adicionalmente son factores cruciales el tamaño y papel del gobierno, tanto en el suministro de infraestructura física e infraestructura social, especialmente en el campo del capital humano, como en la limitación de sus funciones en otras áreas.

En este documento complementamos el trabajo de Fischer al explorar el papel de la política macroeconómica en el progreso social. Aunque se podría esperar que la estabilidad macroeconómica contribuya al progreso social a través de sus efectos sobre el crecimiento económico, algunos autores han postulado que la estabilización genera costos sociales, los cuales sobrepasan los beneficios generados por el crecimiento económico. Por lo tanto, estudiamos la relación entre la estabilidad macroeconómica y el progreso social, aislándola de la relación entre crecimiento económico y desarrollo social. La hipótesis consiste en que fuera de la contribución del crecimiento económico al desarrollo social, otras variables macroeconómicas también contribuyen independientemente a mejorar los indicadores sociales.

El trabajo utiliza dos diferentes aproximaciones para probar que países que evitan grandes fluctuaciones en el ingreso, consumo, importaciones y déficit fiscal, pueden alcanzar mayor progreso social en el mediano y largo plazo. En la primera parte, se usa el análisis de corte transversal para ver si los países con menor varianza en algunas de sus variables macroeconómicas poseen tasas de crecimiento mayores en su Índice de Desarrollo

Humano, independientemente del efecto del crecimiento económico sobre este índice. En la segunda parte, se analizan el crecimiento económico y el progreso social de cuatro países en desarrollo, que dependen de las exportaciones de café, con el objetivo de evaluar si en naciones con condiciones económicas similares, la estabilidad macroeconómica se relaciona con mayor progreso social.

La pregunta interesante no es cuáles son los costos del ajuste, sino cuáles son los costos de algunos mecanismos institucionales que evitan tener que efectuar periódicamente grandes ajustes macroeconómicos. Si los indicadores sociales mejoran más en países que minimizan la varianza de algunas variables macroeconómicas estratégicas, se podría pensar que los costos de las políticas e instituciones que facilitan la estabilidad macroeconómica son menores que los beneficios obtenidos de tal estabilidad.

## II Progreso social en un grupo de países

Como se mencionó en la introducción, esta parte del trabajo explora las relaciones entre estabilidad macroeconómica y mejoramiento social para un gran número de países. Nuestra medida de progreso social (la variable dependiente) es el Índice de Desarrollo Humano, calculado por el PNUD (véase Informe de Desarrollo Humano: 1991, para la metodología exacta). Este índice agrega un conjunto de indicadores que miden la expectativa de vida, el cubrimiento educativo y el ingreso. El índice es comparable entre países a través del tiempo.

La fórmula usada para medir el progreso social entre 1970 y 1985 está basada en la construcción del siguiente índice:

$$Z_{ijt} = \frac{(X_{ijt} - \min_{jt} X_{ijt})}{(\max_{jt} X_{ijt} - \min_{jt} X_{ijt})} \quad (1)$$

donde  $i$  es un indicador social específico,  $j$  se refiere al país, y tal año. Más precisamente,  $X_1$  es la esperanza de vida,  $X_2$  son las tasas de alfabetismo y  $X_3$  es el logaritmo del ingreso *per cápita*. El supuesto es que la valoración del ingreso disminuye cuando el ingreso aumenta por encima de la línea internacional de pobreza (esto es, se supone que la utilidad marginal del ingreso es decreciente). El Índice de Desarrollo Humano ( $IDH_{jt}$ ) otorga ponderaciones idénticas a cada uno de los tres indicadores, a saber,

$$IDH_{jt} = \frac{1}{3} \sum_i Z_{ijt} \quad (2)$$

En este trabajo, el progreso social es medido por el porcentaje de cambio en el Índice de Desarrollo Humano entre 1970 y 1985. El PNUD mide tal progreso para 110 países en desarrollo.

### A) Progreso social y funcionamiento macroeconómico: resultados preliminares

En el espíritu de la nueva literatura sobre crecimiento, empezamos por explorar los efectos sobre el progreso social de diferencias en el nivel promedio en las tasas de inflación, el déficit fiscal, los gastos del gobierno y las tasas de crecimiento del PIB, entre los diferentes países. También incluimos el Índice de Desarrollo Humano para el año de 1970 (IDH70) como un determinante adicional del progreso social. La hipótesis es en este caso que los países que inician el período con bajos índices de desarrollo humano tienden a mejorarlos más rápido, fenómeno que cierra la brecha en el índice a través del tiempo. Este resultado sería parecido al que se ha encontrado sobre la dinámica del crecimiento económico, donde se evidencia una fuerza hacia la convergencia en el ingreso *per cápita* (después de controlar por diferencias en otros determinantes importantes de la tasa de crecimiento) <sup>1</sup>.

Gregory Ingram (1992) ha mostrado que en realidad hay más evidencia de convergencia de los indicadores sociales que de las tasas de crecimiento. En el caso de tasas de crecimiento, países con alto ingreso muestran alguna convergencia, pero aquellos en desarrollo muestran divergencias en sus tasas de crecimiento económico. Al contrario, existe una marcada convergencia en esperanza de vida en todos los países, y esta variable es uno de los tres componentes de nuestro Índice de Desarrollo Humano. Ingram sugiere que tal tendencia se debe a la transmisión internacional de técnicas que reducen la mortalidad infantil a bajo costo, tales como vacunación, terapia de rehidratación oral, suministro de agua potable, sistemas de alcantarillado y manejo de basuras.

Además, Ingram también encuentra convergencia en las tasas de matrícula en la escuela primaria, y esta variable debe afectar los índices de progreso social utilizado en este trabajo.

En esta sección se usa la metodología de corte transversal para probar si las relaciones entre las variables independientes aquí definidas y el índice de desarrollo humano son estadísticamente significativas. Las relaciones estadísticas examinadas son del siguiente tipo:

$$Y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

<sup>1</sup> Véase, por ejemplo, Romer (1989), Barro (1991), Makiw, Romer y Weil (1992), y Easterly, Kremer, Pritchett y Summers (1992).

donde  $i$  denota un país y  $t$  un período de tiempo;  $\alpha$  es una constante;  $Y$  es el cambio porcentual en el IDH entre 1970 y 1985,  $x$  es una matriz de variables independientes (variables explicativas) y  $\mu$  es el error en la regresión. Se utilizó la prueba de White para ubicar problemas de heteroscedasticidad (frecuentes en este tipo de estimaciones); las regresiones reportadas tienen una varianza común en los residuos, lo cual indica que no existen problemas de heteroscedasticidad.

La evidencia empírica confirma que en el caso del IDH existe una tendencia hacia la convergencia. De hecho, de una regresión representativa se obtienen los siguientes resultados <sup>2</sup>:

$$\text{IDH} = 66,0 - 0,88\text{IDH}_{70} - 0,02\text{AVGINF} + 0,58\text{AVGG} \quad (4)$$

(8.5)\*\*\*      (-7.5)\*\*\*      (-1.1)      (2.14)\*\*

$R^2 = 0.57$ ;  $n = 50$ ;  $F = 20.18^{***}$

donde un punto porcentual adicional en el  $\text{IDH}_{1970}$  disminuye la tasa de crecimiento en el IDH en 0.88 puntos porcentuales. Altas tasas de inflación en el período 1970-1985 (INF) también tienen un efecto negativo sobre el mejoramiento social, mientras que el promedio de los gastos del gobierno (como porcentaje del PIB) aparece correlacionado positivamente con el cambio en el IDH. Esto último es interesante, porque indica que el gasto público ayuda a la promoción del progreso social. Sin embargo, cuando esos gastos son financiados a través de mecanismos inflacionarios, los efectos pueden ser perjudiciales para el desarrollo social.

### B) Inestabilidad macroeconómica y progreso social: la evidencia

En esta sección del trabajo se evalúa la hipótesis de que los países con *estabilidad* en algunas variables macroeconómicas cruciales logran mayor progreso social. La idea es que un país que desarrolla instituciones económicas y políticas para evitar grandes fluctuaciones en los gastos del gobierno o en el déficit fiscal puede lograr mayor progreso social. También, se presume que grandes fluctuaciones en el PIB son perjudiciales para dicho avance.

En relación con este punto, también tratamos de ver si variaciones abruptas en los términos de intercambio (TT) <sup>3</sup> también perjudican el progreso social, directamente o a través del efecto sobre la inestabilidad del PIB. También se estudió el efecto de inestabilidad de las tasas de inflación sobre el progreso social. Resulta interesante que al *incluir la inestabilidad de algunas de las variables macroeconómicas discutidas*

<sup>2</sup> A lo largo del trabajo \*, (\*\*), [\*\*\*], denotan significancia estadística al nivel del 10% (5%) [1%].

<sup>3</sup> Medido como el cociente entre el precio unitario de las exportaciones sobre el precio unitario de las importaciones.

anteriormente como determinantes de la tasa de progreso social, se puede explicar una proporción significativa de las variaciones en el IDH. Por ejemplo, de la siguiente ecuación se obtiene un  $R^2$  de 0.84 con  $n = 36$  ( $F = 13.8^{***}$ )

$$\begin{aligned} \text{IDH}_{70-85} = & 74.1 - 0.99\text{IDH}_{70} + 3.15\text{AVGPIB} + 1.74\text{DVPIB} - 3.78\text{DVDF} \\ & (6.4)^{***} \quad (-8.59)^{***} \quad (2.72)^{***} \quad (0.84) \quad (-1.77)^* \\ & - 1.66\text{AVGDF} + 1.14\text{AVGGG} - 0.77\text{DVGG} - 4.25\text{DVTI} - 0.01\text{DVINF} \\ & (-1.79)^* \quad (2.4)^{**} \quad (-0.44) \quad (-1.24) \quad (-0.97) \end{aligned} \quad (5)$$

donde el prefijo DV denota desviación estándar de cada variable entre el período 1970-1985 y

- AVGPIB = Promedio del crecimiento del PIB<sub>1970-1985</sub>.
- AVGDF = Promedio de los niveles del déficit fiscal como porcentaje del PIB.
- AVGGG = Promedio de los gastos del gobierno como porcentaje del PIB.
- TI = Índice de los Términos de Intercambio.
- INF = Porcentaje anual del crecimiento en el IPC.

Los resultados muestran, como se esperaba, que un alto crecimiento en el PIB está positivamente relacionado con mejoramientos en el IDH. El nivel de gasto público como proporción del PIB también tiene una relación positiva con el IDH. Este último resultado sugiere que IDH sólo mejora cuando existe un compromiso serio del gobierno en materia de gasto social.

La inestabilidad en el déficit fiscal deteriora el IDH, como también altos niveles en el promedio del déficit fiscal. La inestabilidad en los gastos del gobierno, los términos de intercambio, y la inflación tienen el signo correcto (negativo), pero los coeficientes no son estadísticamente significativos.

En la ecuación (6) usamos coeficientes de variación como una medida de inestabilidad, en vez de desviaciones. Esto podría ser más apropiado en variables tales como inflación, la cual puede tener diferentes niveles entre los países. La ecuación (6) es una variación de la ecuación (5).

$$\begin{aligned} \text{IDH}_{70-85} = & 77.0 - 1.0\text{IDH}_{70} + 3.26\text{AVGPIB} + 0.13\text{CVPIB} - 0.3\text{CVDF} \\ & (6.78)^{***} \quad (-8.52)^{***} \quad (2.82)^{***} \quad (1.00) \quad (-0.65) \\ & - 1.99\text{AVGDF} + 0.94\text{AVGGG} - 5.1\text{CVTI} - 1.31\text{CVINF} \\ & (-2.3)^{**} \quad (2.96)^{***} \quad (-1.18) \quad (-0.28) \end{aligned} \quad (6)$$

$R^2 = 0.81$   $N = 36$

CV es el coeficiente de variación, es decir, la desviación estándar dividida por el promedio de la variable relevante.

La ecuación (6) arroja resultados similares a la ecuación (5). Una vez más, el promedio del crecimiento del PIB y el promedio de los gastos del gobierno están relacionados positivamente con mejoras en el Índice de Desarrollo Humano, y el promedio del déficit fiscal está relacionado negativamente con avances en el IDH.

En ambas ecuaciones el nivel inicial del IDH afecta negativamente el crecimiento del IDH de forma significativa, lo que confirma la tendencia a la convergencia en nuestro indicador social. Los países que inician el período con malas condiciones sociales tienden a mejorarlas más rápidamente que aquellos cuyas condiciones iniciales son mejores.

Las relaciones entre diferentes variables y el IDH pueden diferir entre continentes. Para ver si este es el caso, se estimaron las regresiones y se añadieron variables "proxy" para Africa, Asia y América Latina.

