

La serie "Borradores Semanales de Economía" es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los Trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

**DETERMINANTES DE LA TASA DE AHORRO : UNA  
PERSPECTIVA INTERNACIONAL**

**Por:**

**Martha Misas Arango  
Carlos Esteban Posada Posada**

**1997**

**No. 68**

Para comentarios favor dirigirse al autor:  
Fax: 2865936 - Teléfono 3421111 ext. 4325-5336

# **DETERMINANTES DE LA TASA DE AHORRO : UNA PERSPECTIVA INTERNACIONAL**

**Martha Misas Arango  
Carlos Esteban Posada Posada\***

**Santafé de Bogotá, febrero de 1997**

---

\* Investigadores de la Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República. Los autores agradecen la colaboración de Carolina Gómez, Manuel Malagón y María Cristina de Olarte, los comentarios de Miguel Urrutia, José Darío Uribe, Hugo Oliveros, Luis Fernando Melo, Alejandro López, Adolfo Meisel, Hernando José Gómez, Rodrigo Suescún, Hernando Vargas, Edgar Trujillo y varios asistentes al seminario interno de investigación del Banco de la República, y aclaran que las opiniones de este documento no comprometen al Banco de la República.

## I. Introducción

Existe una preocupación generalizada entre los economistas y los funcionarios de la política económica en el campo internacional acerca de la eventual insuficiencia del ahorro con respecto a las necesidades de un crecimiento económico alto y sostenido<sup>2</sup>. En el caso colombiano la preocupación ha conducido a debatir el tema por parte de sus autoridades monetarias<sup>3</sup>.

Esa preocupación fue la fuente de nuestro interés por examinar el tema de los determinantes de la tasa de ahorro global (la relación entre el ahorro y el producto globales) en una perspectiva internacional. En las siguientes páginas se presentarán los resultados del examen.

El análisis se concentró en varias series estadísticas de frecuencia anual del período 1984-1993 de una muestra de 26 países tanto desarrollados como en desarrollo, incluido Colombia. Las cifras pertenecen a la base de datos del Fondo Monetario Internacional<sup>4</sup>.

El método seguido corresponde, en términos generales, a lo que se denomina estudio de *panel*: combinación de un análisis de series de tiempo con otro de corte transversal.

Aunque el método se puede resumir en los términos anteriores, cabe anotar que tiene dos importantes elementos que no son comunes en trabajos de *panel*. En primer lugar las estimaciones econométricas no se realizaron para un único grupo, el conformado por el conjunto total de los 26 países; por el contrario, se establecieron diversas clasificaciones de países y se aplicó el mismo modelo econométrico a cada subgrupo. Las diversas clasificaciones se lograron mediante el procedimiento denominado "análisis de

---

<sup>2</sup> Véase, por ejemplo, el informe del Fondo Monetario Internacional correspondiente a 1995 (en especial: cap. V, FMI 1995).

<sup>3</sup> Véase Urrutia 1995.

<sup>4</sup> Se tuvo acceso a través de CD ROM.

*cluster*<sup>5</sup> para obviar las arbitrariedades resultantes de comparar economías excesivamente heterogéneas y, en particular, establecer la robustez de los resultados econométricos frente al cambio de cada muestra o subgrupo específico. En segundo lugar, el modelo econométrico fue escogido entre diferentes alternativas diseñadas para estudios de *panel* que permiten, *a priori*, tener en cuenta la posibilidad de que los coeficientes de las variables o el término constante de la regresión difieran para cada país de cada subgrupo.

Además se realizó una descripción de las características macroeconómicas de aquellos países con las mayores y menores tasas de ahorro. Tanto el ejercicio econométrico como la descripción fueron guiados por la teoría económica del ahorro.

En las secciones siguientes se presentarán las hipótesis teóricas, se explicará en detalle la manera como se escogieron los 26 países y sus subgrupos, se aclararán los aspectos relativos a cifras y método, se ofrecerán los resultados y, finalmente, se harán explícitas algunas conclusiones.

## II. Aspectos teóricos

En lo que sigue nos referiremos a la tasa de ahorro de una economía (S) como a la relación entre la parte de su producto bruto no consumida y éste:

$$S \equiv \frac{YB - CT - G}{YB} = \frac{I + X - M}{YB} \quad (1)$$

Siendo:

*YB*: Producto bruto

*CT*: consumo de los hogares

*G*: consumo público

*I*: Inversión total

*X-M*: Exportaciones netas

La tasa de ahorro (S) es, pues, igual a la tasa de inversión interna (I/YB) menos la

---

<sup>5</sup> Clasificación de los elementos de la muestra total en diferentes subgrupos alternativos de acuerdo con distintas características (véase Johnson y Wichern 1992).

tasa de ahorro externo( $[M-X]/YB$ ). Como es usual en el trabajo empírico sobre ahorro y consumo, utilizaremos un enfoque de equilibrio parcial. Esto implica que supondremos que los factores asociados a la tasa de ahorro serán considerados como determinantes e independientes de ésta. Adicionalmente, supondremos que el ahorro o diferencia inversión menos ahorro externo<sup>6</sup> se ajusta (por una u otra razón, no siempre especificada en este trabajo) a las decisiones de consumo y ahorro de los sectores privado y público.

Con estos supuestos en mente quedarán claras la razones para tratar de alcanzar nuestro objetivo (contribuir al examen de los determinantes de la tasa de ahorro global) con un modelo inspirado en la teoría canónica del consumo.

La teoría canónica del consumo, basada en la llamada "hipótesis del ingreso permanente", ha sido la base de una extensa serie de estudios empíricos sobre el consumo y el ahorro<sup>7</sup>. Muchos de los trabajos recientes, dentro de esa tradición, han logrado establecer una interpretación del comportamiento del consumo y del ahorro a partir de una clasificación del consumo de los hogares en términos de bienes transables internacionalmente y de bienes no transables<sup>8</sup>. Nosotros nos inscribimos dentro de otra línea de investigación que parte de clasificar el consumo agregado de los hogares en dos categorías: consumo de bienes de origen privado y consumo de bienes provistos por el Estado, bajo el supuesto de que son bienes homogéneos, esto es, que podemos sumarlos sin ponderarlos por su precio relativo<sup>9</sup>. Aunque este fue el campo analítico escogido

---

<sup>6</sup> En el trabajo empírico, la contraparte de la categoría producto real es el PNB o el PIB a precios constantes, según lo disponible para cada país en la base de datos del FMI. Por tanto, en la ecuación 1 X-M deberá entenderse como exportaciones netas o saldo de la balanza comercial cuando  $YB=PIB$  ó como exportaciones netas menos remuneración neta a factores del exterior o saldo en la cuenta corriente externa cuando  $Y=PNB$ .

<sup>7</sup> Una revisión de la literatura sobre consumo se encuentra en López (1993).

<sup>8</sup> Ostry y Reinhart (1992) y Ogaky, Ostry y Reinhart (1994), y para el caso colombiano, Gaviria (1993) y Echeverry (1996).

<sup>9</sup> En esta línea de investigación cabe mencionar a Rossi (1988) y a Evans y Karras (1996) aunque estos trabajos tienen en cuenta que un cierto porcentaje de los consumidores puede soportar una restricción de crédito (o liquidez). Estos trabajos, como el nuestro, utilizan metodologías *Panel* (combinación de series de tiempo y corte transversal). Deaton (1992) presenta un amplio sumario de la literatura teórico-empírica sobre consumo y ahorro basada

utilizamos una variante o "atajo" poco usual en la literatura académica moderna: tratamos de estimar de manera directa los efectos positivos o negativos de diversos factores sobre la tasa de ahorro nacional en vez de utilizar la vía más larga y, aparentemente, más rigurosa de la estimación de una función de consumo para el sector privado.

Adoptar esta última línea tiene algunas ventajas de simplificación y permite abordar directamente el examen empírico de la tasa de ahorro pero implica, como es obvio, renunciar a intentos de medir los "parámetros profundos" de la economía asociados a la determinación de la tasa de ahorro y asumir el costo de eventuales especificaciones inadecuadas y sesgos de estimación en aquellos casos en los cuales los precios relativos de las distintas categorías de bienes presentan modificaciones significativas, capaces, incluso, de alterar los comportamientos agregados del consumo y del ahorro e incidir en la magnitud de los parámetros del modelo<sup>10</sup>.

Por lo demás, nuestro punto de partida es el usual: suponer que el consumo del sector privado puede entenderse mediante el programa de maximización de la utilidad intertemporal de un agente representativo que tiene pleno acceso al mercado financiero y cuyo horizonte se extiende hasta el infinito ya que se considera responsable de la suerte de una dinastía familiar<sup>11</sup>:

$$\text{Max} \int_0^{\infty} \frac{C_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} e^{-\rho t} dt ; \alpha > 0 \quad \alpha \neq 1 ; \rho > 0 \quad (2)$$

---

en la hipótesis de un bien de consumo homogéneo.

