

Los ciclos económicos colombianos en el siglo XX*

Carlos Esteban Posada P.[†]

July 25, 1999

Abstract

A partir de una definición específica de “auge” y “depresión” que se acomoda a la economía colombiana se describen sus ciclos a lo largo del siglo XX y se interpretan con base en dos modelos de una pequeña economía abierta y algunos ejercicios econométricos para estimarlos.

1. Introducción

A lo largo del siglo XX la economía colombiana ha avanzado de manera casi ininterrumpida. Sin embargo la tasa de crecimiento de su producto ha fluctuado

* Borrador para comentarios. Lo contenido en este documento es de responsabilidad exclusiva de su autor y, por tanto, no compromete al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

[†] Investigador de la Subgerencia de estudios económicos del Banco de la República. Agradezco las sugerencias de (y las discusiones con) Luis Eduardo Arango, Enrique López, Jorge Enrique Restrepo, Adriana Pontón y Daniel Mejía y la ayuda de Martha Misas previas a la redacción de este informe, sin que esto signifique que les cabe alguna responsabilidad en el análisis o sus resultados; todo lo criticable y erróneo corre por mi cuenta.

de manera apreciable y se han podido observar fases de crecimiento extraordinariamente alto seguidas por etapas en las cuales éste ha sido excesivamente bajo, nulo o negativo. Es más, tales períodos han presentado alguna regularidad en cuanto a su duración.

Lo anterior permite hablar, en un cierto sentido, de la ocurrencia de ciclos económicos, aún si solo pueden definirse de manera distinta a la tradicional de los ciclos de la economía de Estados Unidos y de otros principales países desarrollados¹.

En este trabajo se utiliza una definición de los ciclos de la economía colombiana, se describen de manera somera y se buscan sus causas. La definición y descripción se realizan en la sección 2; en las secciones 3, 4 y 5 se presentan dos pequeños modelos macroeconómicos que pueden dar pistas sobre las causas originales de las fluctuaciones cíclicas y se procede a su estimación, tanto para el siglo XX como para sus primera y segunda mitades; la sección 6 evalúa la pertinencia

¹Sobre la definición tradicional de los ciclos económicos de Estados Unidos véase el capítulo 1 de Moore (1980). También sobre su definición para Estados Unidos y otros países desarrollados y para conocer lo que se entiende por los “hechos estilizados” del ciclo en esas economías véanse los trabajos de van Els (1995) y Arango y Castillo (1999). Para el caso colombiano Suescún (1997) presentó los “hechos estilizados” de los ciclos (entre 1952 y 1992) en lo que se refiere a los macrocomponentes del PIB, a sus componentes sectoriales (comercializable y no comercializable) y a la distribución del empleo entre estos sectores; Hamann y Riascos (1998) también presentaron una descripción de los hechos básicos de los ciclos colombianos entre 1970 y 1992. Siguiendo una metodología tradicional (promedios móviles) para distinguir componentes permanentes y cíclicos Maurer y Uribe (1996) también hicieron una caracterización de los ciclos colombianos (desde 1930), entendidos estos en un sentido amplio (tanto los ciclos del PIB como los variables sectoriales y agregadas, monetarias y reales asociadas a las fluctuaciones del PIB).

de adoptar un modelo único para todo el siglo; la sección 7 resume el trabajo y resalta algunas de sus principales conclusiones.

2. La descripción de los ciclos y sus posibles causas

En lo que sigue se medirá el ciclo económico mediante la relación entre el componente transitorio del producto global anual y su nivel observado, así²:

$$y = \frac{Y - YP}{Y} \simeq \log Y - \log YP$$

Siendo:

Y: PIB real observado,

y: PIB real transitorio/PIB real observado,

YP: PIB real permanente.

En tanto que el PIB real permanente³ se calcula con el filtro Hodrick-Prescott³.

²Esta definición sigue la propuesta por Lucas en 1977 (Prescott 1986).

³Tanto en este caso como en la estimación de otros componentes permanentes de las variables incorporadas a lo largo de este documento se utiliza el filtro Hodrick-Prescott con el parámetro de suavización “ λ ” igual a 100 (aconsejado para series de frecuencia anual). El filtro H-P ha sido bastante utilizado por los modelistas modernos del ciclo económico (Prescott 1986; para el caso colombiano, Arango 1997, Suescún 1997 y Hamann y Riascos 1998); una explicación, una justificación y una aplicación de este filtro al análisis de los ciclos en Estados Unidos se encuentra en Prescott 1986 y Hodrick y Prescott 1997; sin embargo se han observado algunas limitaciones en sus aplicaciones (véase la controversia entre Canova (1998a y b) y Burnside (1998), y el trabajo de Melo y Riascos(1997) que propone un parámetro λ variable). Aún así, puesto que las cifras que utilizamos son de frecuencia anual hacemos el supuesto de que el error que se comete utilizando este filtro y con un λ constante no es mayúsculo. También conviene aclarar que la medida del producto permanente realizada con este filtro resulta bastante similar al producto colombiano estimado para 1925-1981 bajo una función (de largo plazo) del tipo Cobb-Douglas

Esa medida, aunque imperfecta, la denominamos ciclo económico porque continuamente está variando y adoptando, unas veces, valores positivos y, otras veces, negativos. Más aún, puesto que por construcción solo el componente permanente del PIB tiene tendencia entonces el ciclo carece de esta⁴.

En los gráficos 2.1 y 2.2 se presenta el ciclo económico colombiano en el siglo XX (faltando las cifras de la recesión de 1998-99)⁵.

Si se define como “auge” aquel año o conjunto de años seguidos en los cuales el PIB transitorio es positivo, se habrían registrado 15 “auges” (gráfico 2.2); sin embargo, esta parece ser una definición incorrecta porque considera alteraciones de muy corta duración, máximo de un año, debidas probablemente a causas ajenas al tema que tradicionalmente ha ocupado a los analistas del ciclo económico⁶.

Al excluir, entonces, los años aislados se tendrían 10 auges, a saber: 1907-13, 1926-30, 1938-41, 1946-47, 1954-57, 1959-62, 1972-74, 1978-81, 1987-88 y 1994-97; por tanto la duración media del auge a lo largo del siglo XX ha sido de 4 años,

con capital físico y trabajo, rendimientos de escala constantes y cambio técnico exógeno.

⁴Una medida alternativa sería la diferencia entre los logaritmos del PIB observado y el PIB “potencial”, calculado éste con el método de VAR estructural de Blanchard y Quah (1989). Bajo este método el PIB potencial se construye con base en la serie de los *shocks* presente y pasados de oferta y, eventualmente, un componente de tendencia determinística (para el caso colombiano reciente, véase: Misas y López 1998); una vez construido el PIB potencial es inmediato el cálculo de esta medida de ciclo o “*gap*” (López y Misas 1999). Con series trimestrales ambas medidas del ciclo, para el período 1984-98, arrojan resultados diferentes (López y Misas 1999).

⁵La fuente de las cifras y su metodología se encuentran en GRECO (1999), excepto para una serie: la de gasto público real; esta se construyó sumando la inversión pública y el consumo público (según Cuentas Nacionales) y deflactando con el deflactor implícito del PIB.

⁶“To be labeled a business cycle the cycle should exceed a year in length. (Cycles of one year in length are termed *seasonals*)” (Sargent 1987, p. 247).

El ciclo económico colombiano

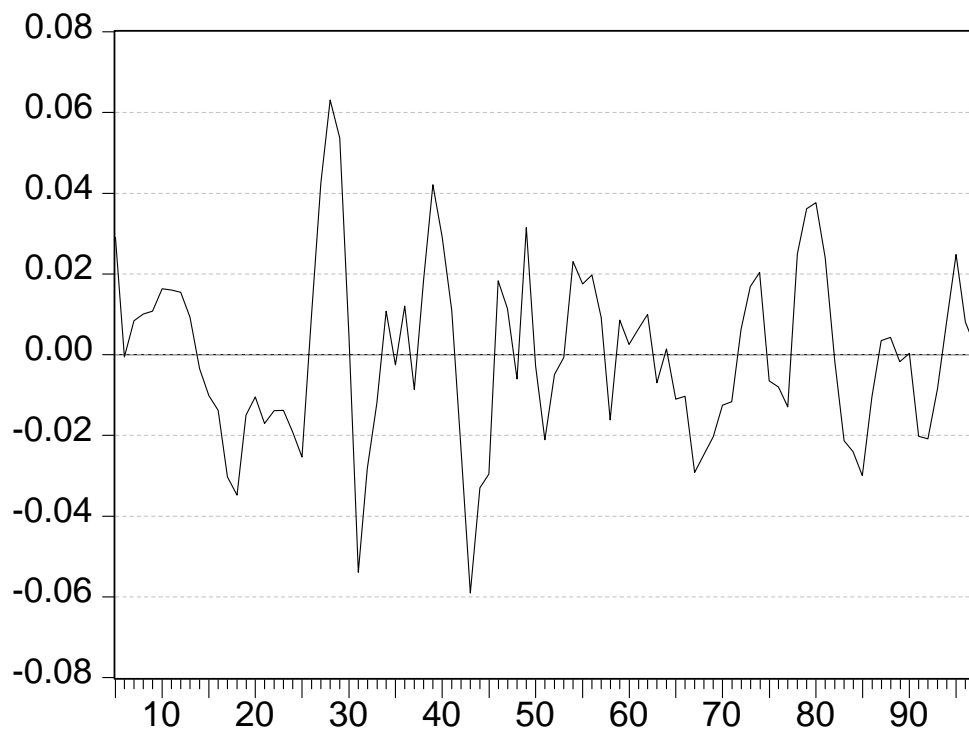


Figure 2.1:

El ciclo económico colombiano (1905-97)

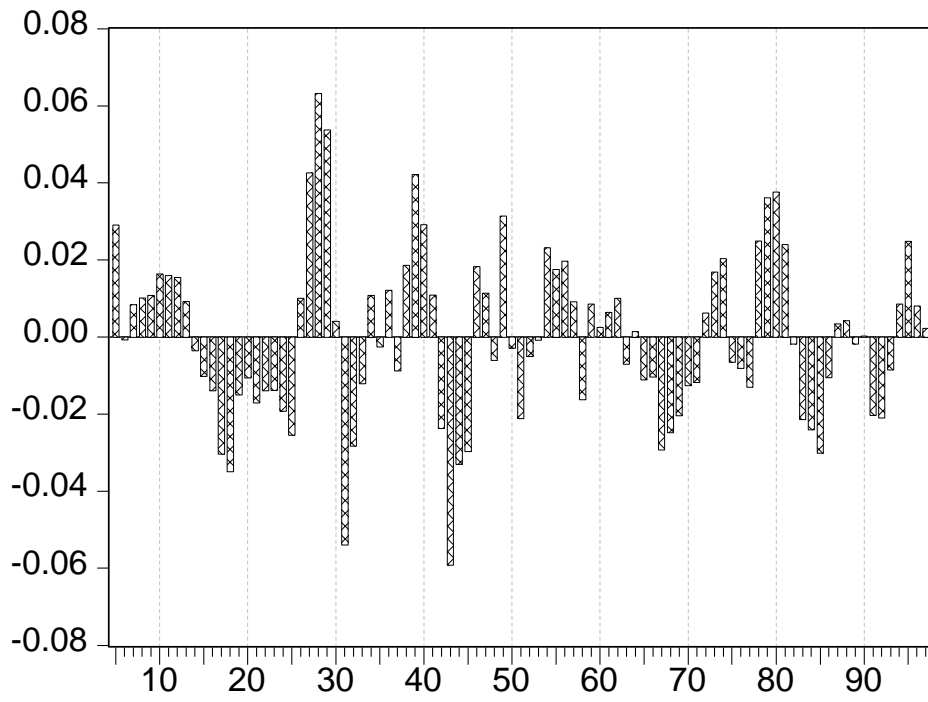


Figure 2.2:

siendo los más prolongados los de 1907-13 y 1926-30.

De manera simétrica la definición de “recesión” (o “depresión”), exceptuando también los años aislados, sería la de aquel conjunto de años consecutivos en los cuales el PIB real transitorio fue negativo. En tal caso contaríamos con 8 recesiones: 1914-25, 1931-33, 1942-45, 1950-53, 1965-71, 1975-77, 1982-86 y 1991-93. Así la duración media de la depresión sería de 5 años. Pero si excluimos por excesivamente anormal la de 1914-25 (y quizás las cifras de PIB en esos años sean demasiado imperfectas), entonces tendríamos una duración media de 4 años, siendo las más prolongadas las de 1965-71 y 1982-86.

Según eso, el ciclo promedio colombiano ha tenido una duración aproximada de 8 años: 4 de auge y 4 de recesión⁷.

La importancia de un ciclo se puede medir por su intensidad (la magnitud de la variación anual del producto transitorio) o por la duración del episodio de auge o recesión. Por su intensidad, el auge mayor fue el de la segunda mitad de los años 20. La depresión de la primera mitad de los 30 no fue la peor en términos de intensidad, fue la segunda al respecto, ni duración, pues fue más corta de lo

⁷De acuerdo con las mediciones del National Bureau of Economic Research, los ciclos grandes de la economía de Estados Unidos (al menos con posterioridad a la segunda guerra mundial) han tenido una duración media de 8 años: “A single series is said to contain a *business cycle* if the cycle in question has periodicity of from about two to four years (NBER minor cycles) or about eight years (NBER mayor cycles)” (Sargent, 1987, p. 279). Para el caso colombiano (entre 1925 y 1994) Arango (1998) encontró (con un análisis estadístico formal) que los ciclos de 8 años son dominantes, en tanto que Birchenall (1997, calculando el PIB potencial con base en la “ley de Okun”) encontró que la duración media del ciclo colombiano, en el período 1950-95, fue de cinco años.

normal. La depresión más intensa fue la de principios de los años 40, pero su duración fue normal. La depresión de principios de los años 30 merece su fama negra, entonces, al hecho de que siguió a un gran auge, fue relativamente intensa (la segunda más intensa), la más aguda si se mide por la caída del producto per cápita y , para el conjunto de las economías desarrolladas, la peor del siglo⁸.

El gráfico 2.3 permite comparar la medida del ciclo que estamos utilizando con otra sugerida en el párrafo anterior: los picos y valles de la tasa de crecimiento del PIB real per cápita ($\hat{y}pc$).

Ambas medidas (“ciclo”, y , y tasa de crecimiento del PIB per cápita, $\hat{y}pc$) pueden hacer parte de una definición más amplia del ciclo económico⁹. En efecto, sus propiedades estadísticas no han sido demasiado disímiles (como lo muestra el cuadro 2.1) y la correlación contemporánea entre ellas es positiva, así: el coeficiente de correlación contemporánea es 0.33 (y al quitar los años corridos entre 1905 y 1924, para los cuales las cifras son menos confiables, el coeficiente de correlación es 0.41) y el coeficiente de la tasa de crecimiento del producto per cápita en una regresión del ciclo, cuando se controla por sus valores pasados y por los valores pasados del ciclo, es 1 y significativo (cuadro 2.2)¹⁰.

⁸Friedman y Schwartz (cap. 7, 1963).

⁹Gómez (1992) midió los ciclos colombianos (entre 1970 y 1991) por las desviaciones estándar de las tasas de crecimiento del PIB real total y de sus macrocomponentes.

¹⁰La variable “ciclo”, por construcción, es estacionaria. La tasa de crecimiento del PIB per cápita es estacionaria según la prueba Dickey-Fuller ($\tau_\mu = -6.88$; valor crítico al 5%: -2.89 ; Q (Ljung-Box): 30.8; valor probabilístico asociado: 0.13; período: 1907-97).

