



ENSAYOS

sobre política económica

Inflación y devaluación como un fenómeno fiscal: la financiación óptima del gobierno a través de la tributación, el señoreaje y las utilidades por compraventa de divisas

Rodrigo Suescún M.

Revista ESPE, No. 22, Art. 01, Junio de 1992
Páginas 7-50



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

Inflación y devaluación como un fenómeno fiscal:

la financiación óptima del gobierno a través de la tributación, el señoreaje y las utilidades por compraventa de divisas

Rodrigo Suescún M.*

Resumen

En este trabajo desarrollo la teoría y derivó las implicaciones empíricas de un modelo de financiación óptima, en el cual el gobierno escoge los instrumentos tributarios para financiar sus gastos a través de la tributación, el crédito del Banco Central y las utilidades por compraventa de divisas. Si las tasas de inflación, devaluación y tributación son explicadas por este modelo de comportamiento del gobierno, ellas deben exhibir propiedades intra e intertemporales muy precisas. La teoría predice que estas variables deben comportarse como series no estacionarias, covariar positivamente entre sí, y con la tasa de gastos del gobierno. La evidencia mostró que para el caso colombiano todas las implicaciones de la teoría eran validadas. La evolución de largo plazo de las tasas de inflación, devaluación y tributación está determinada por los requerimientos de financiación del gobierno; en consecuencia, para reducir la tasa de inflación es necesario disminuir el nivel de gastos del gobierno central. La prohibición constitucional del crédito de emisión al gobierno, para conservar el poder de compra de la moneda, es inefectiva mientras persistan las transferencias de las utilidades de la CEC y la intervención del gobierno en la determinación de la tasa de cambio.

* Los puntos de vista expresados aquí son de responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen la opinión del Banco de la República. El autor agradece los comentarios y la colaboración de Roberto Steiner y Natalia Salazar, para llevar a cabo esta investigación.

I Introducción

La relación entre la autoridad monetaria y la fiscal ha sido por muchos años un tema recurrente de investigación de la literatura macroeconómica. Buena parte de esta literatura se ha centrado en la relación entre el déficit del gobierno y la inflación. Infortunadamente este tipo de teorías no ha tenido mayor respaldo empírico debido a que no ha sido encontrada una relación sistemática y robusta entre dichas variables. Sin embargo, esta no es la única forma de modelar el proceso inflacionario y la relación entre la inflación y las decisiones financieras del gobierno.

Recientemente se ha desarrollado una teoría positiva de las finanzas públicas basada en los trabajos seminales de Phelps (1973), Mankiw (1987) y Poterba y Rotemberg (1990) en la cual el ingreso real por señoreaje se considera como un ingreso del gobierno. En esta teoría positiva el gobierno actúa con un único propósito, con un propósito muy simple y claro como es el de financiar el flujo corriente y futuro de gastos. Los ingresos del gobierno provienen de la tributación (sobre la renta, el consumo, el comercio exterior, etc.) propiamente dicha y del impuesto inflacionario, de modo que para financiar sus gastos éste debe escoger la tasa de tributación y la tasa de inflación. El uso de cada uno de estos instrumentos de tributación distorsionarios implica costos en bienestar para la sociedad. En consecuencia, para generar los ingresos requeridos, el escogimiento de las distintas tasas de tributación debe hacerse óptimamente de tal forma que las pérdidas sociales en bienestar se minimicen.

Teniendo en mente el caso colombiano, el estado actual de la teoría es deficiente debido principalmente a que ella ha sido desarrollada dentro del contexto analítico de una economía cerrada. En Colombia, buena parte de la apropiación del señoreaje ocurre a través de los traslados al gobierno de las utilidades por compraventa de divisas cuya generación está íntimamente relacionada con nuestro sistema cambiario de minidevaluaciones y con la forma como se lleva a cabo la contabilidad monetaria. Las utilidades por compraventa de divisas son equivalentes -como se demuestra en este trabajo- a un impuesto al Banco de la República sobre el valor en pesos de las ventas de divisas, es una especie de impuesto a las ventas, pero es un impuesto, en últimas, pagado con emisión. Al igual que con cualquier otro impuesto, el gobierno controla la tasa a la cual tributa el Banco de la República: la tasa de devaluación -como también se demuestra-.

El objetivo de este trabajo es doble. En primer lugar, se desarrolla una teoría de la recolección óptima del señoreaje en la cual el gobierno recibe ingresos a través de la tributación, el crédito del Banco de la República y la transferencia de las utilidades por compraventa de divisas. A continuación, se derivan y se contrastan las implicaciones empíricas de la teoría. La conclusión del trabajo demuestra que los datos colombianos

validan la teoría desarrollada: la inflación, la devaluación y la tasa de tributación se explican por las necesidades de financiación del gobierno.

Antes de pasar a presentar el modelo teórico es importante hacer dos anotaciones. La primera, cuando me refiero al "gobierno" me estoy refiriendo al gobierno central, únicamente. La hipótesis consiste en que éste es el nivel de las finanzas de la Administración relevante para las decisiones de tributación. La segunda, está relacionada con una sencilla redefinición en la forma de calcular los cambios porcentuales de una variable, la cual me permite simplificar enormemente el álgebra. Si P_t es el nivel de precios, su variación porcentual, la tasa de inflación, la calculamos como: $\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_t$ y no como se hace usualmente: $\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$. El pequeño punto sobre la letra griega π llama la atención acerca de esta forma de calcular la tasa de inflación. Esta simplificación no reduce la generalidad del argumento que desarrollaré a continuación; es muy sencillo establecer una relación funcional entre ambas medidas: $\pi = \pi_t/(1 - \pi_t)$. La tasa de devaluación se calculó de la misma forma.

El artículo está estructurado de la siguiente forma. En la sección II se presenta la manera como las utilidades por compraventa de divisas entran en la contabilidad monetaria. En la sección III se resume la teoría básica de la tributación óptima y se revisa para incorporar las utilidades por compraventa de divisas. En las secciones IV y V se formaliza el problema de optimización del gobierno, se deduce su restricción presupuestal intertemporal y se derivan las implicaciones empíricas de la teoría. En las secciones VI y VII se describen los datos, la forma de cálculo de las distintas variables, las fuentes de información y se contrastan empíricamente las implicaciones observables de la teoría. Finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones.

II El crédito de emisión al gobierno y las utilidades por compraventa de divisas en la contabilidad monetaria

En la elaboración de las estadísticas monetarias el Banco de la República utiliza como tasa de cambio, para valorar en pesos el stock de reservas internacionales, la llamada Tasa Histórica Promedio o THP. La tasa histórica promedio se calcula de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$\bar{\epsilon}_t = \frac{\bar{\epsilon}_{t-1} R_{t-1}^* + \epsilon_t C_t^*}{R_{t-1}^* + C_t^*} = \left(\frac{R_{t-1}^*}{R_{t-1}^* + C_t^*} \right) \bar{\epsilon}_{t-1} + \left(\frac{C_t^*}{R_{t-1}^* + C_t^*} \right) \epsilon_t \quad (1)$$

donde $\bar{\epsilon}_t$ es la tasa histórica promedio al final del período t ; ϵ_t es la tasa de cambio oficial promedio durante el período t a la cual el Banco de la República compra y vende

reservas; R_{t-1}^* es el stock de reservas internacionales (en dólares) al final del período t-1 y C_t^* son las compras de divisas realizadas por el Banco durante el período t.

La fórmula (1) ilustra simplemente uno cualquiera de los muchos métodos existentes para valorar un inventario, en este caso de divisas ¹. La THP es una medida del costo promedio de adquisición de las reservas que en un momento dado constituyen el stock de divisas en poder del Banco de la República; es decir, es una medida de lo que en promedio el Banco ha tenido que pagar en pesos (emitir) para adquirir cada una de las divisas que constituyen su stock. La fórmula (1) muestra la ley de movimiento del costo promedio de adquisición: éste se actualiza teniendo en cuenta el costo promedio de adquisición al final del período anterior ($\bar{\epsilon}_{t-1}$) y el costo de las nuevas compras, las cuales se realizan a la tasa de cambio oficial (ϵ_t) del período. El costo promedio de adquisición del período anterior se pondera por el tamaño relativo del stock de divisas acumuladas hasta ese momento, mientras que el costo de las nuevas compras se pondera por el tamaño relativo de estas compras.

El valor en pesos de las reservas internacionales de las estadísticas monetarias asciende entonces a $\bar{\epsilon}_t R_t^*$, y utilizando (1) podemos calcular la variación del valor en pesos de las reservas entre dos períodos, digamos entre t-1 y t:

$$\bar{\epsilon}_t R_t^* - \bar{\epsilon}_{t-1} R_{t-1}^* = \epsilon_t \Delta R_t^* + (\epsilon_t - \bar{\epsilon}_t) V_t^* \quad (2)$$

donde V_t^* es el volumen de ventas de divisas llevadas a cabo por el Banco durante el período t. Para obtener (2) se hizo también uso de la identidad: $R_t^* = R_{t-1}^* + C_t^* - V_t^*$. El cambio en el valor en pesos del stock de reservas se puede descomponer en dos efectos; el primero, es el efecto cantidad que proviene de la variación, propiamente dicha, del stock físico de divisas, valorada a la tasa de cambio corriente y, el segundo, es el efecto precio originado en la diferencia entre la tasa de cambio a la cual el Banco vende divisas y el costo promedio de adquirirlas. Este efecto precio es lo que se conoce comúnmente como las utilidades por compraventa de divisas, U_t :

$$U_t = (\epsilon_t - \bar{\epsilon}_t) V_t^* \quad (3)$$

En un momento desarrollaré más extensamente el tema de las utilidades por compraventa de divisas. La ecuación (2) es una ecuación en diferencias de primer orden y puede resolverse iterativamente hacia "atrás", mediante repetidas sustituciones, para finalmente obtener:

¹ Para mayores detalles véase en Jaramillo y Montenegro (1982) una nota sobre sistemas alternativos de valoración de inventarios aplicables a la contabilidad de divisas.

$$\xi_t R_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} e_{t-j} \Delta R_{t-j}^* + \sum_{j=0}^{\infty} U_{t-j} \quad (4)$$

Esta expresión indica que el valor en pesos del stock de reservas internacionales en poder del Banco de la República es igual a la suma del total de los efectos cantidad y de los efectos precio ocurridos a lo largo de la historia del Banco y hasta el período corriente, t , inclusive. Ahora podemos pasar más fácilmente a la restricción presupuestal del Banco Central; sin embargo, es importante hacer primero una aclaración sobre la forma como en el análisis que sigue se introduce la Cuenta Especial de Cambios (CEC).

Sin pérdida de generalidad en el argumento, y simplemente para facilitar la exposición y el análisis, supongo que los ingresos netos que desde su creación han nutrido a la CEC, con excepción de las utilidades por compraventa de divisas, se transfieren en su totalidad al gobierno. Esto significa que el producto de los impuestos ad valorem a las exportaciones de café y de remesas -los cuales, alguna vez, constituyeron ingresos de la cuenta- al igual que el ingreso neto proveniente de la inversión y manejo de las reservas internacionales, son todos considerados como ingresos del gobierno. En consecuencia, los costos (remanentes) de la CEC, el costo financiero de las OMA, se pagan contra las utilidades por compraventa de divisas². En otras palabras, redistribuyo todas las cuentas de la CEC y sólo dejo como único ingreso de la cuenta de las utilidades por compraventa de divisas y como único egreso, el costo financiero de las OMA. La diferencia entre estos dos rubros representa la utilidad de la "CEC".

Adicionalmente, se supone, como ha sucedido por lo general en la práctica, que el Banco traslada al gobierno la diferencia entre las utilidades por compraventa de divisas y los costos de la CEC. Para propósitos analíticos supongo que una fracción $(1 - \alpha_t)$ de las utilidades por compraventa de divisas se gasta en la remuneración de las OMA y una fracción α_t se transfiere al gobierno. Nótese que analíticamente es posible que α_t sea negativo si el costo de la CEC (la remuneración de las OMA) es superior a las utilidades por compraventa de divisas, en cuyo caso, es el Banco el que recibe una transferencia del gobierno o, similarmente, la deuda del gobierno con el Banco de la República se incrementa. Nótese, también, que la totalidad de las utilidades se monetiza ya sea a través de traslados al gobierno o mediante el pago de intereses a los tenedores de los títulos de contracción monetaria.

La base monetaria nominal, B_t , es igual a la suma del valor en pesos de las reservas internacionales, $\xi_t R_t^*$, más el saldo del crédito neto del Banco de la República al gobierno central (C_t), más el saldo del crédito neto al resto de la economía (S_t) entendido como el conjunto del sector privado, el sector financiero y el resto del sector público.

² El único rubro de la CEC que faltaría por considerar es la remuneración al Banco de la República por administrar esta cuenta. Este costo se incluye dentro de los egresos del gobierno central.

$$B_t = \xi_t R_t^* + C_t + S_t - \alpha_t U_t \quad (5)$$

El último término en el lado derecho de (5) captura el hecho de que las utilidades por compraventa de divisas generadas durante el período t y que se le trasladan al gobierno, no se le entregan inmediatamente, sino durante el período siguiente. De acuerdo con (4), el valor en pesos de la reservas internacionales incluye la totalidad de las utilidades por compraventa de divisas generadas durante el período t . Al restar los traslados al gobierno simplemente se está diciendo que las utilidades generadas en el período t se monetizan, en el mismo período, el monto destinado a financiar el costo de las OMA. Las utilidades se monetizan completamente cuando en el siguiente período las utilidades de la "CEC" o la diferencia entre las utilidades por compraventa de divisas y el costo de las OMA se transfieren al gobierno.

Desde un punto de vista analítico, no es importante distinguir la forma como el gobierno central recibe o ha recibido el traslado. Lo puede recibir bajo la forma de un ingreso corriente como sucedió en 1957³ o, en concordancia con el tratamiento que se le dio a las utilidades arrojadas por la CEC entre 1967 y 1983⁴; o como préstamos a través del Fondo de Estabilización Cambiaria (FEC) y del Fondo de Inversiones Públicas (FIP), los cuales se nutrieron de las utilidades de la CEC entre 1983 y 1989⁵; o como hoy en día, como recurso de capital del gobierno⁶.

