

Estabilización vs. crecimiento: ¿Qué preferimos los colombianos?

Mauricio Cárdenas S.*
FEDESARROLLO

I. INTRODUCCION

La búsqueda de la estabilización macroeconómica de corto plazo ha sido el criterio fundamental bajo el cual se ha conducido la política económica en Colombia. Los objetivos de estabilización tanto de precios como del ciclo económico han sido prioritarios, de manera que las metas de crecimiento frecuentemente se han relegado a un segundo plano.

Como resultado, la economía colombiana ha gozado de una relativa estabilidad, lo cual ha sido ampliamente documentado por analistas nacionales y extranjeros. La comparación del ciclo económico en Colombia con el de países que enfrentan el mismo tipo de choques es ilustrativa. En nuestro país las fluctuaciones del PIB alrededor de su ten-

dencia son varias veces menores que las de países como Costa Rica, Kenya y Costa de Marfil¹. Esto se debe, en buena parte, al carácter anticíclico de la política fiscal (que se extiende al manejo del endeudamiento externo) y, particularmente, a la estabilización del precio interno del café. Esto último explica por que las fluctuaciones en el consumo privado en Colombia son mínimas cuando se comparan con las de otros países cafeteros².

Sin embargo, los colombianos no nos hemos preocupado con el mismo interés por el crecimiento económico. Consecuentemente, nuestros indicadores de crecimiento son menos espectaculares. La tasa de crecimiento tendencial en Colombia (durante la posguerra) es menor que la de muchos países de la región (apenas comparable con el promedio latinoamericano³ y es

*. Este trabajo hace parte de un proyecto sobre crecimiento económico en Colombia realizado para el Departamento Nacional de Planeación. Agradezco los comentarios de Javier Gómez, Juan Luis Londoño, Eduardo Lora y Andrés O'Byrne, y la colaboración de Juan Pablo Trujillo, quien participó activamente en la elaboración de este documento.

¹ Para una discusión detallada de estas comparaciones véase Cárdenas (1991).

² Más aún, la variabilidad en el consumo privado real per cápita en Colombia se asemeja más a la de países desarrollados que a la de países en desarrollo.

³ Aunque tenemos el récord para el período 1970-1990.

sustancialmente inferior a la de países como Tailandia, que goza de un ingreso per-cápita idéntico al nuestro (1987), pese a haber partido en 1945 de un nivel de desarrollo por debajo del colombiano⁴.

De acuerdo con el paradigma bajo el cual se conduce la política económica en el país, el logro de la estabilidad de precios se concibe como una consecuencia directa de la estabilización del ciclo externo. Es así como en épocas de altos niveles en los términos de intercambio las medidas de estabilización han buscado esterilizar buena parte del aumento en reservas internacionales. Para ello se han adoptado medidas contraccionistas que afectan tanto al sector privado (e.g. altos niveles de encaje bancario) como a las finanzas públicas. De esta manera se reduce el crecimiento de los medios de pago y de la demanda agregada con el propósito de minimizar el "sobrecalentamiento" de la economía y así contrarrestar las presiones inflacionarias. En este sentido, la estabilización del ciclo económico real se puede entender como un prerrequisito para lograr la estabilización de precios.

Las preferencias reveladas por estos resultados indican que las autoridades económicas colombianas le han dado mayor peso a la inflación que al crecimiento. En términos de la literatura macroeconómica reciente, la función de utilidad implícita tendría dos argumentos, estabilización y crecimiento, con un mayor peso relativo para el primero que para el segundo⁵. Esto no es cierto en otros países que han supeditado la tasa de inflación al cumplimiento de las metas de crecimiento (Brasil en la posguerra es un buen ejemplo⁶). Sin

⁴ De mantenerse las tendencias actuales, en 10 años el ingreso per-cápita de Tailandia será un 50% superior al nuestro.

⁵ Los modelos del ciclo económico basados en la alternación de partidos políticos utilizan este tipo de preferencias. El partido de "derecha" da mayor ponderación a la inflación, mientras que el partido de "izquierda" da mayor peso al crecimiento. En el ámbito colombiano lo que se observa es que las preferencias han sido muy estables, independientemente del partido en el poder.

embargo, a lo largo de este trabajo la discusión se realiza en términos del ciclo económico real, ignorando por completo las variables nominales. El supuesto implícito es, entonces, la existencia de un estrecho vínculo entre estabilidad de precios y estabilidad del ciclo económico.

Es claro que existen vínculos importantes entre la estabilidad y el crecimiento, de manera que una mayor estabilidad puede rendir frutos en el largo plazo. Por ejemplo, tal y como lo demuestra la experiencia reciente del Brasil, una hiperinflación tiende a deteriorar las posibilidades de crecimiento al generar niveles de incertidumbre que desestimulan a la inversión. Sin embargo, también existen buenos ejemplos de medidas estabilizadoras (e.g. una revaluación real durante una bonanza externa de carácter temporal) que comprometen las posibilidades de crecimiento futuro. Por ello, desde un punto de vista analítico y conceptual, es apropiado separar los dos problemas (estabilización vs. crecimiento) y explorar las opciones que enfrentan los agentes económicos.

En particular, sería interesante preguntarse que tanto valoran los colombianos la estabilidad económica. Es decir, cuestionar -por primera vez- el tipo de preferencias que implícitamente han adoptado los artífices de la política económica en el país. ¿Coinciden esas preferencias con las de los colombianos? ¿Está el país realmente dispuesto a sacrificar el crecimiento económico a cambio de lograr una mayor estabilidad en el corto plazo? Este trabajo busca responder a estos interrogantes.

La comparación entre las ganancias relativas de la estabilización del ciclo económico y aquellas que se derivan de un mayor crecimiento tendencial de la economía ha sido objeto de considerable atención en la literatura macroeconómica reciente. Por

⁶ Véase Bacha (1982) y Fishlow (1991) para una excelente comparación de las similitudes y diferencias en el manejo de la política económica (y sus fundamentos de economía política) en Brasil y Colombia.

ejemplo, Robert Lucas (1987) argumenta que para un agente promedio norteamericano, los costos asociados a la inestabilidad económica (más precisamente a las fluctuaciones en el consumo) son marginales o de segundo orden, mientras que los beneficios de aumentos en la tasa de crecimiento pueden ser enormes⁷.

Según sus estimativos, un consumidor promedio norteamericano está dispuesto a sacrificar un 20% de su consumo en todos los períodos, a cambio de que la tasa de crecimiento tendencial del consumo aumente en un punto porcentual (es decir, pase de 2% a 3% anual). El mismo consumidor es indiferente entre un aumento en la tasa de crecimiento del consumo de 3% a 6% anual y un recorte de 42% en el consumo en todos los períodos.