<sup>10</sup> Como lo enfatizan Ostry y Reinhart (1992) y Ogaky, Ostry y Reinhart (1994).

<sup>11</sup> El esquema que estamos exponiendo puede entenderse como una parábola acerca del "programa" intergeneracional que establece una sociedad para lograr una cierta combinación de consumo presente y consumos futuros gracias a diversos factores como la fijación de reglas de juego (instituciones formales e informales), la ideología y la educación. En cuanto al ahorro de las empresas (sus ganancias retenidas), lo que debe suponerse es que sus dueños o quienes toman las decisiones de ahorro actúan como sujetos maximizadores de la utilidad-consumo intertemporal de los hogares propietarios de las empresas. El trabajo de Sánchez et al. (1996) sobre el ahorro de las empresas en Colombia no tiene resultados que obliguen a descartar el enfoque utilizado aquí para el caso colombiano.

La ecuación 2 supone que la utilidad instantánea depende del consumo privado no restringido ( $C$ )<sup>12</sup> bajo la forma denominada "de elasticidad de sustitución intertemporal constante"<sup>13</sup>. La utilidad se descuenta a la tasa  $\rho$ , que es la tasa de preferencia intertemporal o tasa subjetiva de descuento.

La maximización se somete a las siguientes restricciones:

$$C_t = C^*_t + \Theta G_t ; -\infty < \Theta < \infty \quad (3)$$

Según esta restricción, el consumo privado no restringido agregado es igual al bienes de origen privado ( $C^*$ ) más  $\Theta$  veces el consumo de bienes provistos por el sector público ( $G$ ), que suponemos, por simplificar, igual al consumo público<sup>14</sup>. El parámetro  $\Theta$  podrá ser positivo o negativo según si el consumo privado resulta sustitutivo del público ( $\Theta > 0$ ) o complementario ( $\Theta < 0$ )<sup>15</sup>.

$$\dot{A}_t = rA_t + Y_t - C_t ; r > 0 \quad (4)$$

La ecuación 4 establece la restricción presupuestal instantánea, según la cual el incremento patrimonial ( $A$ -punto =  $dA/dt$  o aumento de la riqueza, que es  $A$ <sup>16</sup>) o ahorro del sector privado es igual a la suma de los ingresos de capital (riqueza multiplicada por la

<sup>12</sup> En el análisis teórico nos referiremos a valores *per capita* del consumo, el ingreso, el ahorro y la riqueza; en el análisis empírico nos referimos sólo a la tasa de ahorro y esta puede considerarse indistintamente como la relación entre el ahorro y el ingreso total o como la relación entre el ahorro *per capita* y el ingreso *per capita*.

<sup>13</sup> La elasticidad de sustitución intertemporal (sustitución del consumo entre dos instantes del tiempo) es igual a  $1/\alpha$ , para valores de  $\alpha$  positivos pero diferentes de 1; cuando  $\alpha = 1$ , esta función de utilidad equivale al logaritmo natural del consumo (Blanchard y Fischer 1989, cap. 2).

<sup>14</sup> La formulación de la ecuación 3 y sus aclaraciones se encuentran en Evans y Karras (1996).

<sup>15</sup> Esta racionalización se le debe a Martin Bailey (en 1971, según Evans y Karras 1996).

<sup>16</sup> En lo que sigue un punto encima de una variable indica su primera derivada con respecto al tiempo.

tasa de interés real neta de impuestos,  $r$ ), más los ingresos "laborales" netos de impuestos ( $Y$ , es decir los estrictamente laborales más otros ingresos diferentes a intereses) menos el consumo. Para simplificar el análisis se supone que la tasa de interés real es una constante positiva. Cuando el consumo supera los ingresos,  $A$ -punto será negativa e indicará reducción patrimonial neta, por ejemplo, endeudamiento o reducción de activos.

$$\int_0^{\infty} (rA_t + Y_t - C_t) e^{-rt} dt + A_0 = 0 \quad (5)$$

$$\text{con: } \lim_{t \rightarrow \infty} e^{-rt} A_t = 0 \quad (5a)$$

La ecuación 5 establece la restricción presupuestal intertemporal: el valor presente de toda la serie de ahorros y desahorros que se extiende desde hoy hasta el infinito más la riqueza actual tiene que ser igual a cero (ecuación 5), lo cual excluye la posibilidad de que el valor presente de la riqueza ó de la deuda más lejana posible (cuando  $t$  tiende a infinito) sea distinta de cero (se excluye tanto la posibilidad de un endeudamiento futuro indefinido como un incremento patrimonial futuro indefinido: ecuación 5a o "condición de transversalidad").

Maximizar la función de utilidad intertemporal (el problema expresado en 2) con sujeción a las restricciones 3, 4 y 5 equivale a maximizar la siguiente función  $H$  (o *Hamiltoniano*<sup>17</sup>):

$$H = \frac{C_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} e^{-\rho t} + \mu_t \cdot (rA_t + Y_t - C_t) \quad (6)$$

Siendo  $C$  la variable de control,  $A$  la variable de estado y  $\mu$  la variable de coestado o el precio "sombra" de la variable de estado (el patrimonio).

---

<sup>17</sup> Entre las muchas referencias sobre la teoría del control óptimo y el principio del *hamiltoniano*, cabe destacar a Chiang (1992).



Las condiciones del principio del máximo son:

$$\frac{\partial H}{\partial C} = 0 \quad (7); \quad - \frac{\partial H}{\partial A} = \dot{\mu} \quad (8)$$

La condición 7 implica que:

$$\begin{aligned} C_t^{-\alpha} e^{-\rho t} &= \mu_t \Rightarrow \\ -\alpha \ln C_t - \rho t &= \ln \mu_t \Rightarrow \\ -\alpha \frac{\dot{C}_t}{C_t} - \rho &= \frac{\dot{\mu}_t}{\mu_t} \quad (7a) \end{aligned}$$

En tanto que la condición 8 implica que:

$$\begin{aligned} -(\mu_t r) &= \dot{\mu}_t \Rightarrow \\ -r &= \frac{\dot{\mu}_t}{\mu_t} \quad (8a) \end{aligned}$$

De las condiciones 7a y 8a se deriva que:

$$\frac{\dot{C}_t}{C_t} = \frac{r - \rho}{\alpha} \quad (9a) \Rightarrow$$

$$C_t = C_0 e^{\left(\frac{r - \rho}{\alpha}\right)t} \quad (9b)$$

Ahora bien, de la ecuación 5 se deduce que:

$$\int_0^{\infty} C_t e^{-rt} dt = A_0 + \int_0^{\infty} (Y_t + rA_t) e^{-rt} dt \quad (5b)$$

Así que reemplazando la ecuación 9b en 5b resulta que:

$$\int_0^{\infty} C_0 e^{[-r + \frac{(r-\rho)}{\alpha}]t} dt = A_0 + \int_0^{\infty} (rA_t + Y_t) e^{-rt} dt$$

Y puesto que:

$$-r + \frac{r-\rho}{\alpha} = -\frac{r(\alpha-1)+\rho}{\alpha}$$

Entonces<sup>18</sup>:

$$C_0 \left[ \frac{1}{\frac{r(\alpha-1)+\rho}{\alpha}} \right] = A_0 + \int_0^{\infty} (Y_t + rA_t) e^{-rt} dt$$

Pero, si se tiene en cuenta 5a, el último componente del lado derecho es:

$$\int_0^{\infty} rA_t e^{-rt} dt = rA_0$$

Por tanto:

---

<sup>18</sup> A continuación se aplica la igualdad:

$$\int_0^{\infty} e^{-ax} dx = 1/a$$

$$C_0 = \left[ \frac{r(\alpha-1) + \rho}{\alpha} \right] \left[ A_0 (1+r) + \int_0^{\infty} Y_t e^{-rt} dt \right]$$

Es decir :

$$C_s = \left[ \frac{r(\alpha-1) + \rho}{\alpha} \right] \left[ A_s (1+r) + \int_s^{\infty} Y_t e^{-rt} dt \right] \quad (10)$$

Según la ecuación 10 el consumo privado (óptimo) actual (en el instante s) es igual al producto de la "propensión marginal a consumir la riqueza" ( $= [r(\alpha-1) + \rho]/\alpha$ ) por la riqueza total, siendo esta igual a la riqueza actual material más el valor presente de la serie de los ingresos laborales futuros.