En este documento se hace la distinción entre el crédito del Emisor al gobierno (C_t) y los traslados del exceso de utilidades por compraventa de divisas sobre los costos de la CEC. Conceptual y obviamente desde un punto de vista monetario, ellos son la misma cosa. Pero esta distinción nos permite, en primer lugar, entender el complejo mecanismo a través del cual el gobierno colombiano se apropia de recursos de emisión y adicionalmente, introducir y analizar fácilmente el papel del uso de las utilidades por compraventa de divisas en la remuneración de las OMA, las cuales -como veremos- erosionan la capacidad del gobierno para apropiarse del señoreaje. Esta capacidad resulta afectada a través de la conexión entre la política cambiaria y la tasa de devaluación y entre ésta última y la generación y monetización de utilidades por compraventa de divisas destinadas al sector privado. Este tema lo explicaremos en detalle más adelante.

³ Véanse Decretos 2347 de 1954 y 196 de 1957. En 1957 el producto de la Cuenta Especial de Cambios se utilizó para saldar la deuda del gobierno contraída con la compra de unos barcos suecos para la Armada Nacional. Consúltense Banco de la República (1974) LI Informe Anual del Gerente a la Junta Directiva.

⁴ Véase Decreto-Ley 444 de 1967, artículo 45.

⁵ Véase Decreto-Ley 73 de 1983.

⁶ Véase Decreto 2786 de 1989 reglamentario de la Ley 38 de 1989 (Estatuto Orgánico del Presupuesto). De acuerdo con este decreto las utilidades de la CEC se pueden distribuir entre el FEC, el FIP y el gobierno, en la forma de recurso de capital, en las proporciones que fije la Junta Monetaria. Véase Steiner (1991).

Sustituyendo (4) en (5) se tiene:

$$B_t = \sum_{j=0}^{\infty} e_{t-j} \Delta R_{t-j}^* + \sum_{j=0}^{\infty} U_{t-j} + C_t + S_t - \alpha_t U_t \quad (6)$$

$$B_t = \sum_{j=0}^{\infty} e_{t-j} \Delta R_{t-j}^* + \sum_{j=0}^{\infty} U_{t-j-1} + C_t + S_t + (1 - \alpha_t) U_t \quad (7)$$

Rezagando un período la ecuación (7) y sustrayendo la expresión resultante de (7) es posible obtener la primera diferencia de la base monetaria, que en términos reales es igual a:

$$\frac{\Delta B_t}{P_t} = \frac{e_t \Delta R_t^*}{P_t} + \frac{\Delta C_t}{P_t} + \frac{\Delta S_t}{P_t} + \frac{(1 - \alpha_t) U_t}{P_t} + \frac{\alpha_{t-1} U_{t-1}}{P_t} \quad (8)$$

El crecimiento de la oferta de base monetaria viene dado por el efecto cantidad de las reservas internacionales, el cambio en el crédito neto al gobierno y al resto de la economía, las utilidades por compraventa de divisas realizadas durante el período y usadas en pagar intereses de las OMA y la distribución al gobierno de las utilidades remanentes del período anterior.

Veamos ahora el lado de la demanda real de base. La demanda nominal de dinero base puede expresarse como: $B_t = P_t b_t$ donde P_t es el nivel de precios y b_t es la demanda real de base. De nuevo, si rezagamos esta expresión un período podemos calcular el cambio en la demanda nominal entre dos períodos consecutivos, $t-1$ y t :

$$\Delta B_t = P_t (b_t - b_{t-1}) + (P_t - P_{t-1}) b_{t-1} \quad (9)$$

que en términos reales equivale a:

$$\frac{\Delta B_t}{P_t} = \Delta b_t + \pi_t b_{t-1} \quad (10)$$

Igualando (8) y (10) se obtiene una expresión para el cambio real en el crédito del Banco Central al gobierno:

$$\frac{\Delta C_t}{P_t} = b_t - (1 - \pi_t) b_{t-1} - \frac{e_t \Delta R_t^*}{P_t} - \frac{\Delta S_t}{P_t} - (1 - \alpha_t) u_t - \frac{\alpha_{t-1} U_{t-1}}{P_t} \quad (11)$$

La expresión (11) tiene una fácil interpretación. Simplemente es una versión rearrreglada de la conocida condición de equilibrio en el mercado de dinero primario del enfoque monetario de la balanza de pagos. Ordenando términos en (11) se obtiene:

$$-\frac{e_t \Delta R_t^*}{P_t} = \left[\frac{\Delta C_t}{P_t} + \frac{\Delta S_t}{P_t} + (1 - \alpha_t) u_t + \frac{\alpha_{t-1} U_{t-1}}{P_t} \right] - [\Delta b_t + \pi_t b_{t-1}] \quad (12)$$

donde la variable en minúsculas u_t representa el valor real de las utilidades por compraventa de divisas. Esta condición dice que los incrementos en el crédito de origen doméstico, el cual incluye la monetización de las utilidades por compraventa de divisas, por encima del crecimiento de la demanda de dinero base se manifiesta en una caída física de los activos externos netos del Banco de la República.

III La teoría de la tributación óptima: revisión de la literatura y su extensión para incorporar las utilidades por compraventa de divisas

Los instrumentos de tributación al alcance del gobierno son, por lo general, inconsistentes con la optimalidad de Pareto. Impuestos no distorsionarios y que satisfacen los supuestos requeridos para soluciones de "first best", como los impuestos de suma fija o los impuestos sobre bases inelásticas, cuyo monto no puede ser alterado por los individuos cambiando su comportamiento, son, en la realidad, poco viables o poco importantes para cubrir la necesidades de financiación del gobierno. Los instrumentos de tributación verdaderamente a su alcance son distorsionarios y su uso genera, por tanto, pérdidas en bienestar o eficiencia.

La teoría neoclásica de la tributación óptima se basa fundamentalmente en el trabajo de Ramsey (1927) y en la llamada "Regla de Ramsey" derivada como solución a un problema de "second best": cuando el gobierno sólo puede utilizar impuestos distorsionarios para obtener los ingresos requeridos para financiar un volumen dado de gastos, es generalmente óptimo utilizar todos los instrumentos de tributación disponibles; las distintas tasas de tributación no deben ser uniformes sino que se han de fijar diferencialmente con el propósito de minimizar las pérdidas de eficiencia (o el llamado "excess burden" de la tributación).

El enfoque positivo de la política monetaria y fiscal basado en el análisis de Ramsey se desarrolla más recientemente con las contribuciones de Diamond y Mirrlees (1971), Phelps (1975), y Barro (1979). Diamond y Mirrlees (1971) muestran que la minimización de las pérdidas de bienestar originadas en la tributación distorsionaria requiere que los costos marginales en bienestar de usar cada instrumento se igualen para todos los instrumentos de tributación disponibles.

Phelps (1973) desarrolla una teoría, desde el punto de vista de las finanzas públicas, de la tasa de inflación óptima. En la tradición de la literatura sobre señoreaje, la inflación es un impuesto sobre los saldos reales de dinero en poder del público, y el señoreaje recolectado es una fuente de ingresos del gobierno. El impuesto inflacionario, y por lo tanto el crecimiento de la oferta de dinero, se debe fijar con base en los mismos criterios que rigen el escogimiento óptimo de los otros impuestos. Es óptimo hacer tributar a los tenedores de saldos monetarios, como lo es hacer tributar el consumo o la renta, y el paquete de impuestos disponibles para el gobierno debe incluir la tributación, propiamente dicha, y el impuesto inflacionario.

Si se supone que los costos en bienestar de la inflación y de la tributación son, respectivamente, crecientes en la tasa de inflación y en la tasa de tributación, a la luz de la teoría de la tributación óptima en un contexto estático es posible encontrar una relación intratemporal entre estos dos instrumentos. Un choque que incremente los gastos gubernamentales fuerza al gobierno a conseguir los ingresos necesarios para financiarlos. Es óptimo que el gobierno utilice los dos instrumentos impositivos para conseguir ingresos igualando en el margen las ineficiencias o distribuyendo igualmente en el margen las distorsiones impuestas por el uso de cada uno de estos instrumentos. El escogimiento relativo entre inflación y tributación directa depende del costo marginal social relativo de ambas formas de tributación; como resultado, los instrumentos de tributación, en este caso, las tasas de inflación y tributación, deben ajustarse en la misma dirección, deben covariar positivamente.

Barro (1979) extiende la teoría de la tributación óptima a un contexto dinámico. La minimización de los costos de las distorsiones requiere adicionalmente una condición intertemporal: los costos marginales sociales asociados con el uso de un impuesto distorsionario deben ser iguales, al menos en términos esperados, a través del tiempo. Esta es la conocida hipótesis de "suavización" de impuestos de Barro. En un contexto de certidumbre, esta hipótesis implica que la tasa de tributación debe ser constante a través del tiempo. En un contexto estocástico, ella implica que la tasa de tributación, o más exactamente, su costo marginal, debe seguir un proceso martingale ⁷.

La prueba empírica de la teoría de que los impuestos explícitos y el impuesto inflacionario son escogidos óptimamente por sus efectos sobre los ingresos del gobierno fue desarrollada por Mankiw (1987) y posteriores aplicaciones a países desarrollados se encuentran en Grilli (1989), Roubini y Sachs (1989), Poterba y Rotemberg (1990) y Trehan y Walsh (1990). Evidencia para países en desarrollo se encuentra en Roubini (1991) y Edwards y Tabellini (1991). En general, los resultados obtenidos en estos trabajos tienden sólo a apoyar parcialmente el llamado enfoque de equilibrio de la

⁷ Una secuencia de variables aleatorias $\{X_n : n \in \mathbb{N}\}$, se dice que es un martingale si $E\{X_{n+1} | I_n\} = X_n$ donde $E\{\cdot | I_n\}$ representa el operador de valor esperado condicional en la información disponible en n . Para detalles sobre la teoría de martingale véase Dhrymes (1989).

política fiscal. Evidencia para Colombia está incluida en los estudios recientes de Roubini (1991) y Edwards y Tabellini (1991); sus resultados *rechazan* la validez de las implicaciones de la teoría para el caso colombiano.

Podemos criticar, desde puntos de vista empírico y teórico, esta literatura. La evidencia empírica relevante para Colombia presentada por Roubini (1991) y Edwards y Tabellini (1991) está basada en la contrastación de una versión muy restringida de la teoría de la financiación óptima del gobierno. En sus trabajos empíricos, la condición intratemporal entre los distintos impuestos la reducen a probar que la tasa de tributación y la tasa de inflación están cointegradas. Pero, es claro, que si una regresión de cointegración excluye variables relevantes, la prueba estará sesgada a aceptar la hipótesis de no cointegración. Desarrollos teóricos aún anteriores a los trabajos de Roubini (1991) y Edwards y Tabellini (1991), como Poterba y Rotemberg (1990), muestran que en dicha regresión de cointegración la variable que mide el tamaño relativo de las bases sobre las cuales se cobran los impuestos, es decir, la cantidad de dinero base y la renta o PIB, se debe incluir. Su exclusión en dichas pruebas puede explicar el rechazo de la hipótesis de que los distintos impuestos están cointegrados y covarían positivamente.

Desde un punto de vista teórico, es posible incorporar las especificidades del caso colombiano dentro del enfoque de la tributación óptima; en particular, es factible incorporar en la teoría el uso de la monetización del efecto precio de una devaluación como un ingreso del gobierno y como remuneración de las OMA. La literatura existente resume en dos los instrumentos de tributación al alcance del gobierno. El gobierno para financiar el flujo corriente y esperado de gastos, escoge óptimamente la tasa de tributación y la tasa de inflación. Con el primero recibe un ingreso real de $\tau_t y_t$ por período, donde τ_t es la tasa marginal (y media) de tributación y y_t es el PIB real. Por otro lado, con el impuesto inflacionario, el señoreaje máximo recolectado por el gobierno es igual -como se verá más adelante- a $\pi_t (b_{t-1} - s_{t-1})$, el cual se disminuye con el incremento de todas aquellas otras operaciones que absorben base.

Las utilidades por compraventa de divisas se generan por la forma especial en que opera el régimen cambiario y la contabilidad monetaria en Colombia. Este régimen especial le da la posibilidad al gobierno de mirar a la tasa de inflación y a la tasa de devaluación como un instrumento directo de generación de ingresos, pero teniendo en cuenta que indirectamente, a través de la devaluación de la moneda y de las utilidades así generadas y usadas en la remuneración de las OMA, se erosiona la base sobre la cual cobra el impuesto inflacionario.

En relación con esta hipótesis, la teoría de la financiación óptima del gobierno nos da pocas luces debido a que ha sido desarrollada dentro del marco analítico de una economía cerrada. La única excepción es el trabajo de Grilli (1989) aplicado a los países del Sistema Monetario Europeo (SME). Sin embargo, el problema estudiado allí es diferente del que estamos analizando. Grilli (1989) estudia la dificultad, o mejor, la

incompatibilidad, de usar la inflación como un instrumento dentro del paquete tributario óptimo en un contexto de tasas de cambio fijas. Un régimen cambiario de este tipo impone restricciones a la habilidad del gobierno para financiarse a través del impuesto inflacionario. El autor incorpora estas restricciones en su análisis argumentando que en el escogimiento óptimo de la tasa de inflación los gobiernos no sólo minimizan las distorsiones introducidas por los distintos impuestos sino también tratan de minimizar la volatilidad en la tasa de cambio real, penalizando, en su función objetivo, la varianza de la tasa de inflación (alrededor de la inflación media del SME o de la inflación del país líder).

El camino seguido en este trabajo es diferente. En esta investigación el régimen cambiario colombiano lo caracterizo de manera exactamente opuesta a la de Grilli (1989): como uno en el cual se supone constante la tasa de cambio real y flexible, la tasa nominal. Si introducimos el supuesto simplificador de que el precio en términos de moneda extranjera del único bien producido en Colombia (el PIB) es constante, y por selección de unidades, igual a la unidad, podemos asimilar el nivel de precios con la tasa de cambio nominal, y por lo tanto, la tasa de inflación (π_t) con la tasa de devaluación (ξ_t). En consecuencia, se supone que la autoridad restringe la política cambiaria a un sistema de minidevaluaciones administrado con el propósito de mantener constante la tasa de cambio real. Antes de continuar con el análisis debemos determinar cuál es el efecto que tiene la política cambiaria sobre las utilidades por compraventa de divisas.

Veamos cómo las utilidades de la compraventa de divisas dependen de la tasa de devaluación. Recuerde que en la ecuación (3) definimos las utilidades. Esta expresión puede reescribirse de la siguiente forma:

$$U_t = \left(\frac{e_t - \xi_t}{e_t} \right) e_t V_t^* = \left(1 - \frac{\xi_t}{e_t} \right) V_t = \mu_t V_t \tag{13}$$

donde V_t son las ventas de divisas valoradas en pesos, usando la tasa de cambio oficial del período, y la función μ_t , donde:

$$\mu_t = \left(1 - \frac{\xi_t}{e_t} \right) \tag{14},$$

es el "mark-up" o margen de ganancias sobre el valor en pesos de las ventas de divisas. Las utilidades por compraventa de divisas son simplemente una fracción variable μ del valor en moneda doméstica de las ventas hechas por el Banco de la República. Usando (1) y (14) podemos derivar las propiedades de μ_t probando la siguiente proposición.

