



ENSAYOS

sobre política económica

Movilidad de capitales y Política Monetaria en Colombia

Rob Rennhack.
Guillermo Mondino.

Revista ESPE, No. 15, Art. 02, Junio de 1989
Páginas 25-45



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.

Movilidad de capitales y Política Monetaria en Colombia*

Rob Rennhack y Guillermo Mondino**

Resumen

Este documento estima un modelo de los mercados financieros colombianos, en el que se examinan: 1) el control de las autoridades sobre las tasas de interés y el dinero; y 2) los efectos de la política de "mini-devaluaciones" sobre las expectativas de devaluación y la tasa interna de interés. Aparentemente, las autoridades poseen cierto control sobre la masa monetaria en el corto plazo, básicamente debido a la existencia del "control de cambios", pero gran parte de dicho control parece desvanecerse a medida que la demanda por activos tiende a ajustarse a su nivel deseado. La tasa esperada de devaluación no está ligada al ritmo de "mini-devaluaciones".

I Introducción

Un importante tópico de política económica para las economías pequeñas-abiertas es el grado de control que ejercen las autoridades sobre las tasas de interés domésticas y la masa monetaria. Como es sabido, en el caso de economías pequeñas-abiertas

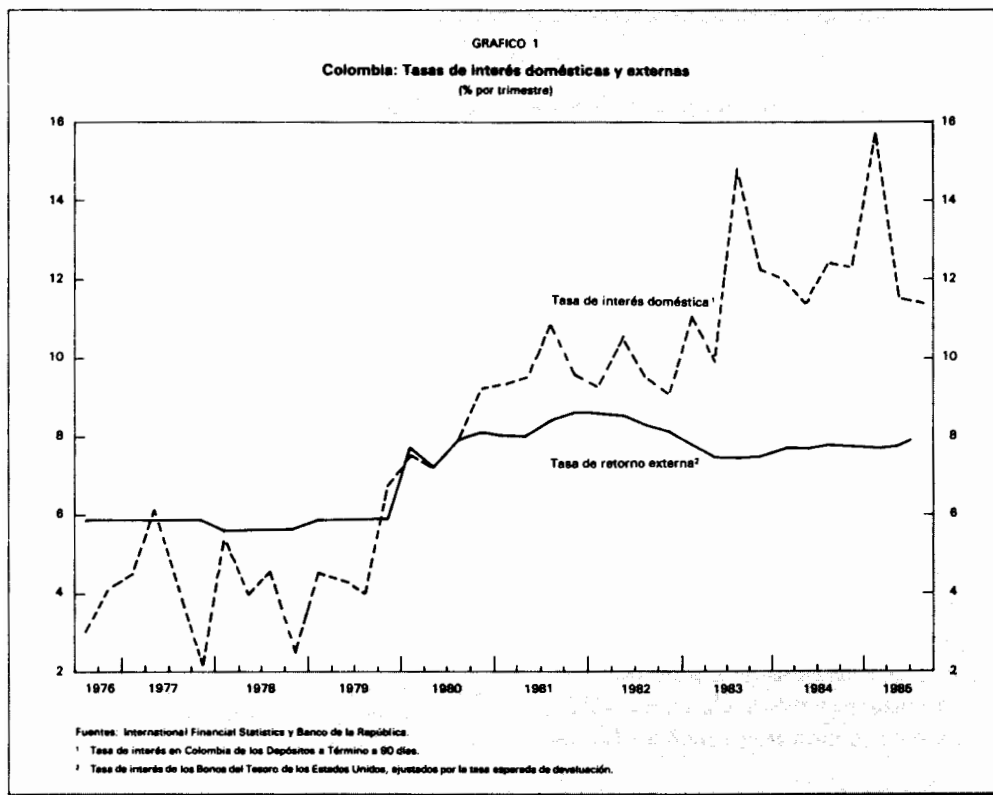
(*) Este trabajo apareció originalmente como un documento de trabajo del Fondo Monetario Internacional. Traducción de A. Carrasquilla y S. Clavijo.

(**) R. Rennhack, trabaja para el FMI. G. Mondino, estudiante de Post-grado de la Universidad de Yale, trabajó en este proyecto durante su estadía durante el verano en el FMI. Los autores agradecen los comentarios de M. Bonangelino, H.J. Gómez, L. Pérez y F. van Beek. Sin embargo, sólo los autores son responsables del contenido del documento, el que no necesariamente es compartido por la institución que patrocinó el estudio.

con tasas de cambio fijas, los flujos de capital privado pueden tender a compensar los cambios en el acervo del crédito doméstico y, de esta manera, se estaría minando la capacidad de control de la masa monetaria de las autoridades. El comportamiento de los flujos de capital también influye sobre el impacto de los mercados financieros externos en las tasas de interés domésticas, ya que, en el caso de perfecta movilidad de capitales, esta última tiende a ser igual a la suma de la tasa de interés externa ajustada por la tasa esperada de devaluación de la moneda doméstica. Esta última relación resulta crucial en un país que, como Colombia, sigue un sistema de 'mini-devaluaciones'. En efecto, una aceleración del ritmo de devaluaciones puede conducir a acelerar también su tasa esperada, lo que ejercería

una alza en la tasa de interés doméstica o crearía incentivos para la salida de capitales.

En este documento examinaremos el grado de movilidad del capital en Colombia con la intención de explorar la efectividad de la política crediticia como un instrumento de control monetario y las posibles implicaciones monetarias del sistema de control de cambios. No se encuentra evidencia sólida de que exista una alta movilidad de capitales. Entre 1977 y 1985, existieron diferencias significativas entre la tasa de interés doméstica, medida a través del rendimiento nominal de CDTs a 90-días, y la tasa de rendimiento externa, definida como el rendimiento del "Treasury-Bill" ajustado por la tasa esperada de devaluación (véase el gráfico 1).