En una situación de "estado estacionario" el consumo se estabiliza gracias a que se logra la igualdad entre la tasa de interés real y la tasa subjetiva de descuento ( $r = \rho$ ); en tal caso la propensión marginal a consumir la riqueza resulta igual a la tasa de interés real (como se puede comprobar fácilmente), así que el consumo observado se hace igual al ingreso permanente (o lado derecho de la ecuación 10a):

$$C_s = r \left[ A_s (1+r) + \int_s^{\infty} e^{-rt} Y_t dt \right] \quad (10a)$$

Reemplazando 10a en la restricción 4 resulta que:

$$\dot{A}_s = Y_s - r \left[ A_s (1+r) + \int_s^{\infty} e^{-rt} Y_t dt \right] \quad (11)$$

Así, bajo este esquema, el ahorro o desahorro privado, que por definición es el incremento o reducción del patrimonio material (A-punto), se puede entender, en el entorno de un estado estacionario, por una brecha entre el ingreso observado (Y) y el ingreso permanente. Por tanto, las alteraciones imprevistas del ingreso observado o aquellas modificaciones de éste juzgadas transitorias son las fuentes de las

modificaciones del ahorro privado.

Las ecuaciones 9a y 11 señalan algunos factores objetivos que inciden sobre el ahorro privado. En efecto, de acuerdo con la ecuación 9a, todo incremento de la tasa de interés real, dadas la tasa de subjetiva de descuento y la elasticidad de sustitución intertemporal, genera un efecto de aumento del consumo futuro con respecto al consumo presente<sup>19</sup>, lo cual induce un aumento del ahorro presente (a menos que predominase el efecto ingreso asociado a unas mayores rentas de capital derivadas de la mayor tasa de interés) y, a continuación, una aceleración de la tasa de crecimiento del consumo que se prolongará hasta que caiga de nuevo la tasa de interés. Esta aceleración hace parte del proceso de elevamiento del consumo futuro con respecto al consumo presente.

Pero la ecuación 11 muestra otros aspectos de la determinación del ahorro privado. Así, los factores de perturbación transitoria del ingreso no afectan el consumo, que es igual al ingreso permanente, y generan, entonces, una brecha entre el ingreso observado y el consumo; cuanto más intensas sean las modificaciones en los factores que tienen incidencia transitoria sobre el ingreso mayor será, por ende, la fluctuación del ahorro.

En síntesis, según este esquema teórico el ahorro privado presente tiene las siguientes explicaciones: a. una tasa de interés real superior a la tasa de preferencia intertemporal; b. un incremento transitorio del ingreso; c. una revisión a la baja de las previsiones sobre el ingreso permanente, por ejemplo a causa de consideraciones pesimistas sobre las evoluciones futura de la productividad, la carga fiscal<sup>20</sup>, etcétera.

Pero el consumo privado total incluye tanto el determinado por la ecuación 10 como el de aquella parte de la población que carece de acceso al crédito para suavizar su

---

<sup>19</sup> Hay que recalcar un aspecto fundamental en la ecuación 9a: C-punto es la derivada "por la derecha" con respecto al tiempo; así, C-punto es idéntico al valor límite de  $C(t+s)-C(t)$ . La ecuación presenta de manera formal la tesis de una optimización que mira hacia el futuro. La ecuación 9a muestra el llamado efecto sustitución. Para muchos países, entre ellos Colombia, se ha encontrado un efecto sustitución no despreciable (sobre el caso colombiano, véase Gaviria 1993).

<sup>20</sup> López et al. (1996) encontraron evidencia favorable a la hipótesis de que en el caso colombiano posterior a 1983 la periódica elevación de los impuestos ha contribuido a la reducción de la tasa de ahorro privado.

patrón de gastos ante modificaciones transitorias de su ingreso. En la literatura económica es usual esta distinción<sup>21</sup>, y nosotros la expresamos en los términos siguientes:

$$\begin{aligned} CT &= CR + C \\ CR &= \phi Y ; 0 < \phi < 1 \Rightarrow \\ CT &= \phi Y + C \quad (12) \end{aligned}$$

Siendo CR el consumo restringido. La ecuación 12 obliga a reformular la definición de ahorro del sector privado así:

$$\begin{aligned} \dot{A}_t &= rA_t + Y_t - (C_t - \phi Y_t) \Rightarrow \\ \dot{A}_t &= rA_t + (1 - \phi) Y_t - C_t \Rightarrow \\ \frac{\dot{A}_t}{Y_t} &= \frac{rA_t}{Y_t} + (1 - \phi) - \frac{C_t}{Y_t} \quad (4a) \end{aligned}$$

Para avanzar un poco más, retornemos a la ecuación 1. Según esta ecuación:

$$\begin{aligned} S &\equiv \frac{YB - CT - G}{YB} = \frac{YB - (Y + rA) + (Y + rA - CT) - G + T - T}{YB} \Rightarrow \\ S_s &= (YB_s - T_s - Y_s - rA_s) + \frac{\dot{A}_s}{YB} + \frac{T_s}{YB} - \frac{G_s}{YB} \Rightarrow \\ S_s &= \frac{\dot{A}_s}{YB} + \frac{T_s}{YB} - \frac{G_s}{YB} \quad (1a) \end{aligned}$$

Siendo T el monto total de los ingresos corrientes públicos y T-G el ahorro público. La ecuación 1a expresa la igualdad entre la tasa de ahorro nacional y la suma de las tasas de ahorro privado y público. Para simplificar las cosas supondremos que los ingresos públicos son  $\psi$  veces el consumo público, y que éste crece a una tasa  $g$  (positiva nula o negativa) a través del tiempo. Por tanto:

---

<sup>21</sup> Véanse, por ejemplo, Rossi (1988), Evans y Karras (1996) y López et al. (1996).

$$S_s = \frac{\dot{A}_s}{YB} + \frac{\psi G_s}{YB} - \frac{G_s}{YB} \Rightarrow$$

$$S_s = \frac{\dot{A}_s}{YB} - (1 - \psi) \frac{G_0 e^{gs}}{YB} \quad (1b)$$

Llegados a este punto sólo nos resta referirnos a la influencia de la tasa de crecimiento del gasto público sobre la tasa de ahorro nacional. Aparentemente su influencia sería negativa, pero la ecuación 3 nos recuerda que el consumo privado y el público pueden ser complementarios o sustitutivos según si el parámetro  $\psi$  es negativo o positivo; en este último caso la expansión del gasto público podría tener un efecto neto nulo (o eventualmente positivo) sobre el ahorro nacional, aunque la intuición parece sugerir que el caso típico sería el de la ocurrencia de un efecto negativo<sup>22</sup>.

Basados en lo anterior, el modelo que utilizamos en el trabajo econométrico es el siguiente:

$$S = f(y, \sigma_y, \sigma_{TI}, ir_{-1}, \sigma_\pi, g_{-1}) \quad (13)$$

$$f'_1 \neq 0; f'_2 \neq 0; f'_3 \neq 0; f'_4 > 0 (?); f'_5 < 0; f'_6 \neq 0$$

Donde:

- $y$  : tasa de crecimiento del producto bruto ( $y = \Delta YB / YB$ );
- $\sigma_y$  : grado de inestabilidad de la tasa de crecimiento del producto bruto ;
- $\sigma_{TI}$  : grado de inestabilidad de los términos de intercambio ( $\pi$ );
- $ir_{-1}$  : tasa de interés real del período anterior;
- $\sigma_\pi$  : grado de inestabilidad de la tasa de inflación;
- $g_{-1}$  : tasa de crecimiento del consumo real público del período anterior.

Estas seis variables (y su presumible efecto sobre la tasa de ahorro nacional) se han incluido porque son compatibles con la teoría ya expuesta. A continuación se

---

<sup>22</sup> Con todo, los resultados empíricos de Evans y Karras (1996) muestran que de los 54 países de su muestra (bastante heterogénea) en 19 este parámetro es negativo. Así que el efecto indirecto del consumo público sobre el ahorro, vía la ecuación 3, sería positivo en los restantes 35 países.

justificará en más detalle su presencia en el modelo representado por la función 13.

### La tasa de crecimiento del producto bruto

La primera variable, la tasa de crecimiento del producto bruto, se justifica a partir de dos consideraciones: a. cuanto mayor es la tasa de crecimiento del producto mayor puede ser la parte de éste que es juzgada como transitoria y que es la que ahorrarían los consumidores sin restricciones financieras; b. pero cuanto mayor es el crecimiento del producto menor podría ser el efecto de estas restricciones sobre el consumo observado y, bajo ciertas condiciones, menor podría ser la tasa de ahorro.