Proposición: Suponga $R_t^* > 0$, $C_t^* > 0$, $0 \leq e_t \leq 1$, $\forall t$. Entonces:

- (a) $\mu_t = \mu(e_t)$, $\mu: [0, 1] \rightarrow [0, 1]$.
- (b) μ es creciente y estrictamente cóncava.

Prueba: Véase Anexo 1.

La proposición establece que el "mark-up" es una función de la tasa de corriente de devaluación, $\mu_i = \mu(\epsilon_i)$, de modo que (13) puede expresarse como:

$$U_i = \mu(\epsilon_i) V_i \tag{15}$$

La proposición también afirma que la función que define el "mark-up" toma valores en el intervalo $[0, 1)$ si la tasa de devaluación ϵ_i ⁸ se supone que toma valores en $[0,1]$ ⁹, es decir, $\mu: [0,1] \rightarrow [0,1)$. De la misma forma, dice que el "mark-up" es creciente en la tasa corriente de devaluación, $\mu' > 0$, y estrictamente cóncavo, $\mu'' < 0$.

El margen de ganancias lo aproximo paramétricamente con la siguiente función que satisface las propiedades básicas que acabé de probar:

$$\mu(\epsilon_i) = 1 - \frac{1}{1 + \epsilon_i} \tag{16}$$

Sabiendo la relación que existe entre ϵ_i y ξ_i ¹⁰, es posible expresar (16) en términos de ξ_i . El "mark-up" se reduce simplemente a: $\mu(\xi_i) = \xi_i$. Usando este resultado y (15), las utilidades por compraventa de divisas en términos reales (u_i) pueden interpretarse como un impuesto sobre el valor real de las ventas de divisas (v_i):

$$u_i = \xi_i v_i = \xi_i v_i \tag{17}$$

Dada la organización de nuestro sistema cambiario y el tipo de contabilidad monetaria llevada en Colombia, a través del escogimiento de la tasa de inflación (devaluación) el gobierno se apropia de la emisión haciendo tributar las ventas de divisas hechas por el Banco de la República; las utilidades por compraventa de divisas son, en realidad, una especie de impuesto a las ventas, un impuesto al valor en pesos de las ventas de divisas hechas por el Banco para el pago de importaciones y el servicio de la deuda externa. La tasa de este impuesto es igual a la tasa de devaluación y la base de tributación es igual al valor en pesos de las ventas de divisas hechas por el Banco de la República. Del

⁸ Recuérdese que ϵ_i es la medida usual de la tasa de devaluación,

$$\epsilon_i = \frac{\epsilon_i - \epsilon_{i-1}}{\epsilon_{i-1}}$$

⁹ El dominio de la función no tiene por qué limitarse a tasas de devaluación entre 0% y 100%; en efecto, éste puede definirse más ampliamente. Sin embargo, durante el período muestral analizado la tasa observada de devaluación se ubicó dentro de estos límites; de modo que no hay razón, desde un punto de vista empírico, para hacer más general el argumento.

¹⁰ Recuerde:

$$\epsilon_i = \frac{\xi_i}{1 - \xi_i}$$

impuesto recolectado el gobierno puede usar una fracción α , con la destinación que desee mientras que el resto tiene una destinación específica: se lo gasta en la remuneración de las OMA.

Para evitar futuras confusiones, en este punto es importante hacer dos anotaciones. La primera, consiste en que para la apropiación del señoreaje el gobierno no necesariamente debe acudir al crédito directo del Banco de la República; esta apropiación puede darse a través de un mecanismo más expedito como lo son las utilidades por compraventa de divisas, las cuales son equivalentes a un impuesto sobre las ventas de divisas, pagado con emisión. Como con cualquier otro ingreso tributario, el gobierno determina cuál es la correspondiente tasa de tributación. El crédito neto del Banco de la República al gobierno es entonces una medida inexacta del señoreaje apropiado por el gobierno.

La segunda, el cambio en los pasivos monetarios del Banco de la República -el cambio en la base monetaria- también es una medida imprecisa del señoreaje apropiado por el gobierno. El gobierno puede estar adueñándose de un importante volumen de recursos de emisión mientras que la base monetaria puede estar disminuyendo. Cuando el Banco Central vende un dólar a un importador, contrae un mayor volumen de pesos que los emitidos originalmente en el momento de adquirir la divisa, debido al proceso de minidevaluación. Sobre la venta de esta divisa el Banco genera una utilidad equivalente a una fracción del valor en pesos de dicha venta. Esta fracción vuelve al torrente monetario debido a que se transfiere al gobierno. Como resultado, el gobierno se apropia de parte del señoreaje mientras que la cantidad de dinero base en circulación se reduce.

IV La restricción presupuestal intertemporal del gobierno central

La restricción presupuestal del gobierno está dada por la siguiente ley de movimiento de la deuda pública real:

$$d_t - d_{t-1} = i d_{t-1} + g_t - i r_{t-1} - \tau_t y_t - \frac{\Delta C_t}{P_t} - \frac{\alpha_{t-1} U_{t-1}}{P_t} \quad (18)$$

donde d_t es el valor real del saldo de deuda neta externa e interna (distinta de la deuda con el Banco de la República) del gobierno central. Se supone que la totalidad de la deuda con el sector "privado" está compuesta de instrumentos indizados o lo que es lo mismo, la tasa de interés nominal pactada sobre dicha deuda satisface la hipótesis de Fisher, de tal forma que los tenedores de títulos de deuda reciben una tasa de interés real constante i . La razón de este supuesto es que estamos interesados en el uso de la inflación y de la devaluación sólo como impuestos sobre los saldos reales de dinero y sobre el valor real de las ventas de divisas y no en su uso como instrumentos para

depreciar el valor real de las obligaciones nominales representativas de deuda directa del gobierno para con el sector privado interno y externo.

Este marco también supone paridad nominal de intereses. La hipótesis de expectativas racionales (según la cual las expectativas de devaluación e inflación sólo difieren de sus correspondientes realizaciones *ex-post* en un término aleatorio), junto con los supuestos de paridad en el poder de compra y de intereses nominales, además de la hipótesis de Fisher, aseguran que las tasas reales de interés internas y externas sean iguales a i . g_t representa el gasto real del gobierno que excluye el pago de intereses sobre su deuda e incluye la remuneración al Banco de la República por la administración de la CEC. r_{t-1} es el valor real (en pesos constantes) de las reservas internacionales netas al final del período $t-1$.

La ecuación (18) dice que un déficit real inclusive de intereses se financia con un cambio en la deuda real del gobierno. El déficit se calcula como la diferencia entre los gastos, inclusive de intereses ($i d_{t-1} + g_t$) y los ingresos provenientes de la tributación ($\tau_t y_t$), el rendimiento neto de las reservas internacionales ($i r_{t-1}$), el crédito nuevo del Banco de la República ($\frac{\Delta C_t}{P_t}$) y las utilidades por compraventa de divisas distribuidas al gobierno ($\frac{\alpha_{t-1} U_{t-1}}{P_t}$).

Ahora se requiere relacionar las posiciones financieras del Banco de la República y del gobierno central. Si sustituimos (11) en (18) y además hacemos uso de (17), se obtiene, después de algo de álgebra,

$$[d_t + b_t - r_t - s_t] - (1 + i)[d_{t-1} + b_{t-1} - r_{t-1} - s_{t-1}] = g_t - \tau_t y_t - (i + \pi_t)[b_{t-1} - s_{t-1}] + (1 - \alpha_t) \xi_t v_t \quad (19)$$

con s_t representando el crédito neto real del Banco de la República al resto de la economía. En la derivación de la expresión fue necesario utilizar las siguientes identidades muy sencillas de obtener:

$$\frac{e_t \Delta R_t}{P_t} = r_t - r_{t-1} \quad (20)$$

$$\frac{\Delta S_t}{P_t} = s_t - (1 + i)s_{t-1} + (i + \pi_t)s_{t-1} \quad (21)$$

$$b_t - (1 - \pi_t)b_{t-1} = b_t - (1 + i)b_{t-1} + (i + \pi_t)b_{t-1} \quad (22)$$

Es posible transformar una secuencia de restricciones tales como (19), desde el período t en adelante, en una única restricción presupuestal intertemporal del gobierno. La

ecuación [19] es una ecuación en diferencias de primer orden y puede resolverse iterativamente hacia "adelante". Tomando el valor esperado de (19) condicional a la información disponible en t , su solución es la siguiente:

$$(1+i)[d_{t-1} + b_{t-1} - r_{t-1} - s_{t-1}] = \sum_{j=0}^{\infty} (1+i)^{-j} E_t \{ \tau_{t,j} y_{t,j} \} + \sum_{j=0}^{\infty} (1+i)^{-j} E_t \{ (i + \pi_{t,j}) [b_{t,j-1} - s_{t,j-1}] \} - \sum_{j=0}^{\infty} (1+i)^{-j} E_t \{ g_{t,j} \} - \sum_{j=0}^{\infty} (1+i)^{-j} E_t \{ (1 - \alpha_{t,j}) \xi_{t,j} v_{t,j} \} \quad (23)$$

Nótese que (23) impone el requerimiento de que el presupuesto del gobierno está intertemporalmente balanceado; esto significa que se supone que el gobierno sigue políticas sostenibles. De la misma manera, toda política que satisfice (23) es sostenible. La solvencia del gobierno implica que la siguiente condición de transversalidad, la cual restringe el comportamiento asintótico de la deuda neta, se satisface:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} (1+i)^{-j+1} E_t \{ [d_{t,j-1} + b_{t,j-1} - r_{t,j-1} - s_{t,j-1}] \} = 0 \quad (24)$$

Evidencia de que el gobierno colombiano sigue políticas sostenibles (es decir, que (24), y por lo tanto, la restricción intertemporal (23) se cumple) se encuentra en Carrasquilla y Salazar (1992). La restricción intertemporal (23) es una condición muy general que no impone limitaciones a la política presupuestal del gobierno en horizontes finitos de tiempo. Esta simplemente dice que el valor presente de la deuda neta acumulada hasta el período anterior (el lado izquierdo de (23)) tiene que ser cancelada generando, en un horizonte no especificado, un superávit que en valor presente es de la misma magnitud (el lado derecho de (23)).

V El problema de financiación del gobierno y las implicaciones empíricas de la teoría

Los costos en bienestar inducidos por la tributación y la inflación son una función de la trayectoria completa de las tasas de tributación y de inflación (devaluación). Como es común en la literatura, se supone que las funciones de costo son separables en los instrumentos tributarios y a través del tiempo.

Los costos en eficiencia asociados con la tributación sobre el ingreso, el consumo, el comercio exterior, etc., son muy conocidos en la literatura de las finanzas públicas (el llamado "deadweight loss" de la tributación) mientras que los costos de la inflación están asociados con los efectos indeseados sobre la distribución del ingreso, sobre el contenido

informativo de los precios relativos, sobre el funcionamiento eficiente de los mercados, sobre las dificultades e inercias que introduce el uso de contratos nominales, sobre los costos de ajustar los precios (menu costs), etc ¹¹.

Las funciones de costo se suponen homogéneas de grado uno en el ingreso y crecientes y convexas del tipo CES (elasticidad de sustitución constante) en las tasas corrientes de tributación. Las pérdidas en bienestar de la tributación ($c_1(\tau_t)$) vienen dadas por la función:

$$c_1(\tau_t) = \left(\frac{a_1}{1 + \beta} \tau_t^{1 + \beta} \right) y_t \quad a_1, \beta > 0 \quad (25)$$

y la función de costos de la inflación (devaluación), $c_2(\pi_t)$, es igual a:

$$c_2(\pi_t) = \left(\frac{a_2}{1 + \gamma} \pi_t^{1 + \gamma} \right) y_t \quad a_2, \gamma > 0 \quad (26)$$

Con esta estructura de costos para cada período, el valor presente descontado de los costos totales esperados de recolectar los ingresos requeridos por el gobierno está dado por la siguiente expresión:

$$E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} (1 + i)^{-j} \left(\frac{a_1}{1 + \beta} \tau_{t+j}^{1 + \beta} + \frac{a_2}{1 + \gamma} \pi_{t+j}^{1 + \gamma} \right) y_{t+j} \right\} \quad (27)$$

El problema de financiación del gobierno es escoger las trayectorias de tributación e inflación (devaluación) que minimicen el valor presente descontado de las distorsiones o, pérdidas en bienestar, que se producen con el propósito de financiar una trayectoria de flujos exógenos y estocásticos de gastos y de servicios de la deuda. El gobierno escoge óptimamente las secuencias de tasas de tributación e inflación (y devaluación), $(\tau_{t+j}, \pi_{t+j} = \xi_{t+j})_{j=0}^{\infty}$, que minimizan (27) sujeto a que la política tributaria es sostenible, es decir, sujeto a la restricción intertemporal de presupuesto (23). En consecuencia, las tasas de inflación y tributación resuelven un problema de programación dinámica estocástica.

Como es bien reconocido en la literatura, la solución óptima a este problema es inconsistente intertemporalmente en el sentido de Calvo (1978). Es decir, existe el incentivo a que un nuevo gobierno cambie el plan óptimo seguido por el gobierno anterior. El presente análisis se limita a estudiar la "solución de compromiso" en la cual cada gobierno es capaz de restringirse al plan escogido en el período inicial, digamos al plan diseñado por el gobierno del período t . En este caso no es posible introducir

¹¹ En relación con este tópico véanse las discusiones de Okun (1975), Fisher y Modigliani (1978) y Carlton (1982).

cambios a la trayectoria óptima de los impuestos que arrojen un menor valor presente esperado de los costos totales.

Las condiciones necesarias para una solución interior son:

$$a_1 E_t \{\tau_{t+1}^\beta\} = \lambda \quad (28)$$

$$a_2 E_t \{\pi_{t+1}^y\} = \lambda \left[\frac{b_{t-1}}{y_t} + \frac{(-s_{t-1})}{y_t} - \frac{(1-\alpha_t)v_t}{y_t} \right] \quad (29)$$

donde λ es el multiplicador de Lagrange asociado con la restricción intertemporal (23). Las políticas tributaria y monetaria óptimas satisfacen 3 condiciones: la restricción presupuestal (23) y las ecuaciones de Euler para la tributación (28) e inflación (29). Estas tres condiciones definen las políticas monetaria y tributaria óptimas; a partir de ellas podemos derivar las implicaciones empíricas de la teoría y contrastar si la evidencia colombiana las satisface. A continuación desarrollamos las implicaciones verificables de la teoría de equilibrio de la política fiscal y monetaria.

