



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *Ciclos económicos y bonanzas exportadoras: teoría y evidencia en cuatro países productores de café*

Mauricio Cárdenas S.

Revista ESPE, No. 21, Art. 03, Junio de 1992  
Páginas 101-134



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.

# Ciclos económicos y bonanzas exportadoras: teoría y evidencia en cuatro países productores de café

Mauricio Cárdenas S.<sup>1</sup>

## Resumen

*Este trabajo proporciona evidencia según la cual gran parte de las variaciones en los ciclos económicos de Colombia, Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia, pueden ser explicadas por las fluctuaciones en el precio real mundial del café. Así mismo se muestra la existencia típica de movimientos procíclicos en el consumo, la inversión, y el gasto del gobierno. Como consecuencia, la frecuencia del ciclo ha sido bastante similar para estos países, a pesar de las diferencias en su estructura económica. Sin embargo, la amplitud del ciclo ha sido menor para Colombia debido al manejo contracíclico que se le ha dado a las cuentas fiscales y al endeudamiento externo del sector público. El consumo también ha tenido un comportamiento mucho más estable en este último país.*

---

<sup>1</sup> Este trabajo está basado en partes de los capítulos 1 y 2 de mi tesis doctoral (Cárdenas, 1991). Quiero expresar mis agradecimientos a Albert Fishlow, Jeffrey Frankel, Menzie Chin, David Bowman, Calvin Schnure, Julia Lowell, Steven Phillips así como a los participantes de varios seminarios en la Universidad de California en Berkeley. También quiero agradecer al Banco de la República por su apoyo financiero a través de la beca "Louchlin Currie". El autor es subdirector económico de Fedesarrollo.

## I Introducción

Las exportaciones de bienes primarios constituyen una fuente importante de divisas, ingresos fiscales e ingresos rurales en países pequeños en vía de desarrollo. Por esta razón, las fluctuaciones temporales en los precios internacionales de estos bienes afectan variables macroeconómicas fundamentales, y por ende el ciclo económico. En un patrón de comportamiento típico, altos precios de las exportaciones llevan al producto, al consumo, a la inversión y al gasto del gobierno a niveles por encima de su tendencia. Por otro lado, el efecto ingreso sobre las importaciones así como los cambios en la tasa de cambio real, causan a menudo movimientos contracíclicos en la balanza comercial. Lo anterior implica que el endeudamiento externo sigue un patrón procíclico, y pone en evidencia la existencia de una restricción efectiva de crédito externo, la cual se hace menos restrictiva durante los períodos de altos ingresos por concepto de exportaciones. Los préstamos adicionales aumentan el monto de recursos disponibles para el gobierno, lo cual se suma a los ingresos provenientes de los impuestos al comercio exterior.

Este trabajo proporciona evidencia, que indica que gran parte de la variación en el ciclo económico de Colombia, Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia, es explicada por las fluctuaciones temporales en el precio real mundial del café <sup>2</sup> (lo cual se puede interpretar como los términos de intercambio para estos países; véase Cuadro 1). Los resultados muestran además, la existencia de movimientos procíclicos en el consumo, la inversión, el gasto del gobierno y el déficit comercial. Sin embargo, Colombia ha probado ser una excepción a esta regla; la evidencia histórica muestra un manejo contracíclico en el caso de la política fiscal y el endeudamiento público externo. Además, el consumo privado muestra un comportamiento mucho más estable para Colombia, que para los otros tres países. Debido a ésto, la amplitud del ciclo económico ha sido menor para Colombia que para Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia. Sin embargo, la frecuencia del ciclo ha sido sorprendentemente similar para estos países que tienen estructuras bastante diferentes entre sí <sup>3</sup>.

<sup>2</sup> Este hecho es de interés ya que en la mayoría de la literatura macroeconómica reciente no se ha podido identificar, con exactitud, la fuerza motriz que causa los ciclos económicos.

<sup>3</sup> Los dos países latinoamericanos tienen un mayor grado de desarrollo industrial y urbanización que los dos países africanos. El sector manufacturero representa entre 10-13% del PIB en Costa de Marfil y Kenia, lo cual alcanza solamente a la mitad de la participación observada para Colombia y Costa Rica. El grado de apertura es menor en Colombia, una economía relativamente grande con coeficientes de comercio que fluctúan alrededor del 13-15%. Por el contrario, las importaciones y exportaciones alcanzan a más del 30% del PIB en los otros tres países. Colombia es sin embargo, el país con la más alta participación del café en el total de las exportaciones. Colombia ha tenido tradicionalmente las más altas tasas de inflación y crecimiento monetario, aunque Costa Rica tuvo las tasas más altas en la década pasada. Costa Rica tuvo el más alto ingreso per capita, US\$ 1.550 en 1987, seguido de Colombia (US\$ 1.230); la cifra para Costa de Marfil (US\$ 750) es alta para los estándares del África de Sub-Sahara, los cuales en promedio se acercan más al nivel reportado para Kenia (US\$ 330). El peso

CUADRO 1

**Términos de Intercambio  
Coeficientes de correlación**

	Colombia	Costa Rica	Costa de Marfil	Kenia	Precio del café	Precio del té	Precio del cacao
Colombia	1						
Costa Rica	0.22	1					
Costa de Marfil	0.6283	0.2952	1				
Kenia	0.3409	0.7861	0.4832	1			
Precio del café*	0.8187	0.591	0.8442	0.7195	1		
Precio del té**				0.6832	0.4887	1	
Precio del cacao***			0.5253		0.2591	0.2694	1

\* Café colombiano en Nueva York; \*\* Té estándar de Sri-Lanka e India; \*\*\* Valor unitario del grano de cacao (Costa de Marfil). Todas las series de precios fueron deflactadas usando los precios de exportación de los países industrializados. FUENTES: Términos de intercambio. Colombia (1945-1988): CEPAL (1957), Banco de la República y DANE. Costa Rica (1948-1987): CEPAL (1964) y World Tables (Banco Mundial). Costa de Marfil (1960-1987): Ministère de l'Economie et des Finances (1970) y World Tables. Kenia (1954-1987): Comisión Económica para el Africa (Anuario Estadístico) y World Tables. Precios del café, cacao y té, tomados de las Estadísticas Financieras Internacionales (FMI). Índice de precios de las exportaciones de los países industrializados, tomado del EFI, FMI.

En este trabajo se argumenta que la amplitud del ciclo depende, en manera crítica de la respuesta de la política económica a un choque externo. En particular, la estrecha relación entre los ingresos por exportaciones y los ingresos fiscales, induce un comportamiento procíclico en el patrón de gasto del gobierno. El efecto sobre el gasto público (especialmente el de inversión) puede verse aumentado si los acreedores externos también se comportan de manera procíclica en sus decisiones de préstamos (este argumento es desarrollado en Cárdenas (1991, cap. 4)).

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la sección 2 se presentan los resultados del ejercicio de descomposición entre el ciclo y la tendencia de los precios del café y se analizan las principales características del componente cíclico. En la sección 3, se hace lo mismo para las series históricas del PIB en cada uno de los países bajo análisis. La sección 4 estudia el ciclo económico de cuatro países industrializados (presumiblemente un determinante importante de las fluctuaciones macroeconómicas

---

de la deuda es más alto en Costa Rica y Costa de Marfil (cerca del 89% del PIB en ambos casos), seguidos de Kenia (58%). Colombia, que ha sido tradicionalmente un deudor prudente, tiene la proporción más baja deuda/PNB (41%). Finalmente, Costa de Marfil es un país miembro de la "Communauté Financière Africaine" (CFA), una unión monetaria con Francia. Las tres implicaciones más importantes de esto son: una menor independencia monetaria, tasas de cambio nominales fijas y convertibilidad de la moneda. Véase Devarajan y de Melo (1987) para un análisis de los instrumentos de ajuste del CFA.

en los países menos desarrollados). Los resultados no apoyan el punto de vista tradicional sobre la transmisión internacional de los ciclos <sup>4</sup>. Las fluctuaciones en el grupo de países cafeteros son relativamente independientes de la inestabilidad macroeconómica de sus mayores socios comerciales.

En la sección 5, se discute un modelo donde, dentro de un marco keynesiano modificado, los choques externos son un determinante importante del ciclo económico. Además, se permite una respuesta endógena por parte del gobierno, con lo cual se pueden analizar los efectos de diferentes políticas fiscales sobre la amplitud del ciclo. Por otro lado, el endeudamiento externo se toma como función de las transacciones corrientes con el exterior.

El modelo proporciona una explicación de la idea según la cual los gobiernos pueden actuar de manera procíclica, reforzando los efectos de los choques externos. Cuando los gobiernos actúan de manera contracíclica, como en el caso de Colombia, el impacto de los auges y las recesiones es mitigado. En la sección 6, se evalúan empíricamente los resultados del modelo al establecer el vínculo entre ciclo económico y precios del café. En la sección 7 se analiza el componente cíclico del consumo privado, el gasto público y la inversión. Los resultados muestran que tanto las fluctuaciones en el PIB como en los componentes de la demanda agregada pueden explicarse satisfactoriamente mediante una regresión que utilice el componente cíclico de los precios del café como variable dependiente. El trabajo finaliza con una breve sección de conclusiones.

---

## II La variabilidad en los precios reales mundiales del café

---

Después de rechazar la hipótesis nula sobre la presencia de una raíz unitaria en la serie de precios reales mundiales del café (tomada de la base de datos del Banco Mundial, para el período 1900-1988), se llevó a cabo una descomposición estándar entre ciclo y tendencia para una serie estacionaria en tendencia <sup>5</sup>. Esto conllevó la estimación de la siguiente ecuación:

$$(1) \quad \rho_t = \mu + \beta d4988 + \alpha \rho_{t-1} + \epsilon$$

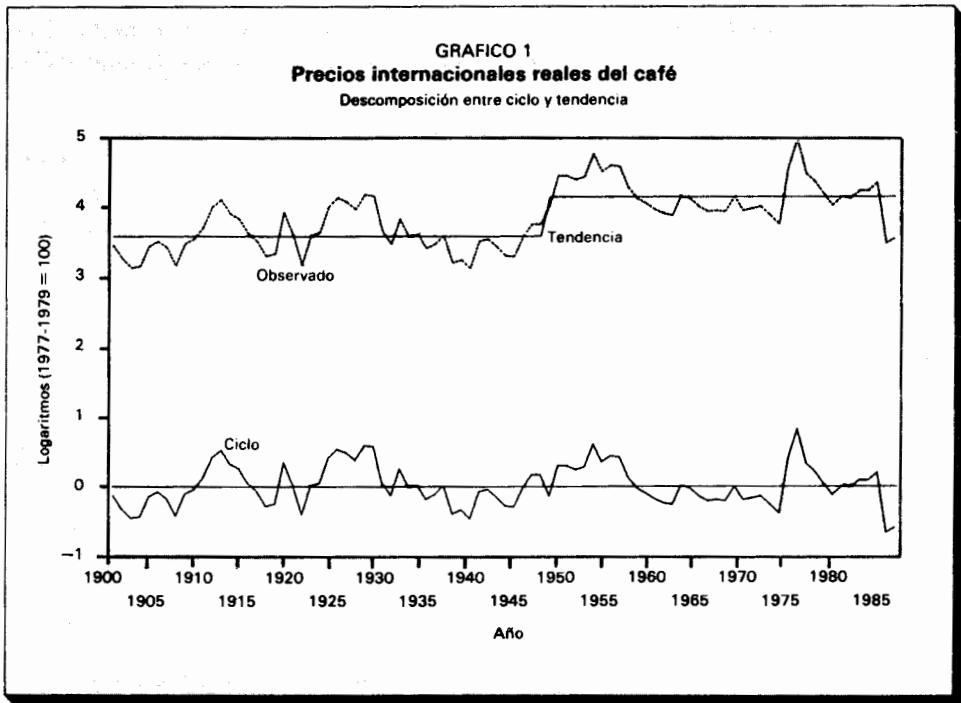
---

<sup>4</sup> Véase Backus y Kehoe (1989) para un recuento de los hechos principales sobre la transmisión internacional de los ciclos.

<sup>5</sup> Las pruebas de raíz unitaria se realizaron bajo el procedimiento secuencial descrito en Perron (1988) y en Campbell y Perron (1991). En Cárdenas (1991, cap. 1) se hace una descripción detallada de la metodología de series de tiempo usada en el presente trabajo.