Para corregir diferencias regionales, decidimos usar un conjunto de regresores basados en la interacción de  $IDH_{70}$ , CVDF, AVGDF y CVINF con las variables "dummies" regionales (por ejemplo, el coeficiente de variación del déficit fiscal para América Latina es  $CVDF * DAL = CVDFAL$ ). Los resultados obtenidos son:

$$\begin{aligned}
 IDH_{1970-1985} = & 74.4 - 0.93IDHAF_{70} - 0.38IDHAS_{70} - 0.73IDHAL_{70} \\
 & (9.4)^{***} \quad (-3.2)^{***} \quad (-1.31) \quad (-5.05)^{***} \\
 & - 4.72CVDFAF - 0.08CVDFAS + 0.12CVDFAL \\
 & \quad (-3.94)^{***} \quad (-0.04) \quad (0.22) \\
 & - 2.3AVGDFAF - 0.35AVGDFAS - 0.88AVGDFAL \\
 & \quad (-2.25)^{**} \quad (-0.4) \quad (-0.82) \\
 & - 18.7CVINFAF - 14.54CVINFAS - 4.44CVINFAL \\
 & \quad (-3.55)^{***} \quad (-0.81) \quad (-0.8)
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

$$R^2 = 0.71 \quad N = 54$$

Por región, aparece que el bajo nivel de las condiciones iniciales en Africa y América Latina explican una buena parte del mejoramiento social en esas regiones. En Africa, variaciones en el déficit fiscal están negativamente relacionadas con el progreso social, y el promedio del déficit fiscal está relacionado con un menor avance en los indicadores sociales.

Las variaciones en la inflación están también negativamente relacionadas con cambios en IDH en Africa. Parecería, entonces, que la inestabilidad macroeconómica en Africa se halla claramente correlacionada con la ausencia de mejorías en el IDH. Sorpresivamente, estas relaciones no se encuentran con la misma claridad en América Latina. Esto nos llevó a estudiar con mayor detalle el caso latinoamericano.

Se construyó una base de datos completa para 18 países latinoamericanos, gracias a lo cual fue posible estimar por separado un conjunto de regresiones para la región. Una especificación que produce relativamente buenos resultados es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 \text{IDH}_{1970-1985} = & 60.94 - 1.06\text{IDH} + 4.85\text{AVGPIB} + 0.1\text{CVPIB} \\
 & (4.8)^{***} \quad (-3.84)^{***} \quad (2.03)^{**} \quad (0.93) \\
 - & 0.23\text{CVDF} - 0.36\text{AVGDF} + 0.96 \text{AVGGG} - 4.22\text{CVINF} - 3.5\text{CVTC} \\
 & (-0.52) \quad (-0.4) \quad (1.9)^* \quad (-0.81) \quad (0.66)
 \end{aligned} \tag{8}$$

$$R^2 = 0.74 \quad N = 18$$

La variable  $\text{IDH}_{70}$  confirma la convergencia de los indicadores sociales, y la relación positiva entre el crecimiento del PIB y el mejoramiento en los indicadores sociales también resulta clara. De nuevo, esto sugiere que altas tasas de crecimiento logran mejorar los indicadores sociales. En América Latina el nivel promedio de los gastos del gobierno también contribuye a explicar el progreso social, lo que sugiere que una baja carga fiscal no facilita el mejoramiento en el IDH. El signo es correcto para las otras variables macro, pero los coeficientes no son significativamente diferentes de cero. En esta ecuación incluimos la inestabilidad de la tasa real de cambio (CVTC), pues supusimos que la estabilidad en la tasa de cambio real minimiza los desbalances macroeconómicos en el largo plazo. El signo, aunque es positivo, no es estadísticamente significativo, ya que el valor del estadístico t es bastante bajo.

### C) Resultados del análisis de corte transversal: una síntesis

El análisis de corte transversal confirma la existencia de convergencia en los indicadores sociales. Adicionalmente, altas tasas de crecimiento del PIB mejoran ese indicador. Sin embargo, existe evidencia según la cual los países con altos niveles de gasto del gobierno y pocas variaciones en el déficit fiscal tienden a experimentar más rápidamente mejorías en el Índice de Desarrollo Humano.

Fischer (1991) ha proporcionado cierta evidencia de los efectos positivos de la política macroeconómica ortodoxa sobre las tasas de crecimiento. En este ejercicio de corte transversal, mostramos que la ortodoxia macroeconómica puede mejorar los indicadores sociales, independientemente de los efectos de las variables macroeconómicas sobre el crecimiento. Estos resultados son robustos para Africa, y son menos claros en el caso de Latinoamérica.

Sin embargo, parece haber pocas indicaciones de que bajas variaciones en el crecimiento del PIB *per cápita* están relacionadas positivamente con el progreso social. Esto podría sugerir que mecanismos que buscan mantener la estabilidad del ingreso pueden no producir beneficios sociales interesantes, mientras que políticas que promuevan la estabilidad fiscal pueden tener claros impactos sociales.

Deben hacerse algunos comentarios respecto al Índice de Desarrollo Humano. El índice, que cubre un gran número de países, es algo rudimentario. El PNUD ha tratado de mejorar el indicador añadiendo un índice de distribución del ingreso e indicadores de discriminación por sexo, libertad civil, etc. El índice mejorado, sin embargo, cubre sólo una pequeña parte de la muestra de países, y por eso no se pudo utilizar esta versión más sofisticada en los anteriores análisis estadísticos. Sería interesante repetir estos ejercicios con un índice de desarrollo humano que refleje mejor el bienestar.

Un problema particular del actual índice, por ejemplo, consiste en que la expectativa de vida al nacer es convergente en los países, y esto sugiere una mejoría permanente en el bienestar; sin embargo, las condiciones de salud de una persona de 65 años pueden ser muy distintas en países con diferente acceso a los servicios de salud. En países en desarrollo las personas de más edad pueden tener problemas de visión o de artritis que podrían ser eliminados con intervenciones o tratamientos de bajo costo comunes en los países desarrollados. El nivel de bienestar de los ancianos es muy diferente con la atención médica o sin ella. En ausencia de tratamiento, el aumento en años de vida produce menos bienestar en un país en el cual poca gente tiene acceso a servicios de salud. Parecería lógico, entonces, usar algunos índices de condiciones de salud simultáneamente con el índice de esperanza de vida. Podrían ser índices subjetivos sobre el estado de salud.

Un indicador social también debería incluir algún índice de calidad de vivienda, y un índice de libertad civil y de violencia, factores que claramente afectan el bienestar de las personas. En resumen, existe mucho trabajo por hacer para construir un indicador social que refleje bien el bienestar. Sin embargo, se escogió el Índice de Desarrollo Humano para el análisis en este trabajo, ya que está disponible para una muestra grande de países.

### III Ciclo económico y progreso social en un grupo de países productores de café

Un resultado interesante encontrado en la primera parte de este trabajo, es la ausencia de una relación empírica entre la desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB (que puede considerarse como una "proxy" del ciclo económico) y nuestra medida de progreso social. En esta sección, estudiamos en detalle este punto, refiriéndonos al concepto de ciclo económico y reduciendo la muestra a cuatro países en desarrollo, con fuertes similitudes en las fluctuaciones de sus economías. En particular, analizamos el comportamiento de algunos indicadores sociales y tratamos de evaluar si la existencia de estabilidad macroeconómica (por ejemplo una baja varianza en el componente cíclico del PIB) ayuda a explicar las diferencias en el mejoramiento de los indicadores de distribución del ingreso, salud, educación y demográficos.

Se hace énfasis en que la relación entre crecimiento y mejoras en los indicadores sociales no es independiente de las políticas. Por ejemplo, respecto a la curva de Kuznets, algunos países (como Indonesia) han podido evitar que un empeoramiento en la distribución del ingreso acompañe el despegue hacia el crecimiento económico autosostenido. También se podría esperar que la estabilidad en el crecimiento haga posible mantener estable el crecimiento en el gasto en salud y educación. Esto llevaría a que el ciclo económico y el social (como también la tendencia en los correspondientes indicadores) estuvieran correlacionados. La estabilidad macroeconómica podría crear un ambiente apropiado para sostener las políticas sociales, lo cual puede ser una condición importante para el progreso social.

El análisis se centra en la experiencia de Colombia, Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia, cuatro países cuyos ingresos fiscales e ingreso rural dependen, en buena parte, de las exportaciones de café. Como consecuencia, fluctuaciones temporales en los precios mundiales del café afectan, en forma similar, variables macroeconómicas claves (incluyendo el ciclo económico) en estos cuatro países. Un patrón típico es aquel en el cual los altos precios de las exportaciones implican niveles por encima de la tendencia esperada, en el consumo, la inversión y los gastos del gobierno. Adicionalmente, el efecto ingreso sobre las importaciones, junto con variaciones en la tasa de cambio real, causan con frecuencia movimientos contracíclicos de la balanza de pagos.

No obstante, Colombia es una excepción a la regla. De hecho, la evidencia histórica muestra un manejo contracíclico tanto de las cuentas fiscales como en el endeudamiento (público) externo. El consumo privado en Colombia también fluctúa menos que en los otros tres países. En consecuencia, la amplitud en el ciclo económico en este país ha sido menor que en Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia. Sin embargo, la frecuencia del ciclo

ha sido notablemente parecida en estos países estructuralmente diferentes<sup>4</sup>. En resumen, dado un "shock" externo común, las políticas macroeconómicas han tenido el efecto de reducir (o aumentar) sus impactos (por ejemplo, la amplitud del ciclo).

Es común pensar acerca de la estabilidad macroeconómica como un resultado deseable, justificado por el supuesto de que las preferencias se comportan de tal modo que los agentes individuales prefieren menos variabilidad en los patrones de consumo. También la teoría económica ha sugerido que ambientes menos inestables o riesgosos son más favorables para la inversión (y, por lo tanto, para el crecimiento). Una forma alternativa de considerar este punto, sugerida en la introducción, consiste en establecer una conexión entre la estabilidad macroeconómica y el progreso social.

Bajo esta línea de pensamiento, la presente sección trata de responder tres preguntas interesantes. Primera: ¿es generalmente cierto que el progreso social es mayor durante períodos de estabilidad macroeconómica? Segunda: ¿existe alguna evidencia que sugiera que la tasa de crecimiento en el componente tendencial de algunos indicadores sociales en el período 1960-1989 es más alta en un país con mayor estabilidad macroeconómica (por ejemplo, Colombia)? Tercera: ¿existe una relación entre el "ciclo social" (el componente cíclico de esos indicadores) y el ciclo económico? Como corolario de este último punto: ¿Parecen estar correlacionados los ciclos sociales en estos países?. O en otras palabras: ¿tienen los "shocks" externos algún efecto sobre los indicadores sociales?

El capítulo está dividido de la siguiente forma: En la sección 1, se presentan los principales resultados de la descomposición tendencial del PIB. En la sección 2, se describen las diferencias en los niveles de los principales indicadores sociales en este grupo de países; en efecto, casi siempre Costa Rica se ubica en el primer lugar, seguido por Colombia, mientras que los dos países africanos tienen indicadores sustancialmente inferiores. Se establece una distinción importante entre el estado socio-económico actual y su tasa de mejoramiento. En la sección 3, se realiza un análisis conjunto de corte transversal y series de tiempo para estudiar si períodos de poca varianza en el ciclo económico, coinciden con más altas tasas de crecimiento en los indicadores sociales. En la sección 4, a través de un análisis de series de tiempo, miramos el comportamiento de esos indicadores país por país, discutiendo por separado las principales propiedades de la tendencia y del componente cíclico de algunos indicadores sociales.

---

<sup>4</sup> En efecto, como se puede observar en el Cuadro 1, los dos países latinoamericanos son claramente más industrializados (y urbanizados). Los sectores manufactureros en Costa de Marfil y Kenia son el 10-13% del PIB, sólo la mitad de las proporciones de Colombia y Costa Rica. El grado de apertura es menor en Colombia, una economía relativamente grande con coeficientes de comercio que fluctúan alrededor de 13-15%. En contraposición, las importaciones y exportaciones usualmente participan con más del 30% del PIB en los otros tres países. Sin embargo, Colombia es el país con la más alta participación de café en el total de las exportaciones. Las tasas de inflación y el crecimiento monetario han sido tradicionalmente superiores en Colombia, con excepción de Costa Rica durante la última década. El ingreso *per cápita* es alto en Costa Rica US\$ 1550 en 1987, seguido por Colombia (US\$ 1230). La cifra de Costa de Marfil (US\$ 750) es alta para los estándares del África Sub-Sahara, cuyo promedio corresponde más al nivel reportado por Kenia (US\$ 330).