El ciclo económico y la tasa de crecimiento
del producto per cápita
1905-1997

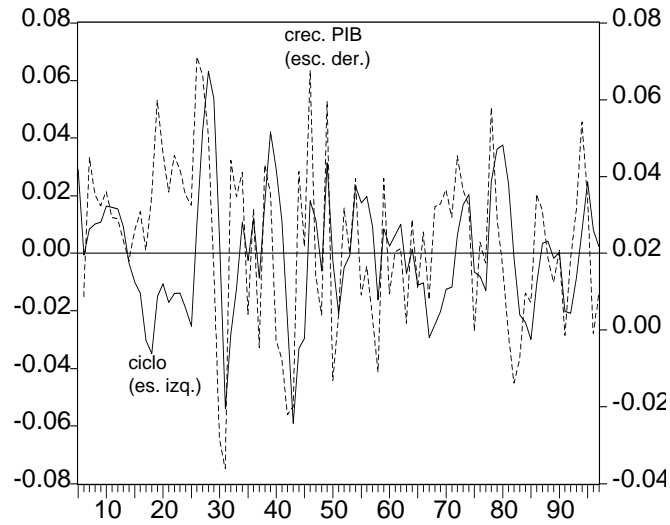


Figure 2.3:

92 observaciones: 1906-97	y	\hat{y}_{pc}
Media	-0.000476	0.022850
Mediana	-0.001199	0.025739
Máximo	0.063169	0.071181
Mínimo	-0.059096	-0.036100
Desviación estándar	0.021624	0.021581
Asimetría	0.197519	-0.275094
<i>Kurtosis</i>	3.498150	2.996138
Jarque-Bera	1.549464	1.160430
Probabilidad (J.-B.)	0.460827	0.559778

Table 2.1: El ciclo económico colombiano: 1905-1997

90 observaciones: 1908-97

Constante	-0.002 (-1.97)
$\hat{y}pc_t$	1.02 (45.15)
$\hat{y}pc_{t-1}$	-0.64 (-5.93)
$\hat{y}pc_{t-2}$	-0.28 (-2.69)
y_{t-1}	1.70 (16.03)
y_{t-2}	-0.36 (-1.74)
y_{t-3}	-0.25 (-2.38)
R^2 ajustado	0.979
F	717.09
Q (Ljung-Box)	12.669
Prob (Q)	0.959

Table 2.2: Regresión (m. c. o.) del ciclo contra sus valores pasados y contra el componente cíclico del crecimiento del producto per cápita (ypc); estadísticos "t" entre paréntesis

De acuerdo con los economistas, los ciclos económicos tienen múltiples causas¹¹.

En términos resumidos se puede decir que obedecen usualmente a algunas de las siguientes causas:

1) *Shocks* de productividad u otros de oferta (o de preferencias de los consumidores) sobre una economía que reacciona con una fluctuación multianual amortiguada (hasta la ocurrencia de un nuevo *shock*) a causa de sus mecanismos de mercado, aún si la estructura de la economía es de competencia perfecta, hay plena (y gratuita y oportuna) información, existen mercados para todo tipo de

¹¹Una referencia básica sobre las mediciones del ciclo económico, su historia y las teorías de sus causas y mecanismos es Zarnowitz (1992). Una revisión crítica de esta obra, con una actitud más positiva hacia la teoría llamada "ciclos económicos reales" (*real business cycle*), fue realizada por Sims (1994). Véase también el resumen de los trabajos presentados en un seminario reciente sobre ciclos económicos en Fuhrer y Schuh (1998) y la revisión de Gordon (1986) de la literatura sobre las teorías antiguas y modernas de los ciclos.

contingencias, los agentes tienen expectativas racionales y actúan en consecuencia. Esta es la causa enfatizada por los teóricos y modelistas (de calibración) de los llamados “ciclos económicos reales”¹².

2) *Shocks* sobre una economía que podría reaccionar aún más intensamente que en el caso anterior por su vulnerabilidad relativamente alta, por ejemplo, a causa de distorsiones, rigideces o imperfecciones en sus mercados, por errores de expectativas, por grados excesivamente bajos de información, por fragilidad de su sistema financiero, de sus finanzas públicas o de la situación financiera precaria de sus grandes empresas cuando estas se enfrentan a mercados financieros altamente imperfectos. Dadas las mencionadas características de una tal economía, los *shocks* causantes de ciclos, en este caso, podrían ser de cualquier naturaleza, tanto originados en el lado de la oferta (*shocks* de productividad, etc.) como en el lado de la demanda nominal (*shocks* de tasa de interés nominal, monetarios, de crédito, etc.) o real (de gasto público, etc.).

3) Conjunción de *shocks* relativamente pequeños de demanda con una dinámica endógena del consumo y la inversión, dada una rigidez de precios (o expectativas adaptativas de precios), como en los viejos modelos macroeconómicos del ciclo

¹²Modelos de este tipo aplicados a Colombia se encuentran en Arango (1997), Suescún (1997) y Hamann y Riascos (1998). Cuando los *shocks* provienen de oleadas de cambio técnico incorporado en nuevos bienes de capital se puede generar simultáneamente ciclo y crecimiento de largo plazo (Fisher 1999 revisa la literatura reciente sobre este enfoque del ciclo y lo defiende con cifras de Estados Unidos post-segunda guerra mundial).

basados en la interacción de los mecanismos del multiplicador y del acelerador¹³.

4) Condiciones estructurales de la economía (como salarios “pegajosos”, externalidades en la producción y competencia monopolística con monopolios transitorios para los empresarios innovadores) que la hacen proclive a sobre-reacciones intensas de los empresarios y de la inversión ante pequeños *shocks* de cualquier naturaleza o cambios de expectativas que, por lo tanto, se confirman¹⁴.

En el caso de los países en desarrollo la literatura ha destacado el papel jugado en la generación de sus ciclos por un *shock* específico que es usualmente tanto de oferta como de demanda: la fluctuación de los términos de intercambio¹⁵.

Los ciclos colombianos del siglo XX han dependido, en alguna medida, de los de la economía de Estados Unidos y (en parte por tal causa) de las fluctuaciones de los términos de intercambio (gráficos 2.4, 2.5 y 2.6)¹⁶.

¹³Sargent (1987, pp 189-191) presenta el modelo del multiplicador-acelerador de Samuelson. Modelos de este tipo pueden reproducir indefinidamente fluctuaciones del producto ante repetidos *shocks* aleatorios, y, si sus parámetros adoptan valores numéricos en ciertos rangos, pueden generar ciclos aún en ausencia de *shocks* (sobre estos y otros modelos del ciclo véase Eckstein y Sinai (1986)).

¹⁴Esta rama de la teoría (ciclos endógenos) fue reanimada por el trabajo de Goodwin (1967). Dos trabajos recientes, que incluyen notas sobre su ubicación en esta rama, son los de Evans et al. (1996) y Matsuyama (1999).

¹⁵La primera ola de esta literatura vino con los trabajos de Harberger (1950) y Laursen y Metzler (1950) que intentaron demostrar que el empeoramiento de los términos de intercambio conducía a déficits de la cuenta comercial y caídas del producto y del ahorro nacionales (efecto HLM). Una ola reciente vino con los trabajos de Obstfeld (1982), Svensson y Razin (1983), Sen y Turnovsky (1989), Mendoza (1992 y 1995) y Servén (1999), que utilizan modelos de optimización intertemporal para simular los efectos de los *shocks* de términos de intercambio en la cuenta corriente externa, y, en algunos casos (como en los trabajos de Sen y Trunovsky, y Servén), en la inversión y (como en los de Mendoza) en el ciclo económico.

¹⁶Flórez (1974) y Díaz-Alejandro (1976) interpretaron los ciclos de la economía colombiana de los años 50 y 60 a partir de las fluctuaciones del precio externo del café. Posteriormente Ocampo

Los ciclos económicos de Colombia
y Estados Unidos
(1905-1997)

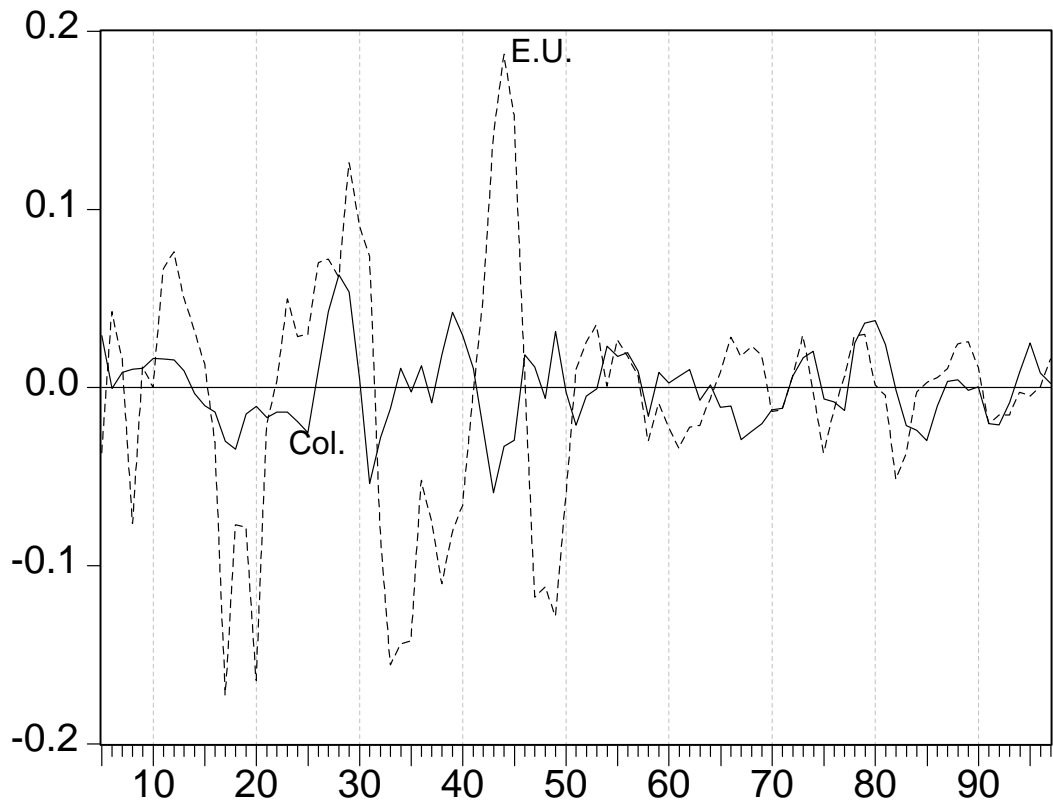


Figure 2.4:

El ciclo económico colombiano
y el componente transitorio
de los términos de intercambio

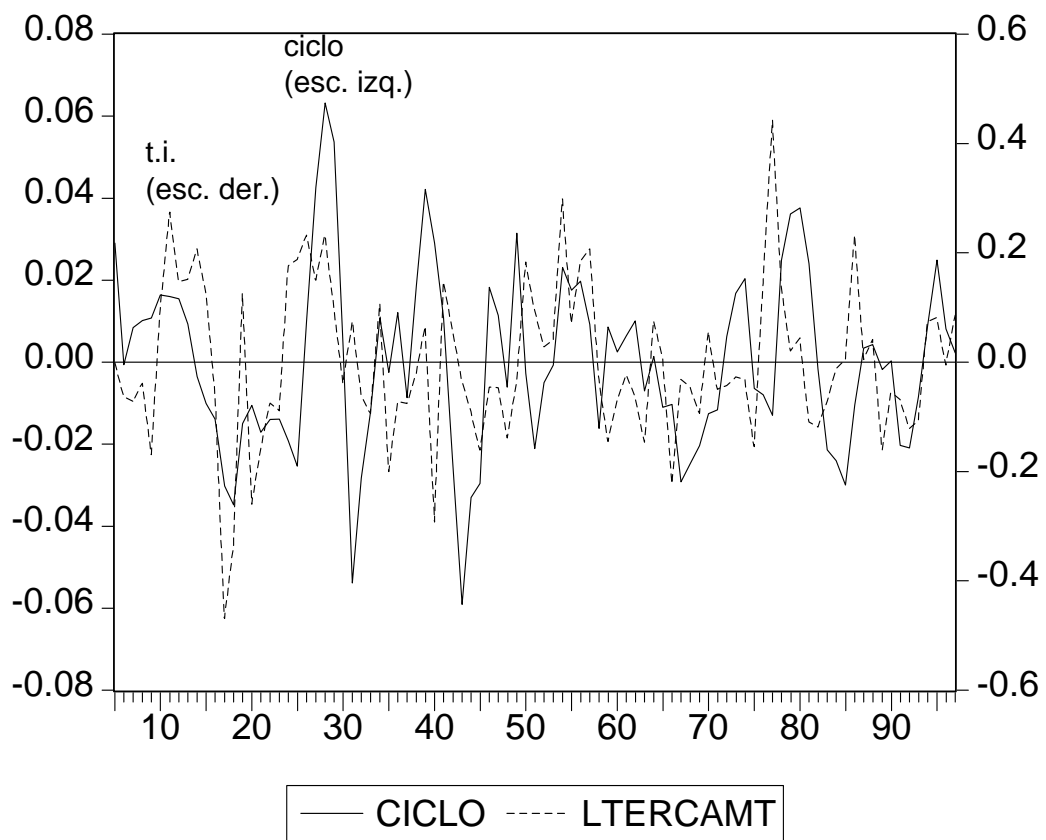


Figure 2.5:

Componente transitorio de los términos de intercambio
de Colombia y el ciclo económico de Estados Unidos
1905-1997

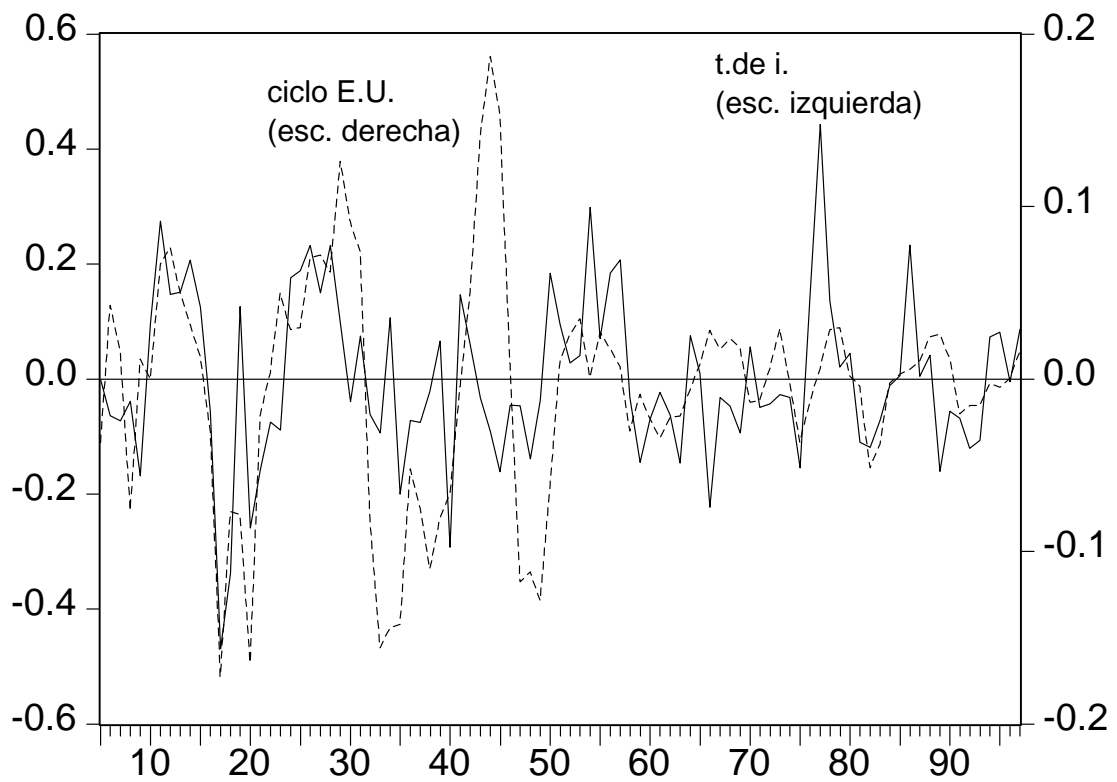


Figure 2.6:

Como se observa en el gráfico 2.4, los ciclos económicos de Estados Unidos, medidos como los colombianos, fueron más intensos en la primera mitad del siglo que en la segunda¹⁷; y los ciclos colombianos también redujeron su intensidad, aunque menos ostensiblemente, frente a lo sucedido en la primera mitad del siglo.

3. La pequeña economía abierta

A continuación utilizaremos un modelo de una economía abierta y pequeña. El modelo supone que los precios (y los salarios) se fijan con antelación a la ocurrencia de las transacciones. Bajo ciertos supuestos, el modelo puede derivarse de un modelo de equilibrio general con dinero en la función de utilidad y agentes optimizadores¹⁸.