Aquí se supone que el término estocástico sigue un proceso AR(1),  $d4988$  es una variable dummy para capturar el efecto de las cuotas de exportación (especialmente después de la creación del pacto internacional del café en 1962) que han generado precios más altos (pero igualmente inestables) para el café durante el período de posguerra. De hecho, estimaciones de la ecuación (1) muestran que los precios reales han sido en promedio un 19% más altos durante el período 1949-1988. Nótese que el componente tendencial está dado por una constante y no por una variable de tiempo (que resultó no significativa al nivel del 10%).

El componente cíclico se obtiene sustrayendo la tendencia determinística (igual a  $[\mu + \beta d4988]/(1-\alpha)$ ) del valor corriente (en logaritmos) del índice de precios. Los resultados de esta descomposición se enseñan en la Gráfica 1. La desviación estándar del componente cíclico de los precios del café es más alta que para la mayoría de los precios de los otros bienes primarios, lo cual plantea problemas más graves de inestabilidad macroeconómica para aquellos países que se especializan en la producción de café. Además, este ciclo tiene una mayor duración (usualmente cinco años desde su máximo hasta su punto mínimo) que el de otros bienes debido a los rezagos en las respuestas de la oferta de un cultivo permanente (los cafetos sólo son productivos después de cuatro años) <sup>6</sup>.



<sup>6</sup> Para una comparación detallada entre el ciclo de los precios del café y el de otros 19 bienes agrícolas y mineros, véase Cárdenas (1991, cap. 1).

Los ciclos de precios del café están determinados principalmente por los cambios en el tamaño de la cosecha brasileña, la cual a su vez depende crucialmente de las condiciones climatológicas imperantes en ese país. Concretamente, las épocas con los precios más altos en el café corresponden a las heladas de 1954 y 1975, así como a la sequía de 1986. Durante el comienzo de la década de 1910 y al final de la década de los años veinte, hubo precios altos en el café como consecuencia de una activa intervención en el mercado por parte de Brasil. Precios bajos prevalecieron entre 1930 y 1950 y durante los años sesenta y comienzos de los setenta.

### III El ciclo económico en Colombia, Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia

En esta sección se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria y de la descomposición de tendencia-ciclo para las series histórica del PIB de los cuatro países cafeteros arriba mencionados. Las limitaciones en la disponibilidad de datos, especialmente para los casos de Kenia y Costa de Marfil, exigen realizar las pruebas con un máximo de 30 observaciones. (Los datos del Banco Mundial cubren el período 1950, 1955, 1960-1989). En los casos de Colombia y Costa Rica se dispone de tamaños de muestra mayores <sup>7</sup>.

Es de notar, que en ninguna de las pruebas se rechaza la presencia de raíces unitarias (con la excepción de Costa de Marfil), lo cual indica que una representación *estacionaria en diferencias* debe ser preferida. De esta manera, el modelo usado corresponde a y,

$$(2) \quad \Delta y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^h \Psi_i \epsilon_{t-i} + \epsilon_t$$

$$(3) \quad \Delta y_t = \frac{\mu}{1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k} + \frac{1 + \Psi_1 L + \dots + \Psi_h L^h}{1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k} \epsilon_t$$

<sup>7</sup> Cuddington y Urzua (1989) construyeron una serie del PIB para Colombia que cubre el período 1930-1985, mediante la combinación de fuentes diferentes. Bulmer-Thomas (1987) reconstruyó las series de cuentas nacionales de cinco países centroamericanos (Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras y Nicaragua) para el período 1920-1984. Sus estimaciones están expresadas en dólares constantes de 1970 (de los Estados Unidos) por medio del uso de tasas de cambio de paridad del poder adquisitivo. Esta conversión, que es interesante para comparaciones internacionales, introduce distorsiones en el ejercicio de descomposición llevado a cabo en este trabajo. Ambas series han sido actualizadas hasta 1989.

donde  $y$  es el logaritmo del PIB real,  $k$  y  $h$  indican el orden de los polinomios autorregresivos y de promedios móviles, respectivamente. La descomposición de tendencia-ciclo se realiza por medio de sustituciones recursivas en la ecuación (3), lo que produce,

$$(4) \quad y_t = y_0 + \frac{\mu \cdot t}{1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k} + \frac{1 + \Psi_1 L + \dots + \Psi_h L^h}{1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k} \sum_{i=1}^t \epsilon_i$$

El componente de tendencia ( $yp_t$  para ingreso permanente) puede ser obtenido haciendo  $L=1$  en la expresión anterior:

$$(5) \quad yp_t = y_0 + \frac{\mu \cdot t}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_k} + \frac{1 + \Psi_1 + \dots + \Psi_h}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_k} \sum_{i=1}^t \epsilon_i$$

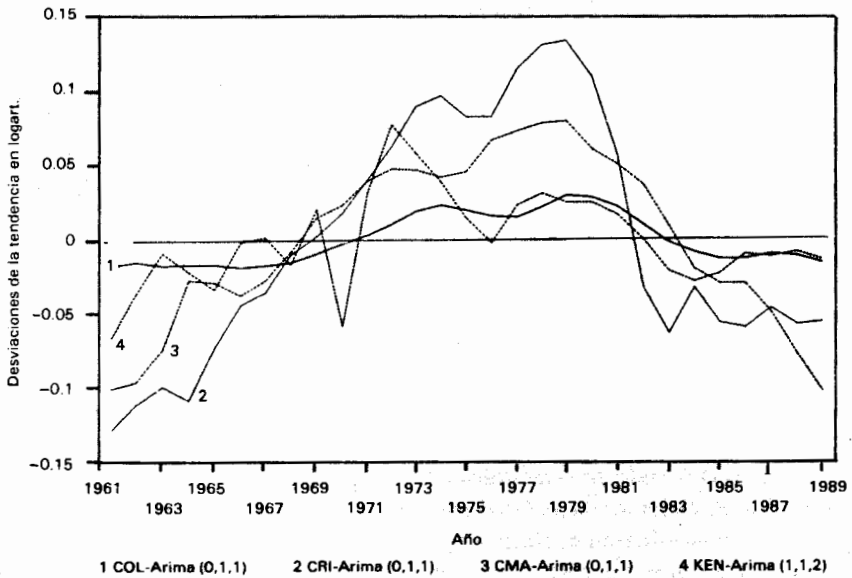
donde el tercer término en el lado derecho de la igualdad mide el grado de persistencia<sup>8</sup>. El Cuadro 2 reporta los resultados de los modelos ARIMA cuyos residuos son ruido blanco, en el sentido de estar distribuidas idéntica e independientemente, y en los que además los coeficientes de persistencia se ubican entre cero y uno. Las innovaciones más-que-permanentes fueron excluidas ya que las innovaciones en los precios del café tienen una persistencia de cero y son presumiblemente, la fuerza motriz del ciclo económico. No parece plausible que el ingreso permanente se incremente en mayor proporción que el choque transitorio a las exportaciones. En las Gráficas 2a y 2b se presenta la descomposición tendencia-ciclo para el PIB, correspondiente a un selecto grupo de modelos ARIMA usando los datos de 1960-1989. En las Gráficas 3a-b se presentan los resultados para las series históricas de Colombia y Costa Rica. A primera vista se observa un patrón notoriamente similar entre los componentes cíclicos. Más aún, la evidencia del Gráfico 2 parece indicar que las fluctuaciones del ciclo económico han sido relativamente menos volátiles para el caso de Colombia (tal como lo muestra la desviación estándar del componente cíclico del PIB). Sin embargo, las medidas de persistencia, y por ende de variabilidad del ciclo, parecen depender en manera crucial de la especificación particular del modelo ARIMA, por lo que se debe tener cuidado en la interpretación de estos resultados.

<sup>8</sup> El coeficiente de persistencia,  $\phi(1)$ , viene dado por:

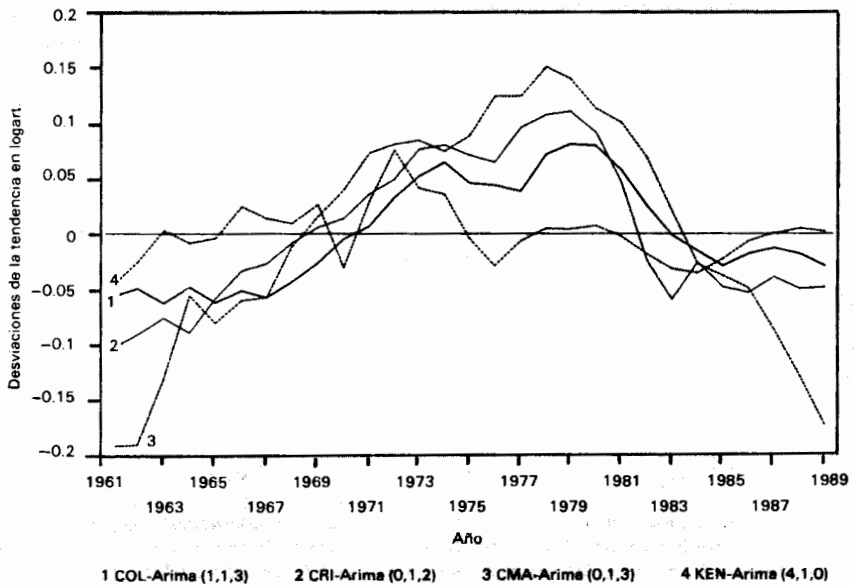
$$\phi(1) = \frac{1 + \Psi_1 + \dots + \Psi_h}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_k}$$

si  $\phi(1) = 0$  el modelo es estacionario en tendencia así que las innovaciones son puramente temporales. De manera análoga, cuando  $\phi(1) = 1$ , se dice que la innovación es permanente. En teoría es posible obtener una innovación más-que-permanente, esto ocurre cuando  $\phi(1) > 1$ . Cochrane (1988) sugiere una medida alternativa de persistencia, dada por  $\phi(1)^2 / (1 - R^2)$ , donde  $R^2$  es el R-cuadrado en una regresión como la (3). Esto es equivalente, en la práctica, a la proporción entre la varianza de las innovaciones en el componente estocástico de la tendencia y la varianza en las innovaciones de la variable en sí. Véase Campbell y Mankiew (1987), y Stock y Watson (1988a y 1988b).

**GRAFICO 2a**  
**Componente cíclico del PIB**



**GRAFICO 2b**  
**Componente cíclico del PIB**



CUADRO 2

## Descomposición tendencia-ciclo: log(PIB)

País	Período	ARIMA	Medidas de "Persistencia" Beveridge		Componente cíclico Desviación sobre tendencia en %		
			Nelson	Cochrane	Estándar	Min.	Máx.
<b>Modelos estacionarios en diferencias:</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
Colombia	1930-89	(0,1,1)	0.754	0.532	3.56	-4.22	8.57
Colombia	1930-89	(0,1,2)	0.344	0.098	11.44	-11.09	30.01
Colombia	1930-89	(0,1,4)	0.653	0.308	4.48	-7.18	11.02
Colombia	1930-89	(1,1,2)	0.554	0.258	6.61	-6.68	17.01
Costa Rica	1920-89	(0,1,2)	0.685	0.410	12.75	-26.93	16.69
Costa Rica	1920-89	(0,1,4)	0.812	0.507	8.54	-19.22	11.69
Costa Rica	1920-89	(1,1,2)	0.022	0.000	25.88	-61.76	32.98
Costa Rica	1920-89	(1,1,3)	0.504	0.197	14.25	-35.11	18.54
<b>Modelos de tendencia estacionarios:</b>							
Colombia	1960-89	(0,0,1)	0.000	0.000	4.73	-2.90	10.80
Colombia	1930-89	(0,0,1)	0.000	0.000	7.37	-11.58	17.28
Costa Rica	1960-89	(0,0,1)	0.000	0.000	9.87	-9.96	20.36
Costa Rica	1920-89	(0,0,1)	0.000	0.000	21.60	-54.09	34.45
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
<b>Países industrializados: modelos estacionarios en diferencias**</b>							
Estados Unidos	1900-90	(2,0,0)	0.000	0.000	11.32	-42.78	25.32
Estados Unidos	1900-90	(3,0,0)	0.000	0.000	11.32	-43.85	24.38
Estados Unidos	1900-90	(3,1,0)	1.213	1.294	1.82	-4.11	5.33
Estados Unidos	1900-90	(4,1,0)	0.981	0.797	3.48	-11.75	11.64
Estados Unidos	1900-90	(0,1,3)	0.525	0.246	7.1	-24.65	17.96
Estados Unidos	1900-90	(0,1,4)	1.012	0.887	2.21	-7.86	7.46
Estados Unidos	1900-90	(1,1,1)	0.916	0.750	3.89	-13.23	9.61
Reino Unido	1900-90	(3,1,0)	1.235	1.349	1.18	-3.53	2.81
Reino Unido	1900-90	(4,1,0)	0.977	0.787	2.22	-9.06	4.58
Reino Unido	1900-90	(0,1,3)	0.422	0.153	7.68	-14.88	10.42
Reino Unido	1900-90	(0,1,4)	0.943	0.717	2.21	-7.98	4.42
Reino Unido	1900-90	(2,1,2)	0.649	0.328	5.42	-11.44	8.18