## CUADRO 1

## Características estructurales

(Promedios)

	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1987
	%	%	%	%
<b>COLOMBIA</b>				
I. Composición del PIB (%)				
- Agricultura	32,5	27,8	23,7	22,5
- Industria manufacturera	18,4	20,9	22,7	21,4
II. Coeficientes de comercio (% del PIB)				
- Exportación de bienes y servicios	14,5	12,6	15,0	13,9
- Importación de bienes y servicios	13,5	13,5	14,0	13,7
III. Exportaciones de café/Exportaciones totales de bienes	81,3	66,7	55,8	49,1
IV. Tasa de inflación	8,6	11,2	19,3	22,6
- Crecimiento en M1	14,9	17,7	14,3	25,2
V. Población (total, mitad del período, millones)	12,911	17,708	24,298	25,175
<b>COSTA RICA</b>				
I. Composición del PIB (%)				
- Agricultura	n.d.	24,6	21,4	20,5
- Industria manufacturera*	n.d.	17,9	25,2	27,8
II. Coeficientes de comercio (% del PIB)				
- Exportación de bienes y servicios	24,2	24,0	29,7	34,8
- Importación de bienes y servicios	26,1	29,4	37,9	37,2
III. Participación en las exportaciones totales de bienes				
- Café	43,6	43,0	29,5	27,7
- Banano	42,2	25,1	23,9	22,5
IV. Tasa de inflación	2,0	2,0	9,8	29,2
- Crecimiento en M1	8,2	7,6	21,0	29,8
V. Población (total, mitad del período, millones)	1,016	1,467	1,949	2,455
<b>COSTA DE MARFIL</b>				
I. Composición del PIB (%)				
- Agricultura	n.d.	36,6	31,0	27,6
- Industria manufacturera	n.d.	10,2	7,5	10,8
II. Coeficientes de comercio (% del PIB)				
- Exportación de bienes y servicios	n.d.	33,0	38,4	38,7
- Importación de bienes y servicios	n.d.	28,1	35,7	36,7
III. Participación en las exportaciones totales de bienes				
- Café	54,3	38,7	28,9	18,6
- Cacao	25,6	19,6	19,0	28,5
IV. Tasa de inflación	n.d.	3,4	11,7	6,9
- Crecimiento en M1	n.d.	12,3	21,6	4,3
V. Población (total, mitad del período, millones)	2,957	3,881	6,626	9,61
<b>KENIA</b>				
I. Composición del PIB (%)				
- Agricultura	n.d.	37,4	35,8	32,8
- Industria manufacturera	n.d.	10,5	11,3	13,1
II. Coeficientes de comercio (% del PIB)				
- Exportación de bienes y servicios	n.d.	30,6	29,9	25,6
- Importación de bienes y servicios	n.d.	29,9	33,4	29,7
III. Participación en las exportaciones totales de bienes				
- Café	n.d.	17,6	23,4	26,2
- Té	n.d.	9,6	11,8	17,9
IV. Tasa de inflación	n.d.	1,8	6,0	11,2
- Crecimiento en M1	n.d.	n.d.	17,3	11,3
V. Población (total, mitad del período, millones)	6,913	9,392	13,218	19,349

**CUADRO 1**  
**Características estructurales**  
 (Promedios)  
 (Conclusión)

Datos adicionales (todos en US\$ corrientes)	1970	1980	1987
<b>COLOMBIA</b>			
PIB per cápita en dólares corrientes	340	1.220	1.230
Deuda externa (saldo al final del año, millones)			
- Pública/ con garantía pública de largo plazo	1.297	4.088	13.828
- Privada de largo plazo sin garantía	263	515	1.524
<b>COSTA RICA</b>			
PIB per cápita en dólares corrientes	560	1.950	1.550
Deuda externa (saldo al final del año, millones)			
- Pública/ con garantía pública de largo plazo	134	1.692	3.629
- Privada de largo plazo sin garantía	112	412	290
<b>COSTA DE MARFIL</b>			
PIB per cápita en dólares corrientes	270	1.170	750
Deuda Externa (saldo al final del año, millones)			
- Pública/ con garantía pública de largo plazo	255,4	4.328,4	8.449,7
- Privada de largo plazo sin garantía	11	414	3.264
<b>KENIA</b>			
PIB per cápita en dólares corrientes	130	410	330
Deuda externa (saldo al final del año, millones)			
- Pública/ con garantía pública de largo plazo	319	2.238	4.482
- Privada de largo plazo sin garantía	88	437	496

Fuente: World Tables (1976 y 1987), World Bank; International Financial Statistics, IMF; and World Development Report 1989, World Bank. \* Datos sobre el sector manufacturero no existen antes de 1970. n.d.: No disponible.

### A) Fluctuaciones en el ciclo económico en Colombia, Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia

En esta sección se presentan los principales resultados de la descomposición del ciclo del PIB a través del método de Beveridge-Nelson, para los cuatro países cafeteros analizados en este trabajo. El ejercicio en algunos casos se ha limitado por la falta de disponibilidad

de datos, particularmente para Kenia y Costa de Marfil, donde la prueba se ha realizado con un máximo de 30 observaciones (Datos del Banco Mundial para el período 1950, 1955, 1960-1989). Para tener una fuente y un período de tiempo uniforme, los ejercicios se restringieron en todos los casos al período comprendido entre 1960-1989<sup>5</sup>.

Resulta interesante que la prueba, en general (con excepción de Costa de Marfil bajo algunas especificaciones), no permite rechazar la presencia de raíces unitarias, indicando que es más apropiada una representación estacionaria en diferencias (difference - stationary). En consecuencia, el modelo estimado para el log. de PIB corresponde a:

$$\Delta y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^h \psi_i \epsilon_{t-i} + \epsilon_t \quad (9)$$

$$(1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k) \Delta y_t = \mu + (1 + \psi_1 L + \dots + \psi_h L^h) \epsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta y_t = \frac{\mu}{1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k} + \frac{1 + \psi_1 L + \dots + \psi_h L^h}{1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k} \epsilon_t \quad (11)$$

donde  $k$  y  $h$  dan el orden de los polinomios autorregresivos y de media móvil respectivamente. Dieciséis permutaciones de ARIMA fueron estimadas, para valores de  $k$  y  $h$  entre 0 y 4, como también la medida correspondiente de persistencia sugerida en la literatura (véase Campbell y Perron, 1991).

El Cuadro 2 reporta los resultados de estos modelos; en todos los casos se produce ruido blanco en los residuos y los coeficientes de persistencia se encuentran entre cero y uno<sup>6</sup>. Las Gráficas 1a y 1b muestran la correspondiente descomposición del PIB, seleccionando un grupo de modelos ARIMA, para el período 1960-1989. Estas gráficas sugieren la existencia de un patrón notablemente parecido en el componente cíclico. Adicionalmente, la evidencia parece sugerir que las fluctuaciones del ciclo económico han tenido relativamente menos volatilidad en el caso de Colombia (indicado por la desviación estándar del componente cíclico del PIB). Sin embargo, la medida de persistencia, y consecuentemente la variabilidad del ciclo económico, parecen depender críticamente de una especificación ARIMA particular, por lo tanto, se debe tener cuidado en la interpretación de estos resultados.

<sup>5</sup> Es posible reconstruir las cuentas nacionales para Colombia desde 1930 (véase, Cuddington and Urzúa, 1989). Bulmer Thomas (1987) ha calculado los datos históricos del PIB (1920-1984) para Costa Rica.

<sup>6</sup> Innovaciones "más que permanentes" fueron excluidas considerando que innovaciones de los precios del café tienen cero persistencia y, se puede argüir, son la fuerza principal que determina el ciclo económico.

CUADRO 2

## Descomposición de la tendencia del ciclo: log (PIB)

País	Período	ARIMA	Medida de "persistencia"		Componente cíclico en % de la desviación de la tendencia		
			Beveridge-Nelson	Cochrane	Desviación estándar	Min.	Máx.
<b>Modelos diferencia - Estacionaria</b>					<b>porcentajes</b>		
Colombia	1960-89	(0,1,1)	0.783	0.558	1.69	-1.88	2.97
Colombia	1960-89	(1,1,3)	0.183	0.016	4.71	-6.29	8.03
Costa Rica	1960-89	(0,1,1)	0.341	0.085	8.04	-12.86	13.33
Costa Rica	1960-89	(0,1,2)	0.514	0.189	6.63	-10.45	10.97
Costa de Marfil	1960-89	(0,1,1)	0.756	0.528	5.68	-10.33	7.87
Costa de Marfil	1960-89	(0,1,3)	0.447	0.176	10.38	-19.27	15.05
Kenia	1960-89	(2,1,0)	0.759	0.543	1.57	-3.18	5.11
Kenia	1960-89	(1,1,2)	0.537	0.225	3.21	-6.64	7.67
<b>Modelos tendencia - Estacionarios</b>					<b>porcentajes</b>		
Colombia	1960-89	(0,0,1)	0.000	0.000	4.73	-2.90	10.60
Costa Rica	1960-89	(0,0,1)	0.000	0.000	9.87	-9.96	20.36
Costa de Marfil	1960-89	(0,0,1)	0.000	0.000	15.22	-10.45	39.49
Kenia	1960-89	(0,0,1)	0.000	0.000	7.50	-11.76	14.12

Fuente: Los datos para los países en desarrollo para el período 1960-1989 vienen de la base de datos de Ingreso Nacional del Banco Mundial.

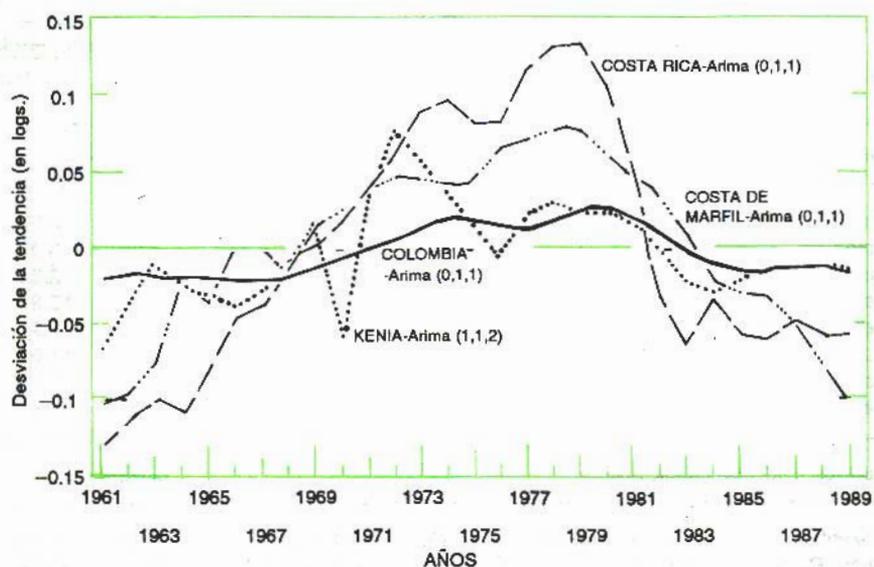
CUADRO 3

## Coeficientes de correlación - Componente cíclico del PIB

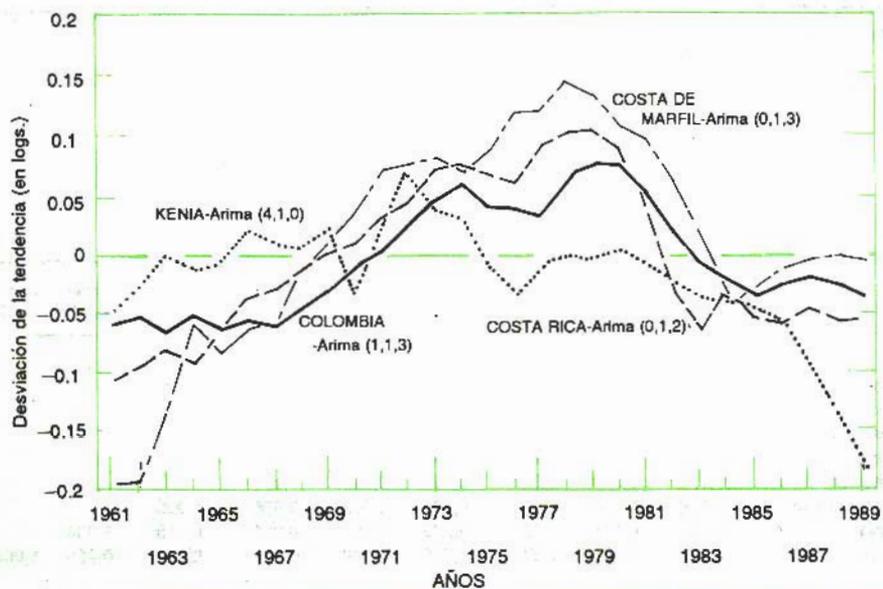
1960-1989

		Colombia (0,1,1)	Colombia (1,1,3)	C. Rica (0,1,1)	C. Rica (0,1,2)	C. de Marfil (0,1,1)	C. de Marfil (0,1,3)	Kenia (2,1,0)	Kenia (1,1,2)
Colombia	(0,1,1)	1,000							
Colombia	(1,1,3)	0,984	1,000						
Costa Rica	(0,1,1)	0,907	0,905	1,000					
Costa Rica	(0,1,2)	0,906	0,900	0,999	1,000				
Costa de Marfil	(0,1,1)	0,869	0,847	0,897	0,896	1,000			
Costa de Marfil	(0,1,3)	0,876	0,865	0,904	0,902	0,996	1,000		
Kenia	(2,1,0)	0,106	0,126	0,276	0,281	0,216	0,218	1,000	
Kenia	(1,1,2)	0,672	0,671	0,736	0,740	0,661	0,665	0,755	1,000

**GRAFICO 1a**  
**Productores de café**  
 Componente cíclico del PIB



**GRAFICO 1b**  
**Productores de café**  
 Componente cíclico del PIB



El Cuadro 3 muestra los coeficientes de correlación entre el ciclo económico de los países en cuestión. Debe notarse la alta correlación (por encima del 87%) en los componentes temporales del PIB de Colombia, Costa Rica y Costa de Marfil. En el caso de Kenia esos coeficientes son algo más bajos (oscilan entre 67% y 74%)<sup>7</sup>.