En contraste, dicho consumidor es indiferente entre la eliminación de toda la variabilidad en el consumo y un aumento de 0.1% en su nivel de consumo. Esta cifra es baja y refleja el que la desviación estándar del consumo real trimestral en los Estados Unidos es ya de por sí mínima (1.3% en el período de posguerra). Si se toman estos datos seriamente, como lo hace Lucas, se puede concluir que la eliminación de toda variabilidad en el consumo no debe ser un objetivo de la política económica (aparte que puede ser imposible lograr tal meta). Desde otro punto de vista, estos estimativos sugieren que -al menos para los EEUU- los estudios (teóricos y empíricos) sobre el ciclo económico deben buscar un mejor entendimiento de la relación entre las políticas de estabilización y el crecimiento económico. Este objetivo es más relevante que el simple diseño de nuevas políticas que reduzcan aún más la inestabilidad en el consumo.

⁷ Esto explica, probablemente, el desencanto de Lucas con los modelos reales del ciclo económico (y su interés en los temas de crecimiento económico) [Ver, por ejemplo, Dotsey y King (1987)]. Por ello, no es gratuito que hablando sobre el crecimiento, Lucas (1988, p.5) afirme que "las consecuencias para el bienestar humano involucradas en cuestiones como estas son simplemente abrumadoras. Cuando uno empieza a pensar en ellas, es difícil pensar acerca de algo más".

Por supuesto, estos resultados pueden ser desvirtuados en economías con un componente cíclico más pronunciado, donde las ganancias de una mayor estabilidad pueden ser considerables. ¿Qué tanto ganarían los consumidores colombianos si se eliminara la variabilidad del consumo alrededor de su tendencia? ¿Cómo se comparan dichas ganancias con aquellas derivadas de un mayor crecimiento tendencial en el producto?

Para responder estos interrogantes este trabajo utiliza la siguiente metodología: En primer lugar, a partir de las series históricas de consumo privado real per-cápita disponibles en el país, se caracteriza el modelo estadístico que genera dichas series. En segundo lugar, por medio de una función de utilidad intertemporal bastante general (CES), idéntica a la especificación escogida por Lucas (1987), se evalúan los efectos sobre el bienestar de reducciones en la variabilidad de dichas series y se comparan estos beneficios con aquellos derivados de un incremento en el componente tendencial de las series.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la Sección II se presenta la metodología de cálculo. Allí se discute el procedimiento utilizado en la cuantificación de los efectos sobre el bienestar, resultantes de las fluctuaciones y el crecimiento económico. Se hacen explícitos el tipo de supuestos acerca de las preferencias de los agentes, y se especifican dos modelos estadísticos que corresponden a casos extremos bajo los cuales se determinan las fluctuaciones en el consumo. En la sección III se presentan los resultados de la aplicación de dicha metodología a la serie de consumo privado total per-cápita, construida para el período 1925-1990. También se realizan ejercicios donde se utilizan las series de consumo privado que excluyen los bienes durables (1965-1990), lo cual puede resultar más apropiado en el presente contexto. En la Sección IV se modifica el modelo estadístico, en un intento por lograr una mejor caracterización del comportamiento del consumo

privado en Colombia. Ello implica abandonar los modelos de la sección III, que si bien son útiles como puntos de referencia, adolecen de ciertos problemas. El artículo concluye en la sección V, con una síntesis de los principales resultados y de sus implicaciones de política.

II. ASPECTOS METODOLOGICOS

Para evaluar los costos del ciclo económico es necesario contar con un modelo detallado que describa las preferencias de los agentes, la tecnología con la que producen y el tipo de mercados bajo los cuales interactúan. Un modelo que abarque todos estos aspectos rebasa el propósito de este trabajo. Sin embargo, al utilizar exclusivamente supuestos acerca de las preferencias (excluyendo las demás dimensiones del problema), se pueden obtener conclusiones interesantes de carácter preliminar.

La metodología utilizada para el cálculo de las ganancias de la estabilización se basa en dos tipos de información. En primer lugar, se requiere algún conocimiento acerca de la función intertemporal de utilidad que describe las preferencias de los agentes. En segundo lugar, es necesario identificar el modelo que describe el proceso estocástico bajo el cual se determina el (logaritmo del) consumo real per-cápita de los agentes.

En relación con las preferencias, es común utilizar una versión de las funciones de utilidad separables en el tiempo (i.e. von Neumann-Morgenstern), tal y como lo hacen Lucas (1987) y Obstfeld (1991). En particular, el valor presente de la utilidad derivada de la corriente de consumo real a través del tiempo (U_0) está dado por:

$$(1) \quad U_0 = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-\gamma} (C_t^\gamma - 1)$$

donde $\beta \in (0,1)$ es un factor de descuento constante y $\gamma > 0$ es el coeficiente constante de aversión relativa al riesgo⁸.

Con respecto a los procesos estocásticos que generan las series del logaritmo del consumo real privado per-cápita (c_t), se pueden suponer dos casos extremos. Una posibilidad consiste en considerar un componente tendencial determinístico, en cuyo caso los choques son puramente transitorios y no tienen ningún efecto sobre la tendencia. Una visión alternativa, apropiada para casos en los cuales c_t tiene una raíz unitaria, describe el componente tendencial como un proceso estocástico, donde las realizaciones de los choques se añaden en su totalidad a la tendencia. Por supuesto, estas dos caracterizaciones corresponden a casos extremos y no necesariamente coinciden con la realidad. El proceso "correcto" corresponde, probablemente, a un caso intermedio en el cual las "sorpresas" son en parte transitorias y en parte permanentes. El propósito de esta sección no es el de identificar el modelo estadístico "correcto", sino producir una serie de estimativos acerca de los costos de la inestabilidad en el consumo bajo los dos casos extremos⁹.

En particular, el modelo estadístico cuando c_t es estacionario en tendencia se puede especificar de

⁸ Nótese que la función intertemporal de bienestar es el valor descontado de unas funciones isoelásticas (i.e. CES) de utilidad instantánea (o funciones de felicidad). En consecuencia, se presume que la elasticidad de sustitución es constante (σ) e igual a γ^{-1} .

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} - k \quad (\gamma \neq 1)$$

$$\log C_t - k \quad (\gamma = 1)$$

$$\sigma = \frac{U''(C_t)}{U'(C_t)C_t} = \gamma^{-1}$$

En la mayoría de las estimaciones para países desarrollados, σ tiene un valor cercano (o menor) a uno.