El objetivo buscado con este modelo es definir y estimar una variable explicativa del origen de los auges y depresiones que sea lo suficientemente comprensiva como para incluir diferentes impactos originados en factores de oferta o de demanda, entre ellos los provenientes de las fluctuaciones de la economía de Estados Unidos o de la oscilación de los términos de intercambio.

(1989) y Cárdenas (1991) explicaron los ciclos principalmente por la misma causa.

¹⁷Pero los estimativos de Cristina Romer indican que las fluctuaciones de la economía de Estados Unidos antes de la segunda guerra mundial y en especial la depresión de 1929-33 fueron menos intensas que las observadas en el gráfico y apenas ligeramente más intensas que las registradas después de esa guerra (Romer, cap. 4, p. 149).

¹⁸Walsh, 1998, caps. 5 y 6.

Sea entonces el siguiente modelo¹⁹:

$$y_t = -b_1(q_t - E_{t-1}q_t) + b_2(p_t - E_{t-1}p_t) + e_t; \quad b_i > 0 \quad (3.1)$$

$$y_t = a_1q_t - a_2r_t + u_t; \quad a_i > 0 \quad (3.2)$$

$$q_t = r_t^* - r_t + E_tq_{t+1} \quad (3.3)$$

$$q_t = \delta_t + p_t^* - p_t \quad (3.4)$$

$$r_t = i_t - E_t p_{t+1} + p_t \quad (3.5)$$

$$i_t = E_t \delta_{t+1} - \delta_t + i_t^* \quad (3.6)$$

$$i_t^* = r_t^* + E_t p_{t+1}^* - p_t^* \quad (3.7)$$

Siendo:

y_t : desviación del logaritmo del PIB real con respecto a su nivel permanente²⁰;

q_t : logaritmo de la tasa de cambio real (por ejemplo, el logaritmo del índice de la relación entre pesos reales y dólares reales);

p_t : logaritmo del nivel de precios del producto doméstico²¹;

E_{t-1} : operador de expectativas formadas en el período t-1 sobre la variable

¹⁹Lo que sigue es una adaptación de Walsh (1998, cap. 6, sección 6.4). Restrepo (1999) utiliza un modelo bastante parecido al presentado a continuación para calibración y simulación de resultados.

²⁰La ecuación 3.1 presenta una diferencia con la 6.49 de Walsh (op. cit., cap. 6, sección 6.4) pues la de éste incluye como argumento la tasa de cambio real en vez de la diferencia con su valor esperado.

²¹El nivel de precios al consumidor puede considerarse como un índice compuesto del nivel de precios del producto doméstico y del nivel de precios externo.

en t ;

e_t : *shocks* provenientes del lado de la oferta agregada (*shocks* de productividad, de precios de materias primas importadas, etc.);

u_t : *shocks* de demanda agregada (monetarios, fiscales, etc., e impactos de precios de exportación o del componente transitorio del ingreso real externo); podemos suponer que ambos *shocks* son componentes aleatorios de media cero, no autocorrelacionados ni correlacionados entre sí (en términos técnicos, son componentes “idéntica e independientemente distribuídos”);

r_t : tasa de interés real interna;

r_t^* : tasa de interés real externa (todas las variables con el superíndice $*$ se refieren a variables externas);

δ_t : logaritmo de la tasa de cambio nominal;

i_t : tasa de interés nominal.

La ecuación 3.1 es la función de oferta agregada (la curva de oferta de Lucas para una economía abierta), la ecuación 3.2 es la de demanda agregada y la ecuación 3.3 es una implicación de la condición de equilibrio, bajo plena movilidad de capitales, entre la tasa real interna de interés y la externa más la tasa esperada de devaluación real. La ecuación 3.6 utiliza la misma condición de equilibrio en términos nominales; la ecuación 3.4 define la tasa de cambio real en términos de la tasa nominal, el precio externo y el precio interno, y las ecuaciones 3.5 y 3.7

son expresiones de la hipótesis de Fisher según la cual la tasa de interés nominal es la suma de la tasa real y de las expectativas de inflación.

De acuerdo con lo anterior, en la medida en que no haya sorpresas de precios ni de tasa de cambio real ni se registren *shocks* de oferta ni de demanda el producto observado será también igual a su componente permanente.

Supongamos que no hay sorpresas de precios o de tasa de cambio real. En tal caso, y utilizando además la hipótesis de Fisher, las ecuaciones 3.1 y 3.2 quedan así:

$$y_t = e_t \quad (3.1a)$$

$$y_t = a_1 q_t - a_2 (i_t - E_t p_{t+1} + p_t) + u_t \quad (3.2b)$$

Si utilizamos además las ecuaciones de movilidad plena de capitales (3.3 y 3.6), la definición de la tasa de cambio real (3.4) y la hipótesis de Fisher para la tasa de interés externa (3.7), la ecuación de demanda agregada queda así:

$$y_t = a_1 q_t - a_2 (E_t q_{t+1} + r_t^* - q_t) + u_t \quad (3.2c)$$

De 3.1a y 3.2c se deduce que:

$$(a_1 + a_2)q_t = a_2 (E_t q_{t+1} + r_t^*) + e_t - u_t \quad (3.8)$$

La solución de la ecuación 3.8 “mirando hacia adelante” (la solución de expectativas racionales) es²²:

$$q_t = dE_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j r_{t+j}^* + E_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j \left(\frac{e_{t+j} - u_{t+j}}{a_1 + a_2} \right) \quad (3.9)$$

Siendo $d \equiv \frac{a_2}{a_1 + a_2} < 1$

Por tanto:

$$q_t - dE_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j r_{t+j}^* = E_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j \left(\frac{e_{t+j} - u_{t+j}}{a_1 + a_2} \right)$$

Podemos simplificar las cosas sin costos significativos (dado el tipo de cálculo que se hará a continuación) suponiendo que $a_1 + a_2 = 1$. En tal caso:

$$q_t - dE_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j r_{t+j}^* = E_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j (e_{t+j} - u_{t+j})$$

Es decir:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j (u_{t+j} - e_{t+j}) = E_t \sum_{j=0}^{\infty} d^{j+1} r_{t+j}^* - q_t \quad (3.9a)$$

De acuerdo con la ecuación 3.9a si se prevé, en valor presente, un exceso neto de demanda transitoria ($E_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j (u_{t+j} - e_{t+j}) > 0$) se estará en una situación

²²Walsh, op. cit., p. 271.

en la cual la tasa de cambio real observada es inferior a la de equilibrio (que es igual al valor presente de la serie de las tasas externas reales de interés) y, simétricamente, si tal exceso es negativo (exceso neto de oferta positivo) se estará en una situación en la cual la tasa de cambio real observada es superior a su nivel de equilibrio.

4. Estimaciones

La ecuación 3.9a nos permite estimar una variable asociada al ciclo económico, que llamaremos “exceso neto de demanda” (o valor presente de las diferencias entre los *shocks* de demanda y de oferta), cuyo cálculo no procede de una tautología.

Un valor razonable de a_2 puede ser 0.33 (y cualquier otro valor razonable produciría un estimativo del “exceso neto de demanda” casi igual). Esto genera un valor de d igual a 0.33 ($d \equiv \frac{a_2}{a_1 + a_2} = 0.33/1 = 0.33$). Ahora bien, cuando $d = 0.33$ resulta que:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^n (0.33)^j = \frac{1}{1 - 0.33} = 1.4925$$

Así, escoger como fin del horizonte de las expectativas el año $t+5$ no genera

un error grave ya que:

$$\sum_{j=0}^5 (0.33)^j = 1.4906 = 99.87\% \text{ de } \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^n (0.33)^j$$

El lado derecho de la ecuación 3.9a, con $d = 0.33$ y con $j = 5$, y dados los valores de la tasa de cambio real y de la tasa real externa de interés, se utilizó para estimar el lado izquierdo de tal ecuación, es decir, el valor del exceso neto de demanda $(E_t \sum_{j=0}^{\infty} d^j (u_{t+j} - e_{t+j}))^{23}$.

Los gráficos 4.1 y 4.2 muestran que dos rasgos específicos del ciclo colombiano que se habían mencionado previamente, los impactos de las oscilaciones de la economía americana y de los términos de intercambio, tienden a quedar incorporados, sobretodo cuando son relativamente intensos, en la variable “exceso neto de demanda”; y el gráfico 4.3 sugiere que hay una correlación entre esta variable y el ciclo colombiano.

Pero de los gráficos también se deduce que otros factores, sobretodo en la segunda mitad del siglo, han sido influyentes en la generación de las fluctuaciones

²³En realidad lo que se utilizó como medida aproximada del lado derecho de la ecuación 3.9a fue el componente transitorio de la diferencia entre el valor presente de la serie de la tasa de interés real externa y la tasa de cambio real observada (componente transitorio de $E_t \sum_{j=0}^5 d^{j+1} r_{t+j}^* - q_t$).

Esto se hizo así porque la tasa de cambio real ha tenido una tendencia ascendente entre 1908 y 1990, mientras que: a) la tasa real externa de interés ha sido una variable estacionaria y b) el modelo supone que la tasa de cambio real y los componentes u_t y e_t son variables estacionarias.

El exceso neto de demanda y los ciclos de la economía de Estados Unidos

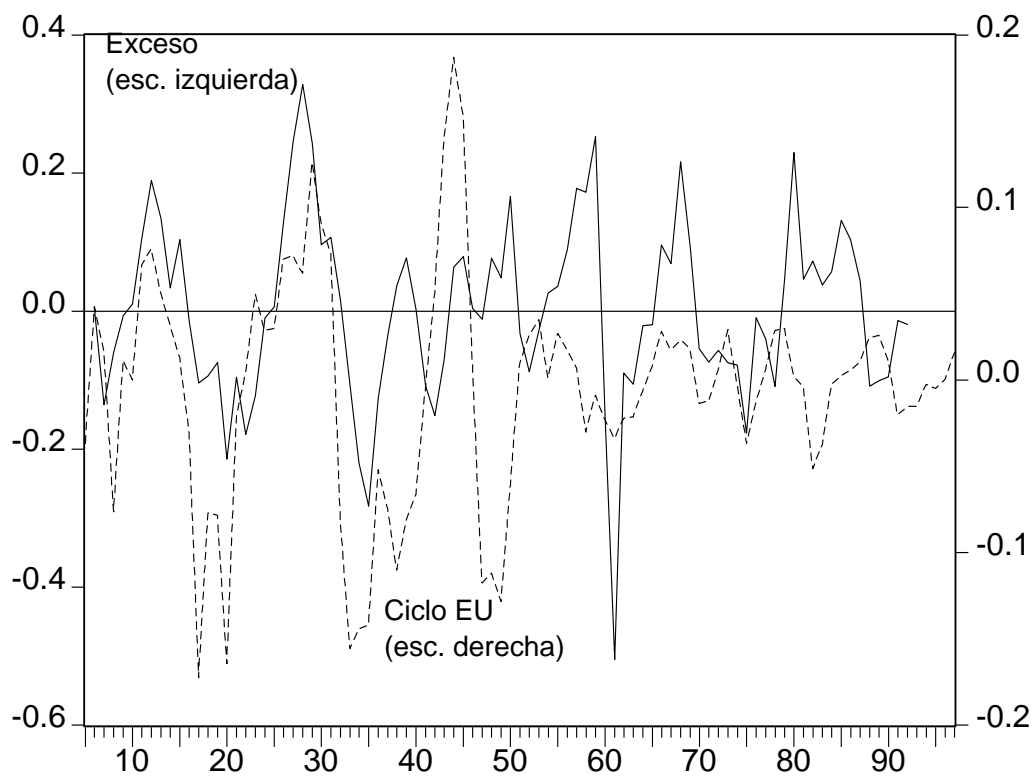


Figure 4.1:

El exceso neto de demanda y
el componente transitorio de los
términos de intercambio
(1905-1997)

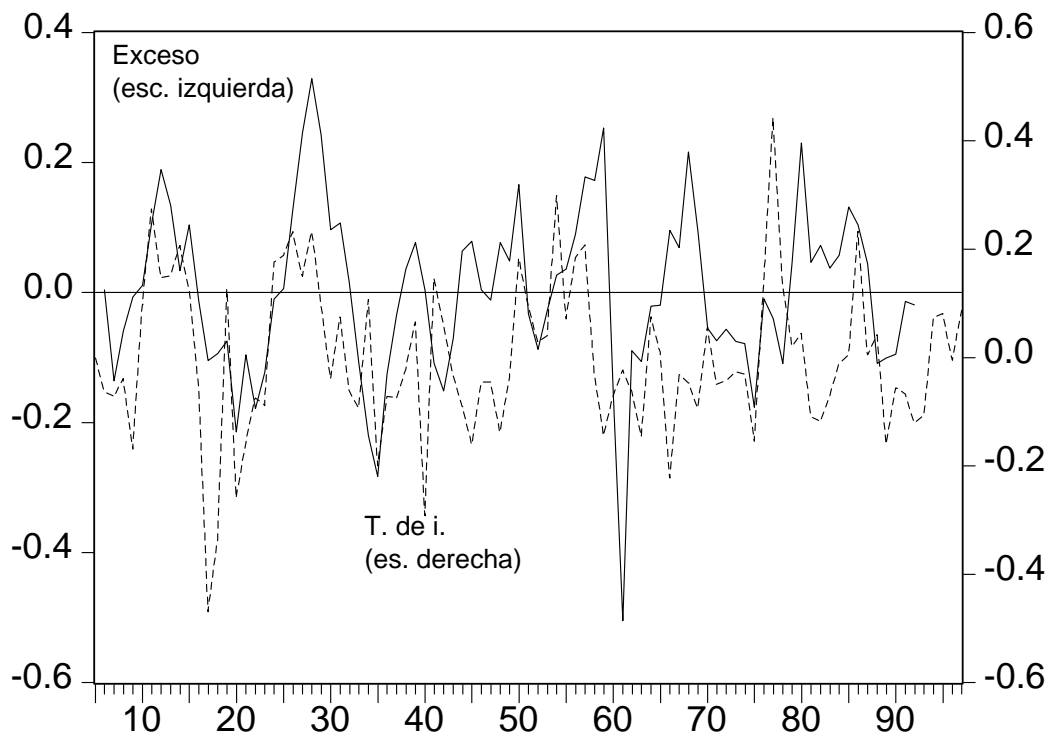


Figure 4.2:

El exceso neto de demanda y
el ciclo colombiano
(1905-1997)

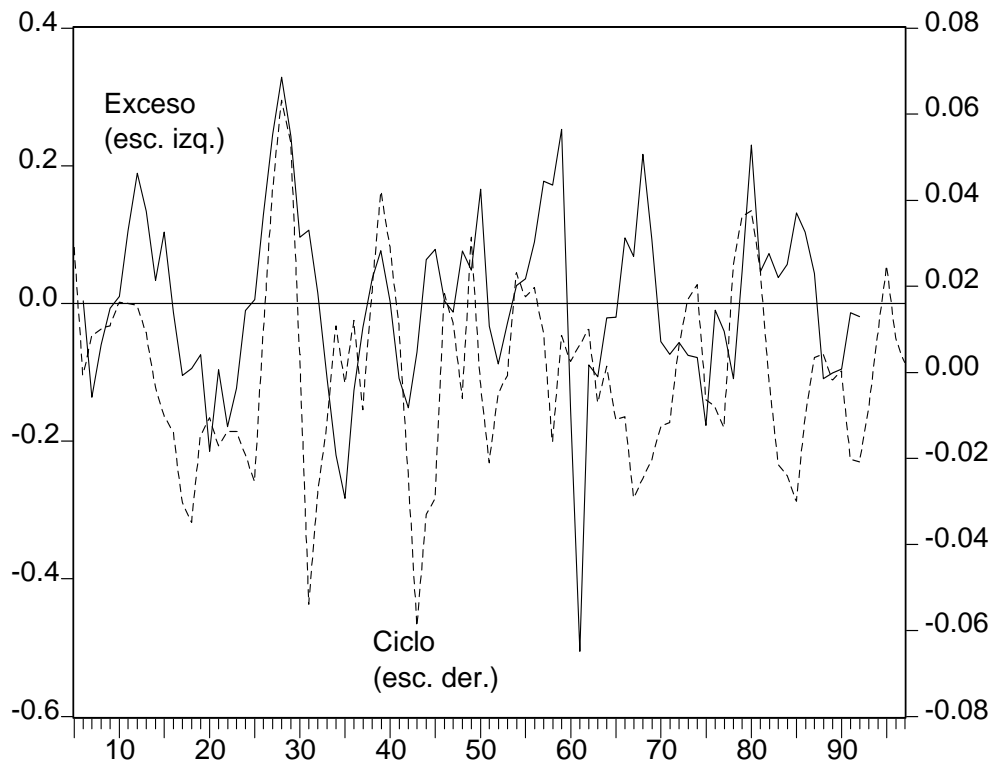


Figure 4.3:

	85 observaciones (1908-92)	87 observaciones (1906-92)
Constante	-0.0007 (-0.40)	-0.001 (-0.39)
Exceso neto de demanda	0.031 (2.31)	0.039 (2.20)
y_{t-1}	0.66 (8.38)	
y_{t-3}	-0.372 (-4.78)	
R^2 ajustado	0.52	0.04
F	31.3	4.8
Q (Ljung-Box)	28.1	71.5
Prob. (Q)	0.14	0.0
¿Heteroscedasticidad?	Si	Si

Table 4.1: Resultados de regresión del ciclo (y) contra el exceso de demanda; 1906-92; test de heteroscedasticidad de White

de la economía colombiana.