De la aproximación de series de Taylor de primer orden de la función $\text{Ln } \tau_{t+1}^\beta$ alrededor de $E_t \{\tau_{t+1}^\beta\}$ es posible obtener, después de tomar valor esperado condicional a la información disponible en t , que $E_t \{\text{Ln } \tau_{t+1}^\beta\} \approx \text{Ln } E_t \{\tau_{t+1}^\beta\}$, donde Ln representa el logaritmo natural. Haciendo uso de este resultado, la condición de "optimalidad" (28) puede reescribirse como:

$$E_t \{\text{Ln } \tau_{t+1}\} = \text{Ln } \tau_t \quad (30)$$

o alternativamente,

$$\text{Ln } \tau_{t+1} = \text{Ln } \tau_t + v_{t+1} \text{ donde } E_t \{v_{t+1}\} = 0 \quad (31)$$

Si el proceso estocástico $\{v_t\}$ es iid (independiente e idénticamente distribuido), la teoría formularía la hipótesis de que el log de la tasa de tributación es un proceso "random walk", es decir, que los cambios porcentuales en la tasa de tributación ($\text{Ln } \tau_{t+1} - \text{Ln } \tau_t = v_{t+1}$) son impredecibles, aunque se use toda la información disponible en el momento t . Sin embargo, la teoría no impone condiciones tan restrictivas sobre el proceso generador del término aleatorio. Lo que es posible deducir de (31) es que $\{\text{Ln } \tau_t\}$ es un martingale. Podemos establecer así la primera implicación contrastable de la teoría:

Implicación Empírica 1 (Condición Intertemporal): el log de la tasa de tributación sigue un proceso martingale.

Esta implicación se verifica si probamos que la serie del log de la tasa de tributación tiene una sola raíz unitaria; es decir, en términos de Engle y Granger (1987), si la serie del $\text{Ln } \tau_t$ es integrada de orden 1: $\text{Ln } \tau_t \sim I(1)$.

Por otro lado, la condición de Euler (29) implica, junto con (28):

$$\text{Ln } \pi_t = \delta_0 + \delta_1 \text{Ln } \tau_t + \delta_2 \text{Ln} \left[\frac{b_{t-1}}{y_t} + \frac{(-s_{t-1})}{y_t} - \frac{(1 - \alpha_t) v_t}{y_t} \right] \quad (32)$$

donde $\delta_0 = (1/\gamma) \text{Ln}(a_1/a_2)$, $\delta_1 = \beta/\gamma > 0$ y $\delta_2 = 1/\gamma > 0$. $-s_{t-1}$ se reinterpreta como el crédito neto del resto de la economía al Banco de la República. Si $\text{Ln} [b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (1 - \alpha_t) v_t/y_t]$ sigue un proceso de media móvil estacionario, entonces (32) se vuelve:

$$\text{Ln } \pi_t = \delta_0 + \delta_1 \text{Ln } \tau_t + A(L) \eta_t \quad (33)$$

con $\delta_2 \text{Ln} [b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (1 - \alpha_t) v_t/y_t] = A(L) \eta_t$, donde L es el operador de rezagos y $A(L)$ es un polinomio en L , $A(L) = A_0 + A_1 L + A_2 L^2 + \dots$

La ecuación (33) dice que (los logs de) la tasa de tributación e inflación están relacionados positivamente. Esta relación no se puede estimar utilizando técnicas econométricas convencionales debido a que éstas últimas están construidas bajo el supuesto de estacionariedad de las variables. Vimos que la teoría predice que las variables involucradas son no estacionarias, $I(1)$; lo que significa que las variables requieren una primera diferenciación para inducirles estacionariedad. La estimación de una versión en primeras diferencias de (33) sería econométricamente apropiada; sin embargo, esta técnica filtra la información de baja frecuencia, la información de largo plazo, contenida en las series. Para probar la relación entre los niveles de series no estacionarias se han desarrollado las técnicas de cointegración. En consecuencia, la ecuación (33) dice que:

Implicación Empírica 2a (Condición Intratemporal): (el log de) la tasa de inflación y (el log de la) tasa de tributación están cointegradas y covarían positivamente.

Recuérdese que este resultado depende del supuesto que $\text{Ln} [b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (1 - \alpha_t) v_t/y_t]$ siga un proceso de media móvil estacionario. Esto sucede si b_{t-1}/y_t , $(-s_{t-1})/y_t$ y $(1 - \alpha_t) v_t/y_t$ son series estacionarias, $I(0)$; o si todas las series son $I(1)$, se requiere entonces que estén cointegradas con un vector de cointegración $(1,1,-1)$. Si solo un par de series son $I(1)$ mientras que la tercera es $I(0)$, la condición se satisface si las dos series no estacionarias están cointegradas.

Por el contrario, si $\text{Ln} [b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (1 - \alpha_t) v_t/y_t]$ no es estacionaria, y es del tipo $I(1)$, la expresión (32) implica:

Implicación Empírica 2b: (el log de) la tasa de tributación, (el log de) la tasa de inflación y (el log del) tamaño relativo de las bases de tributación están cointegrados.

El tamaño relativo de las bases de tributación incluye tres términos. El primero, es similar al obtenido por Poterba y Rotemberg (1990) y mide la relación entre la base monetaria y el PIB (b_{t-1}/y_t). Si el dinero base crece en relación con el PIB (es decir, si la velocidad ingreso de circulación del dinero base cae), la tasa de inflación debe ser mayor en relación con la tasa de tributación, para un nivel dado de recaudos y distorsiones.

Los otros dos términos no son considerados en la literatura existente sobre tributación óptima. El término $(-s_{t-1})/y_t$, introduce en el análisis el hecho de que no sólo los pasivos monetarios (b_{t-1}) sino también los pasivos no monetarios del Banco de la República con el resto de la economía ($-s_{t-1}$) están sujetos, y por lo tanto, sirven de base de tributación, al impuesto inflacionario. Las OMA, los depósitos previos de importación y giros al exterior -los cuales en la década de los setenta constituyeron un importante instrumento de contracción monetaria- al igual que los pasivos del Banco de la República con los fondos financieros, los cuales se nutren de inversiones forzosas del sistema financiero, y los encajes sobre los depósitos fiduciarios, son todos ejemplos de pasivos no monetarios potencialmente sujetos al impuesto inflacionario. Usando el mismo tipo de razonamiento anterior, un mayor monto de pasivos no monetarios en relación con el PIB (una menor velocidad de circulación de los pasivos no monetarios) está relacionado positivamente con una mayor tasa de inflación (!).

El término $(1 - \alpha_t)v_t/y_t$ es más difícil de interpretar. Sabemos que lo que recibe el resto de la economía como rendimiento real sobre las OMA (α_t) es: $\alpha_t = (1 - \alpha_t)u_t = (1 - \alpha_t)\pi_t v_t$. De esta expresión obtenemos: $(1 - \alpha_t)v_t = \alpha_t/\pi_t$. En el período t , la base sobre la cual se recauda el impuesto inflacionario ($b_{t-1} + (-s_{t-1})$) es heredada del período anterior, $t-1$. Durante el período t el resto de la economía o el sector privado paga un impuesto inflacionario menor a $\pi_t(b_{t-1} + (-s_{t-1}))$ debido a que se apropia de parte de la emisión a través de los intereses sobre las OMA; para una tasa de tributación inflacionaria dada, esto es equivalente a tener una menor base de tributación antes del impuesto. En consecuencia, la base inicial de tributación debe reducirse, en términos reales, en α_t/π_t , el equivalente antes de impuesto inflacionario de los intereses de las OMA, o para abreviar, los intereses ajustados de las OMA. Si aumentan los intereses pagados sobre las OMA en relación con el PIB, se erosiona la base del impuesto inflacionario y la tasa de inflación debe utilizarse relativamente menos en comparación con los otros impuestos, para generar un nivel dado de ingresos para el gobierno.

La ecuación (32) plantea una relación exacta entre las variables involucradas. Sin embargo, la rigidez de esta relación puede relajarse fácilmente si tenemos en cuenta que la inflación, la devaluación y la tributación pueden enfrentar choques de corto plazo, o si aceptamos errores en la aproximación de la función que define el "mark-up" sobre las ventas de divisas o si se acepta que las funciones de costos de generar ingresos no son

invariantes a través del tiempo sino que pueden estar también sujetas a choques transitorios.

Es posible investigar el efecto que individualmente tienen las variables b_{t-1}/y_t , $(-s_{t-1})/y_t$ y $(1 - \alpha_t) v_t/y_t$ sobre la tasa de inflación. Si la expresión $\text{Ln} [b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (1 - \alpha_t) v_t/y_t]$ se aproxima linealmente, (32) puede escribirse:

$$\text{Ln } \pi_t = \kappa_0 + \kappa_1 \text{Ln } \tau_t + \kappa_2 \frac{b_{t-1}}{y_t} + \kappa_3 \frac{(-s_{t-1})}{y_t} + \kappa_4 \frac{o_t/\pi_t}{y_t} + \xi_t \quad (34)$$

donde $\kappa_1, \kappa_2, \kappa_3 \geq 0$ ¹² y $\kappa_4 \leq 0$. Repitiendo el mismo análisis anterior, si las variables incluidas en (34) son I(1), obtenemos una reformulación empírica de 2b:

Implicación Empírica 2c: $\text{Ln } \pi_t, \text{Ln } \tau_t, \frac{b_{t-1}}{y_t}, \frac{(-s_{t-1})}{y_t}$ y $\frac{o_t/\pi_t}{y_t}$ están cointegradas.

Finalmente, si introducimos varios supuestos simplificadores¹³ es posible obtener de la restricción intertemporal [23] y de la versión linearizada de [32] una expresión que relaciona cada instrumento de tributación con la tasa de gastos, inclusive de intereses. La teoría predice que cada instrumento de tributación debe covariar positivamente con la tasa de gastos gubernamentales. Estimaremos las siguientes versiones logarítmicas de estas relaciones:

$$\text{Ln } \tau_t = \theta_0 + \theta_1 \text{Ln} \left[\frac{g_t + i(d_{t-1} - r_{t-1})}{y_t} \right] + \theta_2 \text{Ln} \left[\frac{b_{t-1}}{y_t} + \frac{(-s_{t-1})}{y_t} + \frac{o_t/\pi_t}{y_t} \right] + \zeta_t \quad (35)$$

$$\text{Ln } \pi_t = \rho_0 + \rho_1 \text{Ln} \left[\frac{g_t + i(d_{t-1} - r_{t-1})}{y_t} \right] + \rho_2 \text{Ln} \left[\frac{b_{t-1}}{y_t} + \frac{(-s_{t-1})}{y_t} + \frac{o_t/\pi_t}{y_t} \right] + v_t \quad (36)$$

La teoría predice que θ_1 y $\rho_1 \geq 0$. Los aumentos en la tasa de gastos $[g_t + i(d_{t-1} - r_{t-1})]/y_t$, deben financiarse con incrementos en los instrumentos de tributación: la tasa de inflación y la tasa de tributación propiamente dicha. Nótese que los gastos incluyen el pago de intereses sobre la deuda del gobierno central (id_{t-1}) y excluye el rendimiento de las reservas internacionales (ir_{t-1}). La necesidad de financiar los gastos inclusive de los intereses de la deuda neta es lo que mueve los instrumentos de tributación.

¹² Los coeficientes κ_1, κ_2 y κ_3 pueden ser diferentes entre sí si suponemos que las elasticidades a la inflación esperada (π_t) de $b_{t-1}, -s_{t-1}$ son constantes pero diferentes entre sí.

¹³ Específicamente, se supone que las variables $\tau_t, \pi_t, \xi_t, b_{t-1}, -s_{t-1}, o_t/\pi_t, g_t$ y y_t son I(1) y que: $\text{cov}(\tau_t, y_t) = \text{cov}(\pi_t, b_{t-1}) = \text{cov}(\xi_t, s_{t-1}) = 0$.

Sobre los parámetros θ_2 y ρ_2 de las regresiones (34) y (36) la teoría no impone restricciones; en este caso los signos son indeterminados. Veamos, por ejemplo, la relación entre la tasa de inflación y la base monetaria real (relativa al PIB) de la expresión (35). En (32) encontramos que para una tasa de tributación dada existía una relación positiva entre π_t y $[b_{t-1}/y_t + (-a_{t-1})/y_t + (o_t/\pi_t)/y_t]$; por otro lado, en (23) es fácil ver que para financiar un volumen dado de gastos, con una mayor base monetaria se requiere una menor tasa de inflación. En consecuencia, la ecuación (35) que combina (23) y (32), la relación entre la tasa de inflación y el dinero base depende de cuál efecto predomine.

Si las variables incluidas en (34) y (35) son I(1), podemos derivar las siguientes implicaciones:

Implicación Empírica 3: La tasa de tributación, la tasa de gastos y $[b_{t-1}/y_t + (-a_{t-1})/y_t + (o_t/\pi_t)/y_t]$ están cointegradas. La tasa de tributación y la tasa de gastos covarian positivamente.

Implicación Empírica 4: La tasa de inflación, la tasa de gastos y $[b_{t-1}/y_t + (-a_{t-1})/y_t + (o_t/\pi_t)/y_t]$ están cointegradas. La tasa de inflación y la tasa de gastos están directamente relacionados.

VI Los datos

La base de datos consiste en observaciones anuales para el período 1956-1991. La tasa de inflación (π_t) se obtiene a partir de la serie del promedio anual del IPC ponderado del DANE.

La tasa de tributación (τ_t) se calcula como la relación entre los ingresos tributarios totales y el PIB nominal. Los ingresos tributarios corresponden a los reconocimientos de impuestos directos e indirectos del Gobierno Nacional Central (GNC) publicados por la Contraloría General de la República a los cuales se le agregan, desde 1967, los ingresos netos de la CEC compuestos por los ingresos tributarios de la Cuenta y el ingreso neto por la inversión y manejo de las reservas internacionales. Para 1991 -cuando se suspende la publicación de las estadísticas correspondientes a reconocimientos- estos se proyectan bajo el supuesto de un crecimiento igual al registrado para los recaudos de impuestos entre 1990 y 1991. La fuente para el PIB nominal es el Banco de la República y el DANE. La cifra para 1991 corresponde a la estimación preliminar de mayo de 1992 del DANE.