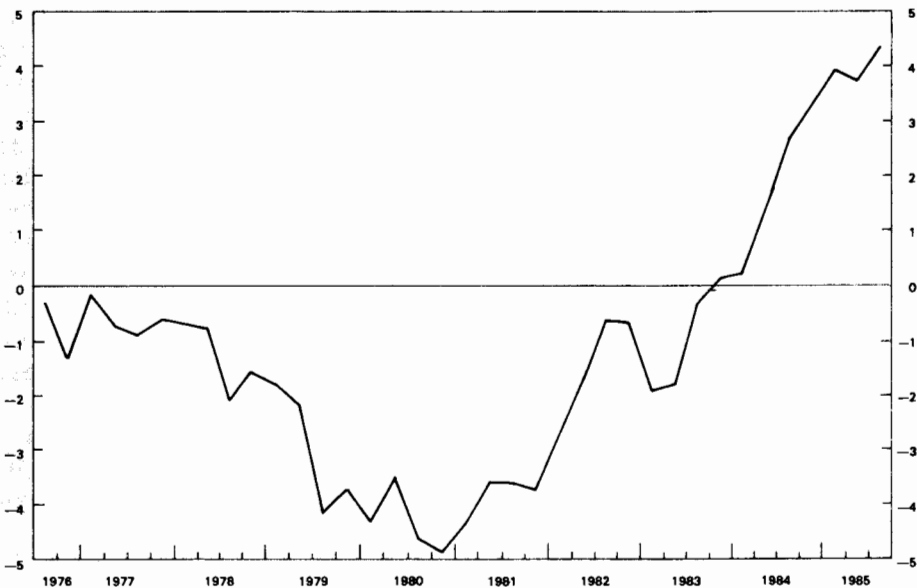
Antes de 1980, el rendimiento externo fluctuaba a niveles inferiores a los del rendimiento doméstico y después, tras superar la tasa doméstica en 1981, ascendió marcadamente en 1983 y 1984, básicamente debido al ascenso de la tasa esperada de devaluación (tal como se estima en este documento). Llegó a su punto máximo a principios de 1985, cuando las autoridades aceleraron el ritmo de devaluación del peso; la depreciación nominal respecto del dólar fue del 50% en ese año.

La tasa de interés doméstica se mantuvo controlada hasta 1980, pero tras su liberación, su comportamiento fue bastante estable (1981-1985), a pesar de los movimien-

tos marcados en el rendimiento externo. A pesar de que el comportamiento de las tasas domésticas es consistente con la existencia del control de cambios en Colombia, los flujos de capital adquirieron magnitudes importantes en este período⁽¹⁾. Desde principios de 1977 hasta finalizar 1980, la tenencia de activos netos externos privados cayeron de cero a niveles de menos US\$ 1.000 millones, lo que implica un ritmo de entradas de capital del orden de

(1) Las exportaciones de capital privado por parte de los residentes están prohibidas en la mayoría de los casos y la obtención de créditos externos está regulada. Véase IMF, *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*.

GRAFICO 2
Activos netos denominados en moneda extranjera del sector privado¹
(en miles de millones de dólares)



Fuentes: U.S. Federal Reserve Monthly Bulletin and Banco de la República.

¹ Medido como el stock de depósitos de colombianos en el sistema bancario americano menos los depósitos del Banco de la República en bancos de Estados Unidos y menos los pasivos externos de los bancos comerciales y las corporaciones financieras.

los US\$ 250 millones anuales (véase el gráfico 2). Desde finales de 1980 y finales de 1984, dicha tenencia neta de recursos externos ascendió desde menos US\$ 1.000 millones a cerca de US\$ 800 millones (positivos), lo que representa un flujo acumulado de salidas de capital de cerca de US\$ 1.800 millones; en un período en el que Colombia perdió cerca US\$ 4.000 millones en sus reservas internacionales netas.

Existen pocos estudios econométricos sobre la independencia del manejo monetario en Colombia y poca evidencia concluyente. Fernández y Candelo (1983) estimaron un modelo estructural similar al que aquí se usa, obteniendo resultados encontrados. Kamas (1985) empleó una forma reducida de un modelo macro-econométrico con la intención de examinar el impacto de los choques externos sobre la economía colombiana. Entre sus resultados, ella encontró que las autoridades monetarias tenían cierto control sobre la oferta monetaria en el corto plazo, pues el "coeficiente de compensación" era de -0.43 , pero el efecto de largo plazo era menor, debido a que dicho coeficiente ascendía a -0.83 . En su modelo, sin embargo, la "compensación" ocurre a través de la cuenta corriente, mientras que la "compensación" a través de la cuenta de capital es insignificante. Montes y Candelo (1982) estimaron un modelo con el enfoque de "país-pequeño" que incorporaba la presencia de bienes no transables y del sistema de "mini-devaluaciones", encontrando que una expansión neta del crédito doméstico del Banco de la República rápidamente conducía a una pérdida equivalente en las reservas internacionales netas. Edwards (1985) y Edwards y Kahn (1985) incorporaron en un modelo el control de cambios con la intención de probar la importancia relativa de los factores monetarios externos frente

a los domésticos con relación al comportamiento de la tasa doméstica de interés; sus resultados sugieren que la tasa de paridad (descubierta) se cumple un año después de que ocurra un choque en la tasa externa o en las expectativas de devaluación.

En este documento, estimamos un modelo estructural pequeño referente a los mercados financieros colombianos, similar al desarrollado para México por Cumby y Obstfeld (1983)⁽²⁾. Este modelo permite que los retornos domésticos y externos difieran debido a la existencia de aversión al riesgo y del control de cambios; y es utilizado para calcular el "coeficiente de compensación", el que mide los flujos de capital privado en respuesta a cambios en el acervo de crédito doméstico. Al estimar el modelo estructural, a diferencia de su forma reducida, se pueden corregir los sesgos que pudieran surgir si la esterilización de los movimientos en reservas internacionales ha sido sistemática. El modelo también nos permite examinar la relación entre el sistema de mini-devaluaciones colombiano y la formación de expectativas sobre el tipo de cambio, las tasas de interés domésticas y los flujos de capital. Dado que se trata de un modelo de activos financieros, de corto plazo, el nivel de precios domésticos y la cuenta corriente constituyen variables exógenas y, por lo tanto, se subestima el valor del coeficiente de esterilización.