⁹ Lucas (1987) utiliza un modelo estacionario en tendencia para realizar sus estimaciones. Obstfeld (1991) demuestra claramente que al no considerar la posible existencia de raíces unitarias (que aumentan el componente estocástico del consumo) se introduce un sesgo en contra de las ventajas de la estabilización y a favor del crecimiento.

la siguiente manera (manteniendo la notación de Obstfeld, 1991):

$$(2) \quad C_t = \bar{c} + \mu t - 1/2 \sigma_z^2 + z_t, \quad z_t \sim N(0, \sigma^2)$$

donde c es una constante y z_t es el componente aleatorio. El tercer término en el lado derecho se sustrae para garantizar que aumentos en la varianza de z_t preserven la media en el *nivel* de consumo. Manipulando algebraicamente la ecuación anterior se obtiene que:

$$(3) \quad C_t = c_0 + \mu t + z_t - z_0$$

Cuando la presencia de una raíz unitaria no se puede descartar, el proceso más simple (i.e. Martingale) se puede escribir como:

$$(4) \quad C_t = c_{t-1} + \mu - 1/2 \cdot \sigma_\xi^2 + \xi_t, \quad \xi_t \sim \text{NIID}(0, \sigma_\xi^2)$$

Sustituyendo recursivamente en la ecuación anterior, se obtiene:

$$(5) \quad C_t = c_0 + (\mu - 1/2 \cdot \sigma_\xi^2) t + \sum_{i=1}^t \xi_i$$

Como se mencionó atrás, la diferencia fundamental entre estos dos procesos es que bajo (5) los choques se acumulan sin límite a través del tiempo, mientras que bajo (3) son puramente transitorios. La varianza en c_t aumenta con el tiempo según (5). Por el contrario, en (3) es como máximo igual a σ_z^2 . En consecuencia, excepto para horizontes relativamente cortos, (5) implica mayor incertidumbre que (3).

Dado que el propósito de este ejercicio es evaluar los efectos del crecimiento y las fluctuaciones sobre el bienestar, podemos concentrarnos en los parámetros μ y σ^2 y sus repercusiones sobre U_0 . Más concretamente, podemos formular la siguiente pregunta: ¿Cuál sería la *variación compensatoria* en el consumo que dejaría a los consumidores

indiferentes entre los pares (μ, σ^2) y (μ', σ'^2) ? Por *variación compensatoria* se entiende el cambio porcentual en el consumo efectivo en *todos los períodos y estados de la naturaleza*.

Una medida de dicha *variación* se obtiene derivando las funciones indirectas de utilidad que resultan de sustituir (3) y (5), respectivamente, en (1). Así, se expresa U_0 como función de $\{C_0, \mu, \sigma^2\}$. Luego se calcula el valor de κ tal que

$$(6) \quad U((1 + \kappa) C_0, \mu, \sigma^2) = U(C_0, \mu', \sigma'^2)$$

Por supuesto, el valor de κ resultante es función de β y γ , además de los pares (μ, σ^2) y (μ', σ'^2) . Obstfeld (1991) deriva los valores de κ correspondientes a los dos procesos estadísticos bajo análisis [denominados aquí κ^t para el modelo estacionario en tendencia (ecuación 3) y κ^d para el modelo estacionario en diferencias (ecuación 5)]. En particular,

$$e^{-\gamma(\sigma_z'^2 - \sigma_z^2)/2} \left(\frac{1 - \beta e^{\mu(1-\gamma)}}{1 - \beta e^{\mu'(1-\gamma)}} \right)^{1/(1-\gamma) - 1} \quad (\gamma \neq 1)$$

$$(7) \quad \kappa^t((\mu, \sigma_z^2), (\mu', \sigma_z'^2); \gamma) =$$

$$e^{-(\sigma_z'^2 - \sigma_z^2)/2} (e^{\mu' - \mu})^{1/(1-\beta) - 1} \quad (\gamma = 1)$$

$$\left(\frac{1 - \beta e^{(1-\gamma)(\mu - \gamma \sigma_z^2/2)}}{1 - \beta e^{(1-\gamma)(\mu' - \gamma \sigma_z'^2/2)}} \right) - 1 \quad (\gamma \neq 1)$$

$$(8) \quad \kappa^d((\mu, \sigma_\xi^2), (\mu', \sigma_\xi'^2); \gamma) =$$

$$(e^{\mu' - \mu - (\sigma_\xi'^2 - \sigma_\xi^2)/2})^{1/(1-\beta) - 1} \quad (\gamma = 1)$$

III. RESULTADOS EMPIRICOS

En la presente sección se estiman los beneficios que se derivarían de una estabilización plena del consumo, y se comparan con las ganancias que resultarían de acelerar el crecimiento tendencial

de la misma variable. El costo de la inestabilidad en el consumo se calcula mediante las ecuaciones 7 y 8, utilizando los valores de μ , σ_z y σ_ξ que se obtienen mediante la estimación de las ecuaciones (2) y (4) con los datos colombianos. La eliminación de las fluctuaciones en el consumo corresponde al caso en el cual $\sigma' = 0$ (tanto como para z como para ξ), manteniendo μ constante. La variación compensatoria asociada a un incremento de un punto porcentual en el crecimiento tendencial del consumo corresponde al caso en el cual $\mu' = \mu + .01$, manteniendo σ constante. En todos los ejercicios se utiliza un valor de β igual a 0.95 (lo que equivale a una tasa de descuento de 5.3%)¹⁰.

Las series históricas de consumo privado en Colombia fueron construidas mediante el empalme de los datos de la Cepal (1957) para el período 1925-1949, Banco del República (1980) para el período 1950-1964 y DANE para los años 1965-1990. Las series históricas de la CEPAL no son muy confiables ya que presentan fluctuaciones en el consumo que son poco plausibles. La desviación standard durante el período 1925-1950 es del orden del 10% -según el modelo de la ecuación (4), lo que significa que un individuo promedio podía esperar, con un 99% de confianza, fluctuaciones en el consumo de $\pm 30\%$ alrededor de la tendencia. Si bien es cierto que es muy probable que el consumo haya sido más volátil durante esta fase, resulta poco plausible que las fluctuaciones hayan sido de tal magnitud en la realidad. Dado que buena parte de esa inestabilidad puede obedecer a problemas en la calidad de la información, los datos originales para el período 1925-1949 fueron reemplazados por promedios móviles de dos años (con lo cual la muestra comienza en el año de 1926). De esta manera se reduce (arbitrariamente) parte de la inestabilidad de las series originales.