En las estimaciones que incluyen la tasa de devaluación (en lugar de la tasa de inflación), el período muestral va desde 1959 a 1991 en razón a que durante la segunda mitad de la década de los años cincuenta, y aún durante parte de los años sesenta, la tasa nominal

de cambio se ajustaba solo muy ocasionalmente. En Wiesner (1978) se encuentra un excelente tratamiento de la forma como operaba el régimen cambiario; dicho trabajo es la fuente de información para la tasa de cambio nominal promedio entre 1959 y 1967. Para después de 1967, la tasa de cambio corresponde a la cotización promedio anual del dólar (compra sin descuento) en el mercado de certificados de cambio cuya fuente es el Banco de la República.

La tasa de gastos del GNC exclusive de intereses, g_t/y_t , se calcula como la relación entre los gastos totales y el PIB nominal. Los primeros incluyen los gastos de funcionamiento y de inversión (giros y reservas) publicados por la Contraloría General de la República e incluye, adicionalmente, la remuneración reconocida al Banco de la República por la administración de la CEC. La cifra de 1991 de giros y reservas se proyecta suponiendo un crecimiento igual al mostrado por los correspondientes acuerdos de gastos, debido a que la primera de estas cifras también dejó de publicarse.

Para obtener los gastos inclusive de intereses, se debe adicionar a los anteriores gastos el pago de intereses sobre la deuda del GNC y sustraer el rendimiento de las reservas internacionales netas. Debido a que durante el período muestral completo no existe una serie del servicio de la deuda (en realidad existe, pero mezclada en algunos años con la amortización de préstamos) se optó por imputar como servicio real de la deuda (neta) el 5% de la diferencia entre la deuda del GNC, distinta de la deuda con el Banco de la República, y las reservas internacionales netas, $i(d_{t-1} - r_{t-1}) = 0.05*(d_{t-1} - r_{t-1})$. La fuente del saldo promedio anual de las reservas internacionales netas es el Banco de la República mientras que la de la deuda pública del gobierno central es Carrasquilla y Salazar (1992). Sus cifras debieron ajustarse con la substracción del crédito neto del Banco de la República a la Tesorería.

Las variables b_{t-1}/y_t y $-a_{t-1}/y_t$, se calculan con base en la misma fuente de información monetaria. El primer agregado corresponde al saldo promedio anual de la base monetaria mientras que el segundo corresponde a los pasivos no monetarios del Banco Central. Los intereses ajustados de las OMA (en relación con el PIB), $(\alpha_t/\pi_t)/y_t$, se estiman como el cociente entre los egresos de la CEC por concepto de remuneración (incluido el diferencial cambiario) de los títulos canjeables, en los cuales se reinvierten las OMA, y la tasa de inflación, todo como proporción del PIB nominal.

VII Evidencia empírica

Implicación Empírica 1. Mostré que en la primera implicación de la teoría la serie del log de la tasa de tributación estaba caracterizada por la presencia de una sola raíz unitaria. Para probar que esta serie es I(1) se utilizó la llamada prueba aumentada de

Dickey-Fuller. Ella consiste en una prueba de hipótesis basada en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la regresión de los cambios de la variable (la variable es el log de la tasa de tributación) contra su nivel pasado, una constante, la tendencia y -para tener en cuenta la estructura de autocorrelación de los residuos- se agregan los cambios rezagados del log de la tasa de tributación. El test es simplemente una prueba t para verificar si el coeficiente del nivel pasado de la variable es diferente de 0. Bajo la hipótesis nula, un coeficiente de 0 indica que la serie presenta una raíz unitaria y, por lo tanto, la serie es no estacionaria o se caracteriza por una no-estacionariedad estocástica. Bajo la hipótesis alternativa, la serie es estacionaria o determinística o estacionaria alrededor de la tendencia; es decir, en este caso no existe una raíz unitaria.

El punto importante que se notará es que bajo la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria la distribución asintótica del estadístico t no se distribuye de manera estándar. En el límite, la distribución de este estadístico no es la distribución t de Student; su distribución varía con el conjunto de variables determinísticas incluidas en la regresión (la tendencia y el intercepto). El estadístico t tiene que compararse con los valores críticos tabulados en Fuller (1976).

El test aumentado de Dickey-Fuller permite la existencia de autocorrelación serial en la estructura de la serie; en consecuencia, permite que el proceso generador de la serie pueda ser tan general como por ejemplo AR(p) o ARMA(p,q). La distribución asintótica del estadístico t dependería de la estructura de correlaciones. Para corregir esta dependencia, Said y Dickey (1984) proponen una corrección paramétrica que consiste en adicionar los mencionados rezagos de las primeras diferencias de la serie a la regresión de la prueba simple de Dickey-Fuller (la cual solo incluye como variables explicativas una constante, la tendencia y el nivel rezagado de la variable). De ahí que esta prueba se conozca como la prueba aumentada de Dickey-Fuller. Para seleccionar el orden de este proceso de autorregresión se sigue un procedimiento muy sencillo. Se especifica un modelo general en el cual se fija un número máximo de rezagos, digamos n^* , escogido *a priori*; luego, se eliminan secuencialmente rezagos si: a) al estimar la regresión el último rezago no resulta significativo y b) si la exclusión de dicho rezago no afecta las propiedades de ruido blanco del término del error ¹⁴.

En el Cuadro 1 se presenta el resultado de la prueba. El estadístico obtenido fue de 0.563 calculado con base en una regresión que no incluye constante ni tendencia debido a que no resultaron significativas. Con este resultado no se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Si repetimos el procedimiento, no ya para la variable en niveles sino para su primera diferencia, el estadístico aumentado de Dickey-Fuller

¹⁴ Campbell y Perron (1991) argumentan que este no es el único procedimiento para escoger el número apropiado de rezagos que deben incluirse en la prueba aumentada de Dickey-Fuller (p. ej.: pueden usarse criterios de información o una prueba F conjunta sobre la significancia de rezagos adicionales). Sin embargo agregan que no se conocen las propiedades, en muestras finitas, de las pruebas obtenidas a partir de estos procedimientos.

es -6.94, el cual sí permite rechazar la hipótesis nula de existencia de una (segunda) raíz unitaria. Estos resultados establecen que el log de la tasa de tributación es I(1).

Es posible contrastar este resultado con los estadísticos propuestos por Phillips (1987), Phillips y Perron (1988) y Perron (1988), los cuales sirven también para probar la hipótesis de existencia de una raíz unitaria, pero tienen en cuenta la estructura de correlación de los residuos en forma no paramétrica, permitiendo que el número de observaciones efectivas no se reduzca con la estimación de parámetros adicionales.

CUADRO 1

Pruebas sobre la no estacionariedad de la tasa de tributación (Ln τ_t)

Pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (ADF)

| Variable (X) | Variable en niveles | | | | Variable en primeras diferencias | | | |
|--------------|---------------------|-----------|-----------------------------|------------------|----------------------------------|-----------|-----------------------------|------------------|
| | Estadística ADF | Rezagos n | Estadístico Q de Box-Pierce | Nivel de signif. | Estadístico ADF | Rezagos n | Estadístico Q de Box-Pierce | Nivel de signif. |
| Ln τ_t | 0.563 | 0 | 8.1 | 0.92 | -6.94*** | 0 | 6.2 | 0.98 |

NOTA: El estadístico de Dickey Fuller (ADF), tanto para la variable en niveles como en primeras diferencias, se basa en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la regresión:

$$(1 - L)x_t = \omega_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_i (1 - L)x_{t-i} + e_t$$

donde L es el operador de rezagos y e_t es el término de error estacionario.

La hipótesis nula dice que la serie x_t es no estacionaria (tiene una raíz unitaria) y es rechazada cuando ω_1 es significativamente negativo.

n: se refiere al número de rezagos utilizados que asegura estacionariedad para el error e_t .

Valores críticos: [Fuller (1976), p. 373, tabla 8.5.2, panel 1].

1% -2.66

5% -1.95

10% -1.60

*** Significativo al 1%

Además, estas pruebas tienen la ventaja de que son válidas en contextos más generales debido a que permiten procesos más amplios para el mecanismo generador de cualquier serie de tiempo. Los supuestos en los que se basan estas pruebas son menos restrictivos y admiten que los errores sean débilmente dependientes y estén heterogéneamente distribuidos.

Como es claro de la lectura de las referencias citadas, los estadísticos propuestos por Phillips y Perron son transformaciones de los estadísticos desarrollados por Dickey y Fuller (1981). Los estadísticos transformados se calculan teniendo en cuenta las autocovarianzas muestrales de la serie del error; no existe un criterio único para escoger el número de autocovarianzas rezagadas que se deben incluir en estas transformaciones; por esta razón se reportan los estadísticos cuando se emplea un número diferente de autocorrelaciones rezagadas ("truncation lag parameter", en el lenguaje de Phillips y Perron).

Los resultados de las pruebas se presentan en los Cuadros 2 y 3. En el Cuadro 2 se muestran tres estadísticos obtenidos a partir de la regresión del nivel de la variable (el log de la tasa de tributación) contra una constante, la tendencia y el nivel rezagado de la variable. El resultado de interés es ver si el coeficiente del nivel rezagado de la variable es diferente o igual a 1. Para las pruebas $Z(\bar{\alpha})$ y $Z(t_{\bar{\alpha}})$ la hipótesis nula es la misma: que dicho coeficiente es igual a 1. La tercera prueba, $Z(\phi_2)$, es una prueba F de hipótesis conjunta en la cual la hipótesis nula es que el vector de parámetros es $(0, 0, 1)$; es decir que los coeficientes del término constante y de la tendencia son 0 y que el coeficiente de la variable dependiente rezagada es 1.

CUADRO 2

Pruebas sobre la no estacionariedad de la tasa de tributación (Ln τ_t)

Pruebas de Phillips y Perron

| Pruebas | l=1 | l=4 | l=8 | l=11 |
|-----------------------|--|--------|--------|-------|
| | Variable: Ln τ_t ($\bar{\alpha} = 0.708$) | | | |
| $Z(\bar{\alpha})$ | -10.12 | -10.74 | -10.68 | -9.95 |
| $Z(t_{\bar{\alpha}})$ | -2.33 | -2.39 | -2.39 | -2.31 |
| $Z(\phi_2)$ | 1.83 | 1.94 | 1.93 | 1.80 |

NOTA: Las pruebas se basan en la regresión:

$$x_t = \mu + \beta (t - T/2) + \bar{\alpha} X_{t-1} + \bar{u}_t$$

$T + 1 = 36$ = tamaño de la muestra

$t_{\bar{\alpha}}$ = estadístico t para la hipótesis nula $H_0: \alpha = 1$

ϕ_2 = prueba F conjunta de $H_0: (\mu, \beta, \alpha) = (0, 0, 1)$

l = número de autocorrelaciones rezagadas de \bar{u}_t utilizadas para transformar los estadísticos de Dickey-Fuller (1981)

| Valores críticos: | 1% | 5% | 10% |
|---|--------|--------|--------|
| $Z(\bar{\alpha})$ [Fuller (1976), p. 371, tabla 8.5.1, panel 3] | -22.50 | -17.90 | -15.60 |
| $Z(t_{\bar{\alpha}})$ [Fuller (1976), p. 373, tabla 8.5.2, panel 3] | -4.38 | -3.60 | -3.24 |
| $Z(\phi_2)$ [Dickey y Fuller (1981), p. 1063, tabla VI] | 8.21 | 5.68 | 4.67 |

A la luz de los estadísticos reportados en el Cuadro 2, ninguna de las hipótesis nulas formuladas puede rechazarse. Este resultado se sostiene cuando se consideran 1, 4, 8 y 11 autocovarianzas rezagadas en la elaboración de los estadísticos.

Los resultados de la prueba F sugieren que un modelo de regresión que excluya la constante y la tendencia puede ser más apropiado; en este caso los estadísticos obtenidos son más 'poderosos', estadísticamente hablando, que los obtenidos con la anterior regresión.

CUADRO 3

Pruebas sobre la no estacionariedad de la tasa de tributación (Ln τ_t)

Pruebas de Phillips y Perron

| Pruebas | l=1 | l=4 | l=8 | l=11 |
|---------------------|--|-------|-------|-------|
| | Variable: Ln τ_t ($\alpha^* = 0.864$) | | | |
| Z(α^*) | -4.27 | -3.87 | -3.29 | -2.85 |
| Z(t_{α^*}) | -1.51 | -1.48 | -1.44 | -1.41 |
| Z(ϕ_1) | 1.27 | 1.19 | 1.07 | 0.99 |

NOTA: Las pruebas se basan en la regresión:

$$x_t = \mu^* + \alpha^* x_{t-1} + u_t^*$$

T + 1 = 36 = tamaño de la muestra

t_{α^*} = estadístico t para la hipótesis nula $H_0: \alpha = 1$

ϕ_1 = prueba F conjunta de $H_0: (\mu, \alpha) = (0, 1)$

l = número de autocorrelaciones rezagadas de u_t^* utilizadas para transformar los estadísticos de Dickey-Fuller (1981)

| Valores críticos: | 1% | 5% | 10% |
|---|--------|--------|--------|
| Z(α^*) [Fuller (1976), p. 371, tabla 8.5.1, panel 2] | -17.20 | -12.50 | -10.20 |
| Z(t_{α^*}) [Fuller (1976), p. 373, tabla 8.5.2, panel 2] | -3.75 | -3.00 | -2.63 |
| Z(ϕ_1) [Dickey y Fuller (1981), p. 1063, tabla IV] | 7.88 | 5.18 | 4.12 |

En el Cuadro 3 se muestran los resultados de la regresión del nivel de la variable contra su nivel rezagado y una constante. De nuevo se incluyen tres estadísticos. Los dos primeros prueban la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, es decir, que el coeficiente de la variable rezagada es 1, mientras que el tercero es una prueba F de la hipótesis nula conjunta según la cual el intercepto es 0 y el coeficiente del nivel de la variable dependiente rezagada es 1. Ninguno de los estadísticos rechazan las hipótesis nulas formuladas. Esta afirmación es válida para cualquier número de autocovarianzas

rezagadas usadas en la transformación de los estadísticos de Dickey-Fuller. Los resultados confirman las conclusiones obtenidas del Cuadro 2: no existe evidencia para rechazar la hipótesis de que el logaritmo de la tasa de tributación se comporta como un proceso martingale; ellos constituyen fuerte evidencia para el caso colombiano en favor de la hipótesis intertemporal de Barro de suavización de las tasas de tributación.