Los resultados sugieren que la compensación de la cuenta de capital en relación a la política de crédito es baja en el corto plazo,

(2) Otro ejemplo de modelaje de estructura se encuentra en Herring y Mason (1977). Ejemplos de formas reducidas incluyen a Kouri y Porter (1974), Porter (1972), Kamas (1985, 1986) y Conolly y da Silveira (1979).

pero que el control sobre la masa monetaria se ve reducido sustancialmente a medida que el acervo de los activos netos externos se ajusta a su nivel deseado. No obstante, parece que el control de cambios hace que el ajuste en los activos netos externos sea lento, permitiendo cierto grado de control monetario sobre un periodo de varios años. La evidencia de movilidad imperfecta de capitales implica que un incremento del ritmo de devaluación, si se transforma en una mayor tasa de devaluación esperada, elevaría en pequeña proporción la tasa de interés doméstica en el corto plazo. El modelo sugiere, sin embargo, que la tasa de interés doméstica se eleva en cerca de dos terceras partes del incremento que ocurre en la tasa esperada de devaluación, una vez que el acervo de activos netos externos se ha ajustado al nivel deseado. También encontramos alguna evidencia de que una aceleración de las expectativas de devaluación disminuye la demanda por dinero, lo que debilitaría la conexión entre tasas de interés internas-externas aún en presencia de un alto grado de movilidad del capital.

La organización del documento es la siguiente: la sección II presenta el modelo estructural del mercado financiero y discute la derivación del coeficiente de compensación; la sección III proporciona los resultados empíricos; y en la sección IV aparecen las conclusiones.

II Un modelo estructural del mercado financiero colombiano

La decisión de los residentes colombianos de invertir en el exterior, en vez de en casa,

está basada en: escogencias de portafolios, el riesgo de cada activo y en la riqueza de cada inversionista. Al alterarse el retorno de los activos domésticos, un cambio en el acervo del crédito doméstico neto del banco central proporciona un incentivo para que los inversionistas reasignen su riqueza entre activos internos y externos. Por ejemplo, una expansión del crédito doméstico reduce la tasa de interés doméstica y, si el factor riesgo permanece inalterado, los inversionistas moverían su riqueza hacia activos externos, generando así salidas de capital. Si los activos domésticos y externos se consideran perfectos sustitutos y los acervos se ajustan instantáneamente a sus niveles deseados, la expansión de crédito genera una salida de capital equivalente y la masa monetaria quedaría inalterada. Así, bajo movilidad perfecta de capitales, las autoridades controlan el nivel de crédito doméstico, pero no la masa monetaria; aún más, una aceleración no-anticipada del ritmo de devaluación puede acelerar la tasa esperada de devaluación y conducir a incrementar la tasa de interés doméstica.

Una forma resumida de caracterizar el grado de movilidad del capital es a través del "coeficiente de compensación", el que mide la cantidad de salida (o entrada) de capital por peso de expansión (o contracción) de crédito doméstico. El coeficiente está en el rango de cero a menos uno, y su magnitud depende principalmente de la elasticidad de la demanda por dinero y de los activos externos netos respecto a la tasa de interés doméstica. Si los activos domésticos y externos son sustitutos cercanos, la demanda por activos externos netos es muy sensible a cambios en la tasa de interés doméstica y el coeficiente de compensación es cercano a menos uno, indicando un alto grado de movilidad y un bajo grado de control monetario. Si la elasticidad-interés

de la demanda por dinero es muy baja, en presencia de cambios en el crédito doméstico, se requeriría un cambio grande en la tasa de interés doméstica para mantener el equilibrio en el mercado financiero doméstico. Esta respuesta también contribuye a que el coeficiente de compensación sea cercano a menos uno.

Con el patrón opuesto en las elasticidades-interés (ie. insensibilidad de la demanda por activos externos netos y sensibilidad de la demanda por dinero), el coeficiente de compensación es cercano a cero, implicando un alto grado de control monetario y un bajo grado de movilidad del capital. El coeficiente de compensación está también determinado, aunque en menor grado, por otros parámetros del modelo, tales como el multiplicador monetario y la porción de la riqueza destinada a los activos externos netos.

La movilidad del capital depende de la velocidad del ajuste de las tenencias de activos a sus niveles deseados, así como del grado de sustituibilidad entre activos internos y externos. Es posible adelantar una política monetaria independiente si dichos activos son sustitutos imperfectos o existen controles de capitales que impiden que éstos respondan rápidamente a cambios en las tasas de retorno, riesgo o en la riqueza. Dada la existencia del control cambiario en Colombia, nuestro análisis distinguirá entre efectos de compensación de corto plazo (ie. antes de que los activos externos netos se ajusten a su nivel deseado) y de largo plazo (ie. una vez que dicho ajuste ha ocurrido).

El modelo formal supone que los inversionistas privados asignan su riqueza entre tres activos: dinero doméstico; bonos de deuda interna con el Gobierno o con el

Banco de la República, que rinden interés; y activos externos netos. La demanda por cada activo en términos reales se supone que depende de la tasa de interés doméstica, del retorno nominal en activos externos y del ingreso y la riqueza real domésticos. Estas demandas privadas por activos y la definición de riqueza se presentan en las ecuaciones (1)-(4).

$$(1) \frac{M_t^d}{P_t} = a_0 + a_1 i_t + a_2 (i_t^* + \epsilon_t) + \frac{a_3}{P_t} Y_t + \frac{a_4}{P_t} W_t$$

$$(2) \frac{e_t F_t^d}{P_t} = b_0 + b_1 i_t + b_2 (i_t^* + \epsilon_t) + b_3 \frac{Y_t}{P_t} + b_4 \frac{W_t}{P_t}$$

$$(3) \frac{B_t^d}{P_t} = C_0 + C_1 i_t + C_2 (i_t^* + \epsilon_t) + C_3 \frac{Y_t}{P_t} + C_4 \frac{W_t}{P_t}$$

$$(4) \frac{W_t}{P_t} = \frac{M_t + e_t F_t + B_t}{P_t}$$

donde M es la definición estrecha de dinero doméstico (Medios de Pago), B es la deuda doméstica del sector externo, F son los activos externos netos en términos de dólares de EE.UU., W es la riqueza doméstica, "e" es la tasa de cambio peso/dólar, P es el nivel de precios, "i" es la tasa doméstica de interés, i* es la tasa externa de interés, ε es la tasa esperada de devaluación y Y es el PIB nominal⁽³⁾.