¹⁰ Según Obstfeld (1991) este valor es demasiado bajo (el descuento en el año 50 es de $0.95^{50} = .077$), de manera que se atenúan las diferencias (crecientes en el tiempo) entre los modelos (2) y (4). Sin embargo, para fines de comparabilidad con los resultados previos de Lucas (1987) se mantiene este valor.

Los datos de población, necesarios para obtener el nivel de consumo per-cápita, fueron calculados de la siguiente manera: para el período 1965-1990 se tomaron los datos anuales del Dane (1990), para el período 1950-1964 se extrapoló la información quinquenal (1950, 1955, 1960, 1965) disponible en la misma fuente. De 1950 hacia atrás se utilizaron las tasas de crecimiento implícitas en los datos de población del informe de la Cepal (1957)¹¹.

Usar los datos agregados de consumo privado total no resulta enteramente apropiado, ya que implica considerar el consumo de bienes durables como consumo corriente. Desafortunadamente, la información sobre el consumo de bienes no durables sólo está disponible desde 1965, lo cual limita seriamente un análisis riguroso de series de tiempo. Pese a esta restricción, los ejercicios que se reportan en esta sección incluyen los resultados para el consumo privado per-cápita de no-durables (cnd) durante el período 1965-1990. Por último, para examinar la presencia de diferencias significativas entre períodos, el análisis se realizó tanto para el período global (1925-1990), como para el sub-período que se inicia en 1950 (no sólo debido a la existencia de mejor información en este período, sino porque hay razones para pensar que el manejo macroeconómico en la posguerra ha generado una mayor estabilidad)¹².

El Cuadro 1 muestra los parámetros claves en la estimación de las ecuaciones (2) y (4). De acuerdo con el modelo estacionario en tendencia (2), el crecimiento tendencial del consumo per-cápita es cercano al 2.3% anual durante el período 1925-1990 (es ligeramente inferior durante el período de

¹¹ International Financial Statistics (IMF) contiene datos anuales de población desde 1950. Por discrepar considerablemente con los del Dane (que parecen más confiables) se prefirió esta última fuente.

¹² Particularmente desde 1958, fecha en la cual se tomó la decisión explícita de estabilizar los precios internos de compra del café. Durante los años sesenta, y particularmente en 1974-75, se reforzó esta tendencia dotando al sector público de una base tributaria más diversificada que aumentó las posibilidades de adoptar una política fiscal anti-cíclica.

Cuadro 1. PARAMETROS DE LAS ECUACIONES (2) Y (4)

	u	Desviación Estándar	B
Modelo (2)			
1925-1990	0.023043	0.061757	0.95
1950-1990	0.022101	0.051225	0.95
1965-1989(ND)	0.022027	0.051927	0.95
Modelo (4)			
1925-1990	0.019550	0.039161	0.95
1950-1990	0.016017	0.028149	0.95
1965-1989(ND)	0.021221	0.019084	0.95

posguerra). Cuando se utiliza el modelo estacionario en diferencia (4), los estimativos de crecimiento tendencial son menores (1.9% anual) y las diferencias entre sub-períodos más marcadas. Lo contrario ocurre con la variabilidad, medida a través de la desviación estándar. Como es de esperarse, la volatilidad ha sido menor en la muestra más reciente (independientemente del modelo utilizado). En particular, la desviación estándar (para el período 1925-90) es 6.2% según el modelo (2) y 3.9% según el modelo (4). Para el período 1965-90 los datos son 5.2% y 1.9%, respectivamente.

Es interesante anotar que, como un todo, los estimativos de la desviación estándar resultan ma-

yores que aquellos obtenidos por Obstfeld (1990) para los EEUU durante el período 1950-1990 (2.6% y 1.6% para los modelos (2) y (4), respectivamente), aunque los niveles de crecimiento tendencial son muy similares. Por ello, uno podría de entrada esperar una mayor valoración de la estabilización macroeconómica en el contexto colombiano.

El Cuadro 2 presenta los resultados del cálculo de los costos de la variabilidad en el consumo a partir de los datos del Cuadro 1. Esto es la *variación compensatoria* en el consumo que deja indiferentes a los consumidores si se elimina toda la variabilidad alrededor de la tendencia. En la parte superior del cuadro se muestran los estimativos de dichos costos al utilizar un proceso estadístico estacionario en tendencia. La parte inferior describe los resultados para el modelo estacionario en diferencias.

Para tener un punto de comparación, el Cuadro 3 resume los resultados del efecto sobre el bienestar derivados de aumentos en el crecimiento del consumo de 1 punto porcentual por encima del nivel de tendencia observado. Es decir, la *variación compensatoria* en el consumo que deja indiferentes a los consumidores después de aumentar μ de 2.3% a 3.3%, en el modelo de la ecuación 2 (o de 1.96% a 2.96% en el modelo de la ecuación 4). El Cuadro 4 hace lo mismo para un aumento de 2

Cuadro 2. COSTO DE VARIABILIDAD DEL CONSUMO (Por año, como Porcentaje del Consumo)

CARR ¹	1	2	5	10	15	20
Modelo (2)						
1925-1990	0.19	0.38	0.96	1.93	2.90	3.89
1950-1990	0.13	0.26	0.66	1.32	1.99	2.66
1965-1989(ND)	0.13	0.27	0.68	1.36	2.04	2.73
Modelo (4)						
1925-1990	1.47	2.14	3.01	3.72	4.43	5.57
1950-1990	0.76	1.15	1.70	2.07	2.31	2.55
1965-1989(ND)	0.35	0.49	0.64	0.69	0.70	0.70

¹ CARR es el Coeficiente de Aversión Relativa al Riesgo.