De manera formal esto último puede entenderse a partir de la definición de la elasticidad de la tasa de ahorro privado (SP) al ingreso laboral:

$$SP_t \equiv \frac{rA_t + (1-\phi)Y_t - C_t}{Y_t} \Rightarrow$$

$$\frac{\partial SP_t}{\partial Y_t} \cdot \frac{Y_t}{SP_t} = \frac{(C_t/Y_t) - (rA_t/Y_t)}{(1-\phi) - [(C_t/Y_t) - (rA_t/Y_t)]} \quad (4b)$$

La ecuación 4b muestra que cuanto mayor sea la fracción restringida del consumo ( $\phi$ ) menos probable será la ocurrencia de una elasticidad positiva y más probable, por tanto, la probabilidad de una elasticidad negativa. Como, en general, los cambios del producto bruto están asociados a los del ingreso laboral, podemos esperar que ante variaciones del producto bruto la tasa de ahorro privado y, por tanto, la nacional puedan subir o bajar.

### El grado de inestabilidad del producto ( $\sigma_y$ )

La segunda variable es un indicador del grado de inestabilidad del ingreso. Se construyó como un promedio móvil de las desviaciones estándar de la tasa de crecimiento del PIB (o del PNB) real. De acuerdo con la teoría es de suponer que cuanto mayor sea la inestabilidad de la evolución del producto mayor será el componente transitorio de éste y mayor la fluctuación, al alza o a la baja, de la tasa de ahorro. Desarrollos teóricos

recientes referidos a la conformación de ahorros "precautelativos" en economías con mercados de capital imperfectos van más allá y sugieren que el efecto de la inestabilidad del producto se traduce en una mayor tasa de ahorro<sup>23</sup>.

#### El grado de inestabilidad de los términos de intercambio ( $\sigma_{TI}$ )

La variación de los términos de intercambio genera una brecha entre el comportamiento del producto nacional bruto (YB) y el ingreso nacional. Por la misma razón expresada antes se ha considerado que cuanto mayor sea el componente transitorio de la variación de los términos de intercambio mayor debería ser la fluctuación de la tasa de ahorro. Varios trabajos han reportado el efecto positivo de un aumento transitorio de los términos de intercambio sobre la tasa de ahorro<sup>24</sup>. El eventual efecto no sólo se refiere a respuestas de hogares individuales sino también a la existencia de instituciones públicas que contribuyen a la suavización de los consumos privado y público en presencia de auges o depresiones de los precios de los productos de exportación. El indicador que utilizamos del componente transitorio de la variación de los términos de intercambio es un promedio móvil de las desviaciones estándar de las relaciones entre precios de exportación e importación<sup>25</sup>.

#### La tasa de interés real del período anterior ( $i_{r,t}$ )

De acuerdo con la teoría, el aumento de la tasa de interés real *ex ante* (la tasa nominal corregida por las expectativas de inflación vigentes en el momento de adoptar las

---

<sup>23</sup> Deaton (1991) muestra la lógica de la conformación de un ahorro precautelativo ante la incertidumbre del ingreso con el fin de suavizar la trayectoria del consumo, en el caso de consumidores con preferencias "prudentes". De otro lado, Ghosh y Ostry (1995) muestran que para muchos países en desarrollo la cuenta corriente externa (y por ende la tasa de ahorro) fluctúa ante ciertos *shocks* como parte de un proceso de suavización de su consumo.

<sup>24</sup> Ostry y Reinhart (1992) y, para el caso colombiano, Gaviria (1993).

<sup>25</sup> No obstante, para 9 de los 26 países fue necesario, a falta de cifras de precios de exportación e importación, utilizar sus series de tasa de cambio real. Con todo, estas series reflejan en buena medida el comportamiento de sus términos de intercambio.



decisiones de ahorro) tiende a producir una elevación de la tasa de ahorro (salvo un predominio del efecto ingreso) y, a continuación, una aceleración de la tasa de crecimiento del consumo, todo ello como propio de un proceso que sacrifica consumo presente en aras de un mayor consumo futuro que se hace más rentable a causa de la mayor tasa de interés.

Sin embargo, la elevación de la tasa de ahorro por razones ajenas a un incremento de la tasa de interés tiende a inducir una baja de la propia tasa de interés (un mayor capital deprime la productividad marginal del capital). Para obviar el problema de confundir causas con efectos en el trabajo estadístico utilizamos la tasa de interés real *ex post*<sup>26</sup> del período inmediatamente anterior como un indicador aproximado de la tasa de interés real *ex ante*.

#### El grado de inestabilidad de la inflación ( $\sigma_{\pi}$ )

Si suponemos que los consumidores tienen aversión al riesgo, podemos afirmar que les importa no sólo la remuneración prevista sobre el ahorro (que sería la tasa real de interés *ex ante* y neta de impuestos) sino también el grado de incertidumbre con respecto a la posibilidad de obtener algún rendimiento real positivo que compense con creces el sacrificio de consumo<sup>27</sup>. Puesto que la inestabilidad probable de la inflación futura es, a nuestro juicio, el elemento más importante a tener en cuenta al calcular el grado de inestabilidad de la tasa de interés real, utilizamos un promedio móvil de las desviaciones estándar de la tasa de inflación (medida por el IPC) como *proxy* del grado de incertidumbre asociado al rendimiento del ahorro acumulado. Es de suponer que el efecto de esta variable sobre el ahorro sea negativo<sup>28</sup>.

---

<sup>26</sup> Tasas del sector financiero formal pagadas sobre depósitos de ahorro y corregidas por la inflación según el índice de precios al consumidor.

<sup>27</sup> Véase Batchelor y Dua (1996).

<sup>28</sup> Sobre las eventuales imperfecciones de esta *proxy*, véase Batchelor y Dua (1996).

### La tasa de crecimiento del consumo público del período anterior ( $g_{t-1}$ )

Como se mencionó antes, la expansión del consumo público tendría algún efecto sobre la tasa de ahorro nacional<sup>29</sup>. Utilizamos como *proxy* la tasa de crecimiento del consumo público (a precios constantes) del año anterior. El adelanto obedece a dos razones: a. evitar la tautología propia al hecho de que la cifra de consumo público se utiliza en la definición del ahorro como elemento a sustraer del ingreso, y b. obviar un sesgo asociado a la posible influencia de la tasa de ahorro privado sobre el crecimiento contemporáneo del consumo estatal.

### **III. Países y años**

Nuestro propósito fue aplicar el esquema anterior a un número tan grande de países y años como fuese posible, y utilizar estadísticas construidas con metodologías similares a fin de eliminar cualquier posibilidad de sesgos asociados a comparaciones realizadas sobre bases disímiles.

Para ello pareció adecuado utilizar las series estadísticas internacionales del FMI sobre sus países miembros. Inicialmente escogimos los 44 países que reunían el siguiente conjunto, bastante amplio, de características: i) pertenencia al FMI; ii) no haber tenido economías centralmente planificadas; iii) tener más de un millón de habitantes; iv) tener cifras anuales desde 1973 de aquellas variables mencionadas en la sección anterior o requeridas para construirlas. Sin embargo, la base de datos del FMI carece de cifras de algunas de las variables en algunos años y para varios de esos países. Al final seleccionamos 26 de los 44 países contemplados al comienzo; para estos se disponía de información completa del período 1984-1993.

Examinar un período más largo obligaría a prescindir de algunos de los 26 países (cuya información presenta vacíos en años anteriores) en tanto que contar con un mayor número de países habría significado tener series más cortas; con la limitación adicional

---

<sup>29</sup>

Sobre el impacto de las finanzas públicas en el ahorro nacional, véanse Corbo y Schmidt-Hebbel (1991) y Edwards (1995).

de que estas son de frecuencia anual.

El conjunto de países de esta muestra está conformado por países desarrollados y en desarrollo, con altas y bajas tasas de ahorro, con desempeños macroeconómicos sólidos y precarios, con gobiernos más y menos intervencionistas en asuntos económicos, con muchos y pocos habitantes, con altas y bajas tasas de aumento poblacional, etcétera.

Es sabido que los resultados de los análisis de *panel* pueden ser bastante sensibles a la inclusión o exclusión de algún país que en cualquier momento o bajo cualquier consideración resulte juzgado como de clase diferente al resto de la muestra. Más aún, la intuición nos dice que la explicación de las tasas de ahorro de economías tan disímiles como Suiza y Nigeria debería respetar las diferencias entre sus instituciones y estructuras demográficas, económicas, sociales y políticas<sup>30</sup>.

Con el fin de abordar este problema de una manera relativamente objetiva ensayamos el modelo teórico (ecuación 13) con diferentes subgrupos de la muestra total de acuerdo con diversos criterios de clasificación que, de alguna manera, reflejasen la heterogeneidad de las economías. El primer paso fue, entonces, realizar un análisis de *cluster*. Así, se seleccionaron tres criterios: tasa de inflación (baja ó alta), tasa de interés real (positiva ó negativa) y nivel del PIB (o PNB) per cápita (alto, medio o bajo). En la siguiente sección nos referiremos a los resultados de los ejercicios econométricos para cada subgrupo de países.