Entre los factores que han debido incidir sobre los ciclos colombianos a la luz del modelo anterior, pero que no son capturados por la variable “exceso neto de demanda” por su forma de construcción, habría que incluir los errores de expectativas.

En todo caso, los ejercicios de regresión (mediante mínimos cuadrados ordinarios) muestran que para el siglo XX y sobretodo para su primera mitad la variable de exceso neto de demanda ha sido una “causa” importante del ciclo²⁴.

Los cuadros 4.1 y 4.2 permiten mostrar varias cosas: a) el coeficiente de la variable de exceso de demanda muestra que esta tuvo “influencia” positiva sobre el ciclo y significativa en la primera mitad del siglo; b) para la primera mitad del siglo

²⁴El sentido del término “causa” en este contexto es limitado; de una parte, más bien se puede decir, en rigor, que tanto el exceso de demanda como el ciclo tienen causas comunes; de otra parte, las pruebas de causalidad de Granger entre ambas variables (ciclo y exceso de demanda) no arrojaron resultados concluyentes.

	42 observaciones: 1908-49	44 observaciones: 1906-1949
Constante	-0.0003 (-0.11)	-0.0003 (-0.08)
Exceso neto de demanda	0.07 (3.09)	0.09 (3.21)
y_{t-1}	0.58 (5.27)	
y_{t-3}	-0.40 (-3.87)	
R^2 ajustado	0.58	0.18
F	20.2	10.3
Q (Ljung-Box)	7.03	33.9
Prob. (Q)	0.797	0.0
¿Heteroscedasticidad?	Si	No

Table 4.2: Resultados de regresiones del ciclo contra el exceso de demanda; 1906-1949

	43 observaciones: 1950-92	43 observaciones: 1950-92
Constante	-0.001 (-0.57)	-0.001 (-0.50)
Exceso neto de demanda	-0.0004 (-0.002)	-0.009 (-0.47)
y_{t-1}	0.67 (5.83)	
y_{t-3}	-0.32 (-2.68)	
R^2 ajustado	0.44	
F	12.15	
Q (Ljung-Box)	14.5	
Prob. (Q)	0.21	
¿Heteroscedasticidad?	No	Si

Table 4.3: Resultados de regresiones del ciclo contra el exceso de demanda, 1950-92

su coeficiente no cambia sustancialmente ante la inclusión de variables explicativas adicionales; c) la inclusión de la variable dependiente de años anteriores (uno y tres) mejora apreciablemente los resultados de las regresiones²⁵.

Con todo, hay que agregar que el modelo no demuestra ser estable cuando se lo somete a una prueba convencional de estabilidad (*CUSUM de cuadrados*), bien sea para el siglo o para su primera mitad (aunque sí para el período 1925-49 como se mencionará más adelante).

El gráfico 4.4 muestra los comportamientos observado y estimado por el modelo para todo el siglo e incluyendo como variables explicativas adicionales la variable dependiente de uno y tres años previos.

La influencia rezagada de la propia variable dependiente, influencia positiva con un rezago de un año y negativa con uno de 3 años, apoya la conjetura según la cual los ciclos han tenido una duración media de cuatro años y usualmente incorporan fuerzas que llevan a su reforzamiento en los primeros momentos, se agotan al cabo del segundo año y dan paso a fuerzas debilitantes a partir del tercer año posterior a un evento típico que origina un auge o una depresión.

²⁵Esta inclusión es, obviamente, *ad hoc*, pero en todas las regresiones los coeficientes de los rezagos de orden 1 y 3 se mostraron robustos y significativos, no así los rezagos de orden 2, 4 o mayores.

Modelo del ciclo con base en exceso de demanda
y rezagos del ciclo
(1905-1997)

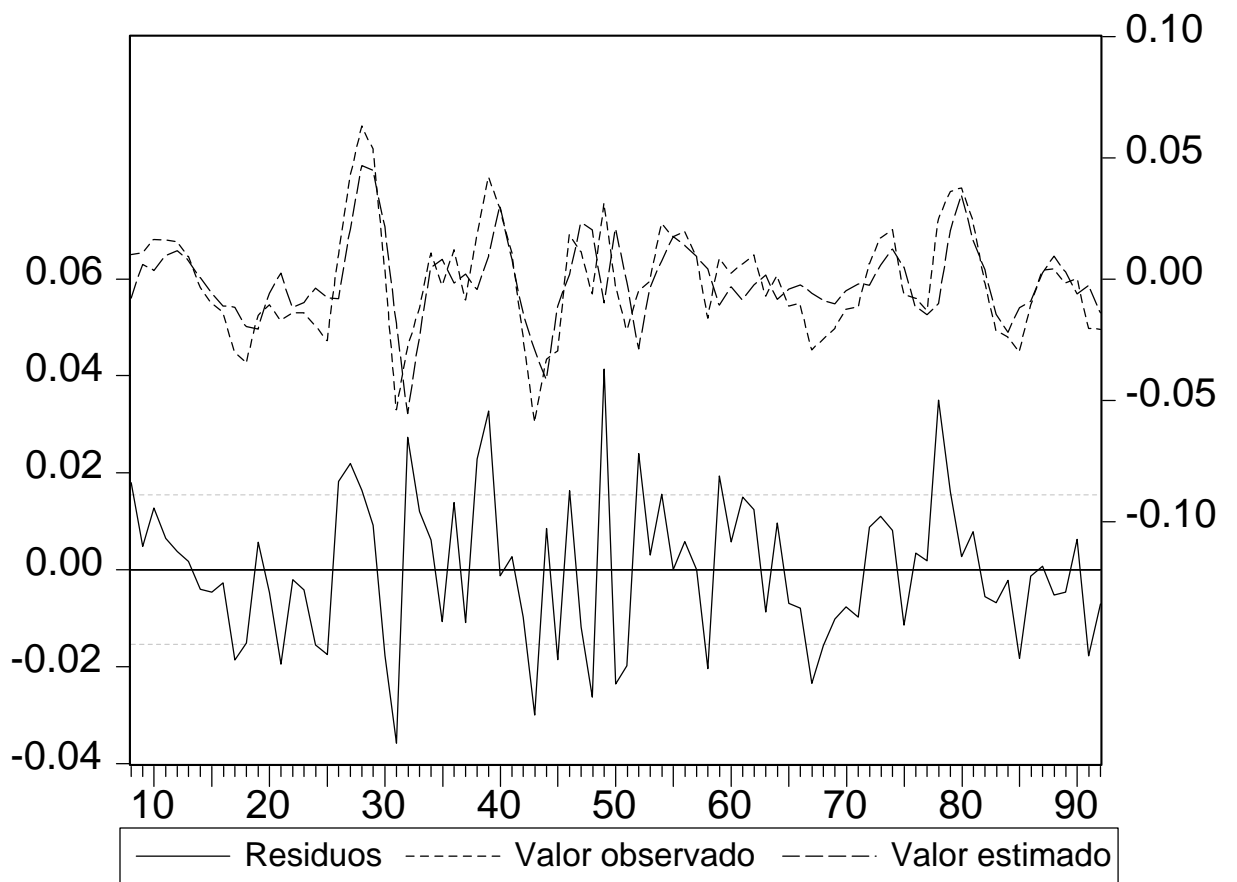


Figure 4.4:

5. Un modelo para 1950-1997

Pero, como lo muestra el cuadro 4.3, la variable “exceso neto de demanda” construída con base en la ecuación 3.9a pierde significancia en la explicación de los ciclos de la segunda mitad del siglo. Cuatro posibles razones de esta pérdida, entre otras, podrían ser las siguientes: a) aumentó la importancia de los errores de expectativas de precios o de tasa de cambio real en la segunda mitad del siglo, algo que por hipótesis se excluye para deducir la ecuación 3.9a; b) pudo haberse reducido el grado de movilidad de capitales, perdiendo así vigencia la ecuación 3.6; c) un horizonte de formación de las expectativas de 5 años futuros obliga a sacrificar datos importantes para los resultados econométricos, y d) las fuentes originales y los métodos de estimación de los datos del PIB real anteriores a 1950 son diferentes a los correspondientes a años posteriores²⁶

A fin de probar las hipótesis b) y c) se estimó la variable de exceso neto de demanda, según la ecuación 3.9a, con la tasa real interna de interés (suponiendo que fuese exógena frente al ciclo económico); la nueva estimación del exceso de demanda tampoco produjo un resultado satisfactorio. Además, se reestimó la variable de exceso de demanda tanto con la tasa externa de interés como con la interna con un horizonte de solo un año futuro; de nuevo, los coeficientes de la

²⁶Véase el documento GRECO (1999) ya citado.

variable no resultaron significativos.

En vista de lo anterior se revisó el modelo de la sección 3 en varios sentidos. En primer lugar se simplificó la curva de oferta agregada suponiendo que el único posible error de expectativas es el de precios o de inflación; en segundo lugar se supuso que el error de expectativas de precios o de inflación depende parcialmente del componente transitorio del crecimiento monetario, ya que éste es probablemente el más difícil de predecir²⁷, y en tercer lugar se supuso que el crecimiento monetario transitorio sigue, en parte, un proceso autorregresivo pero que también depende, con rezagos, de la propia evolución del ciclo económico, del gasto público transitorio y, en vista de la inflexibilidad de la tasa de cambio que se ha observado desde 1950, del componente transitorio de los términos de intercambio.

El modelo supone, por lo tanto, que los incrementos inesperados de la cantidad de dinero son frecuentes y dan origen a alteraciones del producto con respecto a su nivel permanente. El modelo estimado es este:

$$y_t = a_0 + a_1(p_t - E_{t-1}p_t) + a_2s_t + u_{1t}; \quad a_1, a_2 > 0 \quad (5.1)$$

$$p_t - E_{t-1}p_t = p_t - p_{t-1} - E_{t-1}p_t + p_{t-1} = \pi_t - E_{t-1}\pi_t \quad (5.2)$$

$$\pi_t - E_{t-1}\pi_t = b_0 + b_1\eta_t + u_{2t}; \quad 1 > b_1 \geq 0 \quad (5.3)$$

²⁷Es obvio que este supuesto excluye el de la neutralidad monetaria en el corto plazo.

$$\eta_t = c_0 + \varphi L\eta_t + \omega Ly_t + \chi g_t + c_1 ti_t + u_{3t}; \quad c_1 > 0 \quad (5.4)$$

Siendo:

π_t : tasa de inflación;

s_t : *shock* de oferta (positivo o negativo); este *shock* es diferente al que solo se podría capturar a través de la variación transitoria de los términos de intercambio; más adelante se aclara la razón para distinguirlo del componente u_{1t} ; también debe aclararse que se supone que s_t es independiente de las otras variables explicativas y de las perturbaciones u_{it} .

η_t : crecimiento monetario inesperado (medido por el componente transitorio de la tasa de crecimiento de la base monetaria);

φL : polinomio en el operador de rezagos L con φ igual a:

$$\varphi = \varphi_0 L^0 + \varphi_1 L^1 + \varphi_2 L^2 + \dots \leq 1$$

ω, χ : polinomios en el operador de rezagos L similares al anterior²⁸.

g_t : componente transitorio del gasto público real (consumo de las administraciones e inversión);

ti_t : nivel inesperado de los términos de intercambio (medido por el compo-

²⁸ Como es sabido, el operador L realiza la operación: $L^0 x_t = x_t$; $Lx_t = x_{t-1}$; $L^2 x_t = x_{t-2}$; ...

nente transitorio de su índice);

u_{it} : perturbaciones (supuestamente “ruido blanco”, es decir, componentes aleatorios de media cero, no autocorrelacionados ni correlacionados entre sí).

El modelo incluye la curva de oferta agregada del tipo Lucas (ecuación 5.1), una igualdad que muestra la equivalencia entre el error de expectativas del nivel de precios y el error de expectativas de inflación (ecuación 5.2), una implicación de la ecuación cuantitativa del dinero para el caso en el cual el aumento monetario es imprevisto así que no se transmite plenamente al nivel de precios (ecuación 5.3) y una hipótesis sobre el proceso de determinación del componente inesperado o transitorio de la cantidad de dinero con base en el comportamiento de éste en períodos pasados, del producto transitorio en períodos pasados, del gasto público transitorio contemporáneo y de períodos anteriores y del componente transitorio de los términos de intercambio (ecuación 5.4)²⁹. La ecuación 5.4 puede entenderse como una función de reacción de las autoridades monetarias.

El componente transitorio de los términos de intercambio se incorpora en la medida en que la vigencia de regímenes de tasa de cambio fija o casi fija conduce a que los cambios en los precios internacionales de bienes exportados o importados tiendan a transmitirse, al menos parcialmente, a la base monetaria.

²⁹ Uno de los primeros ejercicios macroeconómicos basados en modelos de este tipo para el caso de dos países latinoamericanos (Argentina y Brasil) fue el de Fernández (1975).

Como puede deducirse de lo anterior, estamos considerando que para los propósitos de entender la dinámica cíclica del producto es superfluo especificar una función de demanda agregada; esta sería útil solo para explicar la división del producto entre consumo e inversión; en otras palabras, se está utilizando un modelo que determina el producto (incluso el producto cíclico) en primera instancia por el lado de la oferta, y la influencia eventual del crecimiento monetario sobre el producto depende de que éste incluya un componente inesperado que pueda tener, a su vez, alguna influencia sobre el componente imprevisto de la inflación.

El reemplazamiento de 5.4, 5.3 y 5.2 en 5.1 genera la siguiente forma reducida del modelo:

$$\begin{aligned}
 y_t = & (a_0 + a_1 b_0 + a_1 b_1 c_0) + a_1 b_1 \varphi L \eta_t \\
 & + a_1 b_1 \omega L y_t + a_1 b_1 \chi g_t + a_1 b_1 c_1 t i_t + a_2 s_t + v_t
 \end{aligned} \tag{5.5}$$

Siendo $v_t = u_{1t} + a_1 u_{2t} + a_1 b_1 u_{3t}$, así que conserva las propiedades de componente aleatorio de media cero y no autocorrelacionado.

¿Qué pertinencia puede tener este modelo? Bastaría que el componente transitorio de la inflación tuviese un movimiento contracíclico para abandonarlo³⁰.