Para apoyar la hipótesis de un "shock" externo común, el Cuadro 4 muestra los resultados de las regresiones de medidas alternativas del ciclo económico, con el componente cíclico de los precios reales (mundiales) reales de café (contemporáneos y rezagados) y con la tasa real de papeles del tesoro en U.S. El conjunto de variables explicativas también incluye los movimientos cíclicos en la producción de café<sup>8</sup>. La evidencia indica que el conjunto de variables del lado derecho de la ecuación tiene un importante poder explicativo: más del 60% de la varianza en el ciclo económico en Costa Rica y Kenia, 51% en Costa de Marfil y 43% en Colombia.

En particular, una variación abrupta en los precios del café tiene un efecto positivo y significativo en el ciclo económico, posiblemente con un rezago de un año, como en el caso de Kenia. Resulta interesante que el tamaño del coeficiente es menor en Colombia independientemente del modelo utilizado para caracterizar el ciclo. En efecto, una desviación del 100% en la tendencia de los precios del café resulta en una desviación del 1.6% frente a la tendencia del PIB colombiano; el mismo "shock" podría llevar a cambios alrededor de la tendencia en el PIB, de 6.7% en Costa Rica, 11.9% en Costa de Marfil y 2.9% en Kenia.

Los coeficientes del componente cíclico de la producción de café<sup>9</sup> son positivos (como se esperaba) pero no son estadísticamente significativos. En efecto, sólo para Costa de Marfil se puede rechazar la hipótesis de coeficientes diferentes de cero con un 90% de significancia estadística. Esto es interesante, pues Costa de Marfil es el país donde los impuestos sobre café son más generalizados e importantes (seguidos por Colombia, que tiene el segundo coeficiente sobre esta variable).

Finalmente, los coeficientes para la variable de tasa de interés son negativos, como esperábamos, y significativos. El tamaño de los coeficientes es mayor para Costa Rica y Costa de Marfil, los dos países con los peores indicadores de deuda en el grupo.

---

<sup>7</sup> Es interesante que los coeficientes de correlación entre estos ciclos y los de sus principales socios comerciales (Francia, Alemania, U.S. y U.K.) son mucho menores (y aún negativos para muchas especificaciones de los modelos). Véase Cárdenas (1991).

<sup>8</sup> Atribuibles a variaciones en el tamaño de los cultivos que pueden inducir al ciclo económico, ya sea directamente (el café es un importante componente del PIB) o por el hecho de que la producción de café es efectivamente la base para propósitos de parte de la carga tributaria (los impuestos sobre el café).

<sup>9</sup> La presencia de una raíz unitaria en las series de producción fue rechazada sólo para Costa de Marfil. En consecuencia, ciclos en el producto cafetero son derivados usando un modelo de diferencias estacionarias [ARIMA (0,1,3)] para Colombia, Costa Rica y Kenia. Para Costa de Marfil se escogió una especificación de tendencia estacionaria [ARIMA (0,1)].

## CUADRO 4

## Ciclo económico y precios de café

(Estadístico t debajo del coeficiente correspondiente)

Variable dependiente: Componente cíclico del PIB

Pais	Constante	Ciclo en precios del café	Ciclo en producción cafetera	Tasa real de interés en USA	R-cuadrado	Estadístico F	Probabilidad Log
Colombia	0.0092	0.0163	0.0428	-0.0051	0.4292	5.7657	80.0058
	2.6409 **	1.8110 *	0.8906	-0.0700 ***			
Costa Rica	0.0380	0.0668	0.0177	-0.0205	0.6226	12.6466	49.2508
	3.7723 ***	2.4081 **	0.5026	-4.8134 ***			
Costa de Marfil	0.0334	0.1189	0.0774	0.0136	0.5140	8.4609	39.8671
	2.3471 **	2.8688 ***	2.0047 *	-2.4968 **			
Kenia	0.0110	0.0290	0.0187	-0.0046	0.6520	8.2429	73.7648
	2.4327 **	1.9272 *	1.2673	-2.4490 **			

Fuente: Véase texto. Los modelos ARIMA utilizados para derivar la variable dependiente (los coeficientes son similares para otras especificaciones): Colombia (0,1,1); Costa Rica (0,1,2); Costa de Marfil (0,1,2) y Kenia (1,1,2). Tasa real de interés en USA es el Treasury Bill Rate dividido por el índice de precios al consumidor. Dos variables "dummy" se utilizaron (para 1970 y 1972) en la regresión para Kenia. Las desviaciones de la tendencia en esos años son peculiares (baja y alta respectivamente), tal vez debido a problemas de medición de situaciones excepcionales, como, por ejemplo, la liquidación de activos previamente de propiedad común con Uganda y Tanzania, después la disolución de la integración económica en 1972. La variable explicativa en el caso de Kenia se ha rezagado un año. Un \*, (\*\*), (\*\*\*) simbolizan significativamente el nivel de 10%, (5%) y (1%), respectivamente.

## B) Indicadores sociales

A pesar de las similitudes en sus ciclos económicos, este grupo de cuatro países productores de café muestra grandes disparidades en el grado de desarrollo. En efecto, la mayoría de los indicadores sociales son bien diferentes para los dos países africanos y los dos países latinoamericanos, lo que indica la presencia de otros factores como los históricos, políticos y económicos (ignorados en este estudio) que desempeñan un papel en la determinación del alcance del progreso social.

Para reducir el efecto de las diferencias metodológicas en la construcción de las variables sociales, se usó la misma fuente de datos (base de datos del Banco Mundial) en todos los casos (la base de datos original cubre el período 1950-1989, pero las variables sociales pocas veces están disponibles para todo este período).

En esta sección se describen los niveles de esas variables en la muestra de países. El análisis se limita a aquellas variables disponibles para más de dos años, de modo que se pueda tener alguna medida de su mejora a través del tiempo. Finalmente, el análisis está dividido en cuatro áreas: distribución del ingreso, salud, educación e indicadores demográficos.

### *Distribución del ingreso*

Las Gráficas 2a, 2b y 2c muestran el comportamiento de la distribución del ingreso en tres momentos diferentes. La Gráfica 2a se refiere al primer período (1959-1961), la Gráfica 2b a la mitad del período (1969-1973) y la Gráfica 2c se refiere a los últimos datos disponibles (1986-1988, excepto para Kenia donde la información no está disponible a partir de 1976). Según todos los patrones, el ingreso está más concentrado en Colombia durante el primer período que en los demás países estudiados. En efecto, la participación del quintil más rico fue 67.7%, mientras el 20% más pobre (40%) de la población tiene sólo el 2,1% (6,8%) del ingreso total. Costa de Marfil está en el otro extremo, con una distribución relativamente más igualitaria (la participación del quintil más rico fue aproximadamente 50%, mientras que la participación del quintil más pobre fue 11,7%). Costa Rica resulta ser el caso intermedio (no existen datos disponibles para Kenia durante este período).

Los datos para el período intermedio (1969-1973) muestran que a pesar de la reducción de la brecha entre Colombia y los demás países, el ordenamiento de estos países por distribución del ingreso no presenta cambios (de más a menos igualitario: Costa de Marfil, Kenia, Costa Rica y Colombia). A finales de los años ochenta estos patrones cambiaron dramáticamente, las diferencias entre Colombia, Costa Rica y Costa de Marfil (y Kenia en 1976) han desaparecido. Este proceso refleja un sustancial mejoramiento en la distribución del ingreso de Colombia y empeoramiento de este indicador en los demás países, a través del período estudiado <sup>10</sup>.

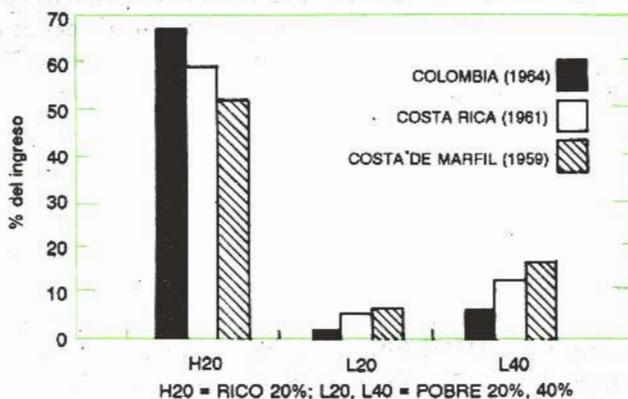
### *Salud*

La Gráfica 3 muestra las tasas de mortalidad infantil (niños entre 0 y 1 año) por miles de nacimientos (vivos) para los países analizados, durante el período 1951-1989. La gráfica sugiere que este indicador ha decrecido uniformemente en todos los casos, excepto para Colombia y Costa Rica durante los años ochenta. Costa Rica parece tener mayor inestabilidad en sus indicadores (debido, tal vez, a una mejor calidad de los datos), pero se sitúa en el primer lugar, seguida por Colombia, durante la totalidad del período. La mortalidad infantil es mucho más alta en Costa de Marfil y Kenia (100 y 80 muertes por mil nacimientos en 1989, respectivamente). El mismo patrón se observa para la tasa bruta de mortalidad por mil habitantes.

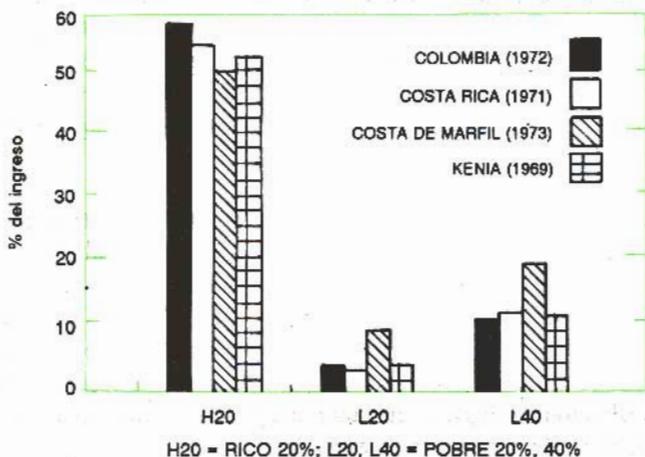
---

<sup>10</sup> Véase Londoño (1992) para un análisis detallado de los cambios en la distribución del ingreso en Colombia.

**GRAFICO 2**  
**Proporción del ingreso**  
 2a Primer período



2b Período intermedio



2c Último período

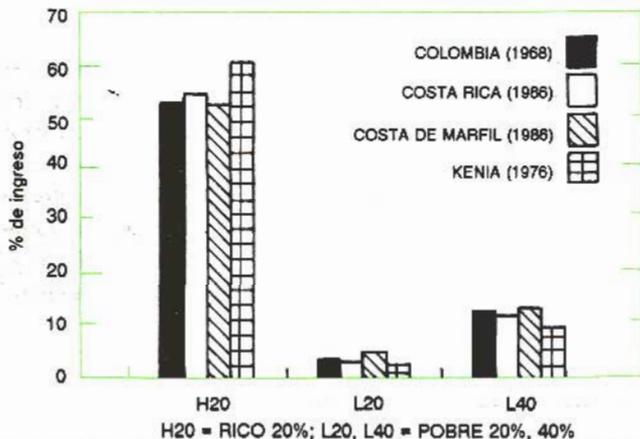
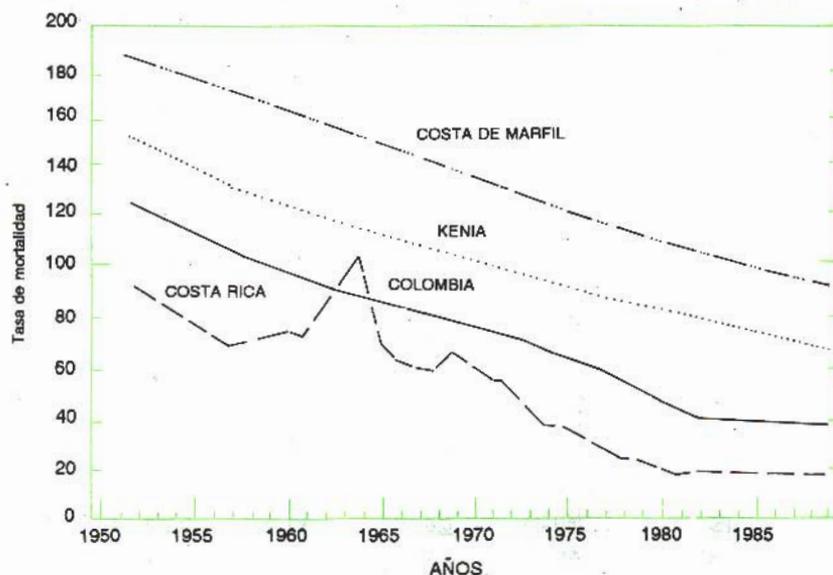


GRAFICO 3  
Mortalidad infantil por 1.000 habitantes de 0 a 1 año



La esperanza de vida al nacer (en años) muestra un patrón casi idéntico. La esperanza de vida en 1989 se encuentra entre 75 años (Costa Rica) y 51 años (Costa de Marfil). La tasa de progreso ha sido constante en todos los países y no tiene una tendencia hacia la convergencia durante el período. Finalmente, el número de médicos por mil habitantes (Gráfica 4) confirma a Costa Rica como el país con mejores indicadores de salud.