En este modelo, supondremos que no hay demanda externa por activos denominados en pesos y que "i" es exógena. Inicialmente, supondremos la tasa esperada de devaluación exógena y después señalare-

(3) Las fuentes estadísticas y las definiciones están resumidas en el Apéndice I.

mos las implicaciones de volverla endógena. Dado que es un modelo de corto plazo de mercados financieros, trataremos Y y P como exógenas. La demanda por dinero responde negativamente a incrementos en ambos retornos y tanto a_1 como a_2 son negativos. En el caso de demandas por los dos activos que rinden intereses, supondremos que existe "sustituibilidad bruta", lo que implica que cada activo responde positivamente a su propio rendimiento y negativamente a rendimientos de activos alternativos. Así, c_1 y c_2 son positivos, mientras que b_1 y c_2 son negativas. Un incremento en Y y W incrementa la demanda por todos los activos, y a_3, a_4, b_3, b_4, c_3 y c_4 son todos positivos. La definición de riqueza implica que $a_4 + b_4 + c_4 = 1$, o sea que las participaciones suman la unidad. Aún más, $a_1 + b_1 + c_1 = 0$ y $a_2 + b_2 + c_2 = 0$; un cambio en el portafolio debido a cambios en los rendimientos supone un nivel constante de W y, por lo tanto, el incremento en la tenencia de un activo supone cambios en las tenencias de otros activos.

También se requiere especificar el lado de la oferta del mercado financiero. Por definición, el monto del dinero (en su definición estrecha) iguala el producto del multiplicador monetario por la base monetaria, la que a su vez corresponde a la suma de acervos del crédito doméstico neto y de las reservas internacionales netas del Banco de la República.

$$(5) M^t = q_t (DC_t + e_t R_t)$$

donde "q" es el multiplicador, DC el acervo de crédito doméstico neto y R las reservas netas en dólares. Los activos externos netos del sector privado se mueven según la diferencia entre el saldo de la cuenta corriente, incluyendo la inversión extranjera

y los flujos de capital público, y el cambio en las reservas internacionales netas.

$$(6) dF_t = CA_t - dR_t$$

donde CA_t es el saldo de la cuenta corriente, arriba definido. En este modelo, CA_t se supone exógeno y, por lo tanto, cambios en los activos externos netos se traducen en movimientos en R y en la base.

La definición de W implica que solo hay dos demandas por activos independientes y, para propósitos del análisis, nos centraremos en la demanda por dinero y por activos externos netos. Estas dos demandas nos permiten resolver para las variables endógenas "i" y F. Para simplificar la exposición, supondremos que el efecto riqueza sobre la demanda por dinero es cero (ie. $a_4 = 0$). Diferenciando totalmente las ecuaciones (1) y (2) e igualando las ofertas y demandas, las seis ecuaciones se reducen a dos simultáneas:

$$(7) \begin{bmatrix} a_1 q_t \\ -b_1 (1+b_4 (q-1)) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} di_t \\ e_t dF_t \end{bmatrix} = \begin{matrix} * \\ d(i_t + \epsilon_t) \\ dY_d DC_t \\ dB_{ct} \\ F_t de_t \\ CA_t e_t \end{matrix}$$

Las salidas de capital privado debido a una expansión del crédito doméstico neto igual a:

$$(8) \frac{e_t dF_t}{dDC_t} = - \frac{b_1 q_t}{a_1 (1+b_4 (q-1)) + b_1 q_t} - \frac{a_1 b_4 q_t}{a_1 (1+b_4 (q-1)) + b_1 q_t}$$

La primera expresión del lado derecho representa el impacto del cambio en la tasa de interés doméstica sobre la demanda de activos externos netos. A medida que los activos domésticos y externos se hacen más sustitutos, b_1 se aproxima a menos infi-

to, y el valor de ese término tiende hacia menos uno. El segundo término mide el impacto del cambio en la riqueza sobre la demanda por activos externos netos. En el caso de perfecta movilidad de capital, este término es igual a cero. Resulta útil distinguir dos tipos de políticas crediticias domésticas: 1) "dinero caído de helicópteros", un cambio en el crédito doméstico neto sin repercusiones sobre la deuda pública; y 2) "una operación de mercado abierto" (OMAS), la que implica un intercambio de crédito doméstico por deuda pública que mantiene invariable el nivel de la riqueza privada. El coeficiente de compensación para el caso 1) incluye tanto el efecto de la tasa de interés como el de la riqueza en la ecuación (8), mientras que para el caso 2), éste iguala el efecto de la tasa de interés. Así, el coeficiente de compensación se acerca a menos uno en el caso 1).

Otra medida del grado de movilidad del capital es la respuesta de la tasa de interés doméstica a cambios en el retorno externo. En este modelo, esta relación es igual a:

$$(9) \quad \frac{d_i}{d(i^*_t + \epsilon_t)} = \frac{-a_2(1 + b_4(q - 1)) - b_2 q_t}{a_1(1 + b_4(q - 1)) + b_1 q_t}$$

Si la tasa de retorno externo no tiene impacto sobre la demanda por dinero (ie. $a_2 = 0$), esta expresión proporciona la misma información que el coeficiente de compensación en el caso de las OMAS. Así, una alta sensibilidad de la demanda por dinero con respecto a la tasa de retorno externa debilita la conexión entre la tasa de interés doméstica y la externa, inclusive si ocurre una alta compensación a través de la cuenta de capital. Por ejemplo, un incremento en la tasa esperada de devaluación eleva la demanda por activos exter-

nos, poniéndose presión al alza en la tasa de interés doméstica, pero si a_2 es menor que cero, la mayor tasa esperada de depreciación también reduce la demanda por dinero, requiriendo una menor tasa de interés doméstica. En esta situación, las tenencias adicionales de activos externos netos en el corto plazo provienen del dinero de los inversionistas y de la deuda pública doméstica. Este resultado es plausible en un país como Colombia, donde el mercado secundario por deuda pública es débil.