³⁰Los modelos que explican el ciclo económico a partir de *shocks* de productividad (y en los cuales el dinero es endógeno) generan un comportamiento contracíclico del nivel de precios (Freeman y Kydland 1998), un rasgo que han exhibido las economías de Estados Unidos, Japón, Alemania, Reino Unido, Dinamarca, Bélgica y Holanda con posterioridad a la segunda guerra

	y_t	πt_t	η_t	η_{t-1}	pt_t
y_t	1	0.183	0.003	0.144	-0.124
πt_t	0.183	1	0.112	0.226	0.415
η_t	0.003	0.112	1	0.217	0.156
η_{t-1}	0.1447	0.2267	0.217	1	0.332
pt_t	-0.124	0.415	0.156	0.332	1

Table 5.1: Correlaciones entre el ciclo y variables asociadas; 1950-97

Lo primero, entonces, es observar que entre 1950 y 1997 se registran, en promedio, correlaciones positivas entre el ciclo (y_t), el componente transitorio de la inflación (πt_t), que estamos asociando al componente inesperado de esta: $\pi_t - E_{t-1}\pi_t$ y el componente transitorio del crecimiento de la base monetaria, cuando este último es adelantado un período (η_{t-1}); el componente transitorio del nivel de precios (IPC, pt_t) muestra, en cambio, una correlación negativa con el producto transitorio aunque positiva con las demás variables. El cuadro 5.1 muestra los coeficientes de correlación y los gráficos 5.1, 5.2 y 5.3 muestran el ciclo con el componente transitorio de la inflación y con el componente transitorio del crecimiento de la base monetaria del año inmediatamente anterior, y los componentes transitorios de la inflación y del crecimiento de la base monetaria del año anterior.

Puesto que la pendiente de la curva de oferta (a_1) puede variar en función

mundial (Van Els 1995, y Arango y Castillo 1999). En Colombia (desde 1950) se registra este comportamiento pero un comportamiento procíclico de la inflación observada (Arango y Castillo 1999, Anexo 4).

Ciclo y componente transitorio de la inflación (IPC)
1950-97

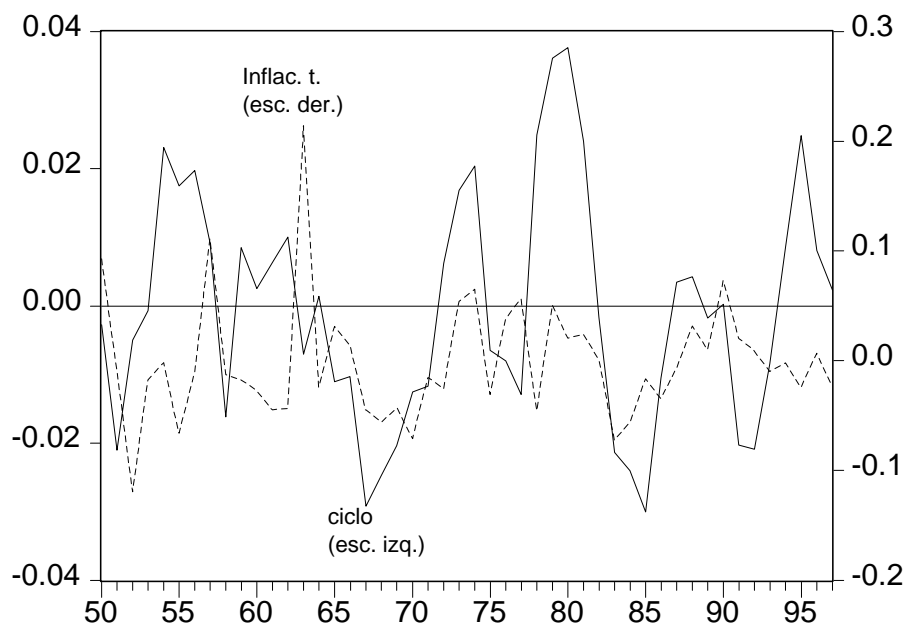


Figure 5.1:

Ciclo y componente transitorio del crecimiento
de la base monetaria del año anterior
1950-1997

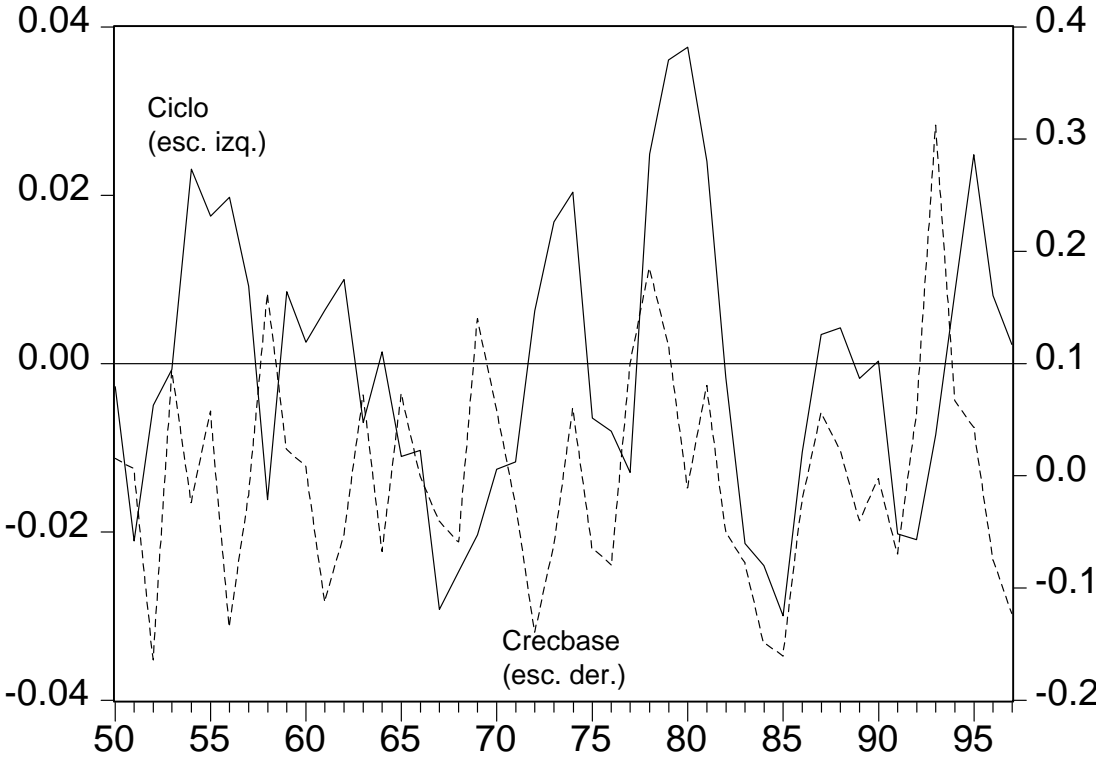


Figure 5.2:

Componentes transitorios de la inflación (IPC)
y del crecimiento de la base monetaria del año anterior
1950-1997

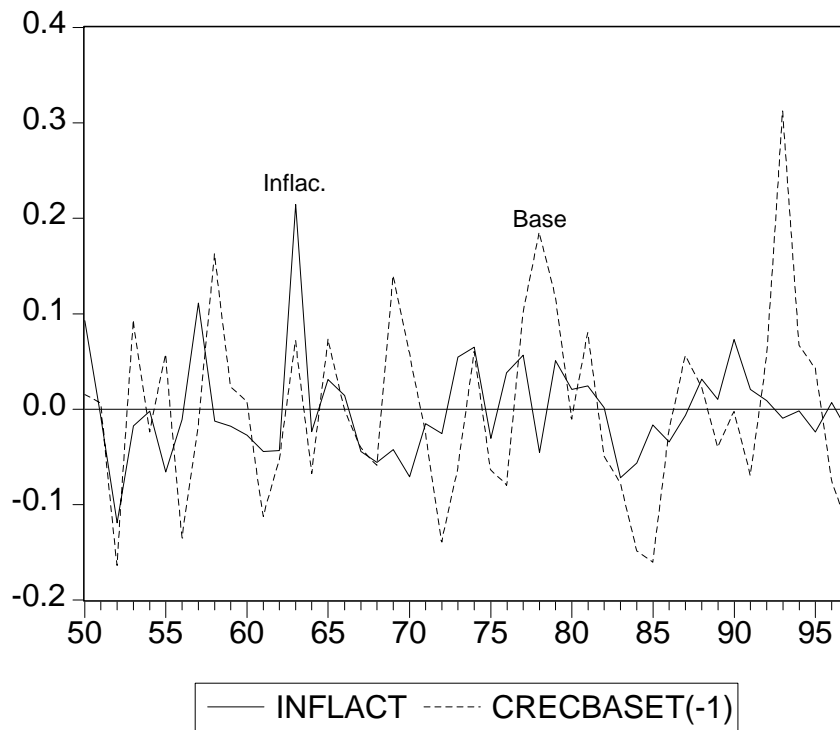


Figure 5.3:

de la dispersión de los precios individuales frente al nivel general de precios (de acuerdo con las racionalizaciones de la curva de oferta basadas en la teoría de optimización microeconómica) es de esperar que las alteraciones de la inflación (o las previsiones sobre su variación) induzcan cambios de dicha pendiente³¹. Además, el mejor conocimiento del proceso determinante de la oferta monetaria por los agentes privados podría alterar los coeficientes φ_i y ω_i . Por tanto, este modelo está sujeto a la “crítica de Lucas”: los coeficientes estimables no son los parámetros “profundos” de la estructura económica básica (parámetros de preferencias y de producción) y podrían cambiar por muchas razones, entre ellas por cambios de la inflación o del entendimiento de los agentes privados sobre la política monetaria.

Con todo, la manera de deducir el grado de pertinencia de la crítica de Lucas será el examen de los resultados de la estimación econométrica de la ecuación 5.5.

Pero antes de ver resultados debe mencionarse la manera utilizada para medir el *shock* de oferta s_t .

En primer lugar se supuso que en aquellos años en los cuales el componente transitorio del producto (y) fue positivo y el componente transitorio del nivel de precios (pt) fue negativo o, al contrario, y negativo y pt positivo, se presentó un *shock* de oferta significativo, positivo en el primer caso y negativo en el segundo.

³¹Lucas (1973).

Este es un supuesto excesivamente fuerte porque hubo años, entre 1950 y 1966, en los cuales se observaron devaluaciones oficiales intensas e instantáneas (formas de manifestarse las crisis cambiarias recurrentes bajo el régimen de tasa de cambio nominal fija frente al dólar) que aumentaron el nivel transitorio de precios y redujeron el producto transitorio, pero cuya causa no era un *shock* de oferta sino desórdenes fiscales y monetarios previos que impedían tener una inflación doméstica igual a la de Estados Unidos, ocasionando, así, revaluaciones reales insostenibles que conducían a las crisis³².

Con todo, pareció mejor correr el riesgo de exagerar la importancia de los *shocks* de oferta, así medidos, que correr el riesgo de quitarles su importancia³³.

Bajo el mencionado supuesto se consideró que la variable *proxy* del *shock* de oferta es una variable dicótoma, así:

$$s_t = \begin{cases} 1 & \text{si } y_t > 0, pt_t < 0 \text{ ó si } y_t < 0, pt_t > 0; \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

El cuadro 5.2 reporta los resultados de tres estimaciones de la ecuación 5.5

³²Díaz-Alejandro (1976, cap. 7).

³³De todas maneras se construyeron indicadores alternativos de ocurrencia *shocks* de oferta mediante el señalamiento de los años en los cuales: a) el producto transitorio (y) y el componente transitorio de la inflación tienen signos contrarios; b) y y la diferencia entre los componentes transitorios de la inflación y la devaluación tienen signos contrarios; c) y y el aumento del componente transitorio de la inflación tienen signos contrarios; d) el aumento de y y el aumento de la diferencia entre los componentes transitorios de la inflación y la devaluación tienen signos contrarios. Los resultados econométricos fueron prácticamente iguales a los que se obtuvieron con el indicador s_t .

Constante	0.001 (0.349)	0.001 (0.379)	-0.001 (-0.624)
η_{t-1}	0.014 (0.706)		
η_{t-2}	0.032 (1.531)	0.0359 (1.863)	0.039 (2.041)
η_{t-3}	0.012 (0.591)		
y_{t-1}	0.600 (4.376)	0.621 (5.973)	0.602 (5.897)
y_{t-2}	0.002 (0.012)		
y_{t-3}	-0.275 (-2.039)	-0.282 (-2.634)	-0.269 (-2.532)
ti_t	0.025 (1.792)	0.024 (1.787)	0.024 (1.790)
s_t	-0.003 (-0.924)	-0.003 (-0.978)	
R^2 ajustado	0.489	0.515	0.516
F	6.62	11.01	13.53
Q (Ljung-Box)	8.99	9.76	9.51
Prob. (Q)	0.704	0.64	0.66
¿Heteroscedasticidad?	No	No	No

Table 5.2: resultados de regresión de la ecuación 5.5; 48 observaciones: 1950-97.

(por mínimos cuadrados ordinarios): una con todas las variables, excepto la de gasto público, hasta el rezago de orden 3 (recuérdese que la frecuencia de los datos es anual); otra que resulta de eliminar las variables no significativas de la primera estimación, excepto la variable s_t ; y una última sin esta variable en vista de que bajo la estimación anterior también careció de significancia. De la comparación entre estas estimaciones se deduce que los coeficientes significativos tienen alguna robustez.

El cuadro 5.3 presenta los resultados de regresiones similares pero incluyendo también la variable de gasto público (el componente transitorio del gasto público real en consumo e inversión), de la cual se dispone de cifras oficiales definitivas solo

	43 observaciones: 1951-93	44 observaciones: 1951-94	44 observaciones: 1951-94
Constante	0.002 (0.79)	0.001 (0.520)	-0.0007 (-0.422)
η_{t-1}	0.013 (0.62)		
η_{t-2}	0.0522 (2.23)	0.039 (2.198)	0.043 (2.373)
η_{t-3}	0.002 (0.06)		
y_{t-1}	0.749 (4.32)	0.631 (6.009)	0.621 (5.931)
y_{t-2}	-0.215 (-1.16)		
y_{t-3}	-0.170 (-1.22)	-0.253 (-2.481)	-0.242 (-2.381)
ti_t	0.029 (2.03)	0.025 (1.960)	0.0263 (2.011)
g_t	-0.030 (-1.29)		
g_{t-1}	0.071 (2.68)	0.0385 (2.189)	0.0369 (2.101)
g_{t-2}	-0.022 (-0.73)		
g_{t-3}	0.010 (0.42)		
s_t	-0.004 (-1.11)	-0.004 (-1.045)	
R^2 ajustado	0.58	0.592	0.591
F	5.86	11.39	13.42
Q (Ljung-Box)	5.56	7.09	7.49
Prob. (Q)	0.901	0.79	0.76
¿Heteroscedasticidad?	No	No	No

Table 5.3: Resultados de regresiones de la ecuación 5.5 que incluyen la variable de gasto público

hasta 1993³⁴. De nuevo, se puede resaltar la robustez relativa de los coeficientes que resultaron significativos.

De la comparación entre las regresiones que solo incluyen variables con coeficientes significativos, una con gasto público y otra sin esta variable, se pueden mencionar, por ahora, 4 conclusiones: a) la estructura de rezagos de ambas regresiones para sus variables comunes es idéntica; b) la inclusión del gasto público

³⁴Cuando se hicieron estos ejercicios se disponía de cifras de gasto público (en consumo e inversión) solo hasta 1993.

transitorio y el consecuente cambio del período muestral elevan la magnitud del coeficiente del componente transitorio de la tasa de crecimiento de la base monetaria; c) el coeficiente del componente transitorio de los términos de intercambio es igual sea que se incluya ó no la variable de gasto público y d) nuestro indicador de *shock* de oferta carece de significancia.

Antes de continuar conviene realizar una digresión sobre trabajos econométricos referidos a fluctuaciones de la tasa de crecimiento del PIB colombiano en la segunda mitad del siglo cuyos resultados, en general, parecen contradecir lo reportado aquí.

Con un VAR estructural³⁵ diseñado para interpretar los ciclos económicos colombianos ocurridos entre 1950 y 1990 (también con series de frecuencia anual) Urrutia y Suescún (1994) encontraron que un *shock* específico (denominado ω_4) denominado por ellos como *shock* de oferta fue la principal causa de fluctuaciones (mucho mayor que la correspondiente a los *shocks* del precio externo del café, del salario real, de la tasa de cambio real y de demanda)³⁶.

³⁵ Vectores autorregresivos (modelo de determinación simultánea de un conjunto de variables con base en los valores pasados de todas ellas) pero con restricciones derivadas de teoría económica (véase el cap. 5 de Enders 1995).