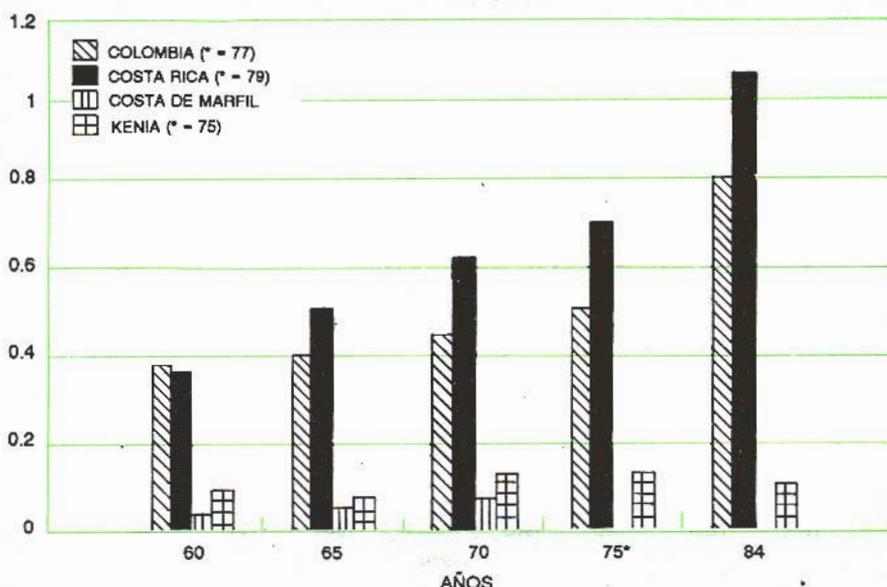
Resulta interesante, en el caso de Colombia, que el progreso fue muy lento entre 1960 y 1975 (aunque el mayor mejoramiento tuvo lugar en 1975), mientras que la mejora en el nivel de cobertura en la salud (medido por el número de médicos) ha sido insignificante en Costa de Marfil y Kenia.

### Educación

Los datos sobre educación desempeñan un papel crítico en el análisis de esta parte del trabajo por muchas razones. Primero, el número de variables disponibles provee una mejor representación de las características del progreso social en este campo. Segundo, el número de observaciones por variable es mucho mayor; y tercero, los datos parecen ser de mejor calidad y muestran entonces las fluctuaciones en el comportamiento de los indicadores a través del tiempo <sup>11</sup>.

<sup>11</sup> Contrario a la mayoría de las variables de salud que parecen ser más proyecciones que datos reales.

GRAFICO 4  
Número de médicos por 1.000 habitantes

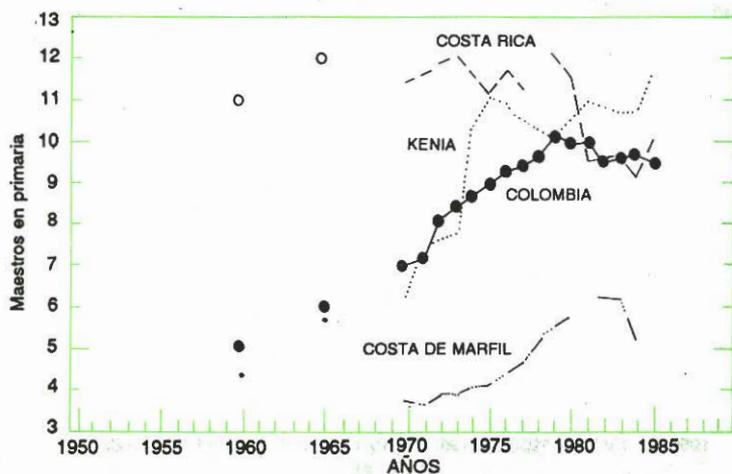


Una vez más, los niveles de educación reflejan grandes diferencias entre los países sometidos a este análisis. Por ejemplo, el número de profesores en educación primaria por cada mil habitantes entre 5 y 14 años (Gráfica 5a), que puede tomarse como un buen índice del cubrimiento y la calidad de la educación, muestra tendencias interesantes. En efecto, se pueden observar algunos movimientos hacia la convergencia en Costa Rica (que empieza con niveles mucho más altos respecto a los otros países), Colombia y Kenia. En este último país el progreso ha sido impresionante (de cuatro profesores en 1960, a aproximadamente 12 en 1985). Costa Rica ha caído en términos absolutos desde finales de los años setenta, mientras que Colombia se estancó después de lograr fuertes mejorías durante el período 1960-1979. Costa de Marfil también mejoró hasta comienzos de los años ochenta, pero luego decayó (en términos absolutos); su tasa de progreso no ha sido lo suficientemente fuerte para superar el bajo punto inicial.

La Gráfica 5b muestra el correspondiente indicador para profesores en la educación secundaria (número total dividido por el número de habitantes entre 15 y 19 años). La gráfica sugiere que los dos bloques (África y Latinoamérica) son más disímiles que en el pasado. El progreso ha sido uniforme en Colombia, mientras que en los otros países parece ser más inconstante.

Las Gráficas 6a y 6b muestran las tasas brutas de matrícula en educación primaria y secundaria, respectivamente. En oposición al indicador anterior, esta variable aísla aumentos en la cobertura de la educación de aquellos que se relacionan con la calidad de la misma. En el caso de la educación primaria la tasa tiende a estabilizarse (en el largo plazo) alrededor de 100%, después de períodos de altas tasas de matrícula de niños

**GRAFICO 5a**  
**Maestros en primaria por 1.000 niños de 5 a 14 años**



**GRAFICO 5b**  
**Maestros en secundaria por 1.000 jóvenes de 15 a 19 años**

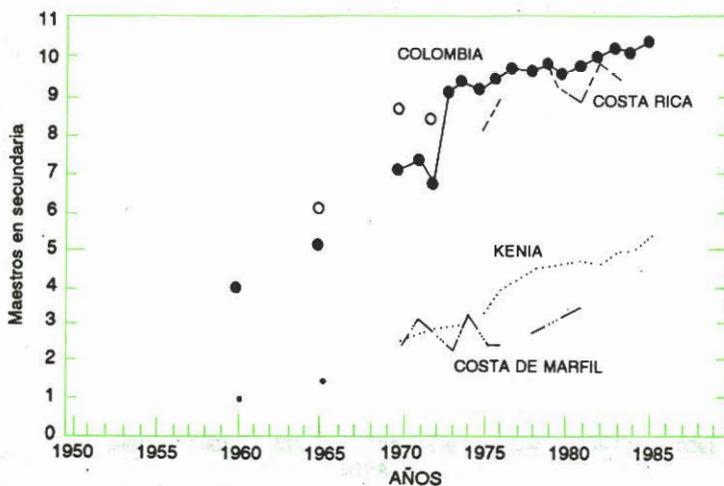


GRAFICO 6a  
Tasa bruta de matrícula: primaria

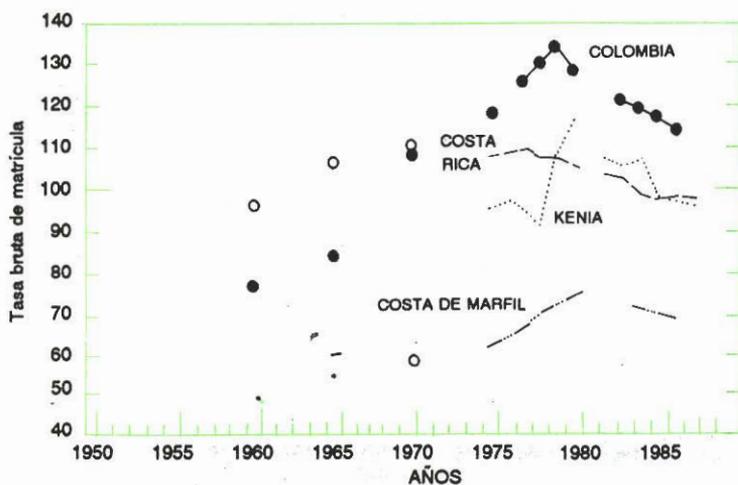
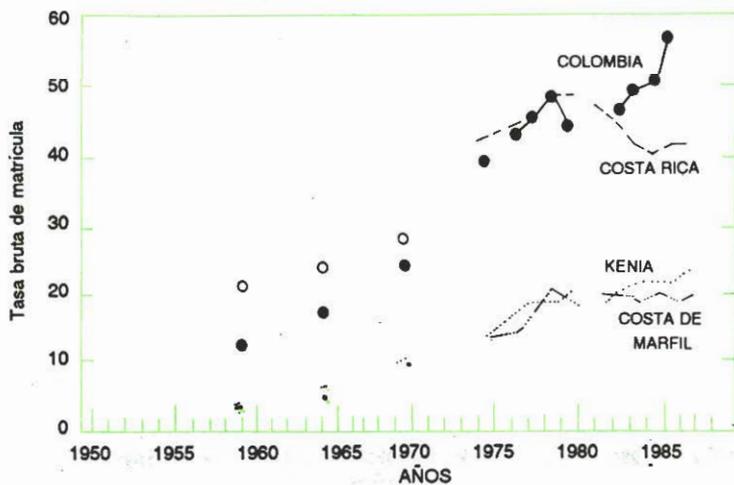


GRAFICO 6b  
Tasa bruta de matrícula: secundaria



en edad escolar (más los estudiantes de mayor edad que dejan de ser analfabetas). Esta es una razón por la cual la estabilidad en Costa Rica no es señal de estancamiento (la variable relevante en este caso son las tasas de matrícula en la educación secundaria). Las mejorías en el cubrimiento de la educación primaria han sido impresionantes en Colombia y en Kenia. Sin embargo, en este último país la tendencia retrocedió en los últimos años de la década del setenta (y la tasa empezó a caer) mientras que las tasas de analfabetismo superaron el 50%. En este sentido, la continuidad en el mejoramiento parece ser la excepción a la regla. Esto se confirma cuando se mira la tasa de matrículas en educación secundaria (Gráfica 6b). En efecto, Colombia, en este momento, tiene la mayor tasa; sobrepasa a Costa Rica y evidencia un mejoramiento sustancial desde 1960.

### *Variables demográficas*

Es bien sabido que las variables de población son influidas por un conjunto complejo de factores (tales como la estructura de edad, la participación de la mujer en la fuerza de trabajo, y factores culturales). No obstante, estas variables nos pueden dar una idea de cómo fuerzas económicas tienden a afectar la decisión del tamaño de la familia, y en un sentido limitado, reflejan el significado que hemos dado a la expresión "progreso social". Al observar dos indicadores, la tasa bruta de natalidad por mil habitantes y la tasa de fertilidad, observamos dos factores interesantes. Primero, ambas tasas son muy estables en el período 1951-1989 en Costa de Marfil y Kenia (cayendo en este último país desde 1982). Segundo, y en un fuerte contraste, las tasas han decrecido sustancialmente en Colombia y en Costa Rica durante todo el período. Sin embargo, la caída ha sido más constante en el primer país. En efecto, contrario a lo que sucede al comienzo de la muestra, la tasa bruta de natalidad es ahora menor en Colombia que en Costa Rica.

### **C) Estabilidad macroeconómica y progreso social: resultados de un análisis de corte transversal**

En esta sección se presentan los resultados de evaluar la primera hipótesis mencionada en la introducción (es decir, si el progreso social es mayor en períodos de estabilidad macroeconómica). Las pruebas se llevaron a cabo mediante un análisis de series de tiempo y de corte transversal; se estimaron las regresiones de la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_{it}, \quad (12)$$

donde  $y_{it}$  es el promedio anual de los cambios en el indicador social (v. gr., la participación en el ingreso del quintil más rico) en el país  $i$  durante el subperíodo  $t$  (v. gr., 1960-1965),  $\alpha$  es una constante, y  $x_{it}$  es la desviación estándar en el ciclo económico del país  $i$  durante el subperíodo  $t$ . Se utilizaron dos medidas alternativas del ciclo económico (la

*estacionaria en diferencias [std1]* y una descomposición de *estacionaria en tendencia [std2]*, respectivamente <sup>12</sup>).