Cuadro 3. BENEFICIO DE UN PUNTO EXTRA EN EL CRECIMIENTO TENDENCIAL DEL CONSUMO (Por año, como Porcentaje del Consumo)

CARR	1	2	5	10	15	20
Modelo (2)						
1925-1990	20.92	12.89	5.83	2.88	1.83	1.28
1950-1990	20.92	13.07	5.98	2.98	1.90	1.34
1965-1989(ND)	20.92	13.08	5.99	2.99	1.90	1.34
Modelo (4)						
1925-1990	20.92	13.86	7.27	4.62	4.01	4.32
1950-1990	20.92	14.47	7.71	4.58	3.49	3.02
1965-1989(ND)	20.92	13.30	6.30	3.30	2.22	1.66

Cuadro 4. BENEFICIO DE DOS PUNTOS EXTRA EN EL CRECIMIENTO TENDENCIAL DEL CONSUMO (Por año, como Porcentaje del Consumo)

CARR	1	2	5	10	15	20
Modelo (2)						
1925-1990	46.23	25.66	10.64	5.05	3.13	2.16
1950-1990	46.23	26.00	10.90	5.21	3.24	2.25
1965-1989(ND)	46.23	26.03	10.93	5.22	3.25	2.25
Modelo (4)						
1925-1990	46.23	27.59	13.09	7.77	6.36	6.40
1950-1990	46.23	28.79	13.81	7.71	5.63	4.69
1965-1989(ND)	46.23	26.47	11.44	5.72	3.74	2.74

puntos porcentuales. Por último, el Cuadro 5 expresa las ganancias del mayor crecimiento como proporción de aquellas que se desprenden de la estabilización macroeconómica.

Todos los cuadros realizan el ejercicio para diferentes valores del coeficiente de aversión relativa al riesgo (γ). Este parámetro es, probablemente, mayor en la medida que disminuye el ingreso per cápita (i.e. la elasticidad de sustitución intertemporal es menor). También es posible que β sea menor para agentes con menor ingreso (i.e. aumenta el grado de "impaciencia").

Las pérdidas por inestabilidad en el consumo son marginales para individuos con γ bajo, pero aumentan significativamente con el grado de aver-

sión al riesgo (Cuadro 2). Por ejemplo, de acuerdo con el modelo (2), un individuo con una elasticidad de sustitución unitaria (una función de utilidad logarítmica) está dispuesto a entregar un 0.19% de su consumo a cambio de una plena estabilización. Para el individuo con un γ igual a 20, esta proporción aumenta a 3.89%. Las pérdidas por inestabilidad son mayores cuando se utiliza el modelo (4), pese a que en ese caso la volatilidad en el consumo es menor (1.47% y 5.57% para los dos valores extremos de γ , respectivamente). Esto se debe a que en este modelo la inestabilidad se acumula a través del tiempo. Cuando se utiliza la información obtenida a partir de las series de consumo de no durables (1965-1990), que como vimos es más estable, los beneficios de la eliminación de todas las fluctuaciones

Cuadro 5. RELACION CRECIMIENTO-ESTABILIDAD

I. Crecimiento del 1% (CUADRO 3/CUADRO 2)						
CARR	1	2	5	10	15	20
Modelo (2)						
1925-1990	109.62	33.74	6.08	1.50	0.63	0.33
1950-1990	159.38	49.73	9.09	2.26	0.95	0.50
1965-1989(ND)	155.10	48.44	8.86	2.20	0.93	0.49
Modelo (4)						
1925-1990	14.26	6.49	2.42	1.24	0.90	0.78
1950-1990	27.69	12.56	4.54	2.22	1.51	1.18
1965-1989(ND)	60.37	27.33	9.91	4.76	3.15	2.37
II. Crecimiento del 2% (CUADRO 4/CUADRO 2)						
CARR	1	2	5	10	15	20
Modelo (2)						
1925-1990	242.19	67.15	11.10	2.62	1.08	0.56
1950-1990	352.12	98.96	16.57	3.94	1.63	0.84
1965-1989(ND)	342.66	96.40	16.15	3.85	1.59	0.82
Modelo (4)						
1925-1990	31.50	12.92	4.35	2.09	1.44	1.15
1950-1990	61.18	25.00	8.14	3.73	2.44	1.84
1965-1989(ND)	133.38	54.38	18.02	8.25	5.31	3.91

son consecuentemente menores. Esto es particularmente cierto bajo el modelo (4): un consumidor estaría dispuesto a pagar entre 0.35% ($\gamma=1$) y 0.7% ($\gamma>15$) de su nivel de consumo en cada período a cambio de la plena estabilización en la corriente de consumo. Según el modelo (2), las diferencias no son tan marcadas entre sub-períodos.

El Cuadro 3 sugiere que los beneficios de un modesto incremento en el crecimiento pueden ser considerables. Un consumidor con $\gamma=1$ estaría dispuesto a sacrificar un 20.9% de su consumo a cambio de un incremento en un punto porcentual en la tasa de crecimiento. Dicha magnitud se reduce en la medida que aumenta el grado de aversión al riesgo, debido a que un γ mayor implica -manteniendo todo lo demás constante- que la utilidad

marginal del consumo está cayendo más rápidamente a través del tiempo. Por consiguiente, este efecto reduce el incremento en el bienestar de un cambio en μ , ya que los flujos futuros tienen una contribución decreciente en la función de utilidad. Es curioso que la valoración del crecimiento cae mas rápidamente en el modelo (2) que en el modelo (4), a medida que aumenta γ .

Para el individuo con un alto grado de aversión al riesgo ($\gamma=20$), las ganancias derivadas del aumento en la tasa de crecimiento son comparables a un 1.3% de su nivel de consumo en el modelo estacionario en tendencia y 4.3% en el modelo estacionario en diferencias. Dichas ganancias son menores cuando se estiman para el consumo de bienes no durables durante el período 1965-1990,

cuya característica, de nuevo, es una mayor estabilidad relativa.

El aumento en el crecimiento de 2 puntos porcentuales por encima de la tendencia produce resultados interesantes. El efecto sobre los consumidores es más que proporcional para valores bajos de γ , pero la elasticidad disminuye con el grado de aversión al riesgo. Para $\gamma=1$, la *variación compensatoria* en el consumo es de 46.3%, más del doble de lo reportado en el cuadro anterior. Sin embargo, para valores altos de γ la diferencia entre los dos escenarios es menor. De cualquier modo, las ganancias de un aumento en el crecimiento resultan impresionantes, particularmente cuando se comparan con aquellas derivadas de la estabilización.

Dicha comparación se observa en el Cuadro 5 que muestra la relación ganancias del crecimiento/ganancias de la estabilización. En términos generales, resulta apropiado afirmar que el crecimiento es preferido por la mayoría de los agentes (109 veces, para los agentes con $\gamma=1$ cuando $\Delta\mu=1\%$). Sin embargo, existen diferencias importantes entre los modelos estadísticos escogidos, los períodos de análisis y, por supuesto, entre consumidores con diferente grado de aversión al riesgo.