³⁶ Pero vale la pena aclarar que el denominado “choque de oferta ω_4 ” fue identificado por ellos (p. 235, ecuación 5.4) como el componente contemporáneo no explicado (o la innovación) en la siguiente ecuación estructural: (log del) precio del bien no transable = x (log del) costo laboral + ω_4 (siendo x un coeficiente); es decir, ω_4 es un indicador del cambio del *mark-up* en tal sector. Pero si la curva de oferta del sector tiene pendiente positiva es factible que un aumento de la demanda por el bien no transable aumente la relación entre el precio y el costo laboral, es decir, el *mark-up*; y en tal caso no nos estaríamos refiriendo a un *shock* de oferta.

Posteriormente Suescún (1997) encontró (pero ya no con econometría sino con un modelo de

Reinhart y Reinhart (1991), también basados en un VAR con dos conjuntos alternativos de restricciones estructurales (uno que intenta asimilarse a un mini-modelo de ciclo económico real, y otro a uno neo-keynesiano), con series anuales de Colombia (1960-87) pero con varias variables diferentes a las usadas por Urrutia y Suescún, no encontraron evidencia favorable a la hipótesis de que los ciclos son explicados principalmente por *shocks* de oferta; en cambio encontraron evidencia de que los *shocks* monetarios tienen alguna influencia transitoria en el producto³⁷.

Quienes han interpretado el comportamiento del crecimiento del PIB colombiano trimestral con la metodología VAR estructural asociada a Blanchard y Quah (1989) (Restrepo 1997, Misas y López 1998, Arango 1998) también han encontrado que la principal causa de variaciones de la tasa de crecimiento del producto es el *shock* supuestamente identificado como de oferta; sin embargo, la construcción de una medida de “ciclo” basada en la diferencia entre el PIB observado y el potencial (construido éste con la mencionada metodología de Blanchard y Quah) probablemente los llevaría a una conclusión similar a la nuestra: que el ciclo, así medido, no depende, en lo principal, de factores de oferta³⁸.

calibración del ciclo económico real) que los shocks de oferta fueron una causa de ciclo más importante que la fluctuación de los términos de intercambio en Colombia entre 1950 y 1990.

³⁷También con un VAR con dos conjuntos de restricciones estructurales (siguiendo la metodología de Sims (1986) y de Bernanke (1986)), uno de tipo clásico y otro de tipo keynesiano, y con cifras de frecuencia anual para el caso colombiano de 1954-93, Gaviria y Posada (1994) mostraron que el principal origen de las fluctuaciones del PIB sería un *shock* presumiblemente de oferta si se supone el conjunto de restricciones clásico, o un *shock* de inflación si se supone un conjunto keynesiano.

³⁸Una interpretación del ciclo mexicano (medido por el *gap* entre el PIB observado y el PIB

Finalmente, Gaviria y Uribe (1993) también estudiaron las fluctuaciones del PIB trimestral (entre 1976 y 1992) con un VAR estructural siguiendo el método de Shapiro y Watson (1988), similar al de Blanchard y Quah; según sus resultados los *shocks* “tecnológicos” y de oferta laboral son las fuentes principales de fluctuación pero también encontraron que las variaciones del precio externo real del café fueron un factor importante de fluctuación³⁹.

De acuerdo con nuestros resultados cabe decir lo siguiente: a) se pudieron identificar tres factores causales del ciclo económico entre 1950 y 1997: la fluctuación del componente transitorio de los términos de intercambio, la variación imprevista (transitoria) del crecimiento de la base monetaria y la variación transitoria del gasto público real; b) en la generación de los ciclos es mayor la importancia de las fluctuaciones del componente transitorio de los términos de intercambio que la de las otras dos variables, mientras que las variaciones de los componentes permanentes del crecimiento de la base monetaria y del gasto público tienen la misma importancia, si se juzga la importancia al ponderar los coeficientes estimados por las medianas de las variables explicativas o por la diferencia entre sus

potencial construido con la metodología ya mencionada de Blanchard y Quah) con base exclusivamente en los cambios de política monetaria y fiscal, que inducen períodos de exceso de demanda o exceso de oferta agregada, se encuentra en DeSerres et al. (1995).

³⁹ Además, se declararon escépticos sobre la posibilidad de identificar los llamados *shocks* de oferta (los supuestamente “tecnológicos” y los de oferta laboral) con verdaderos *shocks* de oferta, en vista de que, por construcción, resulta factible que factores de demanda no identificados estén en el origen de los *shocks* de oferta.

valores máximos y mínimos y por las desviaciones estándar de estas variables entre 1951 y 1994 presentados en el cuadro 5.4⁴⁰; c) el producto transitorio de un determinado año tiene una influencia positiva sobre el producto del año siguiente (el auge o la recesión se refuerzan inicialmente) y negativa sobre el producto tres años después (así que el ciclo se ha agotado, en promedio, al cuarto año); d) las regresiones son estables (con o sin gasto público) así como lo son los coeficientes de sus variables significativas (según las pruebas de estimación recursiva (*test* “*Cusum*” de cuadrados y de “*coeficientes recursivos*”), lo cual permite suponer que la crítica de Lucas es de poca importancia en este caso específico⁴¹.

Los gráficos 5.4 a 5.9 muestran los valores del ciclo (y_t) observados y estimados por el modelo sin gasto público (1950-97) y con gasto público (1950-94), los resultados de las pruebas de estabilidad y los valores observados del ciclo y de dos

⁴⁰Con su modelo de calibración para un país típico en desarrollo Mendoza (1995) reprodujo una alta variabilidad del PIB derivada de *shocks* de términos de intercambio: “Simulations also show that terms-of-trade disturbances account for around 1/2 of the observed variability of GDP ...” (p. 135). Sin embargo, Hoffmaister y Roldós (1997), con base en un VAR estructural, encontraron que los *shocks* de oferta son la principal causa del ciclo en los países latinoamericanos entre 1973 y 1993, y mucho mayor que la asignable a los de demanda o a los de términos de intercambio; no obstante también encontraron que los *shocks* nominales y de términos de intercambio han sido relativamente más importantes en América Latina que en Asia en esos 20 años; finalmente, según ellos, los *shocks* fiscales han sido más importantes que los nominales en la generación de las fluctuaciones del PIB en América Latina. De otra parte, Sims y Zha (1998) encontraron, para el caso de Estados Unidos posterior a la segunda guerra mundial (y también con VAR estructural), que los efectos reales de políticas monetarias imprevistas han sido relativamente secundarios. Para el caso colombiano (1969-1991) Gómez encontró que su *proxy* del componente no anticipado del crecimiento de los medios de pago tenía una influencia despreciable en la tasa de crecimiento del PIB real total (aunque habría que ver cual ha sido la influencia de dicha *proxy* en el comportamiento del componente transitorio del crecimiento del PIB per cápita o de nuestra medida de ciclo).

⁴¹En cambio, la estimación de la ecuación 5.5 para todo el siglo no produjo resultados estables de acuerdo con la prueba *CUSUM de cuadrados*.

44 observaciones: 1951-94	y_t	η_{t-2}	ti	g_{t-1}
Mediana	-0.001705	-0.006568	-0.025125	-0.002585
Máximo	0.037618	0.312194	0.442682	0.259048
Mínimo	-0.030022	-0.164045	-0.222899	-0.137816
Desviación estándar	0.017147	0.098174	0.129804	0.098081

Table 5.4: Algunas estadísticas básicas de las series del modelo de regresión

de las variables determinantes capturadas por el modelo; el gráfico que muestra el ciclo y la fluctuación del componente transitorio de los términos de intercambio se presentó en la sección 2 (gráfico 2.5)⁴².

El conjunto de las ecuaciones 5.4 y 5.5 define un modelo *VAR* con 3 variables exógenas no determinísticas (el *shock* de oferta y los componente transitorios de los términos de intercambio y del gasto público). Los resultados de la estimación simultánea de las ecuaciones 5.4 o 5.5 con un mismo orden de los rezagos tanto para la variable ciclo (y_t) como para el incremento transitorio de la base monetaria (η_t) son los resultados de la estimación del *VAR* cuando se lo estima incluyendo las variables exógenas. Estos resultados se presentan en el cuadro 5.5 con un orden de rezago 3 (sin las variables exógenas cuyos coeficientes resultaron no significativos), pues la estimación de la ecuación 5.5 por mínimos cuadrados ordinarios mostró que era necesario contar con un rezago de orden 3 para el ciclo⁴³.

Gracias a la estimación de este *VAR* podemos verificar si las innovaciones

⁴²Las pruebas de estabilidad (la conjunta de la regresión o *CUSUM de cuadrados* y la de cada coeficiente) son pruebas de estimación recursiva contenidas en el programa E-Views.

⁴³Los criterios de información de Akaike y Schwarz son casi iguales para ambas alternativas (orden 2 versus orden 3), pero desaconsejan los rezagos de orden 1 o 4.

Valores observados y estimados por el modelo
sin gasto público
(1950-97)

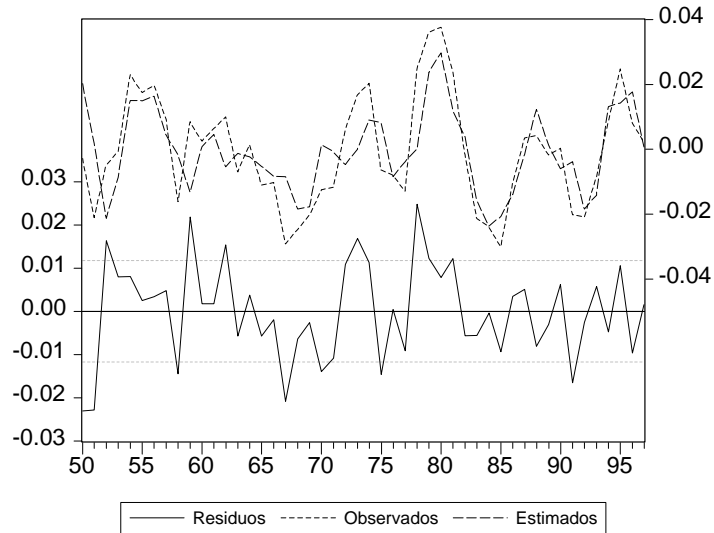


Figure 5.4:

	y_t	η_t
y_{t-1}	0.6998 (4.68)	-1.3575 (-1.06)
y_{t-2}	-0.1580 (-0.96)	0.4792 (0.34)
y_{t-3}	-0.1550 (-1.18)	0.275 (0.24)
η_{t-1}	0.011 (0.545)	0.211 (1.24)
η_{t-2}	0.0436 (2.28)	-0.0819 (-0.50)
η_{t-3}	-0.0011 (-0.049)	-0.0515 (-0.26)
Constante	-0.0007 (-0.41)	0.0008 (0.05)
t_i	0.0259 (1.93)	0.245 (2.13)
g_{t-1}	0.0393 (2.14)	-0.170 (-1.08)
Ruido blanco (Portmanteau ajustada)	29.66	Prob. (R. b.) 0.763
Normalidad multivariada	6.93	Prob. (N. m.) 0.14

Table 5.5: Principales resultados de una estimación VAR; 1951-94.

Prueba de estabilidad del modelo
sin gasto público
(1950-97)

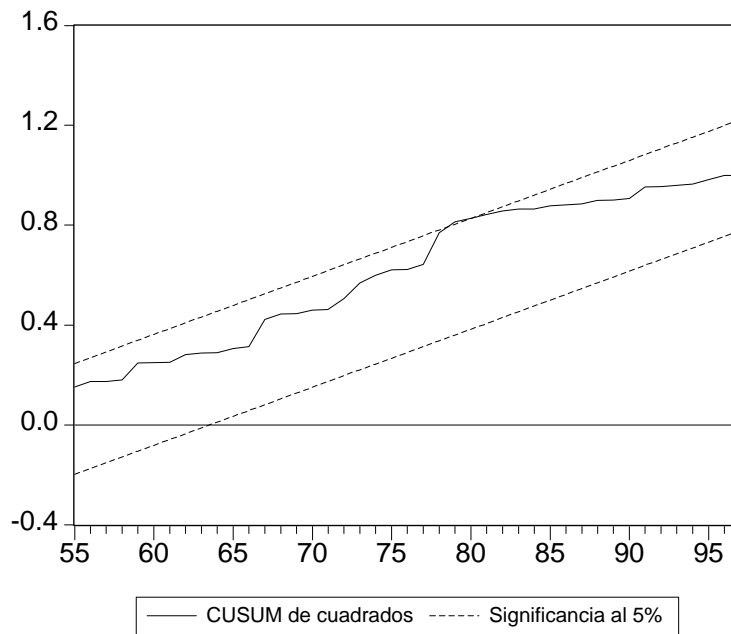


Figure 5.5:

Estabilidad de los coeficientes
(Modelo sin gasto público)

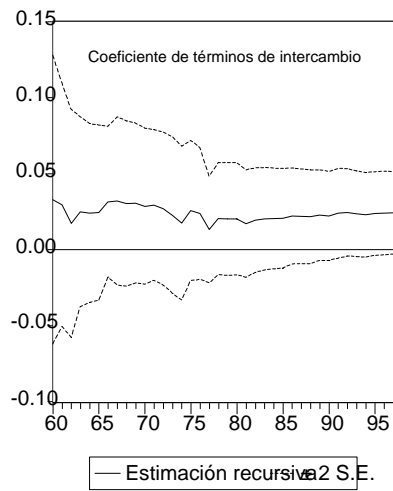
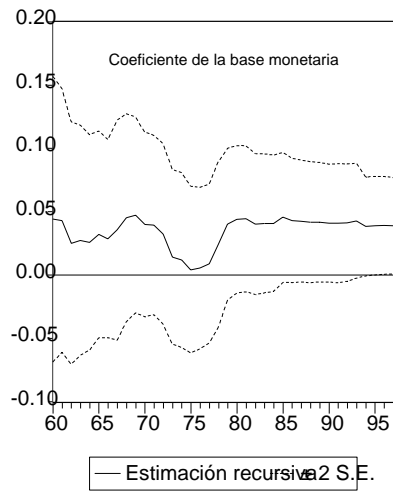


Figure 5.6:

Valores observados y estimados por el modelo
con gasto público
(1951-1994)

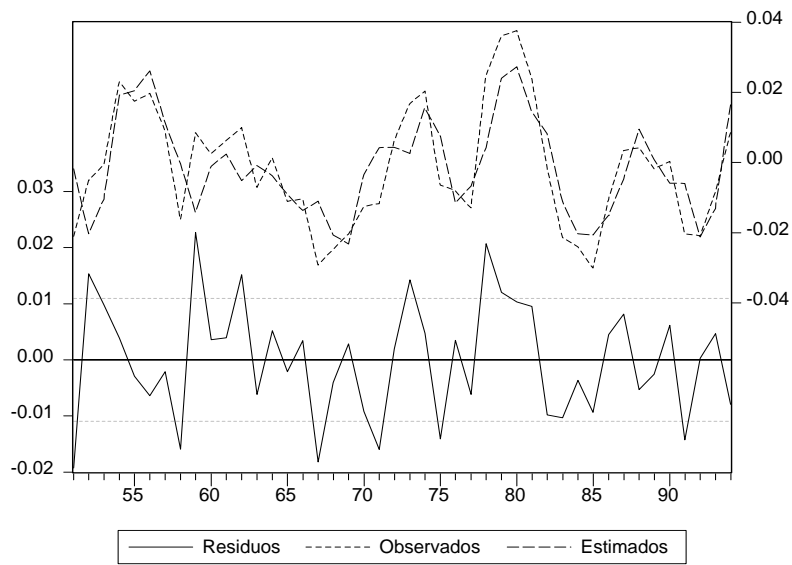


Figure 5.7:

Prueba de estabilidad del modelo
con gasto público
(1951-1994)