Las variables dependientes escogidas pueden clasificarse en tres grupos: Distribución del ingreso, Salud y Educación. Los cambios en las variables fueron definidos en términos absolutos en algunos casos (ej.: el indicador de distribución del ingreso y algunas variables de educación) y en términos de porcentaje las otras (ej.: el indicador de salud) <sup>13</sup>. Los principales resultados se resumen a continuación (se debe tener cuidado en la interpretación de los resultados ya que todos ellos se basan en muy pocas observaciones):

### *Distribución del ingreso*

Las Gráficas 7a y 7b muestran los cambios absolutos de la participación del ingreso en el último quintil (H20), y el primero y segundo quintil (L40), respectivamente, y su relación con la desviación estándar del ciclo económico. Es claro que la información correspondiente a Costa de Marfil durante 1985-1986 es muy poco plausible, pues muestra una mejora sustancial en la distribución del ingreso en un período de tiempo muy corto. Esta información fue ignorada en las regresiones lineales entre las dos variables, considerando que se trataba de un error de medida (aunque para nuestros propósitos hubiera sido mejor dejar ese punto en la muestra, ya que habríamos obtenido una pendiente más fuerte).

Las regresiones aparecen con el signo correcto en todos los casos, indicando que grandes variaciones en el ciclo económico incrementan la concentración del ingreso (la participación del quintil más rico se incrementa mientras que la del 40% más pobre decrece). Los resultados son relativamente neutrales con respecto a la especificación del ciclo económico. Se reporta la que obtuvimos con la descomposición *estacionaria en tendencia*:

$$H20_{it} = -0.4e-2 + 0.108 *std2_{it} \quad (12)$$

(-0.67)      (1.23)

R<sup>2</sup> = 0.15; D.W. = 1.50; Q (Nivel signif.) = 0.81; # Obs. = 11

$$L40_{it} = 0.13e-01 - 0.28 *std2_{it} \quad (12)$$

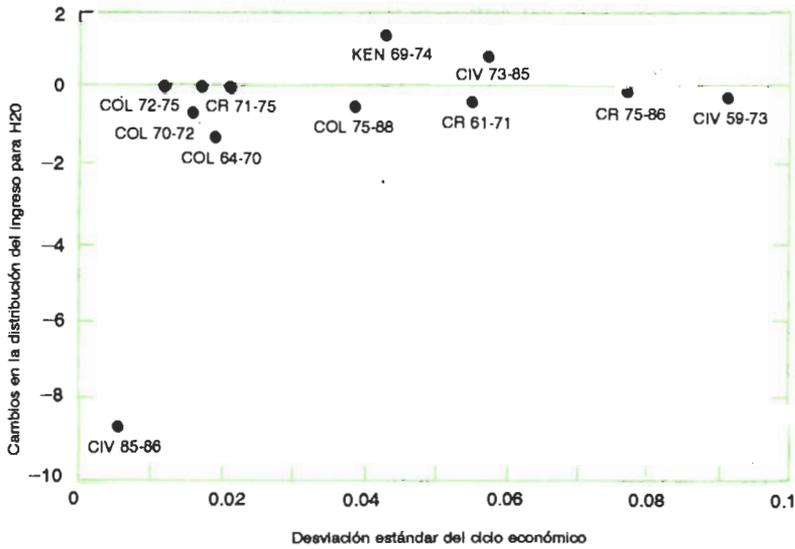
(0.96)      (-1.36)

R<sup>2</sup> = 0.17; D.W. = 1.74; Q (Nivel. Signif.) = 0.80; # Obs. = 11

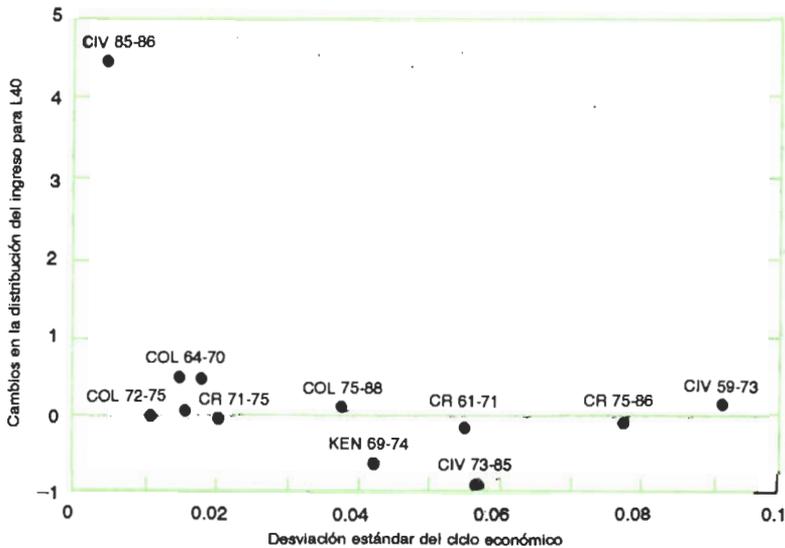
<sup>12</sup> Los modelos exactos utilizados fueron los siguientes procesos ARIMA (p,1,q): Colombia (1,1,3), Costa Rica (0,1,1), Costa de Marfil (0,1,3), y Kenia (1,1,2). Como se muestra en el Cuadro 2, estos modelos corresponden a aquellos con la mayor varianza. La descomposición estacionaria en tendencia corresponde a un modelo MA(1) en todos los casos.

<sup>13</sup> Esto es,  $y_{it}$  es alternativamente  $(z_{i,1965} - z_{i,1960})/5$  ó  $(z_{i,1965}/z_{i,1960} - 1)/5$ , dependiendo del indicador particular  $z$ .

**GRAFICO 7a**  
**Cambio en H20 vs. desviación estándar del ciclo económico**



**GRAFICO 7b**  
**Cambio en L40 vs. desviación estándar del ciclo económico**



Los coeficientes del ciclo económico son pequeños y muestran un nivel relativamente bajo de significancia económica (entre 20% y 24%). Si mantenemos todo lo demás constante, un incremento de un punto porcentual en la desviación estándar del ciclo económico incrementa la participación del quintil más alto en 0.001 puntos porcentuales (por año) y cae la participación del 40% más bajo en 0.003 puntos porcentuales.

### Salud

En contraste con los anteriores resultados, las mejoras en la salud parecen no depender del tamaño del ciclo económico. Esto no es sorprendente debido al muy alto cubrimiento de salud de Costa Rica (y también a sus impresionantes fluctuaciones económicas). Las regresiones estimadas usan el cambio porcentual en el número de médicos por cada 1.000 habitantes ( $Phy$ ) como variable dependiente. Sorpresivamente, cuando se usan las desviaciones estándar de las diferencias-estacionarias del ciclo económico como regresores, los resultados muestran una correlación positiva (y significativa) correlación entre las dos variables. Esto es,

$$Phy_{it} = -0.2e-02 + 1.45 * std1_{it} \quad (12)$$

(-0.11) (2.18)\*\*

$R^2 = 0.28$ ; D.W. = 2.64; Q (Nivel signif.) = 0.99; # Obs. = 14.

Cabe destacar que, la varianza en el ciclo económico explica el 28% de la varianza en las mejoras en la salud medida por el número de médicos en relación con la población<sup>14</sup>.

### Educación

La evidencia sobre mejoras en la educación depende del indicador escogido. Por ejemplo, los cambios absolutos en las tasas de analfabetismo ( $ILL$ , población analfabeta como proporción de la población mayor de 15 años) muestran, una correlación negativa con la varianza en el ciclo económico. Esto es, las tasas de alfabetismo crecen con la inestabilidad macroeconómica.

$$ILL_{it} = -0.29 - 11.88 * std2_{it} \quad (12)$$

(-0.86) (-2.35)\*\*

$R^2 = 0.38$ ; D.W. = 1.00; Q (Nivel de signif.) = 0.78; # Obs. = 11

<sup>14</sup> Este resultado es aún más fuerte cuando se emplean cambios absolutos (en vez de los cambios porcentuales) en los indicadores de salud.

Lo opuesto es cierto para cambios en las tasas de matrícula de la educación secundaria, cuyo número de observaciones es sustancialmente mayor que en las regresiones anteriores. Dos medidas alternativas de esas tasas de matrícula se utilizaron: i) Tasas de matrícula brutas (GERS1), obtenidas directamente de la base de datos que usa como denominador la población total en el tramo de edad correspondiente al nivel de educación para el país específico, y ii) Las tasas de matrícula (GERS2) obtenidas dividiendo los niveles de matrícula por la población total entre 15-19 años (de modo que así se controlan las variables específicas de cada país). En ambos casos se emplean los cambios absolutos en las tasas como variables dependientes. Los resultados están resumidos en las siguientes dos ecuaciones que son robustas con respecto a la especificación del ciclo económico (se reportan las obtenidas con un modelo estacionario en tendencia):

$$\text{GERS1}_{it} = 1.43 - 13.81 * \text{std2}_{it} \quad (12)$$

(4.25)\*\*\* (-1.97)\*

$R^2 = 0.17$ ; D.W. = 1.92; Q (Nivel signif.) = 0.95; # Obs. = 21

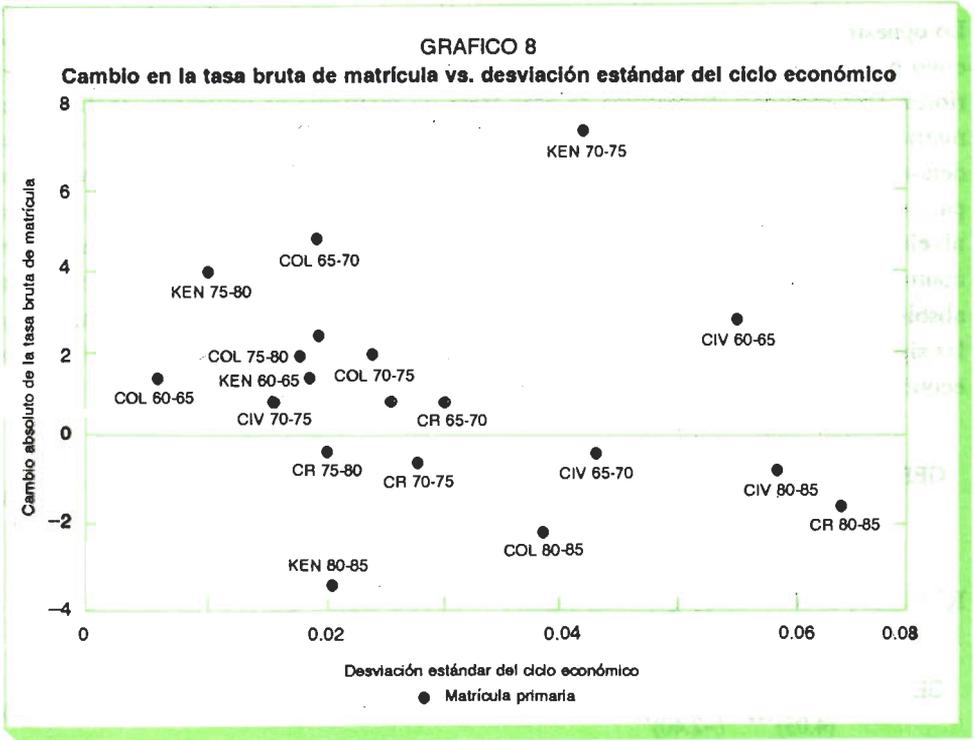
$$\text{GERS2}_{it} = 1.1 - 15.22 * \text{std2}_{it} \quad (12)$$

(4.05)\*\*\* (-2.40)\*\*\*

$R^2 = 0.23$ ; D.W.= 1.74; Q (Nivel signif.) = 0.22; # Obs. = 21

Estos resultados indican que la amplitud del ciclo económico explica hasta el 23% de la varianza en las tasas de matrícula en la educación secundaria. Si mantenemos todo lo demás constante, un incremento porcentual (1%) en la desviación estándar del ciclo reduce las tasas de matrícula en 0.14-0.15 puntos porcentuales (por año).

La Gráfica 8 muestra los cambios absolutos (por año, en un intervalo de cinco años) en el crecimiento de las tasas de matrícula en la educación primaria para cada país y cada subperíodo. La gráfica sugiere la falta de correlación entre las dos variables. Como se mencionó en la sección anterior, esto podría reflejar el hecho de que por razones diferentes del ciclo económico (ej.: cambios en las tasas de alfabetismo), las tasas de matrícula en la educación primaria han sido decrecientes en Colombia y Costa Rica desde finales de los años setenta. Quizás es más complicado explicar por qué el número de profesores (en educación primaria y secundaria) con respecto a la población, no tiene aparentemente ninguna relación con el ciclo económico.



#### D) Estabilidad macroeconómica y progreso social: la evidencia de las series de tiempo

En esta sección se hace un análisis de series de tiempo sobre el comportamiento del mismo grupo de indicadores sociales. El análisis empieza con la descomposición determinística de tendencia-ciclo de aquellas variables que están disponibles para un período relativamente largo (la falta de datos impide el uso de la prueba raíz unitaria y los modelos de diferencia-estacionaria). Por lo tanto, la descomposición se realizó utilizando una especificación usual de estacionaria en tendencia. El Cuadro 5 muestra los resultados estimados de las tendencias lineales de 11 indicadores sociales.