Los beneficios de un punto adicional de crecimiento tendencial son superiores a los de la estabilización para $\gamma \leq 10$ en ambos modelos y en todos los sub-períodos. Sin embargo, para $\gamma > 15$ los resultados son los opuestos (individuos con γ entre 10 y 15 son indiferentes entre un 1% de crecimiento adicional y estabilidad plena) cuando se usan los datos históricos.

No obstante, los consumidores prefieren el crecimiento, independientemente de γ , cuando el modelo estadístico (4) y la información posterior a 1950 es utilizada (lo cual, de paso, puede ser más apropiado).

Las ganancias relativas de un aumento de 2% en la tasa de crecimiento se observan en la parte inferior

del Cuadro 5. En este caso todos los individuos preferirían el aumento en el componente tendencial (de 133 veces a 4 veces más que la estabilización), si el modelo estadístico "correcto" es (4). Esta afirmación es válida aun si (2) es el modelo que se acomoda mejor a las series colombianas y $\gamma < 20$.

Estos resultados adolecen de tres graves problemas. En primer lugar, la variabilidad en el consumo individual es mayor que la del consumo privado total. Es decir, la agregación de las Cuentas Nacionales reduce artificialmente el grado de inestabilidad que enfrentan los consumidores individualmente. En segundo lugar, utilizar datos de consumo per-cápita puede ser adecuado en economías relativamente homogéneas. Si las desigualdades en la distribución del ingreso son marcadas, se pueden esperar diferencias significativas en la valoración del crecimiento vs. la estabilidad entre individuos con diferente ingreso, más allá de aquellas asociadas a discrepancias en cuanto a la aversión al riesgo. En tercer lugar, los resultados de esta sección están basados en dos modelos estadísticos arbitrarios. Tanto (2) como (4) no necesariamente coinciden con el proceso estocástico "correcto" o "verdadero" bajo el cual se generan las fluctuaciones en el consumo¹³.

La siguiente sección corrige este último problema al utilizar un modelo estadístico más apropiado. Una posible extensión a este trabajo reproduciría los ejercicios utilizando individuos representativos con diferentes niveles de consumo real c_t y luego ponderaría los resultados de acuerdo a la distribución del ingreso en Colombia. El primer tipo de dificultad mencionado en el párrafo anterior es de mucho más difícil solución, por lo que los resultados de este ejercicio deben interpretarse con cautela, ya que implícitamente se introduce un sesgo en contra de los beneficios de la estabilización.

¹³ Este punto puede interpretarse como una crítica al uso de modelos que utilizan agentes representativos con un horizonte de vida infinito.

IV. MODELOS ESTADÍSTICOS PARA EL CONSUMO PRIVADO REAL EN COLOMBIA

Esta sección extiende el análisis anterior mediante la búsqueda de un modelo estadístico que se aproxime mejor al "verdadero" proceso que genera los datos de consumo privado real en Colombia. Es decir, se aparta de los modelos (2) y (4), y utiliza una caracterización intermedia que se deriva de la aplicación de los métodos modernos de análisis de series de tiempo. El primer paso es probar la hipótesis de existencia de raíces unitarias en las series, en cuyo caso el modelo correcto es una generalización de (4). En caso de rechazarse dicha hipótesis el modelo correcto se asemeja a (2).

Mediante la aplicación del test de Dickey-Fuller aumentado [véase Dickey y Fuller (1977) y (1981)], es posible detectar la presenciade raíces unitarias tanto en las series de consumo privado real per cápita (1925-1990) como en las de no durables (1965-1990)¹⁴. El siguiente paso es estimar un modelo ARIMA(k,1,h) de la forma,

$$(9) \Delta C_t = \mu + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta C_{t-i} + \sum_{i=1}^h \Psi_i \epsilon_{t-i} + \epsilon_t$$

$$(10) (1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k) \Delta C_t = \mu + (1 + \Psi_1 L + \dots + \Psi_h L^h) \epsilon_t$$

$$(11) \Delta C_t = \frac{\mu}{1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k} + \frac{1 + \Psi_1 L + \dots + \Psi_h L^h}{1 - \gamma_1 L - \dots - \gamma_k L^k} \epsilon_t$$

donde k y h dan el orden de los polinomios autorregresivos y de promedios móviles, respectivamente. En la descomposición de Beveridge y Nelson (1981), el segundo término del lado dere-

cho de la ecuación (11), evaluado cuando L=1, mide el grado de persistencia de las innovaciones (i.e. la proporción del choque estocástico que tiene efectos permanentes)¹⁵. Nótese que en el modelo de la ecuación (4) dicho coeficiente es igual a 1, con lo que las innovaciones son en su totalidad de carácter permanente. En la práctica $\phi(1)$ puede ser mayor (el choque es "más que permanente") o menor (sólo una fracción del choque se añade a la tendencia) que 1. Una medida alternativa de persistencia, propuesta por Cochrane (1988), es la relación entre la varianza de las innovaciones en el componente tendencial y la varianza de las innovaciones en la variable observada (esto es, $\phi(1)^2(1-R^2)$, donde R^2 se obtiene al estimar (11)).

El Cuadro 6 muestra los resultados de la estimación de 8 modelos ARIMA con sus respectivos coeficientes de persistencia. En la selección del "mejor" modelo una posibilidad es escoger aquel que minimiza el criterio de información de Akaike (AIC), o el Bayesiano de Schwartz (SC)¹⁶. Alternativamente, la selección puede guiarse por el coeficiente de persistencia estimado. Valores de $\phi(1) > 1$ son difíciles de justificar teóricamente, de manera que se limitó el abanico de modelos a aquellos para las cuales el coeficiente de persistencia fuera inferior a uno. En este subconjunto se escogió aquel modelo con un menor SC.

Como se observa en el Cuadro 6, el modelo preferido para las series históricas de consumo pri-

¹⁵ Es decir,

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

¹⁴ Por razones de espacio no se incluyen ni la metodología ni los resultados detallados del test de raíces unitarias. Para una descripción del procedimiento utilizado véase Campbell y Perron (1991) y Perron (1988). Una síntesis se encuentra en Cárdenas (1991, Cap. 1).

¹⁶ El criterio de Akaike no es consistente y sobreestima, asintóticamente, el verdadero orden del modelo. Por el contrario, el criterio Bayesiano de Schwartz es consistente. En cualquier caso, ambos criterios tienen la dificultad de que para poder concluir en favor de uno u otro modelo, es necesario estimar un número grande de especificaciones, lo cual resulta costoso computacionalmente [ver Granger y Newbold (1986)].