CUADRO 2

Descomposición tendencia-ciclo: log(PIB) - (Continuación)

País	Periodo	ARIMA	Medidas de "Peristencia" Beveridge		Componente cíclico Desviación sobre tendencia en %		
			Nelson	Cochrane	Estándar	Min.	Máx.
<b>Modelos estacionarios en diferencias:</b>							
Francia	1900-90	(3,1,0)	1.684	2.377	6.76	-20.71	18.53
Francia	1900-90	(4,1,0)	1.504	1.871	4.14	-16.13	12.23
Francia	1900-90	(0,1,2)	0.693	0.414	13.74	-60.90	1.72
Francia	1900-90	(0,1,3)	0.161	0.022	26.45	-88.35	30.88
Francia	1900-90	(2,1,2)	0.587	0.280	17.41	-58.95	19.72
Alemania	1900-90	(3,1,0)	1.205	1.269	2.35	-15.41	7.42
Alemania	1900-90	(4,1,0)	1.128	1.107	2.85	-19.11	4.38
Alemania	1900-90	(0,1,3)	0.863	0.648	6.42	-31.45	7.13
Alemania	1900-90	(0,1,4)	0.909	0.720	5.19	-28.83	5.16
Alemania	1900-90	(1,1,1)	0.430	0.162	15.96	-58.85	19.52

\*\* En el caso de los Estados Unidos, se usó un modelo de estacionario de tendencia, debido a que se rechazó la hipótesis de la raíz unitaria (véase Cuadro 1.6).

Fuentes: Los datos para los países en vía de desarrollo (período 1960-1989) provienen de la base de datos de cuentas nacionales del Banco Mundial. Para Colombia (1930-1989) se combinan varias fuentes, como la Cuddington y Urzua (1989) para 1930-1985. La serie de Costa Rica (1920-1989), actualiza la base de datos para 1920-1984 de Bulmer-Thomas (1987). Los datos para los países de la OECD se obtuvieron de Maddison (1989) y de los principales indicadores económicos de la OECD (julio de 1991).

## IV El ciclo económico en los países industrializados

Con el propósito de obtener evidencia sobre la transmisión internacional de las fluctuaciones cíclicas, se realizó el mismo tipo de descomposición para los datos históricos (1900-1990) del PIB (obtenidos de Maddison (1989) y los Main Economic Indicators del OECD) para los Estados Unidos, el Reino Unido, Francia y Alemania, los socios comerciales más importantes de los países cafeteros aquí estudiados. Los resultados (no reportados) indican que la hipótesis de raíz unitaria es rechazada (con la posible excepción de los Estados Unidos bajo algunas especificaciones de las pruebas). En consecuencia, se adoptaron especificaciones en *estacionarias en diferencia* para los cuatro países de la OECD, aunque también se usó un modelo *estacionario en tendencia*

para el caso de los Estados Unidos <sup>9</sup>. De acuerdo con el Gráfico 2, es posible afirmar que el Reino Unido ha tenido el mayor grado de estabilidad macroeconómica, seguido por Estados Unidos (bajo el supuesto de una raíz unitaria en el PIB). A su vez Francia y Alemania han tenido las fluctuaciones cíclicas más grandes debido, fundamentalmente, a la marcada recesión que ocurrió hacia finales de la segunda guerra mundial. La comparación entre Colombia, Costa Rica (usando series históricas) y los países industriales, refuerza la creencia de que las fluctuaciones del ciclo económico han sido relativamente moderadas en Colombia, aún bajo los estándares de los países desarrollados.

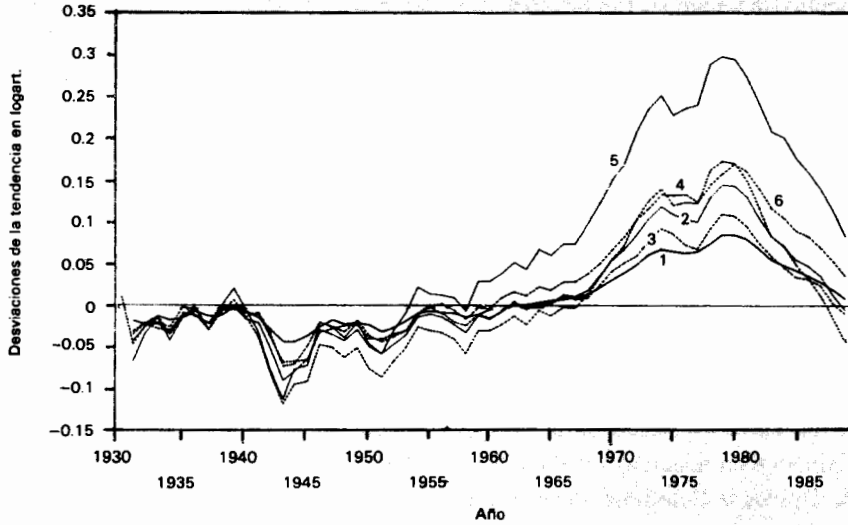
El Cuadro 3 muestra los coeficientes de correlación entre los ciclos económicos de los países en cuestión. La parte superior indica las correlaciones para el período 1960-1989 (período para el cual se cuenta con información para todos los países). Vale la pena notar el alto grado de correlación (87%) en el componente temporal del PIB de Colombia, Costa Rica y Costa de Marfil. En el caso de Kenia estos coeficientes son algo más bajos (oscilando entre el 67% y el 74%). Un hecho interesante, es que los coeficientes de correlación entre los países de la OECD y los cuatro países cafeteros son más bajos (especialmente en relación con el ciclo en los Estados Unidos). La correlación entre los Estados Unidos y Colombia alcanza a ser negativa para algunas especificaciones del modelo. Sin embargo, las correlaciones son más altas si comparamos los tres países europeos (en especial Francia y Alemania) con los países productores de café. Los resultados, que aparecen en la parte inferior del cuadro (que usan las series de tiempo históricas), no sólo reafirman el alto grado de correlación entre las fluctuaciones en el PIB de Colombia y Costa Rica (93%), sino que señalan que esas fluctuaciones son relativamente independientes del comportamiento cíclico de los Estados Unidos (el mayor socio comercial de ambos países). Es interesante observar sin embargo, que las correlaciones con Francia son altas (excepto cuando se usan procesos AR puros). Un resultado importante, es que el patrón de altas correlaciones entre Colombia y Costa Rica es robusto a la especificación del modelo.

Los resultados de esta sección se pueden resumir así. Primero, el ciclo económico parece estar altamente correlacionado en los cuatro productores de café, lo cual sugiere la presencia de un choque externo común. Segundo, las correlaciones (en las fluctuaciones del PIB) entre este grupo de países y los países industriales son más débiles, especialmente en relación con los Estados Unidos. Tercero, al interior del grupo de productores de café, las fluctuaciones del PIB parecen ser menos marcadas para Colombia.

---

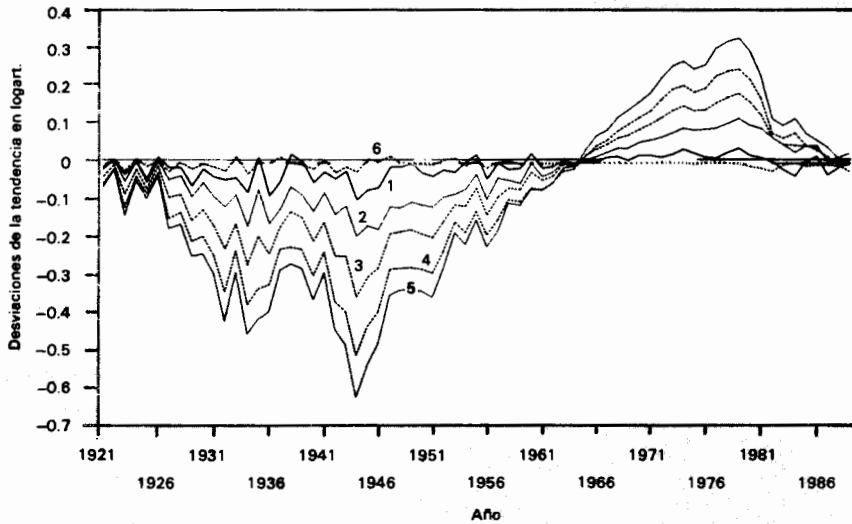
<sup>9</sup> En este caso, se descartó la condición según la cual las innovaciones tienen que ser menos-que-permanentes (i.e.  $\phi(1) < 1$ ).

**GRAFICO 3a**  
**Colombia - Componente cíclico del PIB**



- |                 |                 |                 |
|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1 Arima (0,1,1) | 2 Arima (0,1,2) | 3 Arima (0,1,4) |
| 4 Arima (1,1,2) | 5 Arima (1,1,4) | 6 Arima (0,0,1) |

**GRAFICO 3b**  
**Costa Rica - Componente cíclico del PIB**



- |                 |                 |                 |
|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1 Arima (0,1,3) | 2 Arima (0,1,4) | 3 Arima (1,1,0) |
| 4 Arima (1,1,1) | 5 Arima (1,1,2) | 6 Arima (1,1,3) |

## CUADRO 3

## Coeficientes de correlación - Componente cíclico del PIB

1960-1989

		Colom- bia (0,1,1)	Colom- bia (1,1,3)	Costa Rica (0,1,1)	Costa Rica (0,1,2)	Costa de Marfil (0,1,1)	Costa 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
Estados Unidos	(2,0,0)	0.032	0.008	0.359	0.365	0.282	0.254	0.597	0.437
Estados Unidos	(3,0,0)	0.040	0.019	0.368	0.375	0.289	0.262	0.602	0.446
Estados Unidos	(3,1,0)	0.004	-0.001	0.031	0.041	-0.050	-0.052	0.018	0.004
Estados Unidos	(4,1,0)	-0.337	-0.339	-0.178	-0.168	-0.298	-0.318	0.240	-0.052
Estados Unidos	(0,1,3)	0.078	0.045	0.393	0.401	0.317	0.286	0.568	0.448
Estados Unidos	(0,1,4)	-0.370	-0.364	-0.208	-0.200	-0.306	-0.326	0.224	-0.079
Estados Unidos	(1,1,1)	0.174	0.139	0.452	0.463	0.370	0.343	0.499	0.462
Reino Unido	(3,1,0)	0.027	0.017	0.023	0.029	-0.127	-0.124	-0.019	0.022
Reino Unido	(4,1,0)	-0.325	-0.335	-0.174	-0.167	-0.440	-0.444	0.093	-0.125
Reino Unido	(0,1,3)	0.543	0.633	0.685	0.674	0.456	0.495	0.227	0.525
Reino Unido	(0,1,4)	0.041	0.074	0.234	0.234	-0.100	-0.080	0.171	0.163
Reino Unido	(2,1,2)	0.494	0.587	0.641	0.630	0.392	0.433	0.322	0.572
Francia	(3,1,0)	0.258	0.333	0.138	0.126	0.153	0.202	-0.342	-0.064
Francia	(4,1,0)	0.316	0.346	0.209	0.202	0.231	0.267	-0.275	0.017
Francia	(0,1,2)	0.702	0.790	0.701	0.687	0.655	0.700	0.126	0.534
Francia	(0,1,3)	0.701	0.790	0.702	0.688	0.658	0.704	0.134	0.541
Francia	(2,1,2)	0.708	0.793	0.707	0.694	0.664	0.709	0.128	0.542
Alemania	(3,1,0)	0.094	0.053	0.060	0.075	-0.038	-0.048	-0.068	0.023
Alemania	(4,1,0)	-0.115	-0.198	-0.112	-0.092	-0.224	-0.265	0.097	-0.025
Alemania	(0,1,3)	0.671	0.630	0.790	0.797	0.733	0.708	0.375	0.648
Alemania	(0,1,4)	0.501	0.439	0.617	0.628	0.541	0.503	0.353	0.518
Alemania	(1,1,1)	0.774	0.755	0.892	0.892	0.868	0.856	0.390	0.730