Implicación Empírica 2. Las implicaciones empíricas 2a, 2b y 2c plantean la existencia de una relación de equilibrio entre un grupo de variables. Si fuerzas económicas imponen una restricción de largo plazo sobre un conjunto de variables, pero a la vez permiten desviaciones de corto plazo sobre el equilibrio, las series estarán cointegradas. Ha sido demostrado que entre un conjunto de variables pueden existir varios vectores cointegrantes linealmente independientes¹⁵. Las pruebas de cointegración de Engle y Granger no distinguen entre la existencia de uno o más vectores cointegrantes; sin embargo, para simplificar la presentación que sigue y para validar las implicaciones de la teoría, es suficiente con probar la existencia de un vector, en particular, aquel resultante cuando se impone la normalización arbitraria de que el coeficiente de $\Delta \ln \pi_t$ es la unidad, es decir, es la normalización implícita en la selección de qué variable va en el lado izquierdo de la regresión.

La prueba de cointegración verifica la estacionariedad de los errores de regresiones tales como 2a, 2b y 2c. Antes de pasar a verificar la existencia de alguna de las relaciones de largo plazo es importante notar que las pruebas de cointegración entre un conjunto de variables tal y como fueron diseñadas por Engle y Granger (1987) requieren que las series en consideración sean integradas de orden uno, $I(1)$. El orden de integración de series económicas se puede determinar con la ayuda del test aumentado de Dickey-Fuller, ya comentado.

El Cuadro 4 contiene la información relevante en relación con los resultados de este test para los niveles y primeras diferencias de las variables utilizadas en el subsecuente análisis. Ellos sugieren que los niveles de todas las variables involucradas contienen una raíz unitaria. Quizá valga la pena señalar que para el caso del log de la tasa de inflación la prueba indica que la hipótesis de existencia de una raíz unitaria se puede rechazar a un nivel de significancia del 10% aunque no a niveles más usuales como el 5%.

Para probar si las series son estacionarias en cambios, se repitieron las pruebas con las primeras diferencias de las series encontrándose que en todos los casos la hipótesis nula de una raíz unitaria en las primeras diferencias de las variables se rechaza a niveles de significancia del 1%. En todos los casos los estadísticos t (estadísticos aumentados de Dickey-Fuller) fueron menores al correspondiente valor crítico. Para resumir, todas las series económicas de nuestro análisis satisfacen los requisitos impuestos por las técnicas

¹⁵ Véase Engle y Granger (1987).

de cointegración; cada una de ellas se puede caracterizar como un proceso integrado de orden uno.

CUADRO 4
Pruebas sobre la existencia de raíces unitarias
Pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (ADF)

| Variable (X _t) | Variables en niveles | | | | Variables en primeras diferencias | | | | |
|--|----------------------|--------|---------|-----------------------------|-----------------------------------|---------|-----------------------------|------------------|--|
| | Estadístico ADF | Modelo | Rezag n | Estadístico Q de Box-Pierce | Estadístico ADF | Rezag n | Estadístico Q de Box-Pierce | Nivel de signif. | |
| Ln \hat{r}_t | -3.334 * | [3] | 3 | 4.5 0.99 | -9.20*** | 0 | 13.4 | 0.57 | |
| Ln $\hat{\xi}_t$ | -0.217 | [2] | 6 | 8.5 0.90 | -6.00*** | 5 | 7.6 | 0.94 | |
| Ln(BRY _t) | -1.991 | [2] | 0 | 5.6 0.99 | -3.97*** | 1 | 4.2 | 0.99 | |
| BRY _t | -1.903 | [2] | 5 | 5.0 0.99 | -5.39*** | 1 | 7.4 | 0.95 | |
| b _{t-1} /y _t | -0.565 | [1] | 1 | 14.6 0.48 | -4.29*** | 0 | 14.7 | 0.48 | |
| -(s _{t-1})/y _t | 0.074 | [2] | 0 | 9.0 0.88 | -4.40*** | 0 | 8.5 | 0.90 | |
| (o _t /k _t)/y _t | -1.811 | [3] | 0 | 5.9 0.98 | -4.12*** | 0 | 7.4 | 0.95 | |
| Ln(GIC _t) | -3.143 | [3] | 0 | 12.3 0.66 | -7.11*** | 0 | 12.9 | 0.81 | |

NOTA: $BRY_t = b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (o_t/\hat{r}_t)/y_t$

$GIC_t = g_t/y_t + l(d_{t-1} - r_{t-1})/y_t$, $l = 0.05$

Los estadísticos de Dickey Fuller (ADF) se basan en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de uno de los siguientes modelos de regresión:

Modelo [1] $(1 - L)x_t = \omega_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_i (1 - L)x_{t-i} + \theta_t$

Modelo [2] $(1 - L)x_t = \omega_0 + \omega_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_i (1 - L)x_{t-i} + \theta_t$

Modelo [3] $(1 - L)x_t = \omega_0 + \omega_1 x_{t-1} + \omega_2 t + \sum_{i=1}^n c_i (1 - L)x_{t-i} + \theta_t$

donde L es el operador de rezagos, la variable t es la tendencia y θ_t es el término de error estacionario.

La hipótesis nula dice que la serie x_t es no estacionaria (tiene una raíz unitaria) y es rechazada cuando ω_1 es significativamente negativo.

n: se refiere al número de rezagos utilizados que asegura estacionariedad para el error θ_t .

Para las pruebas en primeras diferencias de las variables el modelo de regresión apropiado siempre fue el [1].

| Valores críticos: | 1% | 5% | 10% |
|--|-------|-------|-------|
| Modelo [1] [Fuller (1976), p. 373, tabla 8.5.2, panel 1] | -2.66 | -1.95 | -1.60 |
| Modelo [2] [Fuller (1976), p. 373, tabla 8.5.2, panel 2] | -3.75 | -3.00 | -2.63 |
| Modelo [3] [Fuller (1976), p. 373, tabla 8.5.2, panel 3] | -4.38 | -3.60 | -3.24 |

*** Significativo al 1%

* Significativo al 10%.

En el Cuadro 5 se resumen los resultados de las pruebas de cointegración derivadas de las implicaciones empíricas 2a, 2b y 2c en las cuales la tasa de inflación es la variable dependiente. Allí se presentan los vectores cointegrantes (los parámetros de cada regresión) y los estadísticos aumentados de Dickey-Fuller para probar la estacionariedad de los errores de cada regresión. Las estimaciones se llevaron a cabo utilizando mínimos cuadrados ordinarios. En el cuadro se incluyen las estimaciones de 5 regresiones. En todas ellas los errores son estacionarios, $I(0)$; para las series de los errores de cada regresión la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria se rechaza a niveles de significancia del 5% y 1%. Estos resultados indican que en todas las regresiones existe evidencia de que las variables incluidas están cointegradas.

En la regresión [1] se verifica la implicación 2a; ésta corresponde a la regresión del log de la tasa de inflación contra el log de la tasa de tributación. Existe una relación estadísticamente significativa entre estas dos variables. Como lo postula la teoría del señoreaje óptimo, estos dos instrumentos de tributación covarían positivamente: ante un cambio de 1% en la tasa de tributación, la tasa de inflación de largo plazo se eleva en 1.245%. A diferencia de las conclusiones obtenidas en los trabajos de Roubini (1991) y Edwards y Tabellini (1991), la evidencia presentada aquí valida para el caso colombiano la versión más simple de la teoría de la tributación óptima.

El hallazgo de la existencia de una relación positiva estadísticamente significativa entre los mencionados instrumentos de tributación sigue validándose en todas las demás regresiones presentadas en el Cuadro 5. En la regresión [2] se contrasta la implicación empírica 2b. En ella se adiciona como variable explicativa el log de $[b_{-1}/y_t + (-s_{-1})/y_t - (o_t/\pi_t)/y_t]$ o para simplificar $\ln(BRY_t)$. En esta estimación la elasticidad de la tasa de inflación a la tasa de tributación se eleva a 1.28 y continúa siendo significativa al nivel del 1%. En relación con la nueva variable introducida en la regresión, su signo no es el correcto aunque no es estadísticamente significativo.

Una probable explicación de su insignificancia es que el comportamiento de la variable está dominado por el comportamiento de uno de sus componentes, b_{-1}/y_t , la relación entre la base monetaria y el PIB. Además de corresponder al tamaño relativo de las bases de tributación, este componente también puede interpretarse como el inverso de la velocidad de circulación del dinero base. Ha sido bien documentado¹⁶ para el caso colombiano que el comportamiento de largo plazo de la velocidad de circulación del dinero ha estado asociado con procesos tales como la monetización de la economía y la profundización financiera, fenómenos que se sobreponen a las fuerzas puramente fiscales y que el presente análisis no puede capturar debido a las limitaciones propias del enfoque de equilibrio parcial de esta versión de la teoría de la tributación óptima.

¹⁶ Véase, por ejemplo, Clavijo (1987).

CUADRO 5

Inflación:
resultados de la prueba de cointegración
Estimación por mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: $\ln \pi_t$

| Regresión | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] |
|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| Constante | -0.182 (-0.27) | -0.082 (-0.12) | -0.161 (-0.23) | 0.943 (1.28) | 1.271 (1.87) |
| $\ln \tau_t$ | 1.245*** (4.06) | 1.280*** (4.12) | 1.276*** (3.99) | 0.767** (2.36) | 0.894** (2.46) |
| $\ln(BRY_t)$ | | -0.146 (-0.85) | | | |
| BRY_t | | | -0.025 (-0.42) | | |
| b_{t-1}/y_t | | | | | -0.125 (-1.41) |
| $-(s_{t-1})/y_t$ | | | | 0.082*** (2.85) | 0.023 (0.41) |
| $(o_t/\pi_t)/y_t$ | | | | | 0.050 (0.65) |
| R^2 | 0.326 | 0.340 | 0.330 | 0.459 | 0.500 |
| D.W. | 1.144 | 1.129 | 1.128 | 1.402 | 1.391 |
| F | 16.4 | 8.5 | 8.1 | 14.0 | 7.7 |
| Estad. ADF | -4.00*** | -4.04** | -4.00** | -4.55*** | -4.55** |
| n | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Estad. Q Box-Pierce | 7.4 | 8.2 | 8.0 | 7.8 | 9.8 |
| Nivel signif. | 0.94 | 0.92 | 0.92 | 0.93 | 0.83 |

NOTA: $BRY_t = b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (o_t/\pi_t)/y_t$

El estadístico Dickey-Fuller aumentado (ADF) se calcula a partir de la serie de errores obtenida en cada regresión.

El estadístico de Dickey Fuller (ADF) se basa en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la regresión:

$$(1 - L)x_t = \omega_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_i (1 - L)x_{t-i} + e_t$$

donde x_t es el error de la correspondiente regresión de cointegración; L es el operador de rezagos y e_t es el término de error estacionario. La hipótesis nula dice que la serie x_t es no estacionaria (tiene una raíz unitaria) y es rechazada cuando ω_1 es significativamente negativo. n: se refiere al número de rezagos utilizados que asegura un proceso estacionario para el error e_t .

Valores críticos: [Phillips y Ouliaris (1990), p. 190, tabla II.b].

| # de variables explicativas | 1 | 2 | 4 |
|-----------------------------|-------|-------|-------|
| 1% | -3.96 | -4.31 | -5.07 |
| 5% | -3.37 | -3.77 | -4.45 |
| 10% | -3.07 | -3.45 | -4.16 |

Estadísticos t entre paréntesis.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

En un intento por separar el efecto que individualmente tienen los elementos constituyentes de $\ln(BRY_t)$ sobre la tasa de inflación, se acudió a la aproximación lineal de esta variable expresada en la implicación 2c. La estimación de la primera versión linearizada corresponde a la regresión [3] del Cuadro 5, la cual aproxima $\ln(BRY_t)$ con BRY_t . Los resultados estadísticos prácticamente no cambian. En la regresión [5] se presenta la contrastación de la implicación 2c propiamente dicha. Ninguno de los agregados monetarios (los pasivos monetarios, los pasivos no monetarios y los pagos de intereses de OMA, todos en relación con el PIB) tienen un efecto estadísticamente significativo sobre la tasa de inflación. Sin embargo, cuando se incluye únicamente los pasivos no monetarios (regresión [4]) dicha variable resulta significativa y, como lo postula la teoría examinada, existe una relación positiva entre este agregado y la tasa de inflación.

De acuerdo con el marco teórico, la tasa de devaluación también es determinada por las necesidades de ingresos del gobierno y, en consecuencia, debe responder a las mismas fuerzas que explican la tasa de inflación. Esto significa que la implicación 2 debe continuar siendo válida si en las estimaciones se reemplaza la tasa de inflación por la tasa de devaluación.

En el Cuadro 6 se presenta la estimación de cinco regresiones cuando se utiliza la tasa de devaluación como variable del lado izquierdo. Hay evidencia de cointegración en las regresiones [1], [4] y [5], aunque en la primera de ellas la hipótesis de que los errores no son estacionarios sólo se puede rechazar a un nivel de significancia del 10%. Todas las regresiones muestran una relación positiva y significativa entre la tasa de devaluación y la tasa de tributación, con una elasticidad de la primera a la segunda muy cercana o superior a 2. Los tamaños relativos de los agregados monetarios entran significativamente en las regresiones [4] y [5]. En la regresión [5] el signo de la variable b_{t-1}/y_t , no es el correcto. En la regresión [4] se excluye esta variable, lo cual no ocasiona cambios muy importantes en los distintos estadísticos, pero permite que los signos de la regresión correspondan a los esperados teóricamente. Un aumento de los pasivos no monetarios del Banco de la República (en relación con el PIB) está asociado con una mayor tasa de devaluación mientras que un incremento de los pagos ajustados de intereses de las OMA (en relación con el PIB) está asociado con una menor tasa de devaluación. El primero incrementa la base sobre la cual el gobierno puede cobrar el impuesto inflacionario y, por lo tanto, eleva el recaudo de este impuesto, mientras que el segundo deteriora dicha base de tributación.

El uso de la técnica de mínimos cuadrados ordinarios no produce estimaciones asintóticamente óptimas -válidas para las pruebas de hipótesis- cuando los errores están serialmente correlacionados y las variables del lado derecho de la regresión son endógenas. Este segundo problema puede ser potencialmente importante en nuestro ejercicio, debido a que las implicaciones empíricas fueron obtenidas a partir de combinaciones de algunas de las ecuaciones de Euler [28] y [29] y la restricción intertemporal [23], las cuales definen un sistema de tres ecuaciones en donde se determinan endógenamente la tasa de inflación (o devaluación), la tasa de tributación y el multiplicador de Lagrange.