Cuadro 6. MODELOS ARIMA PARA EL CONSUMO REAL PER-CAPITA: 1925 - 1990

Especificación ARIMA	(1,1,0)	(2,1,0)	(3,1,0)	(4,1,0)	(0,1,1)	(0,1,2)	(0,1,3)	(0,1,4)	(1,1,1)
μ	0.017336	0.018522	0.021273	0.024755	0.020302	0.020323	0.021343	0.022575	0.032799
γ_1	0.145547	0.155022	0.145752	0.124945					-0.61172
γ_2		-0.065732	-0.044122	-0.052449					
γ_3			-0.142413	-0.120655					
γ_4				-0.152025					
ψ_1					-0.154589	-0.147954	-0.022363	-0.243141	-0.758804
ψ_2						0.030687	-0.176381	0.081936	
ψ_3							0.638042	0.639412	
ψ_4								0.469207	
σ	0.039056	0.03929	0.039216	0.039087	0.039024	0.039335	0.037699	0.036028	0.039126
AIC	0.0015254	0.0015678	0.0015859	0.0015994	0.0015229	0.0015714	0.0014656	0.00135890	0.0015547
SIC	0.0015769	0.001672	0.0017416	0.0018055	0.0015742	0.0016758	0.0016094	0.001534	0.001658
Persistencia:									
Beveridge-Nelson	1.17034	1.09804	0.96082	0.83321	0.84541	0.88273	1.4393	1.94742	0.14965
Cochrane	1.34075	1.17511	0.88166	0.64768	0.69845	0.7612	1.73829	2.89327	0.021645

vado es un ARIMA (1,1,1), el cual produce un coeficiente de persistencia igual a 0.15. Esto significa que un 15% de las innovaciones en el consumo se suman al componente tendencial, mientras que 85% se desvanecen rápidamente (i.e. son puramente transitorias). Dicho resultado se acerca al modelo estacionario en tendencia (2), según el cual las innovaciones son en su totalidad de carácter temporal. Esto ilustra una de los axiomas básicos del análisis de series de tiempo según el cual, en muestras finitas, cualquier proceso estacionario en tendencia puede ser aproximado mediante un proceso estacionario en diferencia. En la práctica esto significa que distinguir entre uno y otro modelo es particularmente difícil.

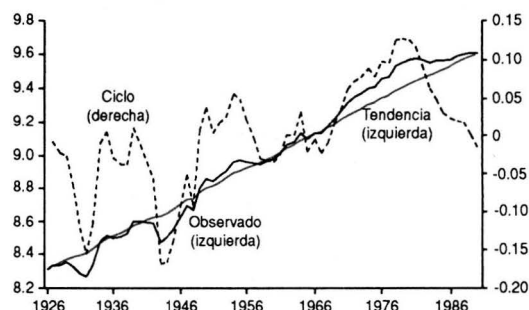
El modelo ARIMA(1,1,1) escogido se puede escribir como:

$$(12) \Delta C_t = .032799 - .61172\Delta C_{t-1} + .7588\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

que implica una tasa de crecimiento tendencial del 2.04% ($=3.3/1.612$). La desviación estándar de

los residuos de la regresión (σ_ϵ) es de 3.9%, muy similar a la del modelo de la ecuación (4). El Gráfico 1 muestra los valores observados, tendencial y cíclico del consumo privado real per cápita en Colombia (1926-1990), de acuerdo a la especificación escogida¹⁷.

Gráfico 1. CONSUMO PRIVADO REAL PER-CAPITA 1926 - 1990



¹⁷ Una descripción detallada de la metodología de descomposición entre ciclo y tendencia se encuentra en Cárdenas (1991).

En términos muy generales, para calcular el componente tendencial se toma arbitrariamente un punto de partida (e.g. 1926) y se le suma año a año el 15% de las innovaciones (i.e. del error estimado) más la tasa de crecimiento tendencial dada por μ .

El modelo estadístico para las series de no durables (1965-1990) fue estimado mediante un procedimiento idéntico. La especificación escogida corresponde a un ARIMA(1,1,2):

$$(13) \Delta C_t = .007191 + .5433\Delta C_{t-1} + .4007\epsilon_{t-1} - .99129\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

que produce un coeficiente de persistencia de 0.896, según el cual la mayor parte de las innovaciones en esta serie tiene un carácter permanente (al contrario de lo que ocurre en las series históricas de consumo total). Asimismo, la tasa de crecimiento promedio que estima el modelo es de 1.57% $(=.00719/1-0.543)$, y la desviación estándar de los errores es 1.18%. Es interesante anotar que ambos valores están muy por debajo de los estimados para las series históricas, lo cual pone en evidencia que el período reciente se caracteriza por una mayor estabilidad, pero con menor crecimiento. Por ello, no sería sorprendente que al utilizar este último modelo, se obtuvieran mayores beneficios relativos del crecimiento económico.

V. ESTABILIZACION Y CRECIMIENTO BAJO EL MODELO "CORRECTO"

En esta sección se retoma la discusión de las ganancias relativas de la estabilización y el crecimiento. La metodología de cálculo consiste en utilizar los modelos estadísticos de la sección anterior para simular las series de consumo privado real en Colombia (durante un período de 100 años) bajo diferentes supuestos.

Las ecuaciones (12) y (13) se simulan estocásticamente para un horizonte de 100 años mediante la generación aleatoria de 10.000

vectores de errores distribuidos de acuerdo a la Normal (0,0.039) para (12) y $N(0,0.012)$ para (13). Los estimativos de Δc_t así obtenidos se aplican a los valores iniciales de las series de consumo c_{1926} y c_{1927} (en el caso de la ec. 12) y c_{1965} y c_{1966} para (13). De esta manera se obtienen 10.000 series de c_t que siguen los modelos dados por (12) y (13). Para cada serie c_t generada se evalúa la función de bienestar (1), bajo un valor de $\beta=0.95$. El promedio de los 10.000 estimativos de la utilidad intertemporal provee una aproximación confiable al valor de (1) bajo las condiciones actuales de la economía (este nivel de utilidad se denomina U^s). Para el caso bajo el cual no hay fluctuaciones en el consumo, se evalúan (12) y (13) cuando $\gamma=0$. Esto equivale a considerar sólo los términos autorregresivos de dichas ecuaciones. La serie de consumo resultante se utiliza para estimar (1), lo que arroja una medida del nivel de bienestar cuando el consumo es perfectamente estable (U^d). Manipulando algebraicamente (1) es posible expresar el costo de la variabilidad en el consumo (medido como porcentaje del consumo) como:

$$(14) \frac{U^d^{1/(1-\gamma)}}{U^s} - 1 \quad (\gamma \neq 1), \quad e^{(1-\beta)(U^d - U^s)/(1-\beta^{100})} - 1 \quad (\gamma=1)$$

El Cuadro 7 reporta dichos costos. Para el consumidor colombiano con un coeficiente de aversión relativa al riesgo igual a 2, la inestabilidad representa un costo equivalente al 2.5% del consumo en todos y cada uno de los períodos (suponiendo que las series de consumo se generan de acuerdo a la ecuación 14). Claramente, dicho costo aumenta con el grado de aversión al riesgo, así que cuando $\gamma=20$ el consumidor promedio está dispuesto a sacrificar 6.4% de su nivel de consumo a cambio de la plena estabilización de esta variable.