#### **IV. El modelo econométrico escogido**

El estudio econométrico emprendido conforma un caso de análisis de series de tiempo y corte transversal.

El problema de la estimación parte de la especificación general de un modelo que considere las diferencias a través de los países bajo análisis y a través del período 1984-

---

<sup>30</sup>

Las diferencias persistentes entre instituciones (formales o informales) pueden ser tan grandes e importantes en la determinación de las tasas de ahorro que la inclusión de variables demográficas posiblemente no permitiría superar el problema de la heterogeneidad de las economías; sobre esto véanse los artículos de Crafts (1995), Goldin (1995) y Cornell y Kalt (1995).

93 dentro de ellos. La formulación general del modelo se plantea como sigue:

$$(s/y)_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} X_{kit} + \xi_{it} \quad (14)$$

Donde:

$i = 1, 2, \dots, 26$  países bajo análisis;

$t = 1984, 1985, \dots, 1993$  (intervalo de estudio);

$X_k = k$ -ésima variable explicativa del modelo,  $\forall k = 1, 2, \dots, K$ ;

$s/y_{it}$  =  $t$ -ésima observación de la variable dependiente del  $i$ -ésimo país.

$\xi_{it}$  = término estocástico sobre el cual se asume:

$$E[\xi_{it}] = 0$$

$$E[\xi_{it}^2] = \sigma^2$$

$\beta_{ki}$  = parámetros no conocidos o coeficientes de respuesta, que difieren a través de los países o a través del tiempo.

Sin embargo, debido a las diferencias entre países y al número de observaciones para cada país, parece razonable la selección de un modelo que tan sólo permita respuestas diferentes en los parámetros asociados a las variables explicativas entre países pero invariantes a través del tiempo. Es decir:

$$(s / y)_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_{ki} x_{kit} + \xi_{it} \quad (15)$$

En este trabajo los parámetros se consideraron de carácter estocástico y su estimación se realizó mediante el método propuesto por Swamy en 1970. Una descripción detallada de este método se encuentra en el Anexo.

Dos pruebas  $g$  y  $z$  sobre la especificación del modelo fueron desarrolladas. La primera verificó el carácter variante de los coeficientes a través de los países y la segunda validó el carácter estocástico de los parámetros y, por ende, la adecuada selección del

modelo<sup>31</sup>.

## V. Resultados del análisis econométrico.

El cuadro 1 presenta los resultados de aplicar el modelo teórico (ecuación 13) a los distintos grupos de países. Los resultados se resumen en términos de los coeficientes medios de la constante y las variables explicativas del modelo para cada grupo de países, de los valores de la estadística "t" (asociada a la significancia del coeficiente estimado), de los valores de las estadísticas "g" y "z" y de sus correspondientes valores críticos (asociadas a la diferencia entre coeficientes y a la pertinencia del método Swamy); por lo demás, se presentan sólo los coeficientes de las variables que resultaron significativas. El método Swamy, según los resultados de las pruebas "z" y "g", resultó pertinente en todos los casos.

Cuando se clasificaron los países según su nivel de inflación surgieron de manera nítida dos grupos: 5 países de inflación alta (entre ellos Colombia) y 21 de inflación baja. La aplicación del modelo a los países de inflación alta (países que, en promedio, alcanzaron una tasa de inflación de 50.5% anual en el período 1984-93) no arrojó coeficientes medios de magnitud significativa en términos de la estadística "t" para ninguna de las variables que presumiblemente afectan la tasa de ahorro; de allí que el cuadro 1 no reporte resultados para este grupo. Para el grupo de países de inflación baja (países enumerados en el cuadro 2 y cuya tasa media de inflación en el período considerado fue 7.4% anual: cuadro 1), la única variable explicativa significativa resultó ser la tasa de crecimiento del producto total (y), así: el aumento de un punto de la tasa de crecimiento del producto conduce, según el modelo, a aumentar la tasa de ahorro en 0.42 puntos.

Bajo la clasificación de países según la magnitud de su tasa de interés real, es decir, si fue, en promedio, positiva o negativa durante el período de análisis, se encontró que, en el caso de los países con tasa positiva (19 países, Colombia en-

---

<sup>31</sup>

El trabajo econométrico fue desarrollado con el módulo IML de SAS. La programación matricial siguió el esquema presentado en el Anexo.

tre ellos: cuadro 2, cuya tasa media fue 2.8% anual: cuadro 1), dos variables mostraron alguna influencia en la tasa de ahorro; tales variables fueron la tasa de crecimiento del producto y la inestabilidad de la tasa de inflación. La tasa de crecimiento del producto registró una influencia similar a la mencionada para los países del *cluster* de inflación (en el caso de inflación baja). La influencia exhibida por

**CUADRO 1: RESULTADOS PARA LOS CLUSTERS**

Cluster	Valor medio y desv. est. de la var. cluster	Modelo	Coeficiente promedio y est. error			Pruebas g - vr.crí. z - vr.crí.
			c	y	$\sigma_{\pi}$	
Inflación baja	0.0742 0.0583	Ahorro =f(c, y)	c 0.2071 (15.74)	y 0.4197 (4.83)		0.079 - 9.49 3335.2 -55.8
Tasa de interés real: positiva	0.0276 0.0342	Ahorro =f(c, y, $\sigma_{\pi}$ )	c 0.2205 (17.95)	y 0.4720 (5.27)	$\sigma_{\pi}$ -0.4383 (-1.22)	5.15 - 16.9 3297.1 - 72.2
Tasa de interés real: positiva	0.0276 0.0342	Ahorro =f(c, y)	c 0.2187 (20.55)	y 0.4210 (4.64)		0.57 - 9.49 3008.1 - 51.0
Tasa de interés real: negativa	-0.0807 0.1313	Ahorro =f(c, y)	c 0.1607 (6.90)	y 0.2593 (1.36)		0.83 - 9.49 168.7 - 21.0
PIB per capita: alto	21336 2546.9	Ahorro =f(c, y)	c 0.2277 (9.13)	y 0.4097 (2.29)		0.98 - 9.49 2383.6 - 21.0
PIB per capita: medio	14690.6 3145.6	Ahorro =f(c, y, $\sigma_{\pi}$ )	c 0.2194 (14.65)	y 0.4490 (6.18)	$\sigma_{\pi}$ -1.016 (-1.80)	3.35 -16.92 674.1 - 32.7
PIB per capita: bajo	1924.7 1741.3	Ahorro =f(c, y)	c 0.1797 (10.32)	y 0.3229 (2.10)		0.28 - 9.49 302.7 - 31.4

la inestabilidad de la inflación fue negativa, tal como se esperaba, y de magnitud, en valor absoluto, similar a la influencia ejercida por la tasa de crecimiento del producto aunque el grado de confiabilidad o significancia de esta influencia (medida por la estadística "t") no resultó muy alto. En vista de esto, se reestimó el modelo incluyendo sólo la variable tasa de crecimiento del producto y se observó que el coeficiente de esta variable fue robusto a la inclusión o exclusión de la variable que mide la inestabilidad de la inflación.

Para el grupo de 7 países que registraron tasas de interés real negativas (que alcanzaron, en promedio, a -8.1% anual: cuadro 1), básicamente países en desarrollo (cuadro 2), para los cuales la verdadera tasa de interés real (que no puede ser negativa) muy probablemente tuvo un nivel y un comportamiento muy distintos a la reportada en la base de datos del FMI, la única variable que pareció tener influencia sobre la tasa de ahorro fue la tasa de crecimiento del producto; no obstante, esta influencia resultó relativamente modesta: el aumento de un punto de la tasa de crecimiento del producto elevaría la tasa de ahorro en 0.26 puntos según los resultados con este grupo de países, .

Cuando se estimó el modelo bajo otra clasificación alternativa: niveles del PIB (o PNB) per cápita, clasificación que condujo a 3 grupos de países (cuadro 2), se encontró lo siguiente: la tasa de ahorro de los 7 países de PIB per cápita alto

(21336 dólares corrientes: cuadro 1) resultó determinada sólo por la tasa de crecimiento del producto, teniendo la influencia de esta variable una magnitud similar a la reportada para los casos de países de inflación baja y tasa de interés real positiva. En el caso de los 8 países clasificados como de producto per cápita medio (14691 dólares corrientes: cuadro 1, aunque todos son desarrollados: cuadro 2) no sólo se mostró significativa la influencia de la tasa de crecimiento del producto sino también la ejercida por la inestabilidad de la inflación. En efecto, el coeficiente de esta variable resultó negativo, como era de esperarse, prácticamente igual a 1 (lo que significa que el aumento del promedio móvil de la desviación estándar de la tasa de inflación en un punto reduciría la tasa de ahorro en igual mag-

nitud), mientras que su significancia resultó bastante alta. Los restantes 11 países, Colombia entre ellos, todos en desarrollo, quedaron clasificados como de producto per cápita bajo (1925 dólares corrientes: cuadros 1 y 2); para estos países el ejercicio sólo permitió establecer la influencia (también positiva) de la tasa de crecimiento del producto.