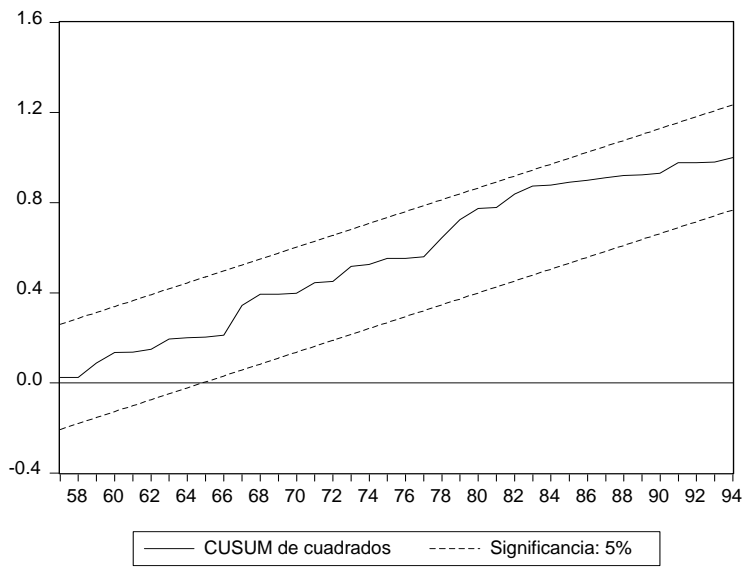


Figure 5.8:

Estabilidad de coeficientes
(Modelo con gasto público)

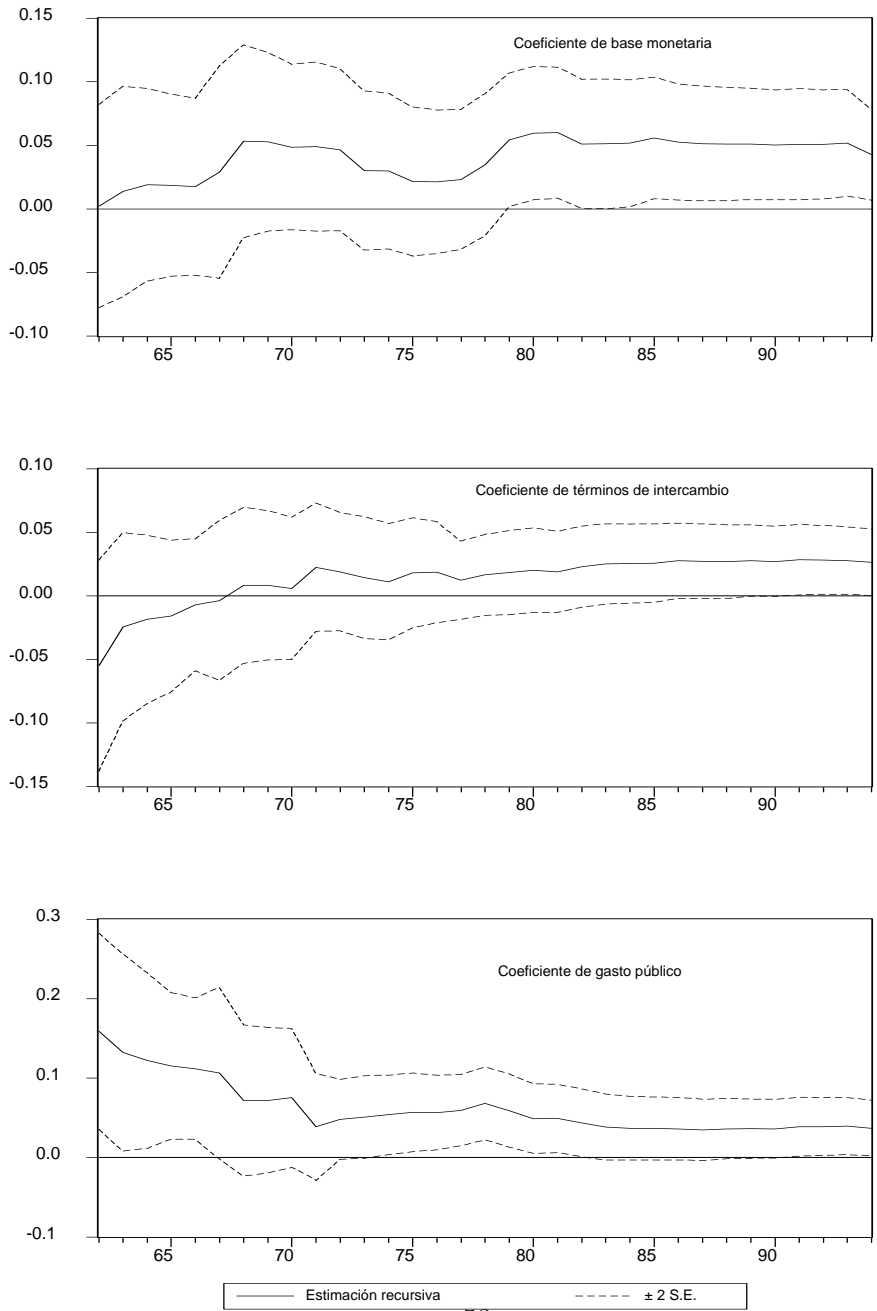


Figure 5.9:

del componente transitorio de la base monetaria causan ciclos de la actividad económica. Para ello utilizamos los gráficos de impulso-respuesta contruidos mediante el VAR.

Los gráficos 5.10 y 5.11 muestran las trayectorias del crecimiento monetario transitorio (η) y del ciclo o producto transitorio (y) ante una aceleración transitoria del crecimiento monetario equivalente a una desviación estándar (9.7% para 1950-97, un impacto grande ya que la tasa media anual de crecimiento de la base monetaria total entre 1950 y 1997 fue 22.6%); estas trayectorias se generan bajo los dos ordenamientos alternativos posibles de las variables requeridos para efectos de la generación de estos ejercicios de impulso-respuesta.

Los gráficos de impulso-respuesta permiten mostrar que las innovaciones en el crecimiento de la base monetaria (el componente del crecimiento de la base monetaria no explicado por las variables del VAR), si son intensas, serían capaces de generar ciclos de una intensidad apenas igual a la cuarta parte de la máxima ocurrida entre 1950 y 1997⁴⁴. Esto se aprecia si se comparan las magnitudes del pico y del valle más intensos de los ciclos mostrados por estos gráficos con dos observaciones: el pico máximo del producto transitorio entre 1950 y 1997 fue 3.8% (en 1980), en tanto que el mínimo valle fue -3% (en 1985).

⁴⁴Pero la respuesta del ciclo bajo el primer ordenamiento (gráfico 5.10) tiene un intervalo de confianza tam amplio que la hace incierta en los primeros momentos.

Respuestas a innovaciones del crecimiento monetario.
Intervalo de confianza: innovación ± 2 S.E.
Primer ordenamiento: ciclo, crecimiento monetario

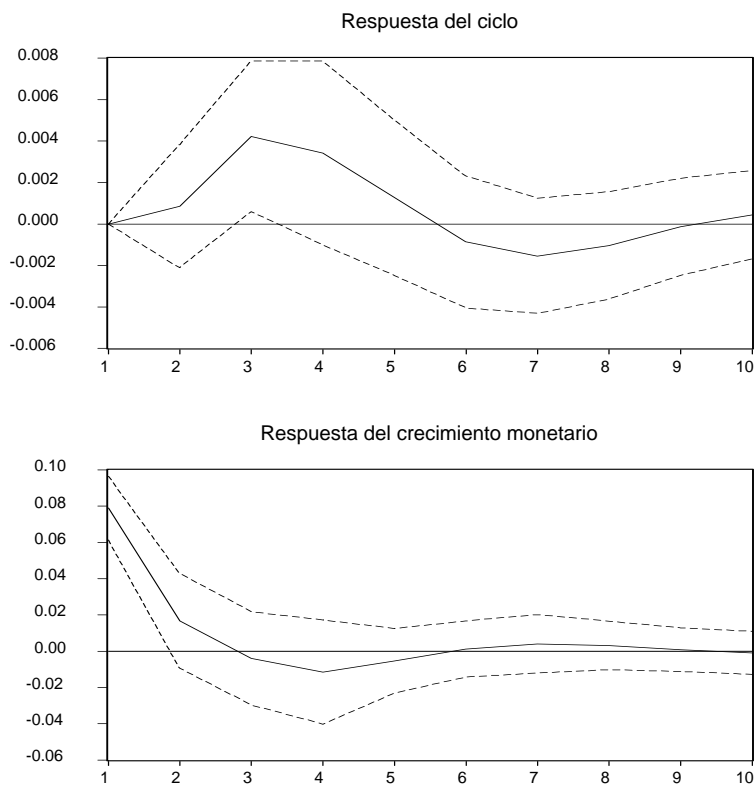


Figure 5.10:

Respuestas a innovaciones del crecimiento monetario.
Segundo ordenamiento: crecimiento monetario, ciclo.

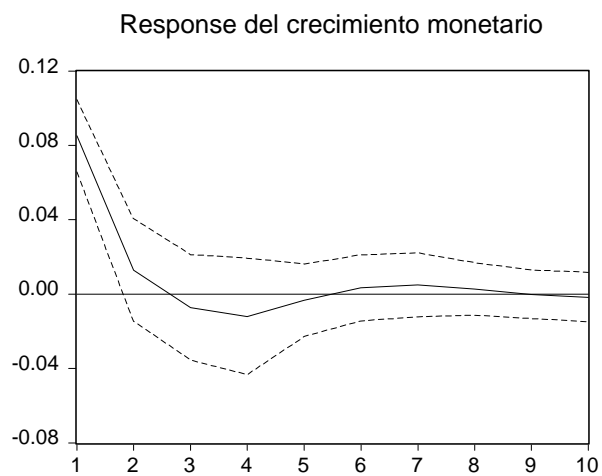
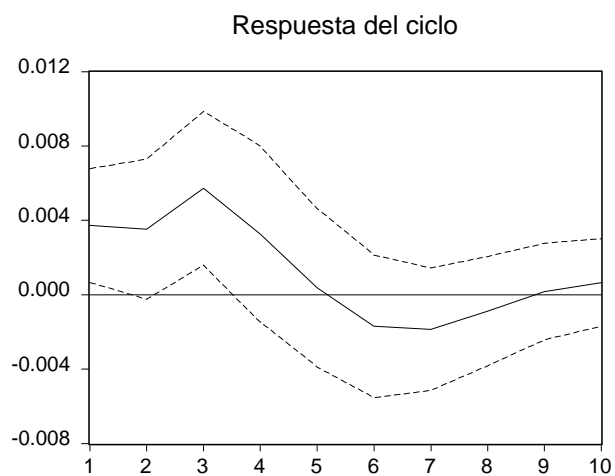


Figure 5.11:

Pero los ejercicios de impulso-respuesta no son exagerados aunque utilizan un impacto sustancial del crecimiento monetario; en efecto, un impacto de 9.7% es solo un 30% del pico máximo del crecimiento transitorio de la base monetaria, que fue 31.2% en 1992.

6. ¿Porqué dos modelos? Una revisión de la primera mitad del siglo

El modelo estimado para los ciclos de la segunda mitad del siglo XX, que llamaremos modelo II, surgió de la evidencia de que el modelo inicial, en adelante modelo I, si bien parecía adecuado para la primera mitad del siglo era inadecuado para su segunda mitad. Pero podría pensarse que el modelo II puede ser superior (tanto desde el punto de vista teórico como estadístico) al modelo I no solo para la segunda mitad sino también para la primera mitad del siglo; en tal caso el principio de parsimonia aconsejaría abandonar el modelo I y utilizar solo el II para todo el siglo y sus diferentes sub-períodos.

Poner a prueba ambos modelos para la primera mitad del siglo de manera rigurosa no es posible en vista de que carecemos de datos sobre gasto público real (en consumo e inversión) para el período 1905-1924. A pesar de esto se estimó el modelo II sin gasto público para 1905-49, y con gasto público para 1925-49⁴⁵.

⁴⁵Las cifras de gasto público real (cuentas nacionales) se prolongaron hacia 1925-1949 con

	41 observaciones	42 observaciones	22 observaciones
Período	1909-1949	1908-1949	1928-1949
Constante	0.001 (0.34)	0.0002 (0.09)	0.0003 (0.07)
η_{t-1}	0.001 (0.03)		
η_{t-2}	0.02 (0.52)		0.09 (3.07)
η_{t-3}	-0.05 (-1.64)		
y_{t-1}	0.83 (4.76)	0.64 (5.80)	0.37 (3.04)
y_{t-2}	-0.20 (-0.83)		
y_{t-3}	-0.32 (-1.42)	-0.38 (-3.54)	
ti_t	0.04 (2.47)	0.04 (2.32)	
g_{t-3}			-0.15 (-4.40)
s_t	-0.004 (-0.54)		
R^2 ajustado	0.55	0.54	0.72
F	7.16	17.3	18.7
Q (Ljung-Box)	6.78	9.5	0.515
Prob. (Q)	0.746	0.576	(0.998)
¿Heteroscedasticidad?	No	No	No

Table 6.1: Resultados de regresiones de la ecuación 5.5 para la primera mitad del siglo XX.

A raíz de estas estimaciones se encontró lo siguiente para el conjunto del período 1908-1949 (pues se sacrifican, por los rezagos de las regresiones, los tres primeros años), tal como se registra en las dos primeras columnas del cuadro 6.1: el modelo II permite mostrar la importancia del componente transitorio de los términos de intercambio en la explicación de los ciclos; pero la otra variable que se mostró significativa en la segunda mitad del siglo, a saber, el crecimiento transitorio de la base monetaria (de dos años antes) no mostró un coeficiente significativo.

base en las cifras de consumo e inversión públicos del estudio de la CEPAL (1957).

Si se tienen en cuenta las cifras de gasto público disponibles desde 1925, las estimaciones del modelo II para 1928-1949 (también en este caso se deben sacrificar los tres primeros años por los rezagos), tal como lo muestra la tercera columna del cuadro 6.1, implican que en este lapso el componente transitorio de los términos de intercambio pierde importancia mientras que ganan importancia los componentes transitorios del crecimiento de la base monetaria dos años antes y del gasto público de tres años antes; esta última variable mostró tener influencia negativa (y parece excesivamente arriesgado, con estos datos y método, especular sobre la razón de esto).

Las observaciones anteriores sugieren que el modelo II podría tener problemas de estabilidad para ser utilizado en la primera mitad del siglo; y, en efecto, se mostró inestable bajo la prueba *CUSUM de cuadrados* tanto para toda la primera mitad del siglo como para el período 1928-49.

Un elemento adicional útil para comparar los desempeños de ambos modelos es la estimación del modelo I también para el período 1925-1949 (recuérdese que se presentó ya su estimación para 1905-49 en el cuadro 4.2); sus principales resultados se encuentran en el cuadro 6.2 y en el gráfico 6.1.

Si se comparan los coeficientes arrojados por la estimación del modelo I para toda la primera mitad del siglo con los que arroja su estimación entre 1928 y 1949 se deduce que son relativamente robustos; además, el modelo I es estable para

Constante	0.001 (0.27)
Exceso neto de demanda	0.069 (2.20)
y_{t-1}	0.53 (0.14)
y_{t-3}	-0.46 (-3.40)
R^2 ajustado	0.57
F	11.43
Q (Ljung.Box)	2.41
Prob. (Q)	0.88
¿Heteroscedasticidad?	No

Table 6.2: Resultados de la estimación del modelo I entre 1925 y 1949.

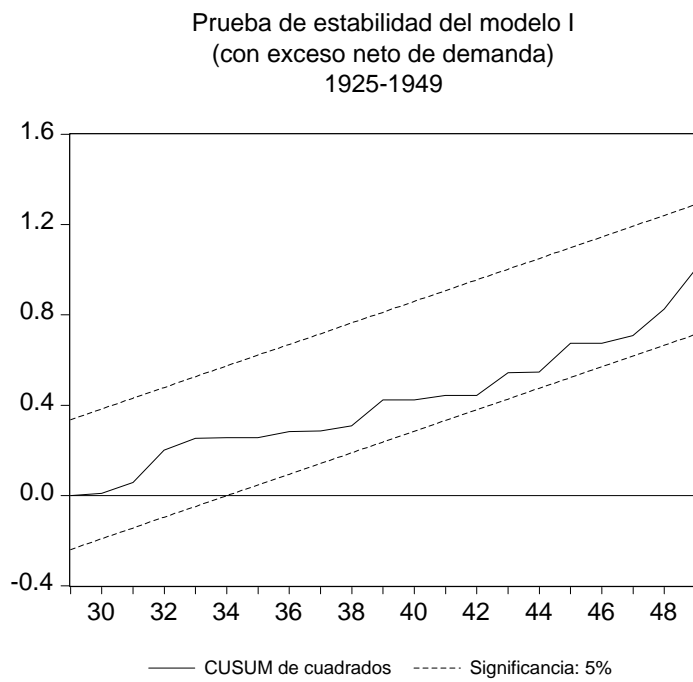


Figure 6.1:

este último período, según lo muestra el gráfico 6.1.