CUADRO 3

Coefficientes de correlación - Componente cíclico del PIB (Continuación)

1930-1989

		Colom- bia (0,1,1)	Colom- bia (0,1,2)	Colom- bia (0,1,4)	Colom- bia (1,1,2)	Costa Rica (0,1,2)	Costa Rica (0,1,4)	Costa Rica (1,1,2)	Costa Rica (1,1,3)
Colombia	(0,1,1)	1.000							
Colombia	(1,1,2)	0.992	1.000						
Colombia	(0,1,4)	0.983	0.973	1.000					
Colombia	(1,1,2)	0.995	0.993	0.979	1.000				
Costa Rica	(0,1,2)	0.927	0.943	0.897	0.933	1.000			
Costa Rica	(0,1,4)	0.910	0.926	0.885	0.919	0.988	1.000		
Costa Rica	(1,1,2)	0.916	0.935	0.891	0.919	0.993	0.980	1.000	
Costa Rica	(1,1,3)	0.911	0.929	0.889	0.916	0.993	0.989	0.998	1.000
Estados Unidos	(2,0,0)	0.137	0.194	0.079	0.156	0.259	0.246	0.253	0.247
Estados Unidos	(3,0,0)	0.147	0.205	0.089	0.167	0.270	0.257	0.264	0.258
Estados Unidos	(3,1,0)	-0.053	-0.013	-0.045	-0.040	-0.041	-0.019	-0.040	-0.039
Estados Unidos	(4,1,0)	-0.099	-0.069	-0.126	-0.089	-0.062	-0.064	-0.070	-0.075
Estados Unidos	(0,1,3)	0.127	0.187	0.075	0.146	0.245	0.234	0.242	0.236
Estados Unidos	(0,1,4)	-0.137	-0.110	-0.159	-0.126	-0.110	-0.110	-0.121	-0.125
Estados Unidos	(1,1,1)	0.139	0.204	0.097	0.159	0.246	0.240	0.248	0.242
Reino Unido	(3,1,0)	-0.040	-0.040	-0.039	-0.029	-0.001	0.004	-0.015	-0.014
Reino Unido	(4,1,0)	-0.044	-0.038	-0.058	-0.029	0.086	0.085	0.064	0.070
Reino Unido	(0,1,3)	0.742	0.769	0.683	0.761	0.803	0.794	0.781	0.778
Reino Unido	(0,1,4)	0.389	0.408	0.362	0.408	0.496	0.497	0.473	0.477
Reino Unido	(2,1,2)	0.732	0.758	0.672	0.751	0.794	0.782	0.769	0.766
Francia	(3,1,0)	-0.115	-0.163	-0.147	-0.117	-0.171	-0.171	-0.233	-0.233
Francia	(4,1,0)	-0.045	-0.096	-0.070	-0.045	-0.064	-0.078	-0.122	-0.122
Francia	(0,1,2)	0.846	0.849	0.812	0.849	0.893	0.877	0.890	0.887
Francia	(0,1,3)	0.846	0.852	0.815	0.849	0.894	0.880	0.893	0.890
Francia	(2,1,2)	0.844	0.845	0.812	0.846	0.889	0.873	0.886	0.882
Alemania	(3,1,0)	-0.025	-0.016	-0.014	-0.020	-0.028	-0.051	-0.049	-0.058
Alemania	(4,1,0)	-0.017	-0.010	-0.016	-0.014	0.061	0.032	0.037	0.031
Alemania	(0,1,3)	0.587	0.595	0.547	0.595	0.704	0.682	0.671	0.669
Alemania	(0,1,4)	0.500	0.508	0.465	0.507	0.626	0.602	0.592	0.591
Alemania	(1,1,1)	0.670	0.678	0.624	0.677	0.780	0.763	0.748	0.747

## V Fluctuaciones en el ciclo económico y los choques externos

En esta sección se formaliza la idea según la cual los términos de intercambio son el principal determinante del ciclo económico en las economías pequeñas y relativamente abiertas. El modelo presentado es extremadamente simple, pero constituye un instrumento útil para discutir e ilustrar los diversos canales a través de los cuales las perturbaciones externas son transmitidas al resto de la economía. Algunos aspectos específicos de la relación entre ciclo económico y choques externos son desarrollados de manera más rigurosa (i.e. partiendo de bases microeconómicas más sólidas) en Cárdenas (1991) <sup>10</sup>.

En este trabajo, el modelo estándar keynesiano ha sido modificado para permitir la existencia de una respuesta fiscal endógena a los choques externos. Intuitivamente, se supone que el gasto del gobierno depende de la disponibilidad global de fondos, incluyendo el endeudamiento público externo. Se supone a la vez que el país opera bajo una restricción efectiva del crédito externo, la cual se relaja durante las épocas de altos ingresos por exportaciones. En consecuencia, el impacto expansionista de un auge se ve aumentado por los recursos de crédito externo adicionales. Ambos efectos permiten que un gobierno procíclico incremente sus gastos. En el caso contrario, de un gobierno comprometido con una política contracíclica, los efectos del auge sobre el producto real pueden ser neutralizados. El resultado en este caso es el de un incremento en las reservas internacionales. En las secciones siguientes se discute brevemente la relevancia empírica de los postulados de este modelo para el grupo de países productores de café <sup>11</sup>.

Para formular el modelo de determinación del producto en una economía abierta, es útil comenzar por la identidad macroeconómica para el ingreso ( $Y_t$ ),

$$(6) \quad Y_t = A_t + G_t + e_t[X_t - M_t - i_t^* D_{t-1}]$$

<sup>10</sup> En particular el capítulo 3 presenta un modelo de optimización intertemporal donde los productores de café deciden delegar la determinación de los precios internos a un agente estabilizador que cobra un impuesto. El capítulo 4 presenta un modelo según el cual los acreedores externos pueden decidir racionalmente otorgar más préstamos durante periodos de altos precios en el mercado internacional del café.

<sup>11</sup> En un modelo alternativo, desarrollado por Cárdenas (1991) se presta especial atención, a los efectos de la acumulación de reservas sobre la oferta monetaria (en la tradición del enfoque monetario de la balanza de pagos con bienes transables y no transables). La idea central es que un choque positivo externo puede llevar a una apreciación de la tasa de cambio real (vía mayor inflación y/o una apreciación nominal de la moneda doméstica) lo que implica una pérdida en la competitividad de los bienes transables (diferentes de aquel bien que experimenta el auge). El efecto global sobre la actividad económica, puede ser contraccionista si la elasticidad de la oferta es suficientemente grande, previsto que los transables representen una proporción elevada del total del producto.

donde, como es costumbre, todas las variables se expresan en términos reales,  $A_t$  es la absorción privada,  $G_t$  el gasto del gobierno,  $e_t$  es la tasa de cambio real,  $X_t$  y  $M_t$  son las exportaciones e importaciones de bienes y servicios no factoriales, respectivamente.  $D_{t-1}$  denota el stock de deuda externa e  $i^*$  es la tasa mundial de interés.

### Las cuentas del sector público

Consideramos que los ingresos del gobierno,  $T_t$ , son la suma de (i) los impuestos directos sobre el ingreso bruto del sector privado,  $T(Y_t)$ , donde  $0 < T_y < 1$ ; (ii) una proporción,  $\alpha$ , de las exportaciones,  $\alpha e_t X_t$  (donde  $\alpha$  puede interpretarse como la diferencia entre el precio mundial del bien exportado y el precio doméstico pagado por el gobierno a los productores locales); y (iii) una tarifa  $\tau$  sobre las importaciones (los cuales son todas adquiridas por el sector privado),  $\tau e_t M_t$ . Llamamos a la primera parte (i) impuestos domésticos y a (ii) y (iii) impuestos al comercio exterior, en resumen:

$$(7) \quad T_t = T(Y_t) + \alpha e_t X_t + \tau e_t M_t$$

El gasto del gobierno tiene dos componentes: (i) el gasto público en bienes producidos domésticamente,  $G_t^n$ ; y (ii) los pagos por intereses sobre la deuda externa,  $e_t i_t^* D_{t-1}$ . Esto es,

$$(8) \quad G_t = G_t^n + e_t i_t^* D_{t-1}$$

Nótese que se ha supuesto que la deuda externa pertenece enteramente al sector público, que el gobierno no gasta en bienes importados, y que no es posible financiar el déficit a través de deuda interna. Más aún, se supone que el gobierno determina su nivel de gasto doméstico con base en la disponibilidad global de fondos. Estos fondos ( $TF_t$ ) consisten en la suma de los impuestos totales ( $T_t$ ) y los recursos de crédito externo expresados en unidades del bien doméstico ( $e_t F_t$ , donde  $F_t = D_t - D_{t-1}$ ). Esto es:

$$(9) \quad G_t^n = G^n(T_t + e_t F_t) = G^n(TF_t)$$

donde el signo de  $G_{TF}^n$  describe el tipo de política fiscal. En particular, cuando  $G_{TF}^n$  es igual a cero, el gasto del gobierno es independiente del monto de fondos disponibles (como en el caso base). Si  $G_{TF}^n$  es positivo entonces los gastos del gobierno responden positivamente a los cambios en los impuestos y en los préstamos al sector público. También es posible que el gasto y la disponibilidad de fondos se muevan en direcciones opuestas ( $G_{TF}^n < 0$ ). En este último caso cualquier diferencia entre los recursos disponibles y el gasto debe ser suplida por cambios en las reservas internacionales. En resumen, *el gasto del gobierno* puede ser caracterizado como procíclico, neutral o contracíclico, dependiendo de si  $G_{TF}^n$  es positivo, cero, o negativo, respectivamente.

Combinando las ecuaciones (7) a (9) se obtiene una expresión para el déficit fiscal:

$$(10) \quad G_t - T_t = G^n(TF_t) + e_t i_t^* D_{t-1} - T(Y_t) - \alpha e_t X_t - \tau e_t M_t$$

Las importaciones, a su vez, se consideran como función del PIB, esto es  $M_t = M(Y_t)$ , donde  $M_y > 0$ . El signo de los cambios en el déficit que resultan de cambios en el PNB viene dado por:

$$(11) \quad \frac{\partial(G_t - T_t)}{\partial Y_t} \Big|_{GG} = (G_{TF}^n - 1) (T_y + \tau e_t M_y)$$

Dada la característica endógena de los impuestos, *la política fiscal* en su conjunto (i.e. el déficit fiscal) puede ser caracterizada como procíclica si  $G_{TF}^n > 1$ , neutral si  $G_{TF}^n = 1$ , y contracíclica si  $G_{TF}^n < 1$ .

### El sector privado

El ingreso disponible del sector privado está dado por

$$(12) \quad Y_t^d = Y_t - T_t = A_t + G^n(TF_t) - T(Y_t) + (1 - \alpha)X_t - (1 + \tau)e_t M(Y_t)$$

esto es la suma de la absorción privada ( $A_t$ ) más la diferencia entre el gasto público doméstico y los impuestos domésticos, más la proporción de exportaciones que no es apropiada por el gobierno, menos el gasto en importaciones (los cuales se incrementan por un factor  $\tau$  sobre el precio mundial, debido a los impuestos).