**CUADRO 2: CLUSTERS**

Inflación baja	Tasa de interés real		PIB per cápita		
	Positiva	Negativa	Alto	Medio	Bajo
Estados Unidos	Estados Unidos	Sierra Leona	Estados Unidos	Reino Unido	Grecia
Reino Unido	Reino Unido	Uruguay	Dinamarca	Austria	Sudáfrica
Austria	Austria	Trinidad	Noruega	Bélgica	Chile
Bélgica	Bélgica	Malawi	Suecia	Alemania	Colombia
Dinamarca	Dinamarca	Nigeria	Suiza	Países Bajos	Ecuador
Alemania	Alemania	Ecuador	Japón	Canada	Uruguay
Países Bajos	Países Bajos	Grecia	Finlandia	España	Trinidad
Noruega	Noruega			N. Zelandia	Filipinas
Suecia	Suecia				Malawi
Suiza	Suiza				Nigeria
Canada	Canada				Sierra Leona
Japón	Japón				
Finlandia	Finlandia				
Grecia	España				
España	N. Zelandia				
N. Zelandia	Sudáfrica				
Sudáfrica	Chile				
Chile	Colombia				
Trinidad	Filipinas				
Filipinas					
Malawi					



Esta influencia, aunque altamente significativa, resultó inferior a la hallada en otros casos: el aumento de un punto en la tasa de crecimiento del producto conduce, según los resultados (cuadro 1), a elevar la tasa de ahorro en 0.32 puntos.

## **VI. Características de los países más y menos ahorradores y de Colombia**

Acompañaremos el análisis anterior con la descripción de algunas características de los países que sobresalen por tener las mayores y menores tasas de ahorro global<sup>32</sup>. Los cuadros 3 y 4 resumen las características.

Las características más sobresalientes de los países menos ahorradores *versus* los más ahorradores son las siguientes: i) tasas de crecimiento del PIB *per capita* más bajas en promedio (con varias excepciones), ii) tasas de inflación altas (excepto EU y Reino Unido), iii) tasas de interés real negativas (excepto EU y Reino Unido) y iv) alta inestabilidad de la inflación (excepto EU); es interesante que esta última característica si la comparte el Reino Unido. Estados Unidos se constituye en un caso excepcional de acuerdo con cualquiera de las características anteriores; sin embargo, comparte con Reino Unido una característica que, según la teoría canónica del consumo no restringido, sería propia de países con bajas tasas de ahorro: su tasa de crecimiento económico es muy estable.

---

<sup>32</sup> La selección de los países más y menos ahorradores se realizó mediante un *cluster* adicional para tres tipos de países: los más ahorradores, los de tasa intermedia de ahorro y los menos ahorradores.

**Cuadro 3. Los países con mayor tasa de ahorro**

<b>Variable</b>	<b>Japón</b>	<b>Noruega</b>	<b>Suiza</b>	<b>Promedio del grupo</b>
<b>Y<sub>pc</sub> (US)</b>	22190 (6957.41)	20675 (4650.8)	26590 (7910.6)	23152
<b>Crecimiento del PIB (y)</b>	0.05.2 (0.0218)	0.0263 (0.0200)	0.018 (0.0168)	3.2
<b>Crec.poblac. (n)</b>	0.0043 (0.0015)	0.0043 (0.0031)	0.0078 (0.0039)	0.55
<b>Crec. Y<sub>pc</sub></b>	0.048	0.022	0.01	2.6
<b>Tasa de ahorro (S/Y)</b>	0.343 (0.0192)	0.282 (0.0307)	0.273 (0.0192)	0.299
<b>Tasa de interés real (ir)</b>	0.0115 (0.0066)	0.0358 (0.0324)	0.0196 (0.0130)	0.022
<b>Inflación (π)</b>	0.0173 (0.0105)	0.0513 (0.0215)	0.0322 (0.0162)	0.034
<b>Crecimiento del consumo público (g)</b>	0.0301 (0.0097)	0.0233 (0.0189)	0.0273 (0.0252)	0.027
<b>Inest. de infla. (σ<sub>π</sub>)</b>	0.006 (0.0031)	0.009 (0.005)	0.009 (0.004)	0.008
<b>Inest. de crec. PIB (σ<sub>y</sub>)</b>	0.012 (0.0115)	0.009 (0.005)	0.008 (0.0041)	0.01

(1) Y<sub>pc</sub>: producto real (PNB/PIB) per cápita (US dólares). Para esta y las demás variables de éste y los siguientes cuadros los valores consignados son promedios y las cifras entre paréntesis son las desviaciones estándar.

**Cuadro 4. Los países con menor tasa de ahorro**

Variable	Estados Unidos	Grecia	Malawi	Reino Unido	Sierra Leona	Uruguay	Promedio del grupo (grupo de ahorro bajo)
<b>Y pc (US)</b>	20359 (2956.3)	5425 (1560)	189 (31.9)	13617 (3919.4)	188 (60.8)	2659 (888.2)	7072.8
<b>y</b>	0.0279 (0.0191)	0.0176 (0.019)	0.035 (0.049)	0.0223 (0.023)	0.0092 (0.031)	0.033 (0.036)	0.0242
<b>n</b>	0.0095 (0.0008)	0.005 (0.003)	0.0347 (0.0681)	0.0028 (0.0015)	0.026 (0.112)	0.0059 (0.001)	0.014
<b>y pc</b>	0.018	0.013	0.00	0.02	-0.017	0.027	0.01
<b>S/Y</b>	0.114 (0.0126)	0.109 (0.028)	0.083 (0.0458)	0.161 (0.0137)	0.150 (0.006)	0.165 (0.0145)	0.13
<b>ir</b>	0.0350 (0.0159)	-0.0074 (0.034)	-0.0380 (0.053)	0.0410 (0.0145)	-0.3054 (0.147)	-0.0037 (0.088)	-0.046
<b><math>\pi</math></b>	0.0379 (0.0101)	0.1745 (0.032)	0.1829 (0.075)	0.0519 (0.0226)	0.8010 (0.449)	0.7472 (0.193)	0.3326
<b>g</b>	0.0255 (0.0312)	0.0121 (0.061)	0.0243 (0.119)	0.0218 (0.0142)	0.0384 (0.279)	0.0114 (0.045)	0.0223
<b><math>\sigma_{\pi}</math></b>	0.006 (0.0031)	0.022 (0.011)	0.052 (0.0315)	0.014 (0.0056)	0.314 (0.213)	0.119 (0.059)	0.088
<b><math>\sigma_y</math></b>	0.011 (0.0071)	0.016 (0.006)	0.032 (0.0349)	0.011 (0.0057)	0.019 (0.01)	0.028 (0.012)	0.020

A pesar de que la teoría indica lo contrario, los países más ahorradores tienen, en general, mayores grados de estabilidad de sus tasas de crecimiento que

los países menos ahorradores. En particular, Sierra Leona tiene una inestabilidad especialmente alta en tanto que tiene una tasa de ahorro relativamente baja (15%). Probablemente esto debe interpretarse como evidencia de que tales efectos predichos por la teoría son relativamente débiles frente a otros factores determinantes de las tasas de ahorro, y no como una refutación de la teoría.

La tasa de crecimiento del PIB *per capita* si parece ser influyente. Japón tiene las tasas de crecimiento y de ahorro más altas de toda la muestra (4.8% y 34.3%) en tanto que Malawi tiene la segunda tasa más baja de crecimiento (0%) y la tasa de ahorro más baja (8.3%), y Sierra Leona tiene la menor tasa de crecimiento (-1.7%) y la cuarta tasa de ahorro más baja (11.5%).

En el cuadro 5 se consigna la situación colombiana (comparada con el promedio de los países de la muestra entre 1984 y 1993) en términos comparativos.

¿Por qué Colombia ahorró más que el promedio de los países de bajo ingreso en el período 1984-1993? A juzgar por el cuadro 6 y por el modelo teórico, las razones son estas: su tasa de crecimiento del PIB *per capita* fue más alta; su tasa de interés real fue (y es) positiva, y su tasa de inflación y la inestabilidad de esta fueron menores.

¿Por qué Colombia ahorró menos que los países de mayor ahorro? La tasa de crecimiento del PIB *per capita* en Colombia fue menor y la tasa de inflación mayor; el crecimiento del consumo público fue mayor y la tasa de inflación fue más inestable.