Los costos de la inestabilidad son mucho menores cuando el modelo utilizado corresponde a las series de consumo de no durables. En este caso, ningún consumidor estaría dispuesto a pagar más de 1% del nivel de consumo a cambio de estabili-

Cuadro 7. ANALISIS DE LA ESTABILIDAD Y EL CRECIMIENTO EN EL MODELO ARIMA(1,1)
(Por año, como Porcentaje del Consumo)

CARR	2	5	10	15	20
Beneficios de:					
I. Estabilidad					
1925-1990	2.49	3.24	4.01	4.96	6.10
1965-1989(ND)	0.21	0.38	0.56	0.73	0.86
II. Crecimiento					
1925-1990	33.22	8.12	4.82	4.31	4.66
1965-1989(ND)	46.08	7.68	3.61	2.55	2.04
I./II.					
1925-1990	13.36	2.51	1.20	0.87	0.76
1965-1989(ND)	221.26	20.20	6.42	3.48	2.37

dad (el consumidor con $\gamma=2$ valora la estabilidad en sólo 0.2% del nivel de consumo, mientras que para $\gamma=20$ dicha valoración asciende a 0.86%).

Los beneficios derivados de un aumento en un punto porcentual en la tasa de crecimiento se calculan de una manera similar. Primero, se reemplaza el valor de la constante en (12) y (13) por aquel que representa un incremento de 1% en la tasa de crecimiento incondicional. Con las nuevas ecuaciones se simulan 10.000 series de c_t mediante un procedimiento idéntico al descrito arriba. A partir de cada una de las simulaciones para c_t se evalúa la función de utilidad intertemporal (1). El promedio de la utilidad calculada (U^d) es, entonces, el estimativo de (1) cuando el crecimiento tendencial aumenta en un punto porcentual. Los beneficios (en términos de consumo) obtenidos (en comparación con el caso base) se calculan reemplazando U^d por U^t en (14).

Como se observa en el Cuadro 7, las ventajas del aumento en el crecimiento tendencial son abrumadoras para los consumidores con poco grado de aversión al riesgo. Cuando $\gamma=2$, la valoración de tal posibilidad es equivalente al 33.2% del consumo actual, más de 13 veces más que los beneficios de la plena estabilización. Las cifras son aún más

espectaculares cuando el modelo estadístico apropiado para evaluar las condiciones actuales de la economía es (15), en vez de (14). En este caso, las ventajas del crecimiento son equivalentes a 46% del nivel de consumo. Naturalmente estas magnitudes descienden rápidamente con el grado de aversión al riesgo. Como antes, un agente cuyo γ se ubique entre 10 y 15 es indiferente entre las opciones de plena estabilización y un punto adicional de crecimiento (bajo el modelo de la ecuación 14). Sin embargo, cuando se utiliza (15), aún agentes con $\gamma=20$ prefieren la opción de mayor crecimiento. En este caso la valoración del crecimiento es más del doble que la de la estabilización. Por último, si definitivamente se considera que se deben utilizar las series históricas desde 1925 y que el consumidor representativo es muy averso al riesgo $\gamma=20$, entonces la estabilidad produce beneficios superiores en un 31% a los del crecimiento. Nótese, sin embargo, que éste es un escenario extremo: la estabilización es plena (cosa difícil de lograr) y el crecimiento adicional es de sólo un punto porcentual.

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo estima las ganancias de la estabilización plena del consumo para un consumidor típico en

Colombia y las compara con aquellas que se derivan de un aumento en el crecimiento de la economía. Los resultados indican que para una gran gama de consumidores los beneficios de incrementar en un punto porcentual la tasa de crecimiento de la economía son superiores. Esto indica que los niveles de estabilización logrados en el pasado son considerables y que mayores esfuerzos en este campo no son tan valorados por la población. Más aún, la comparación de la variabilidad de las series de consumo privado en el país con las de otros países deja a Colombia en una posición muy favorable. En este campo tenemos

más similitudes con los países desarrollados que con los demás países en desarrollo.

Este trabajo no indica que se deban abandonar los objetivos de estabilización. Indica, por el contrario, que dichos objetivos deben ser ponderados de acuerdo a los costos que tengan en términos del crecimiento económico. Los consumidores colombianos son categóricos: un aumento marginal en el crecimiento económico produce tal efecto sobre el bienestar que las autoridades económicas harían bien en darle mayor peso en sus preferencias.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Bacha, E. L. (1984), "Complementación vs. Integración: Estilos Latinoamericanos de Apertura financiera al exterior," en José Antonio Ocampo (Ed.). *La Política Económica en la Encrucijada*, Banco de la República-CEDE, Bogotá.
- Beveridge, S. y Nelson C. (1981), "A new approach to 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.
- Cárdenas, M. (1991), "Coffee Exports, Endogenous State Policy, and the Business Cycle," Ph.D. Dissertation, University of California at Berkeley.
- Campbell, John Y. y Perron P. (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots," Paper prepared for the NBER Macroeconomics Conference, Cambridge, March.
- Cochrane, J.H. (1988), "How Big is the Random Walk in GNP." *Journal of Political Economy*, 96, 893-920.
- Dickey, D.A. y Fuller W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, 49, 4, 1057-1078.
- Dotsey, M. y King R.G. (1987), "Business Cycles." *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Edited by John Eatwell, Murray Millgate and Peter Newman, The Macmillan Press Ltd.
- Fishlow, A (1991), "Brazilian and Colombian Economic Development in the Twentieth Century." Mimeo, University of California, Berkeley.
- Lucas, R. E., Jr. (1987), *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell, Oxford.
- (1988), "On the Mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics*, January, 22, 3-32.
- Obstfeld, M. (1991), "On the Aggregate Cost of Consumption Variability." Mimeo, University of California at Berkeley.
- Perron, P. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a new approach. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 197-332.