##### Componentes de tendencia

Los coeficientes de tendencia miden la tasa promedio anual de cambios para un indicador particular, y la desviación estándar de los residuos es una medida de la amplitud en el componente cíclico de la misma variable. Es interesante observar que para todos los indicadores relacionados con la educación secundaria, Colombia tiene la más alta tasa de progreso dentro del grupo de naciones productoras de café consideradas en este análisis. El número de profesores en educación secundaria (por mil habitantes) se incrementa con una tasa de 0.26 por año, mientras que las tasas en Kenia, Costa Rica y Costa de Marfil son 0.19, 0.15 y 0.09, respectivamente. Cada año, en promedio, 8.5 alumnos adicionales (por mil habitantes en el grupo de 15-19 años) se matriculan en educación secundaria en Colombia (5.3 en Kenia, 4.4 en Costa Rica y 2.1 en Costa de Marfil). Una medida quizás más exacta de las tasas de matrícula en educación secundaria (como es la ofrecida por el Banco Mundial) muestra un incremento anual de 1.7 puntos porcentuales en Colombia (casi dos veces la estimada para Costa Rica y Costa de Marfil).

CUADRO 5

Descomposición determinística de la tendencia del ciclo  
para los principales indicadores sociales. 1950-1989

Todas las variables en tasas

	Tendencia	Estad.-t	R cuadrado	# Obs.	Desviación estándar de los residuales	
					Niveles	%
<b>Maestros en educación primaria, por 1.000 niños en edades de 5 a 14 años</b>						
Colombia	0.203	9.812	0.857	18	0.568	7.67
Costa Rica	-0.090	-3.071	0.386	17	0.797	7.47
Costa de Marfil	0.149	8.212	0.828	16	0.454	8.23
Kenia	0.304	8.853	0.830	18	0.941	11.82
<b>Maestros en educación secundaria, por 1.000 jóvenes entre 15 y 19 años</b>						
Colombia	0.257	10.439	0.872	18	0.675	10.66
Costa Rica	0.150	4.630	0.728	10	0.569	7.50
Costa de Marfil	0.088	3.007	0.501	11	0.408	19.05
Kenia	0.189	21.474	0.968	17	0.241	13.12
<b>Matrículas en educación primaria, por 1.000 niños de 5 a 14 años</b>						
Colombia	2.604	3.182	0.403	17	18.058	6.75
Costa Rica	-1.734	-3.862	0.499	17	9.911	3.02
Costa de Marfil	4.450	11.371	0.896	17	8.638	4.31
Kenia	12.210	7.570	0.793	17	35.597	12.08
<b>Matrículas en educación secundaria, por 1.000 jóvenes entre 15 y 19 años</b>						
Colombia	8.527	8.430	0.826	17	22.325	12.38
Costa Rica	4.441	3.090	0.389	17	31.711	15.03
Costa de Marfil	2.123	13.044	0.966	8	2.772	13.32
Kenia	5.326	11.595	0.900	17	10.136	15.01
<b>Porcentaje de matrícula bruta: Primaria</b>						
Colombia	1.672	4.014	0.617	12	11.250	10.54
Costa Rica	-0.177	-1.066	0.080	15	4.829	4.71
Costa de Marfil	0.964	6.440	0.822	11	3.621	6.17
Kenia	2.300	5.914	0.729	15	11.316	14.00
<b>Porcentaje de matrícula bruta: Secundaria</b>						
Colombia	1.664	13.991	0.951	12	3.212	13.64
Costa Rica	0.850	4.536	0.632	14	5.449	15.26
Costa de Marfil	0.665	10.932	0.902	15	1.770	26.00
Kenia	0.803	18.097	0.962	15	1.292	24.04

CUADRO 5

**Descomposición determinística de la tendencia del ciclo  
para los principales indicadores sociales. 1950-1989**  
Todas las variables en tasas

(Conclusión)

	Tendencia	Estad.-t	R cuadrado	# Obs.	Desviación estándar de los residuales	
					Niveles	%
<b>Tasa de nacimiento por 1.000 habitantes</b>						
Colombia	-0.643	-32.834	0.968	38	1.324	3.77
Costa Rica	-0.591	-12.955	0.823	38	3.083	7.99
Costa de Marfil	-0.078	-20.107	0.918	38	0.263	0.51
Kenia	-0.091	-3.899	0.297	38	1.581	3.15
<b>Tasa de mortalidad por 1.000 habitantes</b>						
Colombia	-0.276	-26.856	0.952	38	0.694	3.11
Costa Rica	-0.208	-20.594	0.922	38	0.684	8.92
Costa de Marfil	-0.397	-72.120	0.993	38	0.372	1.00
Kenia	-0.401	-189.780	0.999	38	0.143	3.57
<b>Tasa de mortalidad Infantil (0-1)</b>						
Colombia	-2.347	-52.921	0.987	38	2.998	6.18
Costa Rica	-2.259	-14.849	0.860	38	10.282	22.16
Costa de Marfil	-2.607	-76.455	0.994	38	2.305	0.71
Kenia	-2.064	-48.627	0.985	38	2.869	0.86
<b>Tasa total de fertilidad</b>						
Colombia	-0.127	-23.360	0.938	38	0.367	7.69
Costa Rica	-0.131	-21.505	0.928	38	0.413	7.38
Costa de Marfil	0.011	6.997	0.576	38	0.102	1.42
Kenia	-0.011	-2.304	0.129	38	0.327	4.34
<b>Expectativa de vida al nacer</b>						
Colombia	0.502	30.696	0.961	40	1.194	2.59
Costa Rica	0.510	73.472	0.993	40	0.506	1.06
Costa de Marfil	0.462	54.466	0.987	40	0.620	1.50
Kenia	0.514	73.194	0.993	40	0.512	1.73

Las regresiones para las tasas de matrícula en educación primaria indican que Kenia tiene el mejoramiento más acelerado en el cubrimiento de la educación básica (2.3 alumnos adicionales por año, por cada 100 habitantes en la edad de asistir a la escuela primaria). En Colombia la tasa es de 1.7 puntos porcentuales, seguido por Costa de Marfil con un punto porcentual por año.

Colombia también muestra un rápido descenso en las tasas de natalidad por 1.000 habitantes (-0.64 por año). Respecto a las tasas brutas de mortalidad, el registro es menos impresionante. En este caso, Colombia es el tercer país, después de Kenia y Costa de Marfil. Las mejoras en las tasas de mortalidad infantil y en esperanza de vida son muy similares entre los países. En promedio, cada año el número de bebés que mueren por mil nacimientos cae dentro del rango 2-2.6. También, cada año los bebés que han nacido tienen medio año más de esperanza de vida que los bebés que nacieron el año inmediatamente anterior.

En general, se muestra una correlación negativa entre los coeficientes de tendencia en esas variables y la desviación estándar del ciclo económico. Colombia, el país con mayor estabilidad macroeconómica, aparece relativamente bien en términos de progreso social en el largo plazo, medido por los componentes de tendencia de estos indicadores.

### *Componentes cíclicos*

Las fluctuaciones en los indicadores sociales alrededor de su patrón de tendencia de largo plazo (es decir, los residuos de las regresiones lineales de tendencia) pueden ser interpretadas como una aproximación al concepto de "ciclo social". Por lo tanto, la desviación estándar de esos residuos (que aparecen en las últimas dos columnas del Cuadro 5) mide la estabilidad relativa de cada indicador social en particular.

Es interesante observar que cuando las regresiones son estimadas en forma logarítmica (por lo tanto, la desviación estándar se expresa como un porcentaje de desviación de la tendencia), los indicadores sociales de Colombia sobresalen por ser relativamente más estables; frecuentemente, tienen la menor varianza (por ejemplo, las tasas de matrícula en la educación secundaria), o están muy cercanos a un nivel mínimo (por ejemplo, los profesores en educación primaria y secundaria). Hay, sin embargo, algunos indicadores que muestran una varianza relativamente alta (por ejemplo, tasas de fertilidad, esperanza de vida).

Adicionalmente, la evidencia sugiere que aquellos indicadores para los cuales se ha logrado un progreso más rápido son también aquellos que han tenido una mayor estabilidad. En cierto modo, esto puede ser un indicio de que la estabilidad social está asociada con el progreso social (aunque no tenemos suficiente información para obtener una prueba definitiva sobre este punto).

Otro hecho sobresaliente sobre el ciclo económico es su alto grado de correlación entre los países. El Cuadro 6 muestra la matriz de correlación para los componentes cíclicos

CUADRO 6

Componente cíclico en: variables originales en tasas

	Colombia	Costa Rica	Costa de Marfil	Kenia
<b>Maestros en educación primaria, por 1.000 niños entre 5 y 14 años,</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.815	1.000		
Costa de Marfil	-0.165	-0.254	1.000	
Kenia	0.636	0.317	-0.258	1.000
<b>Maestros en educación secundaria, por 1.000 jóvenes entre 15 y 19 años</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.094	1.000		
Costa de Marfil	-0.229	0.760	1.000	
Kenia	0.353	0.425	0.255	1.000
<b>Matrícula en educación primaria, por 1.000 niños entre 5 y 14 años</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.542	1.000		
Costa de Marfil	0.370	-0.276	1.000	
Kenia	0.344	-0.203	0.308	1.000
<b>Matrícula en educación secundaria, por 1.000 jóvenes entre 15 y 19 años</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.932	1.000		
Costa de Marfil	-0.120	0.094	1.000	
Kenia	0.113	0.354	0.569	1.000
<b>Tasa de matrícula bruta: Primaria</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.805	1.000		
Costa de Marfil	0.417	0.516	1.000	
Kenia	0.581	0.272	0.408	1.000
<b>Tasa de matrícula bruta: Secundaria</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.665	1.000		
Costa de Marfil	0.393	0.759	1.000	
Kenia	0.394	0.755	0.566	1.000

## CUADRO 6

## Componente cíclico en: variables originales en tasas

(Conclusión)

	Colombia	Costa Rica	Costa de Marfil	Kenia
<b>Tasa de natalidad por 1.000 habitantes</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.579	1.000		
Costa de Marfil	0.269	0.513	1.000	
Kenia	-0.320	-0.367	0.216	1.000
<b>Tasa de mortalidad, por 1.000 habitantes</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.778	1.000		
Costa de Marfil	0.685	0.734	1.000	
Kenia	-0.335	-0.531	-0.303	1.000
<b>Tasa de mortalidad infantil (0-1)</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.138	1.000		
Costa de Marfil	0.479	-0.092	1.000	
Kenia	0.537	-0.242	0.737	1.000
<b>Tasa total de fertilidad</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.811	1.000		
Costa de Marfil	0.601	0.144	1.000	
Kenia	0.144	-0.227	0.806	1.000
<b>Expectativa de vida al nacer</b>				
Colombia	1.000			
Costa Rica	0.669	1.000		
Costa de Marfil	-0.797	-0.174	1.000	
Kenia	0.866	0.468	-0.919	1.000

## CUADRO 7

## Ciclo social versus ciclo económico: 1960-1985

Todas las variables en tasas

	Coefficiente	Estad.-t	R-cuadrado	# Obs.	Desv. estándar de los residuales
<b>Maestros en educación primaria, por 1.000 niños entre 5 y 14 años</b>					
Colombia	11.900	6.748	0.752	17	0.287
Costa Rica	7.323	3.962	0.529	16	0.500
Costa de Marfil	0.803	0.451	0.015	15	0.420
Kenia	7.914	1.197	0.087	17	0.926
<b>Maestros en educación secundaria, por 1.000 jóvenes entre 15 y 19 años</b>					
Colombia	9.922	3.004	0.376	17	0.538
Costa Rica	2.205	0.882	0.089	10	0.543
Costa de Marfil	0.891	0.438	0.021	11	0.404
Kenia	1.122	0.644	0.029	16	0.238
<b>Matrículas en educación primaria, por 1.000 niños entre 5 y 14 años</b>					
Colombia	377.403	7.140	0.773	17	8.610
Costa Rica	61.650	1.993	0.209	17	8.813
Costa de Marfil	68.357	2.438	0.284	17	7.310
Kenia	148.096	0.589	0.023	17	35.192
<b>Matrículas en educación secundaria, por 1.000 jóvenes entre 15 y 19 años</b>					
Colombia	393.596	4.280	0.550	17	14.979
Costa Rica	371.415	6.571	0.742	17	16.103
Costa de Marfil	-6.197	-0.357	0.021	8	2.743
Kenia	58.303	0.823	0.043	17	9.915
<b>Tasa bruta de matrícula: Primaria</b>					
Colombia	197.440	5.822	0.790	11	5.226
Costa Rica	35.755	4.350	0.612	14	2.438
Costa de Marfil	7.446	0.541	0.035	10	3.479
Kenia	292.961	3.347	0.483	14	8.438
<b>Tasa bruta de matrícula: Secundaria</b>					
Colombia	48.006	3.198	0.532	11	2.313
Costa Rica	57.563	5.349	0.722	13	2.951
Costa de Marfil	14.095	3.302	0.476	14	1.312
Kenia	32.962	3.248	0.468	14	0.978