¿Por qué Colombia ahorró más que los países de menor ahorro? En Colombia la tasa de interés real fue positiva, la tasa de inflación menor, la inflación más estable y la tasa de crecimiento del PIB *per capita* mayor. Y todo eso a pesar de que la tasa de crecimiento de la población colombiana fue mayor que la de los países menos ahorradores.

**Cuadro 5. Colombia versus otros países**

Variable	Colombia	Promedio del grupo de PIB pc bajo	Promedio del grupo de ahorro alto	Promedio del grupo de ahorro bajo
<b>Ypc (us)</b>	1280 (72.6)	1840	23152	7072.8
<b>y</b>	0.041 (0.012)	0.027	0.032	0.024
<b>n</b>	0.021 (0.01)	0.019	0.0055	0.014
<b>y pc</b>	0.02	0.008	0.026	0.010
<b>S/Y</b>	0.219 (0.031)	0.186	0.299	0.130
<b>ir</b>	0.074 (0.045)	-0.034	0.022	-0.046
<b>π</b>	0.245 (0.008)	0.293	0.034	0.333
<b>g</b>	0.054 (0.042)	0.004	0.027	0.022
<b><math>\sigma_{\pi}</math></b>	0.025 (0.008)	0.077	0.008	0.088
<b><math>\sigma_y</math></b>	0.01 (0.003)	0.02	0.01	0.020

## Conclusiones

Del trabajo reportado en estas páginas se desprenden 3 tipos de conclusiones. En primer lugar, cada grupo "relativamente homogéneo" de países tiene determinantes específicos de su tasa de ahorro que pueden no coincidir en signo, magnitud absoluta o significancia con los de otros países, tal como se desprende del intento de evaluar los determinantes de la tasa de ahorro global mediante un único modelo econométrico que utiliza variables macroeconómicas. Y esto se sostiene a pesar de que nos referimos sólo a economías de mercado con magnitudes de población significativas.

En segundo lugar, cabe anotar que la inestabilidad macroeconómica no puede considerarse, en todos los casos, como causa importante y positiva de la tasa de ahorro. Es probable que, *ceteris paribus*, algún tipo de inestabilidad sea un determinante positivo de la tasa de ahorro, como es el caso de los países que, teniendo bajas tasas de inflación o tasas de interés real positivas, han reaccionado a la mayor inestabilidad del ingreso real o de sus términos de intercambio con mayores tasas de ahorro. Pero si esa cierta inestabilidad está asociada a otros factores de desahorro su efecto *aparente* será negativo, como lo sugiere la descripción de los casos de los países más ahorradores y menos ahorradores.

Más aún, hay un tipo específico de inestabilidad macroeconómica que *realmente* tiende a deprimir el esfuerzo de ahorro, según la teoría económica referida a sujetos aversos al riesgo: esta inestabilidad específica es la de la tasa de inflación. El trabajo econométrico y la descripción de los casos más y menos ahorradores permitió encontrar que uno de los determinantes negativos de la tasa de ahorro para algunos subgrupos de países es el grado de inestabilidad de la tasa de inflación.

En tercer lugar, las relaciones entre la tasa de ahorro y algunas variables macroeconómicas utilizadas como explicativas o independientes en nuestro modelo econométrico podrían ser de carácter general, es decir independientes de la heterogeneidad de las economías, como parece ser el caso de la relación positiva

entre la tasa de ahorro y la tasa de crecimiento del PIB real. Los resultados econométricos y una mirada detenida a las características de los casos extremos así lo insinúan<sup>33</sup>.

---

<sup>33</sup> En el caso de la influencia de la tasa de interés real, la relación puede ser no lineal si la función de utilidad-consumo no es cuadrática (es decir, es de orden superior), pues en tal caso la elasticidad de sustitución intertemporal puede elevarse *pari passu* con el nivel del consumo *per capita*. Hallazgos empíricos recientes de Ogaki et al. (1994) son favorables a esta hipótesis para el caso de países de diferentes niveles de desarrollo. En este mismo sentido, aunque para el caso de hogares del Reino Unido de diferentes grupos etarios, véase el trabajo de Attanasio y Browning (1995).

## Referencias

- Attanasio, Orazio y Martin Browning:** "Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle", *American Economic Review*, vol. 85, No. 5 (diciembre, 1995).
- Batchelor, Roy y Pami Dua;** "Empirical measures of inflation uncertainty", *Applied Economics*, vol. 28, no. 3 (marzo, 1996).
- Blanchard, Olivier-Jean y Stanley Fischer;** *Lectures on Macroeconomics*; The MIT Press, Cambridge (Ma.) (1989).
- Bernheim, Douglas;** "Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence", *NBER Macroeconomics Annual*, 1987.
- Chiang, Alpha;** *Elements of Dynamic Optimization*, McGraw-Hill, New York, 1992.
- Corbo, Vittorio y Klaus Schmidt-Hebbel;** "Public Policies and Saving in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, vol. 36, julio (1991).
- Cornell, Stephen y Joseph Kalt;** "Where does economic development really come from? Constitutional rule among the contemporary Sioux and Apache", *Economic Inquiry*, vol. XXXIII, julio (1995).
- Crafts, N.F.R.;** "The golden age of economic growth in Western Europe, 1950-1-973", *Economic History Review*, vol. XLVIII, no. 3 (1995).
- Deaton, Angus;** "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, vol. 59, No. 5 (septiembre, 1991).
- Deaton, Angus;** *Understanding Consumption*; Clarendon Press, Oxford, 1992.
- Echeverry, Juan Carlos;** "Short Run Fluctuations and Export Shocks. Theory and Evidence for Latin-America"; *Borradores Semanales de Economía (BR)*, no. 48 (1996).
- Edwards, Sebastián;** "¿Por qué son tan bajas las tasas de ahorro en América Latina?", en *Crecimiento económico. Teoría, instituciones y experiencia internacional* (M. Aparicio y W. Easterly, coordinadores), Banco Mundial-Banco de la República, Tercer Mundo, Bogotá, 1995.



- Evans, Paul y Georgios Karras;** "Private and government consumption with liquidity constraints"; *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, no. 2 (1996).
- FMI ;** "El ahorro en una economía mundial en crecimiento", cap. V de *Perspectivas de la economía mundial*, Washington, mayo, 1995.
- Gaviria, Alejandro;** "El ahorro privado y los términos de intercambio: el caso colombiano", *Ensayos Sobre Política Económica*, no. 23 (junio, 1993).
- Ghosh, Atish y Jonathan Ostry;** "The Current Account in Developing Countries: A Perspective from the Consumption-Smoothing Approach"; *The World Bank Economic Review*, vol. 9, no. 2 (1995).
- Goldin, Claudia;** "Cliometrics and the Nobel", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, no. 2 (1995).
- Hsiao, Cheng;** *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press (Econometric Society Monographs), New York, 1993.
- Johnson, Richard y Dean Wichern,** *Applied Multivariate Statistical Analysis* (3a. ed.), Prentice Hall, New Jersey, 1992.
- Judge, G., C. Hill, W. Griffiths y T. Lee;** *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley, New York, 1985.
- Karras, Georgios;** "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 26, no. 1 (febrero, 1994).
- López, Alejandro;** "La función consumo: una revisión de la literatura reciente", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 24 (diciembre, 1993).
- López, Alejandro, Carolina Gómez y Norberto Rodríguez;** "La caída de la tasa de ahorro en los años noventa: evidencia a partir de una base de datos para el período 1950-1993"; *Borradores Semanales de Economía* (BR), no. 57 (1996).
- Modigliani, Franco;** "LifeCycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations", *American Economic Review*, vol. 76, no. 3 (junio, 1986).

- Ogaki, Masao, Jonathan Ostry y Carmen Reinhart;** "Saving Behavior in Low-and-Middle-Income Developing Countries: A Comparison", Working Paper, WP/94, FMI, diciembre, 1994.
- Ostry, Jonathan y Carmen Reinhart;** "Private Saving and Terms of Trade Shocks", *Staff Papers* (FMI), vol. 39 (septiembre, 1992).
- Poterba, James;** *Public Policies and Household Saving* (J. Poterba, editor), The University of Chicago Press, Chicago, 1994.
- Romer, David;** *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, New York, 1996.
- Rossi, Nicola;** "Government Spending, The Real Interest Rate, and the Behavior of Liquidity-Constrained Consumers in Developing Countries"; *Staff Papers* (FMI), vol. 35, no. 1 (marzo, 1988).
- Sánchez, Fabio, Guillermo Murcia y Carlos Oliva;** "Auge y colapso del ahorro empresarial en Colombia: 1983-1994", *Archivos de Macroeconomía* (DNP), no. 44 (abril 1996).
- Urrutia, Miguel;** "El ahorro en Colombia: determinantes y comportamiento reciente", *Nota Editorial, Revista del Banco de la República*, Agosto, 1995.