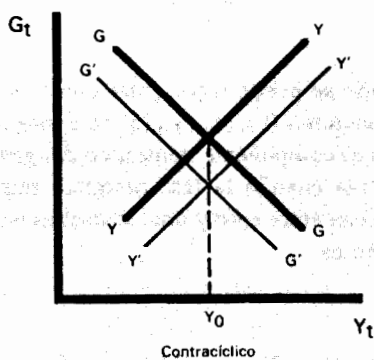
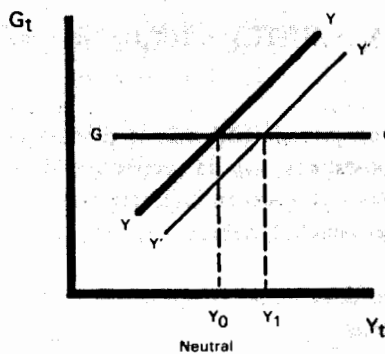
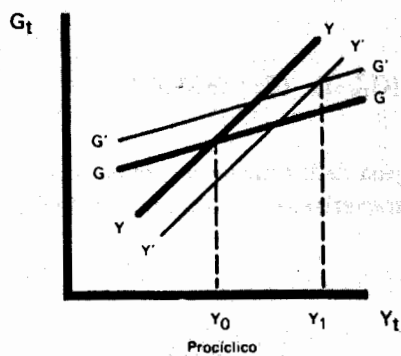
La absorción privada se considera como función del ingreso disponible del sector privado, a la manera keynesiana:

$$(13) \quad A_t = A(Y_t^d), \quad \text{donde} \quad A_{y_d} > 0$$

El equilibrio del sector privado se puede representar con la línea YY en el Gráfico 4. Esta línea se deriva de las ecuaciones (6), (12) y (13) de donde se obtienen efectos sobre el PIB real de los cambios en el componente doméstico del gasto del gobierno. La pendiente de esta línea es positiva cuando la tasa marginal impositiva y la propensión marginal a la absorción se ubican entre cero y uno, lo cual es un supuesto necesario para la estabilidad del modelo, esto es:

$$\frac{\partial G_t^n}{\partial Y_t} \Big|_{YY} = [1 - A_{y_d}(1 - T_y - \tau e_t M_y) + e_t M_y]$$

GRAFICO 4



La línea GG en el mismo gráfico, que corresponde a la ecuación (10) indica el tipo de respuesta del gasto del gobierno. Se distinguen, claramente, tres casos (a)-(c) los cuales corresponden con el signo de:

$$\frac{\partial G_t^n}{\partial Y_t} \Big|_{GG} = G_{TF}^n (T_y + e_t \tau M_y)$$

de tal manera que GG tiene pendiente positiva (negativa) cuando los gastos fiscales son procíclicos (contracíclicos) [i.e.  $G_{TF}^n$  es positivo (negativo)]. GG tiene pendiente cero cuando el gasto del gobierno es exógeno.

### Cuentas del sector externo

La parte central de esta sección del modelo es la definición de la balanza de pagos,

$$(14) \quad M_t + i_t^* D_{t-1} - X_t + R_t = F_t$$

Donde  $F_t$  es la cuenta de capital (i.e.  $F_t = D_t - D_{t-1}$ ) y  $R_t$  representa la acumulación de reservas internacionales. Siguiendo los lineamientos de la literatura reciente sobre endeudamiento óptimo<sup>12</sup>, es posible argumentar que  $F_t$  es una función (positiva) del nivel de las exportaciones<sup>13</sup>. La razón es que cuando se toman en cuenta los riesgos de repudiación de la deuda, deben existir sanciones por no pago para que los préstamos puedan ocurrir. Si esas sanciones son proporcionales al volumen de comercio, entonces los prestamistas incrementarán la oferta de fondos para préstamos cada vez que un país experimente un auge en las exportaciones (i.e. ya que en este caso será más costoso para dicho país el no pagar su deuda). En la práctica, esto justifica el considerar  $F_t = F(X_t)$  donde  $F_x > 0$ ; sustituyendo en la ecuación (9) y diferenciando obtenemos:

$$(15) \quad M_y \cdot \partial Y_t + \partial i^* \cdot D_{t-1} + \partial R_t = (1 + F_x) \cdot \partial X_t$$

Esta ecuación dice que, mientras que no haya cambios en la tasa de interés ( $\partial i^* = 0$ ), un incremento exógeno en las exportaciones resulta en un mayor influjo de reservas internacionales debido al efecto sobre los préstamos externos. Los recursos adicionales

<sup>12</sup> Eaton, Gersovitz y Stiglitz (1986), Kletzer (1988), y Glick (1986) hacen revisiones completas de la literatura reciente sobre endeudamiento óptimo.

<sup>13</sup> Contrariamente a los modelos de dos biechas (p. ej. Bacha, 1984) en donde el nivel de  $F_t$  está determinado por una "proporción de apalancamiento" que es igual a la proporción del stock de pasivos externos sobre el stock de capital. Para que esta proporción se mantenga constante, el crecimiento del stock de la deuda externa tiene que permanecer en línea con la tasa de crecimiento de la economía. Esto significa que en la práctica,  $F_t$  es una función de la inversión.

pueden ser, a su vez, usados para comprar más importaciones ( $M_y \cdot \partial Y_t$ ) o para acumular reservas internacionales ( $\partial R_t$ ). Nótese que si el país decide no acumular más reservas ( $\partial R_t=0$ ), el cambio requerido en el producto para generar la demanda extra por importaciones viene dado por:

$$(15) \quad \partial Y_t = \frac{1+F_x}{M_y} \partial X_t$$

Por otro lado, las reservas internacionales absorben el choque externo si el nivel de producto es fijo (caso en el cual  $\partial R_t = (1+F_x') \cdot \partial X_t$ ). No obstante, el efecto relativo sobre las importaciones comparado con reservas depende endógenamente de la clase de respuesta de tipo fiscal. Claramente, una política más contracíclica conlleva a una mayor acumulación de reservas internacionales.

#### Solución del modelo

Es conveniente introducir dos supuestos adicionales para poder así capturar la relación entre exportaciones, deuda, reservas internacionales y actividad económica de la manera más simple. Postulamos que la paridad del poder adquisitivo (PPP) siempre se cumple (i.e.  $e_t=1$ ) y que los impuestos al comercio exterior permanecen constantes (supuesto que es eliminado más adelante). En síntesis, se hace  $\partial e_t = \partial \tau_t = \partial \alpha_t = 0$ .

Sustituyendo (7)-(9) y (12)-(13) en (6) y tomando el diferencial total se obtiene:

$$(16) \quad \partial Y_t = \frac{[1 - \alpha A_{yd} + G_{TF}^n(F_x + \alpha)] \partial X_t - \partial i_t^* D_{t-1}}{1 - A_{yd} + (A_{yd} - G_{TF}^n)(T_y + \tau M_y) + M_y}$$

El numerador de (16) captura el efecto del auge de las exportaciones sobre la demanda agregada. Esto es, el monto total del cambio en las exportaciones menos la fracción que es apropiada por el gobierno multiplicado por la propensión marginal a absorber del sector privado (capturando así la reducción en la demanda privada, resultante de los impuestos sobre las exportaciones), más el cambio en el gasto del gobierno debido a los efectos directos e indirectos del cambio en las exportaciones.

El denominador de (16) es una versión, ligeramente modificada, del multiplicador estándar keynesiano. En particular, los efectos de los cambios en impuestos (endógenos) resultantes de cambios en el ingreso y en las importaciones, pueden ser contraccionistas o expansionistas dependiendo de los valores relativos de la propensión marginal a absorber por parte del sector privado ( $A_{yd}$ ), y de la propensión marginal a gastar por parte del sector público ( $G_{TF}^n$ ). Cuando la primera es más pequeña que la segunda, como en el caso del modelo estándar, los impuestos endógenos constituyen una filtración de la

demanda agregada y por lo tanto son inherentemente contraccionistas. Si por el contrario, la política fiscal es procíclica, de manera tal que  $A_{yd}$  es menor que  $G_{TF}^n$ , entonces los ingresos por impuestos tienen un efecto positivo sobre la demanda agregada. En este último caso, los impuestos actúan como una transferencia de recursos de individuos con una propensión marginal al ahorro positiva hacia un agente con propensión marginal de ahorro no positiva.

Claramente, en este modelo el valor del multiplicador para las exportaciones es una función creciente de  $G_{TF}^n$ , que mide que tan procíclica es la política fiscal, y de  $F_x$ , que mide que tanto se relaja la restricción de crédito externo.

Una política suficientemente contracíclica, puede contrarrestar los efectos expansionistas sobre el producto de un auge exportador. Específicamente, el valor crítico de  $G_{TF}^n$  para el cual no hay un efecto sobre el producto (i.e.  $\delta Y = 0$ ) viene dado por:

$$G_{TF}^{n*} = \frac{\alpha \cdot A_{yd} - 1}{F_x + \alpha} < 0$$

$$\text{donde } \partial G_{TF}^{n*} / \partial F_x > 0, \quad \partial G_{TF}^{n*} / \partial \alpha > 0$$

En resumen, el punto crítico en el cual la política fiscal contracíclica contrarresta los efectos expansionistas de un auge exportador, corresponde a un valor negativo de  $G_{TF}^n$ . Claramente,  $G_{TF}^{n*}$  es creciente en  $\alpha$  y en  $F_x$ . En el primer caso, una tasa impositiva más elevada sobre las exportaciones reduce el impacto expansionista del cambio en las exportaciones, de manera que la contracción requerida en el gasto del gobierno es menor. Por el otro lado, si los préstamos externos responden sustancialmente al cambio en las exportaciones ( $F_x$  es grande), y mientras  $G_{TF}^n$  sea negativo, habrá una contracción sustancial en el gasto del gobierno.

El cambio en las reservas internacionales, que resulta de un cambio en las exportaciones se obtiene reemplazando (16) en (15):

$$(17) \quad \frac{\partial R_t}{\partial X_t} = 1 + F_x - \frac{1 - \alpha A_{yd} + G_{TF}^n (F_x + \alpha)}{1 - A_{yd} + (A_{yd} - G_{TF}^n) (T_y + \tau M_y) + M_y}$$

Nótese que el signo es ambiguo y depende de los diferentes parámetros. En particular, la acumulación de reservas internacionales es un resultado más plausible cuando: (i) la reacción de los prestamistas frente al auge exportador es fuerte ( $F_x$  es grande); (ii) la propensión marginal a importar es baja ( $M_y$  es baja); (iii) la política fiscal es menos procíclica ( $G_{TF}^n$  es pequeño).

En el caso extremo cuando la política fiscal es contracíclica y contrarresta, uno a uno, la expansión causada por el auge exportador (i.e.  $G_{TF}^n = G_{TF}^{n*}$ ), la acumulación de reservas es igual a la suma de las ganancias adicionales por exportaciones más el incremento en préstamos externos causados por el auge de las exportaciones.

El supuesto implícito detrás de este resultado, es que el gobierno acepta en préstamo todos los recursos que se le ofrecen, independientemente de si se los gasta o no. En otras palabras, el modelo permite la posibilidad de endeudarse para acumular reservas internacionales. Este comportamiento puede tomarse como racional, si el gobierno quiere seguir una política fiscal contracíclica, pero es consciente de que una vez se acabe el auge exportador, sufrirá restricciones de crédito externo. En este sentido el uso del crédito externo es procíclico y el uso de las reservas internacionales se convierte en contracíclico.

Este simple modelo, es capaz de producir resultados poderosos. Un incremento en las exportaciones eleva el ingreso disponible en un factor de  $(1-\alpha)\partial X$ , donde  $\alpha$  es el impuesto a las exportaciones. El alza en el ingreso disponible lleva a un aumento en los gastos del sector privado, a través de un efecto multiplicador de tipo keynesiano. El gobierno, a su vez, se beneficia del auge exportador de dos maneras. En primer lugar, los ingresos por impuestos se incrementan como consecuencia de los impuestos directos sobre las exportaciones y sus efectos subsiguientes sobre la actividad económica, incluido el aumento en las importaciones; en segundo lugar, los prestamistas externos le proporcionan más crédito.

Dados estos recursos adicionales (provenientes de impuestos y otras fuentes no tributarias) la respuesta endógena del gobierno se vuelve crucial para los resultados. Una respuesta procíclica refuerza los efectos sobre el producto y las importaciones. El resultado es una menor acumulación (y aún un cambio negativo para algunos valores de los parámetros) en las reservas internacionales. En la medida que el gasto del gobierno se convierte en neutral y en contracíclico, la acumulación de reservas emerge como un resultado más natural. Sin embargo, no todas las políticas contracíclicas tendrán éxito en la estabilización del producto. Como mostramos arriba, sólo un valor de  $G_{TF}^n = G_{TF}^{n*} < 0$  hará que el producto se mantenga constante después del auge.