## CUADRO 7

## Ciclo social versus ciclo económico: 1960-1985

(Todas las variables en tasas)

(Conclusión)

	Coeficiente	Estad.-t	R-cuadrado	# Obs.	Desv. estándar de los residuales
<b>Maestros en educación primaria, por 1.000 niños entre 5 y 14 años</b>					
Colombia	10.812	7.940	0.798	18	0.256
Costa Rica	6.566	5.067	0.631	17	0.484
Costa de Marfil	-0.983	-1.139	0.085	16	0.434
Kenia	5.583	2.123	0.220	18	0.831
<b>Maestros en educación secundaria, por 1.000 jóvenes entre 15 y 19 años</b>					
Colombia	9.626	3.607	0.449	18	0.501
Costa Rica	1.914	0.948	0.101	10	0.540
Costa de Marfil	0.697	0.461	0.023	11	0.404
Kenia	0.793	1.030	0.066	17	0.233
<b>Matrículas en educación primaria, por 1.000 niños entre 5 y 14 años</b>					
Colombia	365.280	8.210	0.818	17	7.704
Costa Rica	46.910	1.949	0.202	17	8.853
Costa de Marfil	42.865	2.202	0.244	17	7.509
Kenia	154.599	1.466	0.125	17	33.293
<b>Matrículas en educación secundaria, por 1.000 jóvenes entre 15 y 19 años</b>					
Colombia	377.330	4.469	0.571	17	14.621
Costa Rica	278.272	5.839	0.694	17	17.527
Costa de Marfil	-5.674	-0.456	0.033	8	2.725
Kenia	39.959	1.314	0.103	17	9.599
<b>Tasa bruta de matrícula: primaria</b>					
Colombia	192.390	9.095	0.892	12	3.695
Costa Rica	34.563	4.658	0.625	15	2.956
Costa de Marfil	8.367	1.271	0.152	11	3.334
Kenia	126.190	4.840	0.643	15	6.760
<b>Tasa bruta de matrícula: secundaria</b>					
Colombia	39.555	2.934	0.463	12	2.355
Costa Rica	42.408	5.109	0.685	14	3.058
Costa de Marfil	7.195	2.917	0.396	15	1.376
Kenia	12.882	3.711	0.514	15	0.900

de los indicadores sociales. En general, las correlaciones son altas y positivas, lo que sugiere la presencia de un determinante común. Como en el caso del ciclo económico, las correlaciones son particularmente altas entre Colombia y Costa Rica. El patrón de Costa de Marfil y Kenia es más errático, mostrando ocasionalmente coeficientes negativos. En promedio, y para la mayoría de los indicadores, existe evidencia de fuertes patrones comunes en su movimiento.

Una forma de explorar los posibles determinantes comunes de las fluctuaciones de los indicadores sociales puede obtenerse al estimar regresiones donde el ciclo social es la variable dependiente y se utilizan el ciclo económico y una constante como regresores. El supuesto es que el ciclo económico puede explicar el ciclo social. Dado que señalamos que la frecuencia del ciclo económico es determinada por "shocks" externos, esas regresiones podrían sugerir que aquellos "shocks" también afectan los indicadores sociales. En cierto modo, las políticas de estabilización podrían justificarse no solamente con el suavizamiento del consumo (privado), sino también por su efecto sobre la estabilidad en el comportamiento de los indicadores sociales en el largo plazo.

Como se muestra en el Cuadro 7, la evidencia sostiene fuertemente esta hipótesis. Una gran fracción de la varianza en el ciclo social puede ser explicada por el ciclo económico. Por ejemplo, en el caso de las tasas de matrícula en educación secundaria, el  $R^2$  es mayor que 0.48 en todos los casos (hasta 0.72 en Costa Rica). En general, las regresiones para Colombia y Costa Rica explican bien las variables dependientes: los ciclos social y económico están altamente correlacionados en esos dos países (para muchos indicadores el  $R^2$  es más alto que 0.75).

Las regresiones son quizás menos robustas para Costa de Marfil y Kenia, especialmente en lo que se refiere a las variables relacionadas con el número de profesores en educación primaria y secundaria; sin embargo, las que usan las tasas de matrícula (en primaria y secundaria) son uniformemente significativas. En conclusión, fluctuaciones en los precios mundiales del café parecen tener efectos procíclicos sobre las tasas de matrícula. Adicionalmente, grandes fluctuaciones en los indicadores sociales crean restricciones para sus mejoramientos en el largo plazo.

---

## IV Conclusiones

---

Este artículo sugiere que la estabilidad macroeconómica es una condición necesaria (pero no suficiente) para conseguir el progreso social. Como lo ha mostrado la reciente literatura sobre la economía política de la estabilización, los mecanismos para alcanzar dicha estabilidad tienen que ver tanto con instituciones como con las políticas. En particular, las instituciones deben dar a las autoridades incentivos para estabilizar la

economía. Las instituciones, en este sentido, no son neutrales con respecto a los resultados. Diferentes arreglos institucionales producen diferentes resultados macroeconómicos. Por lo tanto, las instituciones pueden ordenarse según las políticas que producen y el comportamiento de los principales indicadores macroeconómicos.

Dos instituciones importantes en los países en desarrollo son los sistemas de impuestos y los fondos de estabilización de precios de los productos básicos. Los mecanismos de estabilización de los productos básicos tienen el propósito de poner impuestos a las ganancias inesperadas cuando los precios son altos, y amortiguar caídas en el ingreso de los productores cuando los precios decrecen, con subsidios a los precios locales provenientes de ahorros acumulados durante los períodos de auge. En muchos países los objetivos de estabilización de estos fondos se abandonan rápidamente, y tales instituciones se convierten en mecanismos de impuestos que distorsionan los precios agrícolas y mantienen una gran burocracia. No obstante en algunos casos los mecanismos de estabilización trabajan de acuerdo con la teoría, y ayudan a evitar grandes variaciones en el consumo agregado de los países exportadores de productos básicos. Cuando los fondos reflejan las preferencias de los productores de café (como en Colombia) probablemente funcionan mejor estabilizando el ingreso de los productores (y por lo tanto de la economía). Esto no es cierto en lugares en donde el manejo del fondo refleja las preferencias de políticos muy impacientes. En efecto, en esos casos es probable que introduzcan más inestabilidad, generando un patrón altamente procíclico en los gastos del gobierno (como en Costa de Marfil).

Así mismo, algunos sistemas de tributación pueden ser más estabilizadores que otros. Si el impuesto a la renta es una proporción grande de los ingresos, el sistema trabaja como un mecanismo automático de estabilización del ingreso y del consumo. De otra parte, un sistema tributario que dependa de impuestos al comercio puede ser desestabilizador. Los ingresos por impuestos decrecen precisamente cuando los precios de las exportaciones decrecen, generando un déficit fiscal al mismo tiempo que un déficit comercial.

Sin embargo, los cambios institucionales son una tarea difícil. En algunos países es particularmente difícil que se apruebe una reforma tributaria, o que se pueda devaluar la moneda. Por ejemplo, en Venezuela, se ha discutido y propuesto por muchos años un impuesto al valor agregado, pero nunca ha sido aprobado por el Congreso; en otros casos, el Congreso tiene interés en ciertos programas de gasto social por razones electorales, y las reformas tributarias se facilitan igualmente. Existen fuertes grupos de presión que se oponen a la devaluación de la moneda, tales como el ejército o la clase media urbana, y no existen mecanismos institucionales para tratar decisiones de devaluación de modo que estos grupos no tengan poder de veto.

Adicionalmente, los gastos sociales del gobierno son importantes para promover el progreso social y el desarrollo humano. La conclusión que obtenemos de nuestro análisis es que la estabilidad macroeconómica tiene que estar unida a programas sociales estatales con continuidad. Sin embargo, el gasto público que no es financiado en forma apropiada

y que depende fuertemente del impuesto inflacionario, no logra resultados permanentes. El artículo suministra argumentos fuertes para disminuir el déficit fiscal.

La estructura política puede determinar el nivel y el grado de fluctuaciones del déficit fiscal, variables que, según mostramos, afectan el progreso social. Países que tienen dificultad para ajustar el sistema tributario, tienen entonces que soportar una discontinuidad en programas sociales cruciales y esto afecta sus indicadores de bienestar social.

La dificultad para solucionar déficit presupuestales puede crear también un sesgo inflacionario, en cuanto el gobierno trate de usar el impuesto inflacionario en vez de ajustar otros impuestos. Este sesgo inflacionario podría también afectar negativamente los indicadores de progreso social.

Otras políticas macroeconómicas también desempeñan un papel importante. Como se mencionó, un sesgo hacia la estabilización podría recomendar políticas comerciales y de tasa de cambio que favorezcan la diversificación de exportaciones. Tales políticas podrían disminuir las variaciones en los ingresos por impuestos, el ingreso, el consumo, y disminuir las variaciones en el déficit comercial, todos ellos son fenómenos que pueden generarse por cambios grandes en los términos de intercambio. Claramente, las políticas que intentan mantener constante la tasa de cambio real también generan estabilidad en la balanza de pagos y en ingresos por impuestos al comercio. Políticas con un fuerte sesgo ideológico en contra de un gran déficit fiscal (pero no necesariamente en contra del gasto público) e inflación, probablemente también favorecen el progreso social, si aceptamos algunos de los resultados empíricos encontrados en este estudio. Ello no significa, sin embargo, que siempre deba buscarse el equilibrio fiscal. Como lo ilustra la experiencia colombiana, una política fiscal contracíclica es la clave para evitar los ciclos económicos. Lo que esto significa es que el superávit y el déficit presupuestal no deberían ser muy grandes y deben compensarse intertemporalmente (en un período relativamente corto).

Muchas de estas instituciones y políticas estabilizadoras tienen sus costos. Este podría, ciertamente, ser el caso de los fondos de estabilización, o de un sesgo político hacia mayores cargas tributarias como corolario de acuerdos que faciliten reformas tributarias para aumentar los impuestos. La pregunta es si los beneficios sociales generados por las instituciones y políticas estabilizadoras son mayores que sus costos. La evidencia empírica de este trabajo sugiere que los beneficios de una estabilización fiscal pueden ser más valiosos que su costo. Los estudios de caso de los países productores de café, indican que los mecanismos que compensan los "shocks" en los términos de intercambio, pueden tener también beneficios sociales.

### Bibliografía

Barro, Robert (1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, mayo.

Campbell, John Y. and Perron, P. (1991). "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", in S. Fischer (Ed.) *NBER Macroeconomics Annual*, 1991.

Cárdenas, Mauricio (1991). *Coffee Exports, Endogenous State Policies and the Business Cycle*, Tesis inédita de Ph. D. Universidad de California, Berkeley.

Easterly, William, Kremer, M. Pritchett L. and Summers, L. (1992). "Good Policy or Good Luck? Country Growth Performance and Temporary Shocks", mimeo, Banco Mundial, marzo.

Fischer, Stanley (1991). "Growth, Macroeconomics and Development", in Stanley Fischer (Ed.) *NBER Macroeconomics Annual*, 1991.

Ingram, Gregory (1992). "Social Indicators and Productivity Convergence in Developing Countries", World Bank Policy Research Working Papers. WPS 894.

Leamer, Edward (1983). "Let's Take the Con Out of Econometrics", *American Economic Review*, marzo, 73, 31-43.

Levine, Ross and Renelt, David (1992). "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", *American Economic Review*, vol. 82, No. 4, septiembre, 942-963.

Londoño, Juan Luis (1992). "Human Capital, Income Inequality and the Development Process", *Quarterly Journal of Economics*, por publicar.

Mankiw, N. Gregory, Romer, David and Weil, David (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, mayo.

Romer, Paul (1989). "What Determines the Rate of Growth of Technological Change?". *PPR Working Paper* No. 279, Washington, D.C., Banco Mundial.

UNDP (1991). *Human Development Report*, Oxford University Press.

### Notas sobre las fuentes de datos

**PIB per cápita:** IMF International Financial Statistics Yearbook 1990 (datos 1970-1985).

**PIB per cápita real ajustado por cambios en los términos de intercambio,** tomado de: Summers, Robert and A. Heston, "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price levels: Estimates for 130 Countries, 1950-1985", *Review of Income and Wealth*, March, 1988, 34, 1-25.

**Déficit Fiscal:** IMF International Financial Statistics Yearbook 1990 (datos 1970-1985).

**Inflación:** IMF International Financial Statistics Yearbook 1990 (datos 1970-1985).

**Términos de intercambio:** Para América Latina: CEPAL Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean 1991 (datos 1975-1985), para los demás países: IMF International Financial Statistics Yearbook 1990 (datos 1973-1985).

**Tasa Real de Cambio:** Para América Latina: BID Progreso Económico y Social de América Latina, Informe 1991 (datos 1975-1985); para los demás países: IMF International Financial Statistics Yearbook 1990 (datos 1973-1985).

**Cuenta Corriente:** International Financial Statistics Yearbook 1990 (datos 1973-1985).