**ANEXO**  
**ANALISIS DE SERIES DE TIEMPO Y CORTE TRANSVERSAL:**  
**MODELO SWAMY**

En general el modelo de coeficientes variables entre individuos y constantes a través del tiempo puede ser escrito como sigue:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_{ki} x_{kit} + \xi_{it} \quad (1)$$

con  $i = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$  y  $X_{1it} = 1$

El supuesto del modelo implica que la respuesta de la variable dependiente  $Y_{it}$  a las explicatorias  $X_{kit}$  es diferente entre los  $N$  individuos pero similar dentro de ellos. Las diferencias entre los coeficientes pueden ser vistas como desviaciones individuales ( $\mu_{ki}$ ) de un coeficiente común ( $\beta_k$ ); de esta forma (1) se reformula como (2):

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K (\beta_k + \mu_{ki}) x_{kit} + \xi_{it} \quad (2)$$

con  $i=1, \dots, N$ ;  $t=1, \dots, T$  y  $X_{1it} = 1$

En general, existen dos vías de tratamiento sobre los coeficientes ( $\beta_k$ ). La primera considera los coeficientes de carácter fijo o no estocástico y, por ende, su estimación puede llevarse a cabo a través de la metodología tradicional de ecuaciones aparentemente no relacionadas propuesta por Zellner (1962), en tanto que la segunda considera los parámetros de carácter estocástico y su estimación puede ser realizada mediante el método propuesto por Swamy (1970).

### Modelo de coeficientes aleatorios Swamy:

El modelo planteado en (2) puede ser expresado en forma compacta, a través de matrices, de la siguiente manera:

$$Y_i = X_i ( \bar{\beta} + \mu_i ) + \xi_i \quad (3)$$

$$\beta_i = \bar{\beta} + \mu_i \quad \text{para } i=1, \dots, N \quad (4)$$

Donde el término  $\mu_i$  cumple con las siguientes propiedades:

$$E[\mu_i] = 0 \quad \forall i=1, \dots, N$$

$$E[\mu_i \mu_i'] = \nabla$$

$$E[\mu_i \mu_j'] = 0 \quad \forall i \neq j$$

La estimación del modelo (3) se inicia con la estimación de  $\bar{\beta}$ ; con este propósito (3) puede ser expresado incluyendo las NT observaciones de la siguiente forma:

$$Y = X \bar{\beta} + Z\mu + \xi \quad (5)$$

Con las matrices conformadas como sigue:

$$Y' = (Y_1', Y_2', \dots, Y_N'), \quad X' = (X_1', X_2', \dots, X_N'), \quad \mu' = (\mu_1', \mu_2', \dots, \mu_N') \quad \text{y} \quad \xi' = (\xi_1', \xi_2', \dots, \xi_N')$$

$$Z = \begin{bmatrix} X_1 & & & & \\ & X_2 & & & \\ & & \cdot & & \\ & & & \cdot & \\ & & & & X_N \end{bmatrix}$$

y  $\Phi$  la matriz de varianza-covarianza del término de perturbación compuesto, la cual está conformada en el  $i$ -ésimo bloque diagonal por:  $\phi_{ii} = X_i \nabla X_i' + \sigma_{ii} I_T$ .

El estimador por mínimos cuadrados generalizados de  $\bar{\beta}$  ( $\bar{\beta}_e$ ) tiene las propiedades usuales y está dado por:

$$\bar{\beta}_e = \sum_{i=1}^N W_i b_i \quad (6)$$

Para su cálculo es necesario estimar  $W_i$  como:

$$W_i = \left[ \sum_{j=1}^N (\nabla + \sigma_{jj} (X_j' X_j)^{-1})^{-1} \right]^{-1} (\nabla + \sigma_{ii} (X_i' X_i)^{-1})^{-1} \quad (7)$$

Y debe estimarse  $b_i$  a través del estimador mínimo cuadrático para el  $i$ -ésimo individuo:

$$b_i = (X_i' X_i)^{-1} X_i' Y_i \quad (8)$$

La matriz de varianza-covarianza asociada al estimador  $\bar{\beta}_e$  se define como:

$$(X' \Phi^{-1} X)^{-1} = \left[ \sum_{j=1}^N (\nabla + \sigma_{jj} (X_j' X_j)^{-1})^{-1} \right]^{-1} \quad (9)$$

Tanto para el cálculo del estimador  $\bar{\beta}_e$  como para el de su matriz var-cov es necesario llevar a cabo la estimación de las varianzas requeridas; con este fin, los residuales MCO por individuo pueden ser usados en la construcción de estimadores insesgados para  $\sigma_{ij}$  y  $\nabla$ , así:

$$\hat{\sigma}_{ii} = \frac{\xi_i' \xi_i}{(T-K)} \quad (10)$$

$$\xi_i = Y_i - X_i b_i$$

$$\hat{\nabla} = \frac{S_b}{N-1} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{ii} (X_i' X_i)^{-1} \quad (11)$$

$$S_b = \sum_{i=1}^N b_i b_i' - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_i \sum_{i=1}^N b_i'$$

Debido a que este estimador podría no ser definido positivo, Swamy propuso una solución sencilla, según Judge et al. (1985) y Hsiao (1993), la cual consiste en tomar tan sólo la primera componente del estimador de  $\nabla$ ,  $S_b/(N-1)$ ; este nuevo estimador de la varianza es definido positivo pero no insesgado.

La predicción de los parámetros por individuo no sólo suministra la información sobre el comportamiento de éste sino también la necesaria para la predicción de los valores futuros de su variable dependiente. Lee y Griffiths (1979) mostraron que el mejor predictor lineal e insesgado<sup>34</sup> para  $\beta_i$  es :

$$\hat{\beta}_i = \bar{\beta} e + \nabla X_i' (X_i \nabla X_i' + \sigma_{ii} I_T)^{-1} (Y_i - X_i \bar{\beta} e) \quad (12)$$

#### Pruebas sobre especificación del modelo<sup>35</sup>:

La primera prueba se preocupa por la variación de los coeficientes entre los individuos; es decir, bajo la hipótesis nula, se plantea la igualdad de los  $\beta_i$ ,  $i=1, \dots, N$ ; así  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \bar{\beta}$

Swamy (1970) sugiere la siguiente estadística de prueba:

<sup>34</sup> Si se consideran las propiedades muestrales de la clase de predictores en términos de muestreo repetido sobre el tiempo y los individuos.

<sup>35</sup> Es de anotar que las pruebas aquí presentadas son las utilizadas en la investigación.

$$g = \sum_{i=1}^N \frac{(b_i - \beta')' X_i' X_i (b_i - \beta')}{\hat{\sigma}_{ii}} \quad (13)$$

$$\beta' = \left( \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{ii}^{-1} X_i' X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{ii}^{-1} X_i' X_i b_i$$

La cual, bajo la hipótesis nula, se distribuye  $\chi^2(K(N-1))$ . Es de señalar que la prueba es válida independientemente de si la hipótesis alterna postula la naturaleza de los  $\beta_i$ ,  $i=1, \dots, N$ , como fija y diferente o como estocástica y diferente.

La segunda prueba, considerada en este trabajo, evalúa si los coeficientes  $\beta_i$ ,  $i=1, \dots, N$ , son fijos y diferentes o si debe suponerse que son estocásticos y diferentes, es decir, si el cuarto modelo y el método de estimación propuesto por Swamy es adecuado. La consideración importante en la prueba<sup>36</sup> se basa en precisar si los coeficientes están o no correlacionados con las variables explicatorias; así, si no lo están, la formulación es correcta. Bajo la hipótesis nula de no existencia de correlación entre los coeficientes y las variables explicatorias, Pudney (1978) propuso la siguiente estadística<sup>37</sup>:

$$z = N \eta' V^{-1} \eta \quad (14)$$

Donde:

$$\eta = \text{vec}(S_{xb})$$

$$S_{xb} = \frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^N b_i \bar{X}_i' - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_i \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' \right) \quad (15)$$

<sup>36</sup> Mundlak (1978), referenciado por Judge et al. (1985) y Hsiao (1993).

<sup>37</sup> Basada en la covarianza muestral entre  $b_i$  y las medias de las variables explicatorias para cada individuo,  $\bar{X}_i' = \frac{J_T' X_i}{T}$  con  $J_T = (1, 1, \dots, 1)$ .

$$V = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ( \overline{X}_i \otimes I_K ) ( \hat{V} + \hat{\sigma}_\xi^2 (X_i' X_i)^{-1} ) ( \overline{X}_i' \otimes I_K ) \quad (16)$$

Bajo la hipótesis nula  $z$  se distribuye  $\chi^2(K^2)$ .