En términos de la Gráfica 4, un incremento en las exportaciones desplaza la línea YY hacia la derecha a Y'Y'. La distancia horizontal entre las dos curvas es proporcional al valor del multiplicador estándar de una economía abierta y pequeña. El efecto sobre la curva GG depende, del tipo de respuesta del gasto. Si el gasto público es procíclico (contracíclico), G'G' se ubica por encima (debajo) de GG. Por supuesto que GG no cambia cuando el gasto fiscal es neutral. El cambio resultante en el nivel de producto decrece a medida que nos movemos del caso (a) al (c). Únicamente en este último caso, es cuando el producto puede permanecer constante.

### Algunas extensiones

Es común que durante los auge exportadores se eliminen o reduzcan las barreras arancelarias y paraarancelarias a las importaciones. Para captar los efectos macroeconómicos de tales políticas es preciso incluir a los precios relativos en la función de demanda por las importaciones, i.e.

$$(18) \quad M_t = M(\tau_t, Y_t), \quad \text{donde } M_\tau < 0, M_y > 0$$

En este caso, una reducción en el arancel  $\tau$ , no sólo lleva a mayores importaciones, sino que puede dar lugar a una contracción en el PNB si el grado de respuesta de las importaciones es lo suficientemente grande. De otra manera, un menor arancel simplemente representa un alza en el ingreso disponible que genera un efecto expansionista. La expresión exacta para el multiplicador viene dada por:

$$(19) \quad \frac{\partial Y_t}{\partial \tau} = \frac{(G_{TF}^n - A_{yd}) (\tau M_\tau + M) - M_\tau}{1 - A_{yd} + (A_{yd} - G_{TF}^{n*}) (T_y + \tau M_y) + M_y}$$

El primer término en el numerador, captura el efecto directo de un cambio en el arancel sobre los ingresos fiscales. Al igual que antes, el que el cambio en los ingresos sea expansionista o no, depende de los valores de  $A_{yd}$  y  $G_{TF}^n$ . Si el primero es mayor que el segundo, como en el caso de la política de gasto neutral o contracíclica, el resultado (de un mayor arancel) es una reducción en el ingreso disponible y por ende, en la demanda agregada. El segundo término en el numerador refleja el impacto directo (negativo) sobre las importaciones de un cambio en el arancel. Para valores lo suficientemente bajos de  $G_{TF}^n$ , el numerador es negativo y por lo tanto, un menor arancel resulta en un nivel más bajo de la demanda agregada. Esto provee una motivación para la liberalización, en especial cuando se cree que el PIB está cerca al nivel de pleno empleo, de tal manera que un aumento en la demanda agregada (causada por un auge exportador) impone presiones inflacionarias.

Una manera alternativa de reducir la demanda agregada es incrementando  $\alpha$ , el impuesto sobre las exportaciones. La estática comparativa de este caso viene dada por:

$$(20) \quad \frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} = \frac{(G_{TF}^n - A_{yd}) X_t}{1 - A_{yd} + (A_{yd} - G_{TF}^{n*}) (T_y + \tau M_y) + M_y}$$

Claramente, esto tiene sentido solamente cuando el gobierno no está dedicado a una política fiscal procíclica, o sea que  $G_{TF}^n - A_{yd}$  es negativo. De otra manera, un  $\alpha$  más alto puede ser expansionista.

## VI El ciclo económico y los términos de intercambio: la evidencia

En esta sección se presentan los resultados de regresiones en las cuales las medidas alternativas del ciclo económico de los cuatro países cafeteros, son utilizadas como variables dependientes. A su turno, las variables independientes utilizadas son el componente cíclico de los precios reales (mundiales) del café (contemporáneos y rezagados) y la tasa de interés real de los bonos del Tesoro estadounidense.

En el conjunto de variables explicativas también se incluyen los movimientos cíclicos en la producción de café <sup>14</sup>. Tal y como se ha discutido en varias ocasiones, variaciones en el tamaño de la cosecha cafetera pueden originar ciclos económicos bien sea de manera directa (ya que el café es un componente importante del PIB) o de manera indirecta, como se discute en Cárdenas (1991, cap. 3), debido a que la producción de café constituye la base impositiva para la determinación del monto de los impuestos cafeteros.

En el Cuadro 4, se presentan los resultados de este ejercicio. La evidencia indica que el conjunto de variables que aparecen en el lado derecho tienen un elevado poder explicativo, ya que más del 60% de la varianza del ciclo económico de Costa Rica y Kenia (51% en Costa de Marfil y 43% en Colombia) es explicado por estas variables. En particular, los choques a los precios del café tienen un impacto positivo y significativo sobre el ciclo económico, posiblemente con un rezago de un año como en el caso de Kenia. Es interesante observar que el tamaño del coeficiente es más pequeño para Colombia (cualquiera sea el modelo usado en la obtención del ciclo). En efecto, manteniendo las otras variables constantes, una desviación del 100% de la tendencia en los precios del café resulta en una desviación de su tendencia del 1.6% para el PIB colombiano. El mismo choque llevaría a un cambio en el PIB (sobre su tendencia) del 6.7% en Costa Rica, 11.9% en Costa de Marfil y 2.9% en Kenia.

Como era de esperarse, los coeficientes del componente cíclico de la producción cafetera son positivos pero con un bajo nivel de significancia. De hecho, sólo en el caso de Costa de Marfil, se puede rechazar la hipótesis de un coeficiente diferente de cero, con un nivel de confianza del 90%. Esto es interesante, ya que Costa de Marfil es el país con mayor cobertura en los impuestos cafeteros (seguido por Colombia, que tiene el segundo coeficiente más alto para esa variable). El tamaño del coeficiente (para Costa de Marfil) implica que un incremento del 100% (por encima de la tendencia) en la oferta de café resulta en una tasa de crecimiento del PIB de 7.7% (por encima de su tendencia); un resultado plausible y que más o menos corresponde a la participación del café en el total del PIB.

<sup>14</sup> La presencia de una raíz unitaria en la serie de producción, fue rechazada sólo para el caso de Costa de Marfil. En consecuencia, los ciclos en la producción cafetera se obtuvieron a través de un modelo de diferencias-estacionario (ARIMA (0,1,3)) para Colombia, Costa Rica, y Kenia. Para Costa de Marfil se escogió una especificación con tendencia (ARMA (0,1)).

## CUADRO 4

**El ciclo económico y los precios del café: 1961-1988**  
**(el estadístico t se presenta debajo del coeficiente respectivo)**

Variable dependiente: componente cíclico del PIB

Pais	Constante	Ciclo en el precio del café	Ciclo en la produc. de café	Tasa de interés real USA	R-cuadrado	F-stat	log-likelihood
Colombia	0.0092 2.6409**	0.0163 1.8110 *	0.0428 0.8906	-0.0051 -3.0700 ***	0.4292	5.7657	80.0058
Costa Rica	0.0380 3.7723***	0.0668 2.4081 **	0.0177 0.5026	-0.0205 -4.8134 ***	0.6226	12.6466	49.2508
Costa de Marfil	0.0334 2.3471**	0.1189 2.8688***	0.0774 2.0047 *	-0.0136 -2.4968 **	0.5140	8.4609	39.8671
Kenia	0.0110 2.4327**	0.0290 1.9272 *	0.0187 1.2673	-0.0046 -2.4490 **	0.6520	8.2429	73.7648

Fuentes: Ver texto. Modelos ARIMA usados en la derivación de 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). La tasa real de interés de USA corresponde a la de los bonos del tesoro deflactados con el IPC de los Estados Unidos. Dos variables dummy se usaron en la regresión para Kenia (para 1970 y 1972). Las desviaciones observadas con respecto a la tendencia fueron muy alta (1970), y muy baja (1972). Esto se debió probablemente a errores de medición, o factores fuera del alcance de este estudio (p. ej. La liquidación de activos conjuntamente poseídos con Uganda y Tanzania, después de la terminación de la integración económica en 1972). Las variables explicatorias han sido rezagadas un año en el caso de Kenia. Un \* (\*\*) (\*\*\*) denota significancia al nivel del 10% (5%) (1%).

Dado el bajo poder estadístico de los coeficientes de la variable de producción (de café), se reestimaron las regresiones usando en su lugar el componente cíclico del volumen de exportaciones<sup>15</sup>. Esto equivale, en la práctica, a descomponer (con todas las variables expresadas en logaritmos) el poder de compra de las exportaciones entre los términos de intercambio de trueque neto (o de bienes) y las cantidades exportadas. Como se mencionó arriba, las condiciones del clima en Brasil son un determinante importante de las fluctuaciones de precios, así que para los productores pequeños como Costa Rica, Costa

<sup>15</sup> La presencia de una raíz unitaria en la serie de volúmenes exportados, fue rechazada sólo para Costa Rica. En consecuencia, los ciclos en las cantidades exportadas se derivaron usando un modelo de diferencias-estacionarias (ARIMA (0,1,3)) para Colombia, Costa de Marfil y Kenia. Para Costa Rica se escogió una especificación de tendencia estacionaria (ARMA (0,1)).

de Marfil y Kenia, los precios y las cantidades exportadas (de café) tienden a moverse en la misma dirección<sup>16</sup>. Este no siempre es el caso para Colombia. De hecho, este país ha tratado de manera esporádica (y con éxito discutible) de afectar los precios mundiales a través de restricciones en las exportaciones.

Los resultados de estas regresiones (no reportados aquí), mostraron coeficientes insignificantes para el ciclo del volumen de exportaciones. Esto puede sugerir que las fluctuaciones de precios (más que las de cantidades) son el motor del ciclo económico. Alternativamente, es posible que la correlación positiva entre precios y cantidades lleve a problemas de multicolinealidad (la presencia de signos negativos en el coeficiente de volumen exportado apoya esta afirmación).

Finalmente, los coeficientes de la tasa de interés, resultan negativos, como era lo esperado, y significativos. Costa Rica y Costa de Marfil, que son los dos países con los peores indicadores de endeudamiento dentro del grupo, tienen los coeficientes más grandes. En efecto, en promedio, un incremento de un punto porcentual en la tasa real de interés está asociado con una caída en el PIB de 2.1% (con respecto a su tendencia) en Costa Rica (1.4% en Costa de Marfil). La cifra es bastante menor para Colombia y Kenia (aproximadamente 0.5% en ambos países).

En el Cuadro 5, se reproduce este ejercicio usando las series históricas disponibles para Colombia y Costa Rica. Además de excluir la tasa de interés real, las regresiones incluyen dos variables dummy. Estas variables capturan los ciclos económicos de largo plazo que resultan de los procedimientos de descomposición realizados en la sección anterior. Como puede observarse en los Gráficos 3a-b, el récord histórico indica que durante el subperíodo 1920-1958 (1959-1988) el PIB estaba en promedio por debajo (encima) de su tendencia. Los resultados reestablecen la estrecha asociación entre las fluctuaciones de los precios del café y el ciclo económico (la cual es más fuerte para el caso de Costa Rica que para Colombia). Los movimientos cíclicos en la producción de café tienen el signo correcto pero no resultan significativos. Para Costa Rica se usó una serie de volúmenes de exportación (que incluye todas las exportaciones), ya que no había disponibilidad de una serie de producción de duración comparable. La evidencia sugiere que el efecto combinado de los precios y las cantidades exportadas, explican algo más del 80% de la variación en el ciclo económico de Costa Rica.

---

<sup>16</sup> Por ejemplo, una reducción en la cosecha brasileña, eleva los precios mundiales y desactiva el régimen de cuotas del Pacto Internacional del Café (1962-1988). Otros productores aumentan su participación en el mercado (lo cual forma la base para desacuerdos, cuando se trata de renegociar las cuotas, una vez la producción brasileña vuelve a sus niveles normales) y se benefician de los altos precios.