El análisis, hasta el momento, supone que las expectativas de devaluación son exógenas. No obstante, es posible que los cambios en las reservas internacionales alteren la tasa esperada de devaluación. Por ejemplo, una expansión del crédito doméstico que resulte en una pérdida de reservas puede también conducir una aceleración de dichas expectativas, especialmente si las autoridades atan el ritmo de devaluación a movimientos en las reservas. Para ilustrar el impacto del comportamiento endógeno de la tasa esperada de devaluación, supondremos que las autoridades siguen una regla sistemática de ajuste del peso y que los inversionistas privados usan esta regla para predecir la tasa de cambio. Así, expresamos la tasa esperada de devaluación:

$$(10) \quad \epsilon_t = \frac{de_t}{e_t} = d_1 \frac{dR_t}{R_t} + d_2 \left(\frac{dP_t}{P_t} - \frac{dP^*_t}{P^*_t} \right)$$

donde P^* es el nivel de precios externo. La regla implícita dice que las autoridades mueven la tasa nominal de cambio de acuerdo al diferencial de inflaciones y que ajustan la tasa real de cambio para compensar por flujos de las reservas. Después de sustituir (10) en el sistema de ecuaciones de (7), el coeficiente de compensación igual a:

$$(11) \frac{-e_t dF_t}{dDC_t} = \frac{(a_1 b_4 q_t + b_1 q_t)}{a_1 [1 + b_4 (q-1) + b_2 d_1] + b_1 (q_t - a_2 d_1)}$$

Esta expresión es mayor, en valor absoluto, al coeficiente de compensación presentado en (8), cuando las expectativas eran exógenas. Una expansión del crédito doméstico conduce a mayores salidas de capital porque el efecto de una tasa de interés doméstica menor es ahora acompañada por una tasa esperada de devaluación mayor.

III Resultados empíricos

Antes de discutir las estimaciones de las demandas por activos, examinaremos las políticas de crédito doméstico y cambiarias. En períodos de incrementos abruptos de las exportaciones de café, las autoridades colombianas han intentado esterilizar el impacto monetario de grandes acumulaciones de reservas internacionales a través de desacelerar la expansión de crédito doméstico neto y de reducciones en el multiplicador monetario. Esta política introduce una relación inversa entre los flujos de capital privado y los cambios en el crédito doméstico neto, inclusive si el capital privado es relativamente inmóvil. Esto significa que el nivel del crédito doméstico neto y las tenencias de activos externos netos se determinan simultáneamente. Es necesario tener en cuenta este posible sesgo en la estimación del coeficiente de compensación.

Desde 1967, Colombia ha seguido un sistema de mini-devaluaciones dirigida a promover el crecimiento de las exportaciones no tradicionales y a mantener en

equilibrio el desempeño global de su balanza de pagos. Si la regla de ajuste del tipo de cambio fuese sistemática, sería posible que los inversionistas privados la usaran para predecir los valores futuros del tipo de cambio y, por lo tanto, la ecuación que explica dichos ajustes proporcionaría estimaciones de la tasa esperada de devaluación. Como se discutió anteriormente, cualquier conexión sistemática entre la tasa de cambio esperada y los flujos de las reservas tendrían implicaciones en la magnitud del coeficiente de compensación.

1. Política de Esterilización

Para analizar el grado de esterilización, postularemos que las autoridades dirigen la política de crédito de tal manera que se alcancen sus metas de tasas de crecimiento real, inflación interna y cambios en las reservas internacionales. Adicionalmente, debido a la debilidad del mercado de capitales en Colombia, el crédito doméstico tiene que utilizarse para financiar parte del déficit fiscal. Podemos expresar esta regla de política así:

$$(12) \frac{DC_t}{P_t} - \frac{DC_{t-1}}{P_{t-1}} = f_0 + f_1 \hat{Y}_t + f_2 \hat{P}_t + f_3 (e_t R_t - e_{t-1} R_{t-1}) + f_4 D5$$

donde ($\hat{}$) denota cambios porcentuales y D5 es el déficit fiscal. Según esta regla, las autoridades perciben mayores tasas de crecimiento real como un indicador de mayores crecimientos en la demanda por dinero y tratan de acomodar esta situación a través de expansiones crediticias. Adicionalmente, la política de crédito es también usada para afectar la tasa de inflación. El coeficiente de esterilización viene dado por f_3 . Si el cambio deseado en la base monetaria es independiente de los movimientos en reservas, $f_3 = -1$ y las autoridades reaccionan a cualquier cambio en la reservas

con compensaciones iguales en el crédito doméstico. Si las autoridades quieren reducir el tamaño del superávit en la balanza de pagos, la esterilización del cambio en las reservas será parcial y, así, $f_3 > -1$. De la misma manera, si quieren disminuir el déficit en la balanza, el coeficiente de esterilización observado será inferior a menos uno. Finalmente, al menos parte del déficit fiscal será financiado a través del crédito doméstico. Así, pues, los signos esperados de los coeficientes serán: $f_1 > 0$, $f_2 < 0$, $f_3 < 0$ ó $f_3 > 0$, y $f_4 > 0$.

Los resultados de las estimaciones de (12), con la adición de 'dummies' estacionales, aparecen en el Cuadro 1, el período es 1975:2-1984:2 (trimestralmente). Los coeficientes sobre el cambio en reservas y el crecimiento real son estadísticamente significativos; el déficit fiscal parece ser insignificante, mientras que la tasa de inflación presenta el signo errado. El coeficiente de esterilización es de -1.24 , el que no es estadísticamente diferente de -1.0 . Los resultados sugieren que las autoridades intentaron aislar la base monetaria de las fluctuaciones en las reservas, al tiempo que acomodaban los movimientos en la demanda real por dinero provenientes del creci-

miento real. La insignificancia del déficit fiscal y el signo errado de la inflación resultan muy contra-intuitivos. De hecho, la inflación ha sido una preocupación permanente de las autoridades durante este período y, a principios de los años 1980, una alta proporción del déficit fiscal era financiado por el Banco de la República.