Así, aunque el modelo II tiene la ventaja de señalar factores específicos causales de ciclo, carece de robustez y estabilidad al ser utilizado para describir las fluctuaciones del producto durante la primera mitad del siglo. El modelo I parece, en cambio, relativamente robusto y menos inestable al estimarse para la primera mitad del siglo; además, tiene la ventaja de que su variable específica, el exceso neto de demanda, engloba factores como las variaciones imprevistas monetarias, de gasto público o de términos de intercambio (o, por construcción de la variable exceso neto de demanda, cambios previstos de la tasa de interés real externa o de la tasa de cambio real) que pudieron tener su importancia específica, mayor o menor, según cada coyuntura.

7. Resumen y conclusiones

A lo largo del siglo XX la economía colombiana casi nunca registró caídas de su producto global; usualmente éste creció año tras año. Por tanto los criterios tradicionales utilizados en los países desarrollados para establecer la existencia de fases cíclicas de auge y depresión o recesión (como los del NBER) serían de poca utilidad en nuestro medio.

En este trabajo se utiliza un criterio sencillo para establecer la existencia de una fase de auge o de depresión (o recesión), a saber: la economía está en

auge si durante dos o más años consecutivos el producto real observado supera el producto permanente, y está en depresión (o recesión, si se quiere) si durante dos o más años consecutivos el producto observado es inferior al permanente, entendiendo por producto permanente alguna medida asociada al nivel normal de producción. En este trabajo la medida de producto permanente se basó en un procedimiento estadístico usual entre los analistas del ciclo económico: el filtro Hodrick-Prescott.

La medida para establecer la fase cíclica de la economía es bastante parecida a otra que también es un buen candidato para definir los ciclos colombianos. Esta última es la que produce el registro de picos y valles de la tasa de crecimiento del producto real per cápita. Tanto la medida del ciclo utilizada en estas páginas como la tasa de crecimiento del PIB real per cápita tienen un alto grado de correlación, sobretodo después de 1925.

Medir el ciclo resulta menos difícil que explicarlo. En todo caso, y de acuerdo con la evidencia econométrica que surgió del intento de estimar las implicaciones de modelos analíticos sencillos, puede decirse que durante la primera mitad del siglo XX el exceso neto de demanda transitoria, o suma de los *shocks* de demanda netos de los *shocks* de oferta, cuando fue positivo fue una causa importante de los auges y cuando fue negativo también fue causa importante de las recesiones. Aquí cabe resaltar que sin *shocks* la economía sería estable o, al menos, mucho

menos inestable de lo que ha sido en la práctica.

No obstante lo anterior, las especificaciones utilizadas no permiten rechazar la hipótesis sobre una eventual importancia de aquellos *shocks* de impuestos, de gasto público o de productividad no capturados por la forma de construir la variable “exceso neto de demanda transitoria”, y, puesto que el grado de la variación del ciclo explicado por las variaciones de las variables de las regresiones (el R^2) en ningún caso fue mayor de 0.58, cabe la posibilidad de que los *shocks* no capturados tengan también una participación significativa en la generación de los ciclos colombianos.

Los primeros resultados del examen econométrico realizado para los ciclos de la segunda mitad del siglo XX obligaron a modificar el modelo analítico pero permitieron ser más precisos al respecto: los tres principales factores causales del ciclo detectados por el nuevo modelo fueron, en primer lugar, las variaciones de los componentes transitorios de los términos de intercambio, y, en segundo lugar y con la misma importancia, las variaciones de los componentes transitorios del crecimiento de la base monetaria nominal y del gasto público real. Todos esos factores tienen influencia positiva sobre el producto transitorio, así que están capturando, casi sin duda, políticas u otros elementos que estimulan transitoriamente la demanda agregada, pero en el caso de los incrementos (decrementos) transitorios de los términos de intercambio podrían estar representando, también, *shocks*

positivos (negativos) de oferta.

En el caso específico de los *shocks* monetarios, se pudo constatar que no solo han sido causa inicial de un auge o de una recesión, así su importancia haya sido menor que la correspondiente a los términos de intercambio, sino que dan origen a una reacción cíclica: el auge causado por la expansión monetaria tiende a ser sucedido por una recesión, y estas reacciones cíclicas se van amortiguando a través de los años.

No se encontró evidencia de que otros *shocks* de oferta diferentes a los que quedan involucrados en la fluctuación del componente transitorio de los términos de intercambio tengan alguna importancia significativa en el ciclo colombiano de la segunda mitad del siglo XX. Pero, de nuevo, puesto que el máximo R^2 logrado en las regresiones realizadas solamente con variables significativas fue 0.59 cabría la posibilidad de que los *shocks* de oferta, medidos de una manera mejor que la realizada en este trabajo, hayan sido una de las fuentes importantes del ciclo en los últimos 50 años.

Cuando se reestimó el modelo que se consideró pertinente para la segunda mitad del siglo XX con los datos disponibles para su primera mitad se corroboró la sospecha de que con uno solo de estos dos modelos sería frustrante explicar los ciclos de todo el siglo, dada la necesidad de satisfacer múltiples requerimientos económicos y estadísticos. Así, al menos por lo pronto, lo mejor es contar

con ambos (y quizás con otros) modelos, gracias a sus ventajas relativas para diferentes épocas.

Las fases cíclicas han incorporado fuerzas que, aunque son desatadas por los factores previamente señalados (y otros no revelados por el análisis), han persistido durante sus dos años iniciales, aún después del desvanecimiento de las causas originales y luego empiezan a transformarse en (o a ceder el turno a) fuerzas en sentido contrario. El ciclo ha tenido, por ende, una dinámica parcialmente endógena que explica su duración media de ocho años, con una fase de auge de cuatro años y una de receso o caída de otros cuatro. El análisis econométrico confirmó este resultado, aunque, por su naturaleza, no arrojó luces sobre los mecanismos específicos que producen esta dinámica (excepto por el hecho ya mencionado de que los *shocks* monetarios ocasionan fluctuaciones cíclicas que se amortiguan a lo largo de varios años) ni sobre las razones, si es que las hay, de su duración media.

Por último se puede anotar algo referido a política económica. Si se supone que los ciclos de una intensidad anormalmente alta, bien sea en términos de amplitud o duración, y cuya causa no sea un *shock* de productividad o de términos de intercambio (o cualquier otro factor real y originado en el propio sector privado), tienen efectos negativos apreciables sobre el bienestar social presente o

futuro⁴⁶, se podría concluir que todos aquellos factores de política monetaria o fiscal conducentes a evitar las fluctuaciones excesivamente altas de los componentes transitorios del crecimiento de la base monetaria y del gasto público son también útiles, aunque no siempre suficientes, para lograr que los ciclos sean de intensidad moderada y, entonces, para elevar el bienestar social.

8. Referencias

Arango, Luis Eduardo; “Temporary and Permanent Components of Colombia’s Output”, *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 96 (1998).

Arango, Luis Eduardo; *On the Character of Output Fluctuations in Colombia*, Ph.D. dissertation; University of Liverpool, 1997.

Arango, Luis Eduardo y Mauricio Castillo; “¿Son estilizadas las regularidades del ciclo económico? Una breve revisión de la literatura”, *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 115 (1999).

Bernanke, Ben; “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, No. 25 (1986).

Birchenall, Javier Arturo; “El cálculo del PIB potencial en Colombia”, *Archivos*

⁴⁶Lucas (1987, cap. III) mostró que los efectos sobre el bienestar social del ciclo típico de la economía de Estados Unidos después de la segunda guerra mundial son casi despreciables. Siguiendo este trabajo de Lucas, Gómez (1992) estimó entre 3 y 28 veces más alto el costo en bienestar de la inestabilidad macroeconómica en Colombia, entre 1965 y 1989, que en Estados Unidos en la segunda postguerra.

de Macroeconomía (DNP), No. 60 (1997).

Blanchard, Olivier y Danny Quah; “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4 (1989).

Burnside, Craig; “Detrending and business cycle facts: A comment”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, No. 3 (1998).

Canova, Fabio; “Detrending and business cycle facts”; *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, No. 3 (1998a).

Canova, Fabio; “Detrending and business cycle facts: A user’s guide”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, No. 3 (1998b).

Cárdenas, Mauricio; *Coffe Exports, Endogenous State Policies and the Business Cycle*, Ph. D. dissertation, University of California, Berkeley, 1991.

CEPAL (Comisión Económica para América Latina, Naciones Unidas); *Análisis y proyecciones del desarrollo. El desarrollo económico de Colombia. Anexo estadístico.*, DANE, 1957.

DeSerres, Alain, Alain Guay y Pierre St-Amant, “Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology: the Case of the Mexican Economy”, *Working Paper 95-2* (Bank of Canada, 1995).

Díaz-Alejandro, Carlos; *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Colombia*, Columbia University Press, 1976.

Eckstein, Otto y Allen Sinai; “The Mechanisms of the Business Cycle in the Postwar Era”, en *The American Business Cycle* (R. J. Gordon, editor), The University of Chicago Press, 1986

Enders, Walter; *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, 1996.

Evans, George, Seppo Honkapohja y Paul Romer; “Growth Cycles”, *Working Papers Series*, W. P. 5659, National Bureau of Economic Research, 1992.

Fernández, Roque; “La dinámica de la producción y los precios en el corto plazo”, *Cuadernos del ILPES*, No. 25 (1975).

Fisher, Jonas; “The new view of growth and business cycles”, *Economic Perspectives* (F. R. Bank of Chicago), Vol. XXIII (1999).

Flórez, Luis Bernardo; “El sector externo en los ciclos de la economía colombiana”, *Cuadernos Colombianos*, No. 3 (1974).

Freeman, Scott y Finn Kydland; “Monetary Aggregates and Output”; *Federal Reserve Bank of St. Louis Research Division Working Papers, 98-013A* (1998).

Friedman, Milton y Anna Schwartz; *A monetary history of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press, 1963.

Fuhrer, Jeffrey y Scott Schuh; “Beyond Shocks: What Causes Business Cycles? An Overview”, *New England Economic Review*, Nov./Dic. (1998).

Gaviria, Alejandro y Carlos Esteban Posada; “Inflación y crecimiento en Colombia (Estadística con Teoría)”, *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 23 (1994).

Gaviria, Alejandro y José Darío Uribe; “Origen de las fluctuaciones económicas en Colombia”, *Ensayos sobre Economía Cafetera*, No. 9 (1993).

Goodwin, Richard; “Un ciclo de crecimiento”, en *Crítica de la teoría económica* (E. K. Hunt y J. G. Schwartz, editores), Fondo de Cultura Económica, 1997 (edición original de 1967).

Gómez, Javier; “Una nota sobre el costo de las fluctuaciones económicas”, *Ensayos sobre Política Económica*, No. 21 (1992).

Gordon, Robert J., “Introduction: Continuity and Change in Theory, Behavior, and Methodology”, en *The American Business Cycle*, The University of Chicago Press, 1986.

GRECO (Banco de la República); “El desempeño macroeconómico colombiano: series estadísticas (1905-1997), segunda versión”; *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 121 (1999).

Hamann, Franz y Alvaro Riascos; “Ciclos económicos en una economía pequeña y abierta. Una aplicación para Colombia”, *Borradores Semanales de Economía* (B. de la R.), No. 89 (1998).

Harberger, Arnold; “Currency Depreciation, Income, and the Balance of Trade”,

Journal of Political Economy, Vol. 58 (1950).

Hodrick, Robert y Edward Prescott; *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1 (1997).

Hoffmaister, Alexander y Jorge Roldós; “Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?”, IMF Workink Paper WP/97/9 (1997).

Laursen, S. y L. Metzler; “Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 32 (1950).

López, Enrique y Martha Misas; “Un examen empírico de la curva de Phillips en Colombia”, *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 117 (1999).

Lucas, Robert; “Some International Evidence on Output Inflation Trade-offs”, *American Economic Review*, Vol. LXIII, No. 1 (1973).

Lucas, Robert; *Modelos de ciclos económicos*, Alianza Universidad, 1988 (edición original en inglés de 1987).

Matsuyama, Kiminori; “Growing Through Cycles”, *Econometrica*, Vol. 67, No. 2 (1999).

Maurer, Martín y Maria Camila Uribe; “El ciclo económico en Colombia”, *Planeación & Desarrollo*, Vol. XXVII, No. 1 (1996).

Melo, Luis Fernando y Alvaro Riascos; “El producto potencial utilizando el filtro Hodrick-Prescott con parámetro de suavización variable y ajustado por inflación: una aplicación para Colombia”; *Borradores Semanales de Economía*

(B. de la R.), No. 83 (1997).

Mendoza, Enrique; “The Terms of Trade and Economic Fluctuations”, Working Paper WP/92/98, International Monetary Fund (1992).

Mendoza, Enrique; “The Terms of Trade, The Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations”, *International Economic Review*, Vol. 36 (1995).

Misas, Martha y Enrique López; “El producto potencial en Colombia: una estimación bajo VAR estructural”, *Borradores Semanales de Economía* (B. de la R.), No. 94 (1998).

Obstfeld, Maurice; “Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metzler effect?”, *Quarterly Review of Economics*, Vol. 97 (1982).

Ocampo, José Antonio; “Ciclo cafetero y comportamiento macroeconómico en Colombia, 1940-1987”, *Coyuntura Económica*, Vol. 19, Nos. 3 y 4 (1989).

Moore, Geoffrey; *Business Cycles, Inflation and Forecasting*, Ballinger Publishing, 1980.

Prescott, Edward; “Theory Ahead of Business Cycle Measurement”, en *The Rational Expectations Revolution*, (P. Miller, editor) MIT Press, 1996 (originalmente publicado en 1986).

Reinhart, Carmen y Vincent Reinhart; “Fluctuaciones del producto y choques monetarios: evidencia colombiana”, *Ensayos sobre política económica*, No. 20 (1991).

Restrepo, Jorge Enrique; “Modelo IS-LM para Colombia”, *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 65 (1997).

Restrepo, Jorge Enrique; “Monetary Rules in a Small Open Economy”, documento no publicado, DNP, Bogotá (1999).

Romer, David; *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, 1996.

Sargent, Thomas; *Macroeconomic Theory*, Academic Press, 1987.

Sen, Partha y Stephen Turnovsky; “Deterioration of the terms of trade and capital accumulation: A re-examination of the Laursen-Metzler effect”; *Journal of International Economics*, Vol. 26, No. 3/4 (1989).

Servén, Luis; “Terms-of-trade shocks and optimal investment: another look at the Laursen-Metzler effect”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 3 (1999).

Shapiro, Matthew y Mark Watson; “Sources of Business Cycle Fluctuations”, en *NBER Macroeconomics Annual* (S. Fischer, editor), MIT Press, 1988.

Sims, Cristopher; “Review of ‘Business cycles: Theory, history, indicators, and forecasting’”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 32, No. 4 (1994).

Sims, Cristopher; “Are Forecasting Models Useable for Policy Analysis?”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, (Invierno, 1986).

Sims, Cristopher y Tao Zha; “Does Monetary Policy Generate Recessions?”, *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series*, 98-12 (1998).

Suescún, Rodrigo; “Commodity Booms, Dutch Disease, and Real Business Cycles in a Small Open Economy: The Case of Coffe in Colombia”, *Borradores Semanales de Economía*, No. 73 (1997).

Svensson, L. y A. Razin; “The terms of trade and the current account: The Harberger-Laursen effect”; *Journal of Political Economy*, Vol. 91 (1983).

Urrutia, Miguel y Rodrigo Suescún; “Las bonanzas cafeteras y la ‘enfermedad holandesa’ en Colombia”, en *Cusiana: un reto de política económica*, (A. Montenegro y M. Kiguel, coordinadores), Departamento Nacional de Planeación y Banco Mundial, 1994.

Van Els, Peter; “Real Business Cycle Models and Money: A Survey of Theories and Stylized Facts”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 131, No. 2 (1995).

Walsh, Carl; *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, 1998.

Zarnowitz, Victor; *Business cycles: Theory, history, indicators, and forecasting*, University of Chicago Press, 1992.