## CUADRO 5

**El ciclo económico y los precios del café**  
(el estadístico t se presenta debajo del coeficiente respectivo)

Variable dependiente: componente cíclico del PIB

País	ARIMA	Dummy 1920-58	Dumy 1959-88	Ciclo en los precios del café	Ciclo en la produc. de café	R- cuadrado	F-stat	log- likelihood
Colombia	(0,0,1)	-0.0434	0.0642	0.0482	-0.0039	0.5197	19.8318	92.0132
	1930-1988	-4.3865***	6.5325 *	1.8744 *	0.0605			
Colombia	(0,1,2)	-0.0282	0.1676	0.0746	0.0408	0.7018	42.3695	78.5695
	1930-1988	-2.2641***	13.8869***	2.3571**	0.5089			
Colombia	(1,1,2)	-0.0250	0.0846	0.0413	0.0149	0.6600	34.9364	106.5390
	1930-1988	-3.2570***	11.3559***	2.1137 **	0.3012			
Costa Rica	(0,0,1)	-0.1419	0.101779	0.1179	0.5242	0.8241	101.4980	67.7747
	1920-1988	-8.7260***	5.4124***	2.9716***	8.6817			
Costa Rica	(0,1,2)	-0.1195	0.0502	0.0636	0.1958	0.8340	107.1880	109.6680
	1920-1988	-13.4948***	4.9946***	3.0024***	5.9816			
Costa Rica	(1,1,1)	-0.2043	0.0579	0.1077	0.3617	0.8573	128.1350	82.3432
	1920-1988	-15.4061***	3.8552***	3.4027***	7.3950***			

Fuentes: Ver texto. Para Costa Rica se usó el ciclo en el volumen de las exportaciones, en vez de la producción. Un \* (\*\*) (\*\*\*) denota significancia al nivel del 10% (5%) (1%).

## VII Evidencia empírica sobre el comportamiento cíclico de la demanda agregada

De acuerdo con el modelo de la sección 5, la clase de respuesta de la política fiscal desempeña un papel decisivo en la determinación del impacto macroeconómico de los choques externos. En esta sección se evalúa la hipótesis según la cual las fluctuaciones del PIB en Colombia han sido menos pronunciadas debido en parte a la naturaleza contracíclica del gasto del gobierno (en contraste con el comportamiento procíclico en los otros tres países). Para llevar a cabo la prueba, se realizó una descomposición de tendencia-ciclo (idéntica a la del PIB) para el consumo privado, consumo general del gobierno, y la inversión doméstica bruta.

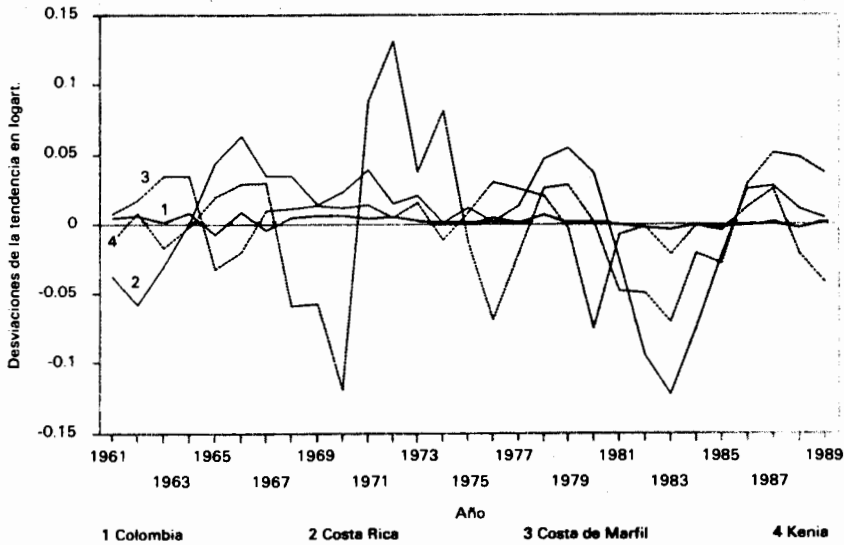
Al igual que antes, las pruebas no rechazaron de manera sistemática la presencia de raíces unitarias en los tres componentes de la demanda agregada para los cuatro países en cuestión, durante el período 1960-1989 (estos resultados no son reportados aquí). Por consiguiente, modelos *estacionarias en diferencias* fueron usados para la descomposición de ciclo-tendencia. Al igual que antes, varias permutaciones de un ARIMA  $(k, l, h)$ , fueron estimadas. La selección de las "mejores" se basó en los siguientes criterios. Entre los modelos capaces de producir residuos con ruido blanco, se escogió aquel con el coeficiente de persistencia (positivo) más pequeño (bajo el supuesto que los choques a los precios del café no eran permanentes). La descomposición se efectuó entonces con el modelo escogido. Los Gráficos 5-7 muestran los componentes cíclicos resultantes.

A primera vista, las gráficas sugieren tres hechos interesantes. Primero, el consumo privado tiene un comportamiento más suave para Colombia. Costa Rica y Kenia parecen tener la mayor variabilidad. Segundo, las correlaciones, entre países, en el patrón cíclico de la inversión doméstica bruta parecen bastante altas, tal vez reflejando el efecto de las bonanzas cafeteras sobre la restricción del crédito externo. Tercero, y lo más importante para el propósito de este trabajo, el consumo general del gobierno es altamente procíclico (con respecto a las exportaciones de café), excepto para Colombia. De hecho, en este último país, parece existir una respuesta contracíclica (así por ejemplo, el consumo del sector público estuvo por debajo de su tendencia durante el período 1976-1979).

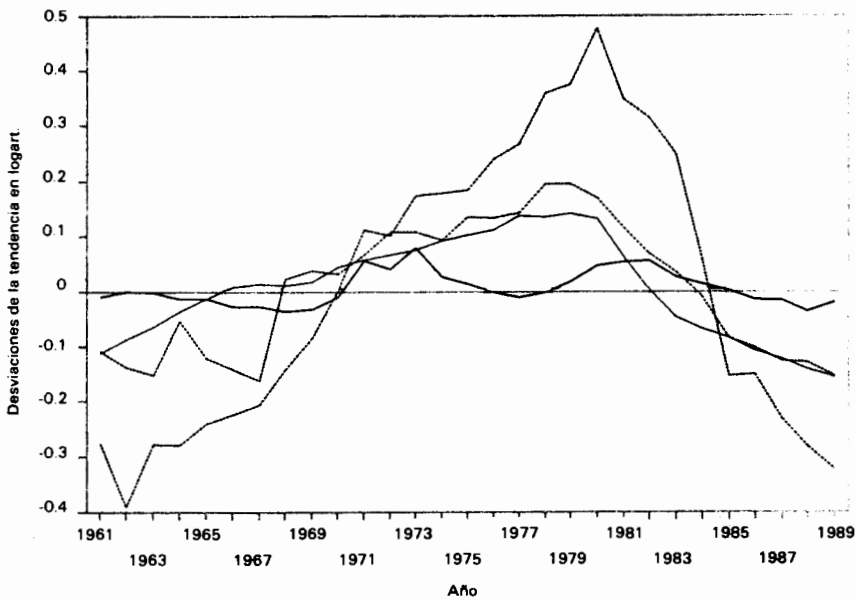
El Cuadro 6 reporta las pruebas sobre la relación entre el comportamiento cíclico de los componentes de la demanda agregada y el choque externo (i.e la innovación en los precios del café). La lista de regresores incluye la interacción de esta última variable y un grupo de variables dummy correspondientes a los años en que se registraron bonanzas cafeteras (definidos como choques con una magnitud superior al 50%). Esto permite la separación de la respuesta al choque, la cual muy posiblemente ha cambiado a través del tiempo (en la medida que los agentes aprenden acerca del grado de persistencia de las innovaciones). Para evaluar cuán robustos son los resultados, se decidió usar como variable dependiente, los ciclos de la demanda agregada obtenidos a partir un modelo estacionario en tendencia (es preocupante el que las dos medidas del ciclo pueden ser tan diferentes).

Los resultados apoyan la hipótesis según la cual el gasto público es altamente procíclico en Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia. En Costa de Marfil un choque del 100% en el café implica una desviación del 49% de la tendencia de esa variable. Sin embargo, ese no fue el caso durante la bonanza de 1986, cuando se detectó una respuesta contracíclica. En Colombia el consumo del sector público ha sido acíclico, con la excepción de la bonanza de 1976-1979 cuando desempeñó un papel estabilizador. Los efectos sobre el consumo y la inversión privada no son muy claros (al menos con la descomposición *estacionaria en diferencias*). En el primer caso, se observa un patrón procíclico sólo para Costa de Marfil (1976-1979); en el segundo, los únicos ejemplos son Colombia (1953-1951) y Costa Rica.

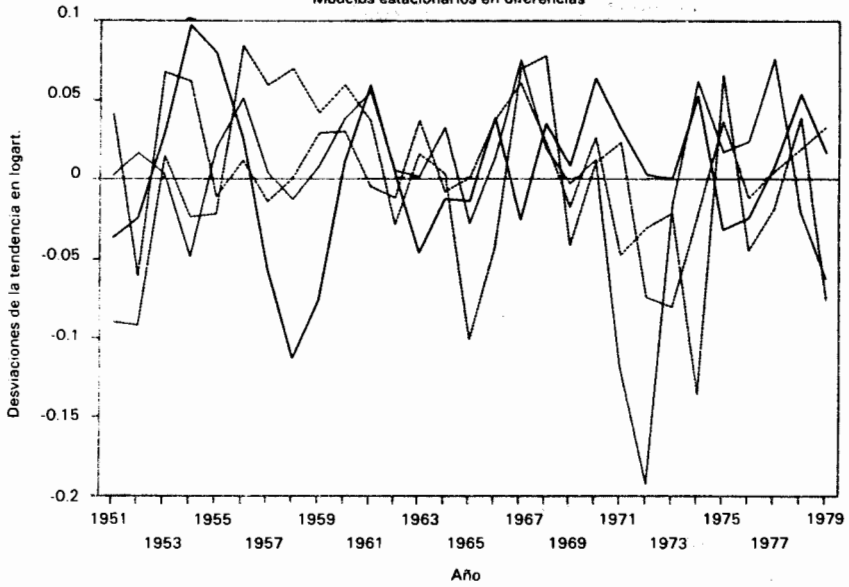
**GRAFICO 5a**  
**Componente cíclico del consumo privado**  
 Modelos estacionarios en diferencias



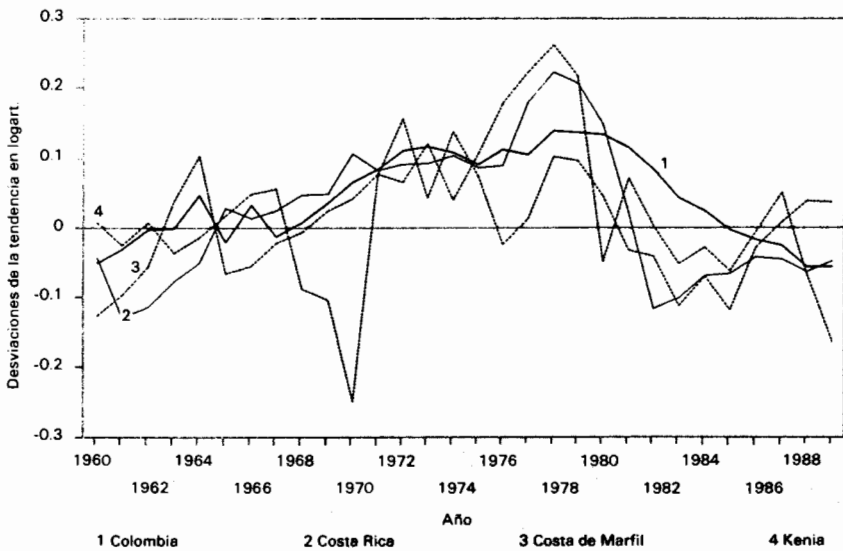
**GRAFICO 5b**  
**Componente cíclico - Consumo del gobierno**  
 Modelos estacionarios en diferencias