2. Las mini-devaluaciones y las expectativas del tipo de cambio

Bajo las mini-devaluaciones, las autoridades ajustan el peso frecuentemente sin anunciar el ritmo que habrán de tomar los ajustes. La tasa de cambio del peso aparentemente ha reaccionado al desempeño de la balanza de pagos. La tasa de devaluación trimestral respecto del dólar declinó constantemente en el período 1975-77, el período del auge cafetero debido a las heladas en el Brasil (gráfico 3). La tasa de devaluación fluctuó luego hasta 1980, pero como un todo se aceleró respecto de 1975-77. Después de depreciaciones sostenidas al 3% trimestral entre 1980-82, las autoridades aceleraron dicha tasa al finalizar 1982 hasta alcanzar entre 5% y 6% trimestral, en respuesta a la crisis cambiaria del momen-

CUADRO 1

Colombia: Política de crédito doméstico del Banco de la República ¹

Constan- te	D1	D2	D3	$\frac{-}{e}DR_t$	\hat{P}_t	\hat{Y}_t	D_t	$\frac{-}{R}_2$	\hat{P}	F	periodo
1.21	-16.00	-16.33	-16.18	-1.24	297.50	2.36	-0.01	0.84	-0.64	28.41	1975:2
(0.11)	(1.03)	(7.82)	(11.70)	(5.5)	(1.87)	(2.32)	(0.28)		(4.91)		1984:2

Estadísticas T reportados entre paréntesis.

¹ Los estimativos se obtuvieron utilizando mínimos cuadrados en dos etapas con la corrección de Sargan para autocorrelación de primer orden. La variable dependiente es una medida de la política de crédito doméstico del Banco de la República, cuyo cálculo se explica en el Apéndice II. Los instrumentos fueron las tres variables dummy estacionales, el déficit fiscal, las reservas internacionales netas, la inflación doméstica, el crecimiento del producto real, la tasa de cambio real y el crédito doméstico, todas rezagadas una y dos veces, la tasa de interés de los Estados Unidos y el precio real del café del período corriente y con un rezago.

to. Este ritmo se mantuvo hasta 1985, cuando el peso se depreció más del 50% durante el año.

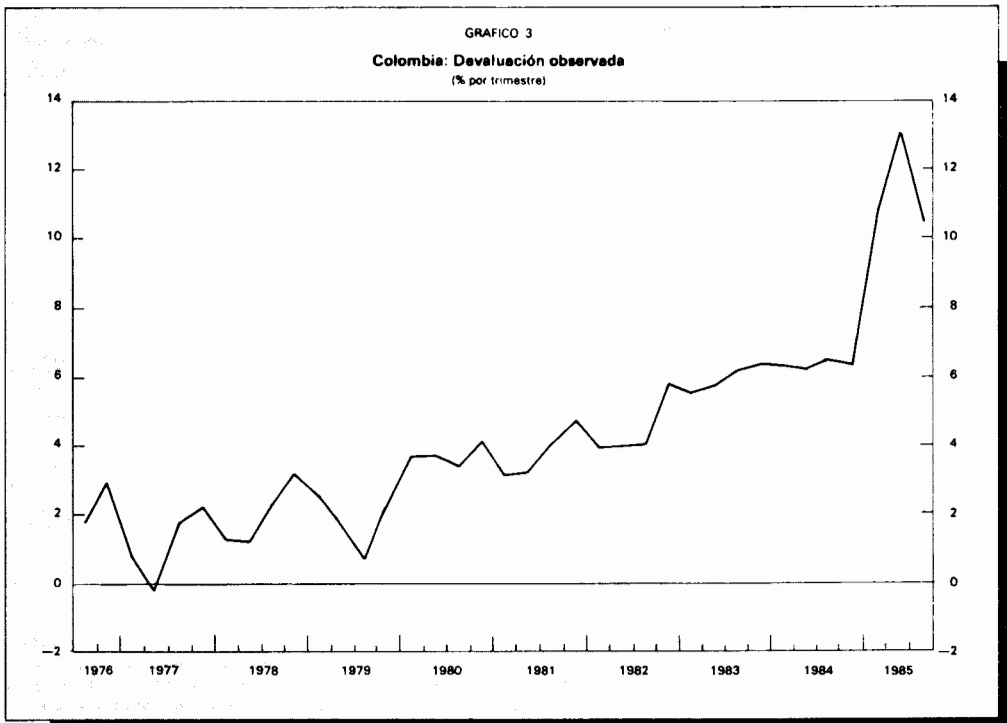
Para examinar el comportamiento de la política cambiaria, supondremos que las autoridades persiguen un objetivo de tasa de cambio real S:

$$(13) \quad S_t = \frac{e_t P^*_t}{P_t}$$

El valor escogido de la tasa de cambio real depende de las reservas internacionales y del desempeño de las exportaciones no-tradicionales. Supondremos que dicho objetivo está relacionado de manera lineal-logarítmica a 'proxies' de estos últimos determinantes:

$$(14) \quad \ln S_t = g_0 + g_1 \ln \left[\frac{(R_t)}{IM_t} \right] + g_2 \ln (X_t^{NT}) + g_3 \ln (P_{ct})$$

donde IM_t son las importaciones de bienes en dólares, X_t^{NT} son las exportaciones no tradicionales y P_{ct} es el precio internacional del café. A medida que las reservas internacionales ascienden respecto de las importaciones, las autoridades permitirán que la tasa de cambio se deprecie más lentamente, o inclusive que se aprecie, para evitar excesivas acumulaciones de reservas internacionales. Las autoridades también estarían interesadas en diversificar las exportaciones y, por lo tanto, perseguirían una tasa de cambio real más depreciada si las exportaciones no-tradicionales se estuvieran comportando insatisfactoriamente.



También incluimos el precio real del café en el mercado internacional para capturar reacciones debido a cambios en el valor de las exportaciones de café. Un rápido incremento en el valor de las exportaciones de café puede conducir a desacelerar el ritmo de devaluación. Combinando las ecuaciones (13) y (14) resolvemos para el objetivo de la tasa de depreciación del peso:

$$(15) \hat{e}_t = (\hat{p}_t - \hat{p}_t^f) + g_1 \frac{(\hat{R}_t)}{IM_t} + g_2 X^{NT}_t + g_3 \hat{P}_{ct}$$

Según nuestra hipótesis, esperaríamos que $g_1 < 0$, $g_2 < 0$ y $g_3 < 0$. Según esta regla, la tasa de devaluación nominal del peso iguala el diferencial de inflaciones adicionado en los ajustes requeridos para garantizar un cambio en la tasa de cambio real.