CUADRO 6

Devaluación: resultados de la prueba de cointegración
Estimación por mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: $\ln \hat{\epsilon}_t$

| Regresión | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] |
|-------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Constante | -2.835* (-1.89) | -3.126* (-1.99) | -3.169** (-2.09) | -1.344 (-0.98) | -0.567 (-0.44) |
| $\ln \tau_t$ | 2.258*** (3.40) | 2.252*** (3.36) | 2.173*** (3.28) | 1.914*** (3.03) | 2.473*** (4.02) |
| $\ln(BRY_t)$ | | 0.241 (0.70) | | | |
| BRY_t | | | 0.140 (1.19) | | |
| b_{t-1}/y_t | | | | | -0.357** (-2.61) |
| $-(s_{t-1})/y_t$ | | | | 0.395*** (4.11) | 0.321*** (3.48) |
| $(o_t/\hat{\pi}_t)/y_t$ | | | | -0.355** (-2.61) | -0.371*** (-2.99) |
| R^2 | 0.272 | 0.284 | 0.305 | 0.570 | 0.654 |
| D.W. | 0.794 | 0.815 | 0.854 | 1.576 | 1.929 |
| F | 11.6 | 5.9 | 6.6 | 12.8 | 13.2 |
| Estad. ADF | -3.32* | -3.11 | -3.17 | -4.86*** | -5.80*** |
| n | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Estad. Q Box-Pierce | 7.5 | 9.7 | 9.5 | 6.3 | 5.0 |
| Nivel signif. | 0.94 | 0.84 | 0.85 | 0.97 | 0.99 |

NOTA: $BRY_t = b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (o_t/\hat{\pi}_t)/y_t$

El estadístico Dickey-Fuller aumentado (ADF) se calcula a partir de la serie de errores obtenida en cada regresión. El estadístico de Dickey Fuller (ADF) se basa en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la regresión:

$$(1 - L)x_t = \omega_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_i (1 - L)x_{t-i} + \epsilon_t$$

donde x_t es el error de la correspondiente regresión de cointegración; L es el operador de rezagos y ϵ_t es el término de error estacionario. La hipótesis nula dice que la serie x_t es no estacionaria (tiene una raíz unitaria) y es rechazada cuando ω_1 es significativamente negativo. n: se refiere al número de rezagos utilizados que asegura un proceso estacionario para el error ϵ_t .

Valores críticos: [Phillips y Ouliaris (1990), p. 190, tabla II.b].

| # de variables explicativas: | 1 | 2 | 3 | 4 |
|------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 1% | -3.96 | -4.31 | -4.73 | -5.07 |
| 5% | -3.37 | -3.77 | -4.11 | -4.45 |
| 10% | -3.07 | -3.45 | -3.83 | -4.18 |

Estadísticos t entre paréntesis.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Phillips (1991) muestra que el uso del método de Máxima Verosimilitud (FIML) para el sistema completo, con el uso de información acerca de raíces unitarias, es el método óptimo para inferencia estadística. Sin embargo, también es posible lograr una estimación asintóticamente eficiente con métodos de estimación que involucran una sola ecuación.

Existen cuatro métodos de una sola ecuación destinados a estimar una relación de cointegración en presencia de errores débilmente dependientes y regresores endógenos. Ellos son los propuestos por Phillips y Hansen (1990), Saikkonen (1991), Stock y Watson (1991) y Phillips y Loretan (1991). Si bien es cierto que todos estos métodos son asintóticamente equivalentes, es difícil escoger entre ellos debido a que no se conocen las propiedades comparativas de los distintos estimadores en muestras finitas. No existe un fundamento estadístico para escoger un método en particular.

La reestimación de las relaciones de cointegración se llevó a cabo empleando el método descrito en Phillips y Loretan (1991). Este consiste en una corrección paramétrica de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios. La corrección consiste en agregar a dicha regresión los errores de equilibrio rezagados y rezagos y adelantos de las primeras diferencias de los regresores. La especificación general de la regresión que se estimó fue la siguiente:

$$x_t = a + bq_t + c1(x_{t-1} - a - bq_{t-1}) + c2(x_{t-2} - a - bq_{t-2}) + d \Delta q_t + e \Delta q_{t-1} + f \Delta q_{t+1} + \xi_t \quad (37)$$

donde x_t es la variable dependiente de las implicaciones 2a, 2b y 2c: el log de la tasa de inflación o el log de la tasa de devaluación. q es el vector de variables explicativas de esas mismas implicaciones; por ejemplo, en la regresión [5] de los Cuadros 5 y 6, que corresponde a la implicación 2c, el vector de regresores es $q_t = (Ln \tau_t, b_{t-1}/y_t, -s_{t-1}/y_t, (o_t/k_t)/y_t)$ y b es el correspondiente vector cointegrante. d , e y f son vectores de parámetros y $c1$ y $c2$ son parámetros. La estimación por mínimos cuadrados no lineales de [37] produce estimadores de b asintóticamente eficientes y equivalentes a los del método óptimo FIML.

En el intento de lograr una especificación parsimoniosa, los regresores no significativos de [37] se fueron eliminando sucesivamente, tratando así de replicar el proceso de eliminación de variables de la llamada metodología de Hendry (1987).

En los Cuadros 7 y 8 se presentan los resultados de las reestimaciones de las regresiones con evidencia de cointegración contenidas en los Cuadros 5 y 6 usando esta vez la técnica de mínimos cuadrados no lineales. Las regresiones [1], [2], [3] y [4] del Cuadro 5 se convierten en una sola regresión del Cuadro 7 debido al proceso de reducción de variables no significativas. Estos resultados reafirman los hallazgos de cointegración encontrados con mínimos cuadrados ordinarios. Los instrumentos de tributación covarían positivamente, mientras que no hay evidencia de que las variables que miden el tamaño relativo de las bases de tributación hayan tenido un efecto significativo sobre la tasa de inflación de largo plazo.

CUADRO 7

Inflación:
resultados de la prueba de cointegración
Estimación por mínimos cuadrados no lineales

Variable dependiente: $\ln \pi_t$

| Regresión | [1], [2], [3] y [4] | [5] |
|---------------------|---------------------|--------------------|
| $\ln \pi_t$ | 1.172*** (25.00) | 1.552*** (6.65) |
| b_{t-1}/y_t | | -0.148 (-1.65) |
| c1 | 0.389** (2.48) | 0.333* (2.00) |
| R ² | 0.397 | 0.446 |
| D.W. | 1.727 | 1.708 |
| F | 21.1 | 12.5 |
| Estad. Q Box-Pierce | 7.3 | 9.4 |
| Nivel de signif. | 0.95 | 0.86 |

NOTA: El modelo general de regresión no lineal estimado es el siguiente:

$$x_t = a + bq_t + c1(x_{t-1} - a - bq_{t-1}) + c2(x_{t-2} - a - bq_{t-2}) + d\Delta q_t + e\Delta q_{t-1} + f\Delta q_{t-2}$$

donde x_t es la variable dependiente; q es el vector de variables explicatorias; b , d , e y f son vectores de parámetros y $c1$ y $c2$ son parámetros. De acuerdo con el Cuadro 5, por ejemplo, el vector de variables explicativas en [1] es: $q_t = (\ln \pi_t)$ mientras que en la regresión [5] es: $q_t = (\ln \pi_t, b_{t-1}/y_t, -b_{t-1}/y_t, (a/\pi_t)/y_t)$.

Nótese que en ninguna regresión el intercepto resultó significativo.

Estadísticos t entre paréntesis.

- *** Significativo al 1%
- ** Significativo al 5%
- * Significativo al 10%

En el Cuadro 8 se presentan los resultados para el caso de la tasa de devaluación. La relación estadísticamente significativa entre la tasa de tributación y la tasa de devaluación se mantiene, lo mismo que la relación entre esta última y los pasivos no monetarios y los pagos de intereses de OMA. En relación con los pasivos monetarios, las estimaciones siguen mostrando el signo incorrecto aunque ahora no es significativo a los niveles usuales de significancia.

CUADRO 8

Devaluación: resultados de la prueba de cointegración
Estimación por mínimos cuadrados no lineales

Variable dependiente: $\text{Ln } \dot{\epsilon}_t$

| Regresión | [1] | [4] | [5] |
|-------------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
| Constante | | -2.411* (-1.81) | -0.988 (-0.81) |
| $\text{Ln } \tau_t$ | 1.073*** (9.94) | 2.734*** (4.14) | 2.755*** (4.44) |
| b_{t-1}/y_t | | | -0.243* (-1.74) |
| $-(s_{t-1})/y_t$ | | 0.691*** (5.03) | 0.650*** (4.09) |
| $(o_t/\dot{\pi}_t)/y_t$ | | -0.904*** (-4.04) | 0.885*** (-3.51) |
| c1 | 0.548*** (4.15) | | |
| d3 | | | -0.355* (-2.07) |
| d4 | | | 0.311 (1.67) |
| f1 | | 2.323** (2.45) | |
| f2 | | 0.557** (2.50) | |
| f3 | | -0.264** (-2.07) | 0.465** (2.24) |
| f4 | | | -0.288** (-2.43) |
| R ² | 0.474 | 0.664 | 0.732 |
| D.W. | 2.129 | 1.724 | 1.896 |
| F | 26.1 | 7.9 | 7.5 |
| Estad. Q Box-Pierce | 3.7 | 9.8 | 9.2 |
| Nivel signif. | 0.99 | 0.83 | 0.86 |

NOTA: El modelo general de regresión no lineal estimado es el siguiente:

$$x_t = a + b q_t + c1 (x_{t-1} - a - b q_{t-1}) + c2 (x_{t-2} - a - b q_{t-2}) + d \Delta q_t + e \Delta q_{t-1} + f \Delta q_{t-2}$$

donde x_t es la variable dependiente; q es el vector de variables explicativas; b , d , e y f son vectores de parámetros y $c1$ y $c2$ son parámetros. De acuerdo con el Cuadro 8x, por ejemplo, el vector de variables explicativas en [1] es: $q_t = (\text{Ln } \tau_t)$ mientras que en la regresión [5] es: $q_t = (\text{Ln } \tau_t, b_{t-1}/y_t, -s_{t-1}/y_t, (o_t/\dot{\pi}_t)/y_t)$.

Estadísticos t entre paréntesis.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Para concluir podemos afirmar que la implicación 2, la hipótesis intratemporal de la teoría de la tributación óptima, según la cual los instrumentos de tributación al alcance del gobierno (la tasa de inflación, la de devaluación y la de tributación propiamente dicha) deben moverse en el largo plazo en la misma dirección, aunque en el corto plazo es posible que puedan registrarse importantes desviaciones estacionarias sobre esta relación de equilibrio, se encuentra respaldada por las cifras colombianas.

CUADRO 9
Inflación, devaluación, tributación y gastos del gobierno
Resultados de la prueba de cointegración
Estimación por mínimos cuadrados no lineales

| Variable dependiente (x _t) | Ln τ _t | Ln π̂ _t | Ln ξ̂ _t |
|--|---------------------|----------------------|---------------------|
| Constante | | -2.827* (-1.71) | -6.004* (-1.78) |
| Ln(GIC _t) | 1.010*** (15.8) | 2.441*** (3.45) | 3.476** (2.45) |
| Ln(BRY _t) | -0.003 (-0.07) | -0.121 (-0.90) | 0.203 (0.58) |
| c1 | 0.845*** (7.23) | 0.482*** (4.06) | 0.350** (2.28) |
| d1 | | -2.041*** (-2.99) | -2.682* (-1.72) |
| e1 | -0.596*** (3.53) | 1.736*** (-3.99) | -2.601** (-2.34) |
| e2 | -0.231*** (3.05) | | |
| R ² | 0.821 | 0.687 | 0.413 |
| D.W. | 2.178 | 2.328 | 1.638 |
| F | 33.3 | 12.3 | 3.8 |
| Estad. Q Box-Pierce | 7.3 | 9.6 | 5.7 |
| Nivel de signif. | 0.95 | 0.84 | 0.98 |

NOTA: $BRY_t = b_{t-1}/y_t + (-s_{t-1})/y_t - (o_t/\hat{\pi}_t)/y_t$

$GIC_t = g_t/y_t + l(d_{t-1} - r_{t-1})/y_t$, $l = 0.05$

El modelo general de regresión no lineal estimado es el siguiente:

$$x_t = a + bq_t + c1(x_{t-1} - a - bq_{t-1}) + d \Delta q_t + e \Delta q_{t-1} + f \Delta q_{t-2}$$

donde x_t es cualquiera de las variables dependientes; q es el vector de variables explicativas; b, d, e y f son vectores de parámetros; c1 es un parámetro. El vector de variables explicativas es: q_t = (Ln GIC_t, Ln BRY_t)

Estadísticos t entre paréntesis.

- *** Significativo al 1%
- ** Significativo al 5%
- * Significativo al 10%

Evidencia sobre el efecto que la velocidad ingreso de circulación de algunos agregados pueden tener sobre los instrumentos de tributación es más fragmentaria. La velocidad de circulación de los pasivos no monetarios del Banco de la República y los pagos de intereses de OMA, en relación con el PIB, parecen afectar la tasa de devaluación en las direcciones correctas, pero parecen no tener un impacto significativo sobre la tasa de inflación.

Implicaciones 3 y 4. Finalmente, las últimas implicaciones de la teoría se refieren a las relaciones de cointegración que deben existir entre los instrumentos de tributación y la tasa de gastos. La relación de equilibrio de largo plazo se estimó utilizando mínimos cuadrados no lineales con corrección paramétrica dirigida a corregir los problemas de correlación serial de los residuos. El modelo general estimado fue el siguiente:

$$x_t = a + b q_t + c I (x_{t-1} - a - b q_{t-1}) + d \Delta q_t + e \Delta q_{t-1} + f \Delta q_{t-2} \quad (38)$$

donde x_t es cualquiera de los instrumentos de tributación; q es el vector de variables explicativas: $q_t = (Ln GIC_t, Ln BRY_t)$ y b es el vector cointegrante que deseamos estimar. De acuerdo con el Cuadro 4, todas las variables incluidas en esta relación son I(1).

Los resultados de las pruebas de cointegración se incluyen en el Cuadro 9. Como lo postula la teoría expuesta, las distintas tasas de tributación se mueven en la misma dirección en que lo hace la tasa de gastos. Las elasticidades de la tasa de tributación, de inflación y de devaluación a la tasa de gastos son 1, 2.4 y 3.4 respectivamente. No hay evidencia de que el tamaño relativo de las bases de tributación afecte significativamente la evolución de largo plazo de los instrumentos de tributación.

VIII Conclusiones

En este trabajo desarrollé la teoría y derivé las implicaciones empíricas de un modelo de financiación óptima en el cual el gobierno escoge los instrumentos tributarios para financiar sus gastos a través de la tributación, el crédito del Banco Central y las utilidades por compraventa de divisas. La selección óptima de estos instrumentos se hace con el propósito de minimizar los costos sociales reales en bienestar introducidos por el uso de instrumentos distorsionarios.