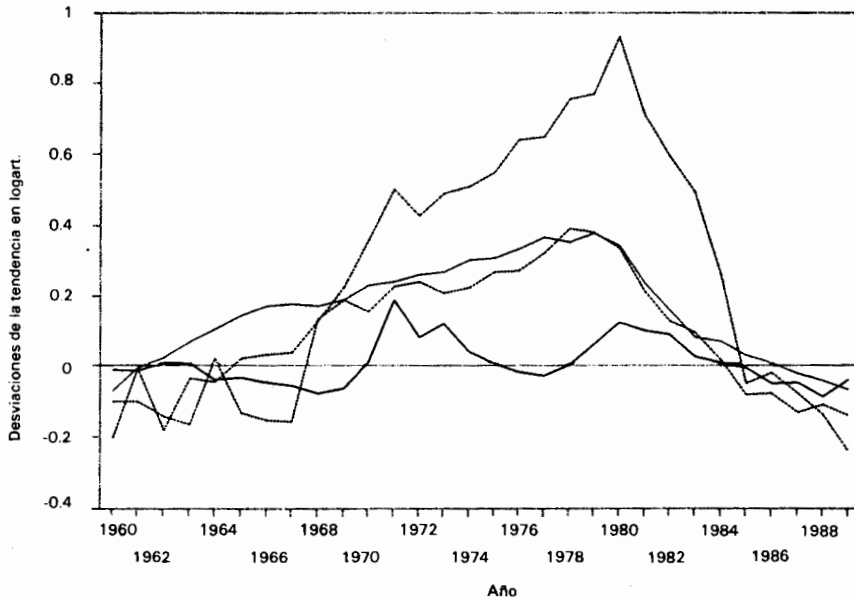
**GRAFICO 5c**  
**Componente cíclico - Inversión bruta fija**  
Modelos estacionarios en diferencias



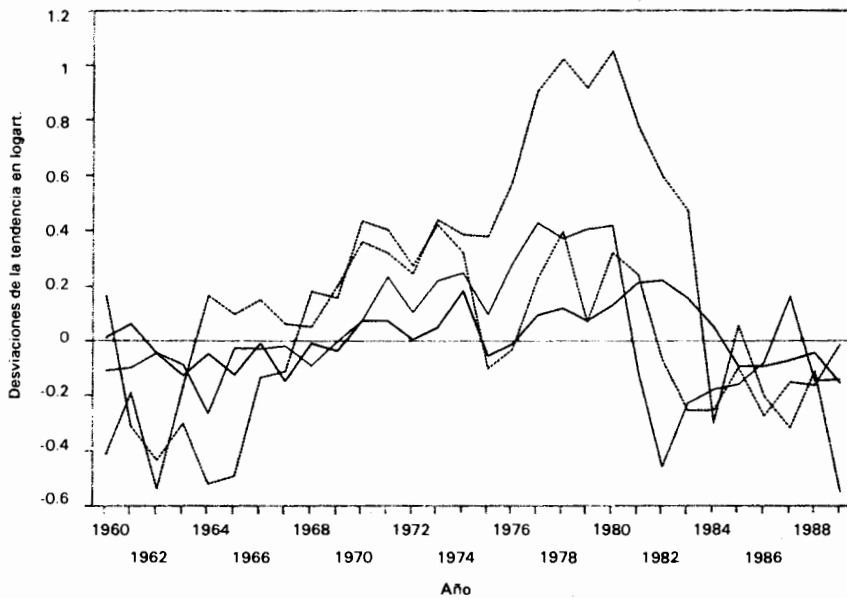
**GRAFICO 6a**  
**Componente cíclico del consumo privado**  
Modelos estacionarios en tendencia



**GRAFICO 6b**  
**Componente cíclico - Consumo del gobierno**  
Modelos estacionarios en tendencia



**GRAFICO 6c**  
**Componente cíclico - Inversión bruta fija**  
Modelos estacionarios en tendencia



CUADRO 6

**Variable dependiente: componente cíclico de  
I. Descomposición con diferencias estacionarias**

	Consumo privado				Consumo general del Gobierno				Inversión doméstica bruta			
	Colom- bia	Costa Rica	Costa de Marfil	Kenia	Colom- bia	Costa Rica	Costa de Marfil	Kenia	Colom- bia	Costa Rica	Costa de Marfil	Kenia
CYCPRI	0.002	0.022	0.020	-0.044	0.004	0.182	0.490	0.210	0.018	0.054	0.029	0.006
t-statistic	0.847	0.735	0.800	-1.247	0.197	3.550	4.032	2.938	0.768	1.517	1.089	0.727
R-squared	0.027	0.021	0.023	0.057	0.002	0.339	0.380	0.257	0.020	0.083	0.042	0.020
CYCPRI	0.004	-0.016	-0.039	-0.107	0.054	0.231	0.751	0.221	-0.049	0.050	0.022	0.003
t-statistic	0.750	-0.279	-0.965	-1.579	1.356	2.526	4.083	1.653	-1.082	0.705	0.501	0.147
CYCPRI*d5357	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NAN	0.125	NA	NA	NA
t-statistic	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NAN	2.118	NA	NA	NA
CYCPRI*d7679	-0.002	0.051	0.103	0.081	-0.066	-0.037	-0.331	0.017	0.066	0.005	0.031	0.006
t-statistic	-0.295	0.736	1.937	1.009	-1.404	-0.338	-1.363	0.108	1.121	0.080	0.538	0.391
CYCPRI*d86	-0.011	0.096	0.058	0.199	-0.124	-0.619	-1.084	-0.593	-0.158	0.029	-0.118	-0.038
t-statistic	-0.699	0.570	0.588	1.018	-1.080	-2.332	-2.395	-1.530	-1.005	0.141	-1.107	-0.763
R-squared	0.044	0.053	0.179	0.109	0.097	0.447	0.492	0.322	0.182	0.085	0.116	0.057
<b>II. Descomposición con tendencia estacionaria</b>												
CYCPRI	0.157	0.199	0.206	-0.012	0.018	0.441	0.806	0.407	0.121	0.390	1.071	0.175
t-statistic	3.689	3.486	4.119	-0.204	0.406	3.811	3.858	3.609	2.242	2.967	4.960	0.923
R-squared	0.255	0.269	0.352	0.001	0.004	0.317	0.381	0.254	0.130	0.231	0.462	0.035
CYCPRI	0.128	0.095	0.100	-0.152	0.120	0.251	0.728	0.258	-0.002	0.050	1.140	0.118
t-statistic	1.575	0.906	1.322	-1.437	1.440	1.148	2.127	1.221	-0.021	0.213	3.378	0.327
CYCPRI*d5357	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NAN	0.265	NA	NA	NA
t-statistic	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NAN	1.967	NA	NA	NA
CYCPRI*d7679	0.054	0.169	0.216	0.207	-0.134	0.297	0.262	0.254	0.102	0.527	0.102	0.148
t-statistic	0.558	1.339	2.175	1.631	-1.346	1.132	0.581	1.004	0.766	1.855	0.229	0.342
CYCPRI*d86	-0.192	-0.246	-0.114	0.049	-0.304	-0.237	-0.761	-0.537	-0.296	-0.353	-1.584	-1.083
t-statistic	-0.812	-0.803	-0.614	0.158	-1.254	-0.372	-0.929	-0.873	-0.792	-0.510	-1.910	-1.030
R-squared	0.301	0.351	0.471	0.101	0.108	0.357	0.434	0.318	0.247	0.355	0.578	0.086

CYCPRI: Componente cíclico en los precios reales del café (en logaritmos).

d5357: Variable dummy para el período 1953-1957.

d7679: Variable dummy para el período 1976-1979.

d86: Variable dummy para el año 1986.

Los modelos en diferencias estacionarios son:

Consumo privado: ARIMA (4,1,0), excepto Colombia (1,1,0).

Gasto general del gobierno: Colombia (0,1,2), Costa Rica (0,1,1), Costa de Marfil (0,1,3), Kenia (2,1,0).

Inversión bruta doméstica: Costa Rica y Kenia (2,1,0), Colombia (3,1,0), Costa de Marfil (2,1,0).

Los modelos de tendencia estacionarios, son todos ARIMA (0,0,1). Los datos de inversión bruta doméstica para Colombia cubren el período 1950-1989. NA: Datos no disponibles.

Los resultados cambian dramáticamente cuando se usan modelos *estacionarios en tendencia*; esto puede servir de justificación a la creencia de que éste es el modelo "correcto" para los precios del café (i.e los choques no tienen persistencia). En este caso, el consumo privado resulta procíclico en todos los países, exceptuando a Kenia. Un resultado similar se obtiene para la inversión total en Costa de Marfil y Costa Rica (para todo el período muestral), al igual que para Colombia durante 1953-1957.

---

## VII Conclusiones

---

En este trabajo se muestra que para un grupo de países productores de café la varianza en el componente cíclico del PIB se puede explicar satisfactoriamente en una regresión que usa diferentes medidas de los choques externos como variables independientes. Estos choques externos están definidos como los cambios imprevistos en los términos de intercambio (i.e precios reales mundiales del café) y en la tasa de interés mundial. Como consecuencia, los ciclos económicos en países con un sector externo similar, están altamente sincronizados. Curiosamente, la sincronización temporal de las fluctuaciones del PIB entre los países industrializados no parece ser la misma que para la muestra de países cafeteros. Sin embargo, las respuestas de política a los choques externos pueden tener un efecto importante sobre la amplitud del ciclo. Aquellos países en donde se llevan a cabo políticas procíclicas (como Costa Rica, Costa de Marfil y Kenia), registran fluctuaciones fuertes, que pueden alcanzar magnitudes del orden de más o menos 10-20% alrededor de su tendencia. En países (como Colombia) que adoptan estrategias contracíclicas, se reduce sustancialmente el tamaño de los auges y las recesiones. La pregunta que surge es por qué Colombia es un país capaz de poner en práctica dichas políticas, mientras que los otros países no lo son. La respuesta depende, crucialmente de la economía política de las políticas de estabilización, que se refleja en el diseño institucional específico a cada país. Esta es un área que, sin duda, amerita futuras investigaciones.

## Bibliografía

- Bacha, E. L., 1984, "Growth with Limited Supplies of Foreign Exchange: A Reappraisal of the Two-Gap Model", in Syrquin, M., Taylor, L., and Westphal, L. (eds.), *Economic Structure and Performance: Essays in honor of Hollis Chenery*, Academic Press.
- Backus, David K. and P.J. Kehoc, 1989, "International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles", Working Paper #402R, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department.
- Beveridge, S. and C. Nelson, 1981, "A new Approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.
- Bulmer-Thomas, Victor, 1987, *The Political Economy of Central America since 1920*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Campbell, J.Y. and N.G. Mankiw, 1987, "Are Output Fluctuations Transitory?", *The Quarterly Journal of Economics*, noviembre, 857-880.
- Campbell, Hohn Y. and P. Perron, 1991, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", Documento preparado para la conferencia sobre macroeconomía del NBER, Cambridge, marzo.
- Cárdenas, Mauricio, 1991, *Coffee Exports, Endogenous State Policies and the Business Cycle*, Tesis de doctorado sin publicar, University of California, Berkeley.
- Cochrane, J.H., 1988, "How Big is the Random Walk in GNP", *Journal of Political Economy*, 96, 893-920.
- Cuddington, John, 1990, "Trends and Cycles in Primary Commodity Prices: A Time Series Analysis", borrador sin publicar.
- and C. Urzúa, 1989a, "Trends and Cycles in Colombia's Real GDP and Fiscal Deficit", *Journal of Development Economics*, 30, 325-343.
- Devarajan, S. and J. de Melo, 1987, "Adjustment with a Fixed Exchange Rate: Cameroon, Cote d'Ivoire, and Senegal", *The World Bank Economic Review*, Vol. 1, No. 3, May, 447-487.
- Eaton, J., Gersovitz, M. and J.E. Stiglitz, 1986, "The Pure Theory of Country Risk", *European Economic Review*, 30, 481-513.
- Glick, R., 1986, "Economic Perspectives on Foreign Borrowing and Debt Repudiation: An Analytic Literature Review", *Monograph Series in Finance and Economics*, Monograph 1986-4, Solomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, Graduate School of Business Administration, New York University, N.Y.
- Kletzer, K., 1988, "External Borrowing by LDCs: A survey of Some Theoretical Issues", in G. Ranis and T.P. Schultz (eds.), *The State of Development Economics: Progress and Perspectives*, Basil Blackwell.
- Maddison, Angus, 1989, *The World Economy in the 20th Century*, Development Centre Studies, OECD, Paris.
- Perron, Pierre, 1988, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a new approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 197-332.
- Stock, J. and M. Watson, 1988a, "Variable Trends in Economic Time Series", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, No. 3, Summer, 147-174.
- , 1988b, "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, December, 83, 1097-1107.