Si las tasas de inflación, devaluación y tributación son explicadas por este modelo de comportamiento del gobierno, ellas deben exhibir propiedades intra e intertemporales muy precisas. La teoría predice que estas variables deben comportarse como series no estacionarias, covariar positivamente entre sí, y covariar positivamente con la tasa de gastos gubernamentales.

La evidencia mostró que para el caso colombiano todas las implicaciones de la teoría eran validadas por una muestra de datos que va desde 1956 a 1991. La evolución de largo plazo de las tasas de inflación, devaluación y tributación está determinada por las necesidades de financiación del gobierno central. En consecuencia, para reducir la tasa de inflación es necesario disminuir las necesidades de financiación del gobierno, es decir, el nivel de gastos del gobierno central.

Es importante notar que muchos otros factores pueden tener efectos sobre la evolución de las tasas de inflación y devaluación. Sin embargo, de la interpretación de las pruebas de cointegración, podemos concluir que todos estos choques tienen efectos estacionarios sobre dichas variables; estos choques alteran la dinámica de corto plazo de la inflación y de la devaluación, pero en el largo plazo dichos efectos revierten a su media, a cero, desaparecen. En el largo plazo, la fuerza que mueve el proceso inflacionario son los gastos del gobierno inclusive de intereses sobre la deuda.

Otra alternativa de política para conservar el poder de compra de la moneda es evitar el uso de emisión primaria para financiar el gobierno. En este sentido está bien intencionada la limitación constitucional del crédito del Banco de la República al gobierno. Sin embargo, como se desprende del análisis presentado, esta intención es simplemente inútil mientras persistan las transferencias de las utilidades de la Cuenta Especial de Cambios y la intervención estatal en la determinación de la evolución de la tasas de cambio.

La evidencia empírica ha mostrado la existencia de una relación positiva entre la tasa de tributación y la tasa de inflación. Esta relación resultó ser muy robusta aún ante cambios en las especificaciones de las regresiones y ante cambios en los métodos de estimación. Esta regularidad empírica no puede ser explicada por aquellos analistas y, en general, por la literatura existente sobre finanzas públicas colombianas, los cuales explican las decisiones financieras del gobierno, las reformas tributarias, por ejemplo, como fundamentadas en propósitos de estabilización. Si el gobierno actúa con propósitos de estabilización debería encontrarse una relación inversa entre la tasa de inflación y la tasa de tributación. En la teoría de la tributación óptima el objetivo financiero del gobierno es mucho más simple y menos sofisticado y altruista. El gobierno simplemente busca conseguir unos ingresos para financiar sus gastos, tratando que los costos reales en bienestar sean mínimos para la sociedad. La evidencia empírica apoya este modelo de comportamiento del gobierno.

ANEXO 1

En este anexo se prueban las propiedades de la función que define el "mark-up" sobre las ventas de divisas.

Prueba de la proposición: La prueba es por construcción. La fórmula empleada en la contabilidad del Banco de la República para calcular el costo promedio de adquisición de las reservas, que en un momento dado constituyen el stock de divisas del país, es:

$$[A1] \quad \bar{\xi}_t = \frac{\bar{\xi}_{t-1} R_{t-1}^* + e_t C_t^*}{R_{t-1}^* + C_t^*}$$

donde:

$\bar{\xi}_t$ = costo promedio de adquisición del stock divisas al final del período t.

e_t = tasa de cambio promedio durante el período t a la cual el Banco de la República compra y vende reservas.

R_{t-1}^* = stock de reservas internacionales (en dólares) al final del período t-1.

C_t^* = compras de divisas durante el período t.

De la expresión [A1] es fácil obtener:

$$[A2] \quad \bar{\xi}_t - \left(\frac{R_{t-1}^*}{R_{t-1}^* + C_t^*} \right) \bar{\xi}_{t-1} = \left(\frac{C_t^*}{R_{t-1}^* + C_t^*} \right) e_t$$

Si suponemos $R_t^* > 0$ y $C_t^* > 0$, para todo t, la ecuación en diferencias de primer orden [A2] puede resolverse iterativamente hacia "atrás", para finalmente obtener:

$$[A3] \quad \bar{\xi}_t = \left(\frac{C_t^*}{R_{t-1}^* + C_t^*} \right) e_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\prod_{k=0}^i \frac{R_{t-k-1}^*}{R_{t-k-1}^* + C_{t-k}^*} \right) \frac{C_{t-i-1}^*}{R_{t-i-2}^* + C_{t-i-1}^*} e_{t-i-1}$$

Esta expresión simplemente muestra que el costo *promedio* de adquisición de las divisas que conforman el stock actual de reservas internacionales es el valor presente descontado y ponderado de las tasas de cambio a las cuales el Banco de la República ha comprado divisas a través de su historia. Las ponderaciones de las tasas de cambio varían a través del tiempo dependiendo del tamaño relativo de las compras en cada período:

$$[A4] \left(\frac{C_{t-1}^*}{R_{t-1-1}^* + C_{t-1}^*} \right);$$

observe que una misma compra de divisas tiene obviamente un mayor impacto sobre el costo promedio de adquisición de las reservas si esta compra se realiza en una situación donde el stock de reservas previamente acumulado es bajo. En caso contrario, cuando las reservas del país son altas, compras marginales tendrán un menor efecto debido a que el costo promedio de adquisición arrastrará el lastre de las compras hechas a tasas de cambio diferentes a las que se hacen las compras del período corriente.

Por otra parte, los factores compuestos con los cuales se traen a valor presente, o se descuentan, las tasas de cambio ponderadas de las compras hechas, en el pasado, por el Banco,

$$[A5] \prod_{k=0}^t \frac{R_{t-k-1}^*}{R_{t-k-1}^* + C_{t-k}^*}$$

son variables (porque las tasas de descuento son variables) y decrecientes a medida que nos movemos hacia atrás en el tiempo. Recuerde que la tasa de descuento y el factor de descuento se relacionan inversamente; la tasa de descuento, de algún período, depende inversamente del stock de reservas acumulado y directamente de las compras de divisas del período siguiente. En consecuencia, las compras que se hicieron en el pasado en una situación de escasez de reservas tienen un efecto mayor sobre el costo corriente promedio del stock de divisas debido a que dichas compras se descuentan más fuertemente.

Este efecto puede verse compensado por el hecho de que el factor de descuento compuesto es decreciente; es decir, la tasa de cambio correspondiente a compras hechas en un pasado muy lejano tiene un menor efecto o peso sobre el costo promedio de adquisición que la tasa de cambio de iguales compras relativas hechas en el pasado reciente.

Si dividimos ambos lados de la expresión [A3] por e_t , la tasa de cambio del período t , después de algo de álgebra, obtendremos:

$$[A6] \frac{\xi_t}{e_t} = \left(\frac{C_t^*}{R_{t-1}^* + C_t^*} \right) + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\prod_{k=0}^i \frac{R_{t-k-1}^*}{R_{t-k-1}^* + C_{t-k}^*} \frac{1}{1 + e_{t-k}} \right) \frac{C_{t-i-1}^*}{R_{t-i-2}^* + C_{t-i-1}^*}$$

donde e_t es la tasa de devaluación durante el período t definida como:

$$[A7] e_t = \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}}$$

Ahora bien, la definición de utilidades por compraventa de divisas durante el período t , U_t , es:

$$[A8] U_t = (e_t - \bar{e}_t) V_t^*$$

donde V_t^* es el valor en dólares de las ventas de divisas hechas por el Banco durante el período t y $(e_t - \bar{e}_t)$ es la diferencia entre la tasa de cambio a la cual se hacen las ventas y su costo promedio de adquisición. Esta expresión es equivalente a:

$$[A9] U_t = \left(\frac{e_t - \bar{e}_t}{e_t} \right) e_t V_t^* = \left(1 - \frac{\bar{e}_t}{e_t} \right) V_t = \mu_t V_t$$

donde V_t es el valor en pesos de las ventas de divisas hechas por el Banco de la República durante el período t y la función μ_t , donde:

$$[A10] \mu_t = \left(1 - \frac{\bar{e}_t}{e_t} \right), \quad 0 \leq \mu_t < 1$$

si suponemos $0 \leq \varepsilon_t \leq 1$, para todo t , es lo que se conoce en el documento como el "mark-up" o margen de ganancias sobre el valor en pesos de las ventas de divisas. Las ecuaciones [A9] y [A10] simplemente dicen que las utilidades por compra-venta de divisas son una fracción μ del valor en pesos de las ventas de divisas. Sustituyendo [A6] en [A10] tenemos:

$$[A11] \mu_t = \left(\frac{R_{t-1}^*}{R_{t-1}^* + C_{t-1}^*} \right) - \sum_{i=0}^{\infty} \left(\prod_{k=0}^i \frac{R_{t-k-1}^*}{R_{t-k-1}^* + C_{t-k}^*} \frac{1}{1 + \varepsilon_{t-k}} \right) \frac{C_{t-1-1}^*}{R_{t-1-2}^* + C_{t-1-1}^*}$$

Esta expresión muestra que el "mark-up" sobre las ventas de divisas durante el período t depende de la tasa de devaluación de ese período, ε_t , y de las devaluaciones ya realizadas en el pasado. El efecto de la devaluación del período t sobre el "mark-up" del mismo período puede expresarse:

$$[A12] \frac{\partial \mu_t}{\partial \varepsilon_t} = \left(\frac{1}{1 + \varepsilon_t} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left(\prod_{k=0}^i \frac{R_{t-k-1}^*}{R_{t-k-1}^* + C_{t-k}^*} \frac{1}{1 + \varepsilon_{t-k}} \right) \frac{C_{t-1-1}^*}{R_{t-1-2}^* + C_{t-1-1}^*} > 0$$

A partir de esta expresión es fácil mostrar también que

$$\frac{\partial^2 \mu_t}{\partial \varepsilon_t^2} < 0.$$

La función que define el "mark-up", $\mu_i = \mu(\epsilon_i)$, depende de la tasa de devaluación corriente; es una función inyectiva [i.e. si ϵ' y $\epsilon'' \in [0, 1]$ y $\mu(\epsilon') = \mu(\epsilon'') \Rightarrow \epsilon' = \epsilon''$]; toma la función toma valores en el intervalo $[0, 1)$ si la tasa de devaluación se supone que toma valores en $[0, 1]$, $\mu: [0, 1] \rightarrow [0, 1)$; es creciente en la tasa corriente de devaluación, $\mu' > 0$, y estrictamente cóncava, $\mu'' < 0$ ■

Bibliografía

- Banco de la República (1974): *LI Informe Anual del Gerente a la Junta Directiva* (Bogotá: Banco de la República).
- Barro, R. (1979): "On the Determination of the Public Debt", *Journal of Political Economy*, 87, 940-971.
- Calvo, G. (1978): "On the Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economy", *Econometrica*, 46, 1411-1428.
- Campbell, J. y Perron, P. (1991): "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", *Econometric Research Program, Research Memorandum No. 360* (Princeton, New Jersey: Princeton University Press).
- Carlton, D. (1982): "The Disruptive Effect of Inflation on the Organization of Markets", en Hall, R., ed., *Inflation: Causes and Effects* (Chicago: The University of Chicago Press).
- Carrasquilla A. y Salazar, N. (1992): "Sobre la naturaleza del ajuste fiscal en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, 21, 165-190
- Clavijo, S. (1987): "Hacia una caracterización del comportamiento de la velocidad de circulación del dinero: el caso colombiano 1959-1986", *Ensayos sobre Política Económica*, 12, 59-79.
- Dhrymes, P. (1989): *Topics in Advance Econometrics. Probability Foundations* (New York: Springer-Verlag).
- Diamond, P. y Mirrlees, J. (1971): "Optimal Taxation and Public Production I: Production Efficiency y II: Tax Rules", *American Economic Review*, 61, 8-27 y 261-278.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Edwards, S. y Tabellini, G. (1991): "Explaining Fiscal Policies and Inflation in Developing Countries", *Journal of International Money and Finance*, 10, S16-S48.
- Engle, R. y Granger, W. (1987): "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fisher, S. y Modigliani, F. (1978): "Toward an Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 114, 810-833.
- Fuller, W. (1976): *Introduction to Statistical Time Series* (New York: John Wiley).
- Grilli, V. (1989): "Seigniorage in Europe", in *Monetary Theory and Monetary Institutions* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Jaramillo, J. y Montenegro, A. (1982): "Cuenta Especial de Cambios: descripción y análisis de su evolución reciente", *Ensayos sobre Política Económica*, 2, 109-186.
- Mankiw, G. (1987): "The Optimal Collection of Seigniorage. Theory and Evidence", *Journal of Monetary Economics*, 20, 327-341.
- Okun, A. (1975): "Inflation: Its Mechanics and Welfare Costs", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 351-401.

- Perron, P. (1988): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 297-332.
- Phelps, E. (1973): "Inflation in the Theory of Public Finance", *Swedish Journal of Economics*, 75, 67-82.
- Phillips, P. (1987): "Time Series Regression with Unit Roots", *Econometrica*, 55, 277-302.
- Phillips, P. (1991): "Optimal Inference in Cointegrated Systems", *Econometrica*, 59, 283-306.
- Phillips, P. y Hansen, B. (1990): "Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Phillips, P. y Loretan, M. (1991): "Estimating Long-Run Economic Equilibria", *Review of Economic Studies*, 58, 407-436.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Phillips, P. y Ouliaris, S. (1990): "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, 58, 165-193.
- Poterba, J. y Rotemberg, J. (1990): "Inflation and Taxation with Optimizing Governments", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 22, 1-18.
- Ramsey, F. (1927): "A Contribution to the Theory of Taxation", *Economic Journal*, 37, 47-61.
- Roubini, N. (1991): "Economic and Political Determinants of Budget Deficits in Developing Countries", *Journal of International Money and Finance*, 10, S49-S72.
- Roubini, N. y Sachs, J. (1989): "Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies", *European Economic Review*, 33, 903-938.
- Said, S. y Dickey, D. (1984): "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71, 599-608.
- Saikkonen, P. (1991): "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions", *Econometric Theory*, 7, 1-21.
- Steiner, R. (1991): "La Cuenta Especial de Cambios", Documento DIE-0991-021-C, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco de la República, mimeo.
- Stock, J. y Watson, M. (1991): "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper No. 91-3, (Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago).
- Trehan, B. y Walsh, C. (1990): "Seigniorage and Tax Smoothing in the United States. 1914-1986", *Journal of Monetary Economics*, 25, 97-112.
- Wiesner, E. (1978): "Devaluación y mecanismo de ajuste en Colombia", *Banca y Finanzas*, 159, 43-124.