El cuadro 2 presenta las estimaciones de los coeficientes en la ecuación (15) en el período 1975:2 - 1985:3. Los resultados globales son pobres. A pesar de que la mayoría de los coeficientes tienen el signo

esperado, sólo el del precio real del café es estadísticamente significativo. Aún más, las bajas estadísticas-F indican que el conjunto de variables explican muy poco de la variación en la tasa de cambio observada. La ecuación B de dicha tabla usa los cambios en las reservas internacionales netas en dólares como 'proxy' de las reservas deseadas y, allí, los resultados son sustancialmente mejores. En esta ecuación, todos los coeficientes tienen el signo esperado y tanto la inflación doméstica como los cambios en reservas resultan significativos.

Pese al desempeño razonable de la segunda ecuación, hay evidencia clara de inestabilidad estructural a lo largo del tiempo. Estimamos la ecuación B del cuadro 2 para los períodos 1975:2 a 1979:4 y 1980:1 a 1985:3, y los resultados se presentan en las ecuaciones C y D de la misma Tabla. Un test de Chow conduce a rechazar la hipótesis nula de estabilidad estructural, a un nivel de confiabilidad del 1%. Una comparación de los coeficientes y sus estadísticos t también

CUADRO 2

Colombia: Política cambiaria del Banco de la República ¹

	\hat{P}_t	\hat{P}_t^f	$(\hat{R}/M)_t$	\hat{R}_t	X^{nt}	\hat{P}_{ct}	\hat{p}	D-W	F	Periodo
(A)	0.062 (0.73)	-0.0035 (1.23)	0.00009 (0.95)	—	0.00004 (0.62)	-0.0003 (2.28)	1.02 (28.44)	—	1.98	1975:2-1985:3
(B)	1.19 (3.66)	-0.007 (0.63)	—	-0.002 (1.74)	-0.0007 (0.87)	-0.0002 (0.24)	—	1.83	8.76	1975:2-1985:3
(C)	0.46 (1.12)	-0.012 (1.15)	—	0.0014 (1.92)	-0.0004 (0.54)	-0.0009 (1.65)	—	2.12	3.07	1975:2-1979:4
(D)	1.46 (3.31)	-0.014 (1.20)	—	0.0007 (0.42)	0.001 (0.82)	-0.0005 (0.31)	—	1.59	3.02	1980:1-1985:3

Estadísticas T en paréntesis.

¹ Estimadores para la Ecuación A se obtuvieron utilizando MC2E con la corrección de Sargan para correlación de orden 1 cuando fue necesario. Los instrumentos fueron la inflación de E.U. en t y $t-1$, precio real del café en t y $t-1$, inflación doméstica rezagada, cambio porcentual en exportaciones no tradicionales, (rezagado) cambio en reservas netas como proporción de las importaciones de bienes y devaluación rezagada. Las ecuaciones B C D fueron estimadas con MC2E sin corrección. Los instrumentos fueron los mismos de A, excepto que el cambio rezagado en reservas internacionales netas reemplazó a las reservas respecto de importaciones.

revela clara evidencia de alteraciones. Por ejemplo, el coeficiente de la inflación doméstica no es estadísticamente diferente de 1 en el segundo sub-período, mientras que no es estadísticamente diferente de cero en el primero. Los estimativos de los parámetros son muy sensibles a cambios en el horizonte temporal y a cambios menores en la especificación del modelo. Así, estos hallazgos ponen en duda la existencia de una regla cuantitativa sistemática que explique la tasa de minidevaluación que pudiera servir de base para estimar la tasa de cambio esperada. Este punto es confirmado por los resultados de pruebas de raíz unitaria del tipo Dickey-Fuller(1981) (Tabla 3), los cuales implican que la tasa de cambio siguió una trayectoria aleatoria durante el período muestral.

Como alternativa, utilizamos la información contenida en la serie del precio en mercado secundario de los certificados de cambio con el fin de construir una proxy de la tasa esperada de devaluación del peso. Los certificados de cambio (CC) son bonos sin interés, denominados en dólares norteamericanos, emitidos por el Banco de la

República a los exportadores a cambio de sus divisas. El Banco de la República regula el período en que el exportador, o el tenedor del CC, lo puede redimir por pesos (a su valor nominal total). Existe un mercado secundario de CC, el cual permite a los inversionistas mantenerlos por motivos especulativos.

Un inversionista neutral al riesgo estará dispuesto a comprar estos CC si su rentabilidad excede la rentabilidad de mantener activos domésticos. El beneficio de tener un CC es igual a:

$$(16) \quad i_{cc_t} = \frac{E(e_t + 1)}{P_{cc_t}}$$

donde i_{cc_t} es el retorno a los CC, $E(e_t + 1)$ es el valor esperado de la tasa de cambio en el momento de expiración, y P_{cc_t} es el precio spot del CC (\$/US\$) en el mercado secundario. Suponemos que opera el arbitraje de tal forma que:

$$(17) \quad (1 + i_t) = \frac{E(e_t + 1)}{P_{cc_t}}$$

CUADRO 3

Colombia: Test de paseo aleatorio del tipo de cambio (1977:1 a 1985:4)

$$e_t = 0.73 + 0.88 e_{t-1} + 0.07 \frac{(t-T)}{2}$$

(1.86) (8.38) (1.97)

$$F(2,133) = 138.2$$

$$R^2 = 0.89$$

$$\text{Durbin H} = -0.21$$

$$T = \text{número de observaciones} = 36$$

Esta condición es análoga a la de arbitraje de interés sin cobertura, salvo que en este caso el activo externo en cuestión no paga interés. De esta relación, derivamos la tasa esperada de devaluación:

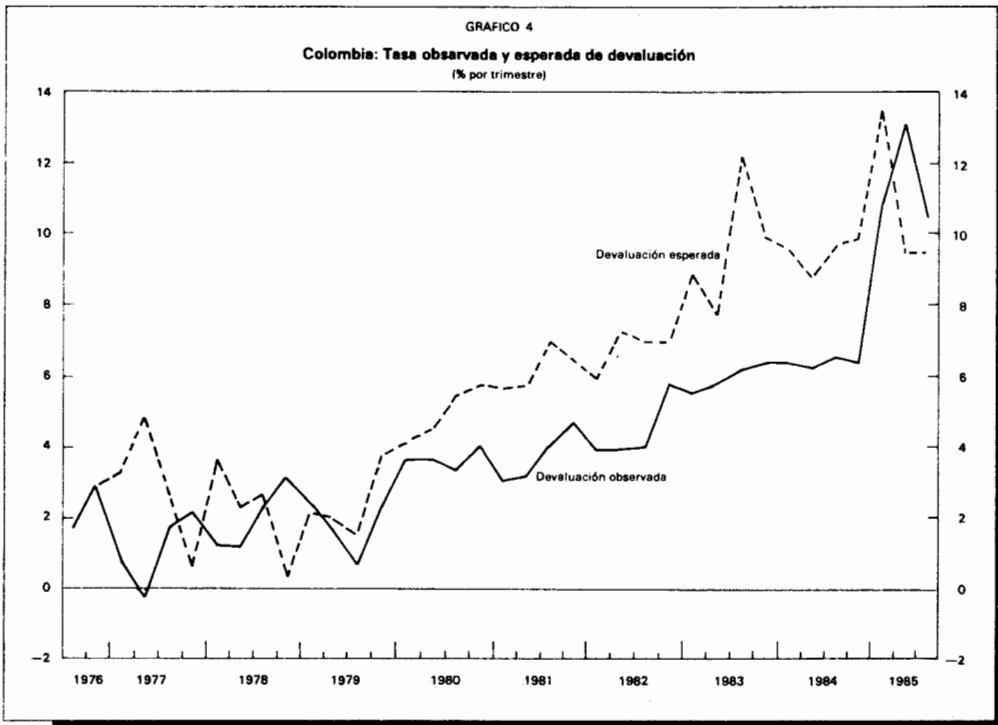
$$(18) \frac{E(e_t + 1) - 1}{e_t} = \frac{P_{ext}}{e_t} (1 + i_t) - 1$$

Reconocemos que el supuesto utilizado para calcular esta proxy es inconsistente con el supuesto de aversión al riesgo que forma la esencia de nuestro modelo, pero en ausencia de mejor información sobre las expectativas, creemos que esta medida provee un estimativo razonable sobre las expectativas cambiarias.

La serie resultante se compara con la serie de devaluación observada en el Gráfico 4.

Parece claro que la tasa observada es un estimativo pobre de la devaluación esperada. De acuerdo con nuestros estimativos, el mercado empezó a esperar en 1980 una devaluación más acelerada de la que se observó, y la brecha entre estas dos variables se amplió en 1982 y 1983 como respuesta al deterioro en la Balanza de Pagos. Parece haberse producido una caída en la credibilidad en el tercer trimestre de 1983, la cual se revirtió parcialmente para fines de 1984. El mercado parece haber anticipado correctamente la sustancial devaluación de 1985⁽⁴⁾.

(4) Esta brecha entre la serie esperada y la observada plantea el interrogante de si la diferencia se debe a una "prima" de riesgo variante en el tiempo, o a la presencia de un "Peso problem". Mondino (1987) presenta evidencia que sugiere que la tasa esperada de devaluación respondió más a las expectativas de una devaluación masiva que a la presencia de una prima de riesgo.



3. Demanda por activos

En esta sección estimamos la demanda por activos internacionales netos y por saldos monetarios domésticos utilizando las especificaciones dadas en el modelo teórico, con algunos cambios. Dados los controles cambiarios en Colombia, suponemos que el saldo de activos internacionales netos se ajusta gradualmente a lo largo del tiempo a su nivel deseado:

$$(19) \quad \frac{e_t F_t}{P_t} - \frac{e_{t-1} F_{t-1}}{P_{t-1}}$$

$$= \lambda_2 \left[\frac{e_t F_t^* - e_{t-1} F_{t-1}}{P_t} \right]$$

donde $0 < \lambda_2 < 1$ y F^* es el saldo neto deseado de activos internacionales. Sustituyendo la ecuación (2) dentro de (19), la demanda por activos netos internacionales es igual a:

$$(20) \quad \frac{e_t F_t}{P_t} = b_0^* + b_1^* i_t + b_2^* (i_t^* + \epsilon_t)$$

$$+ b_3^* \frac{Y_t}{P_t} + b_4^* \frac{W_t}{P_t} + b_5 \frac{e_{t-1} F_{t-1}}{P_{t-1}}$$

Donde $b^* j = \lambda_{2b_j}$ para $j = 0$ a 4 y $b_5 = 1 - \lambda_2$. Un valor de b_5 cercano a 1 indica que

λ_2 es bajo y que la velocidad de ajuste es lenta. Un ajuste lento también reduce la respuesta inmediata de la demanda ante cambios en las variables explicativas. Medimos el saldo de activos internacionales netos tomando el stock de depósitos de colombianos en bancos comerciales de los EE.UU. y restando los depósitos del Banco de la República en los mismos y los pasivos externos del sector financiero colombiano, excluyendo el Banco de la República. Claramente, esta medida tiene deficiencias, pero en vista de las limitaciones inherentes al uso de información proveniente de la Balanza de Pagos colombiana en el análisis de los movimientos de capitales, no parece haber una mejor medida.

La estimación de la demanda por activos externos netos produjo resultados razonables (Cuadro 4). Esta demanda es muy sensible a cambios en la tasa de retorno, tanto interna como externa. Dado que el coeficiente de la tasa doméstica de interés en la ecuación A es estadísticamente insignificante y mayor que el coeficiente de la tasa externa de retorno, la ecuación B prueba la hipótesis nula de que la respuesta de cada tasa de retorno son iguales, pero con signo contrario, lo que no es rechazado por una

CUADRO 4

Colombia: Demanda real por activos externos netos (1976:4 a 1985:3)¹

	Constante	i_t	$i_t + \epsilon_t$	W_t/P_t	$\frac{e_{t-1} F_{t-1}}{P_{t-1}}$	λ_2 R	Durbin H	F	SSR
(A)	-4.92 (0.25)	-344.7 (1.24)	233.1 (2.59)	0.08 (0.67)	0.85 (8.02)	0.91	-0.22	86.82	18.18
(B)	-11.78 (0.81)	-193.8	193.8 (3.64)	0.08 (0.67)	0.87 (9.48)	0.91	-0.48	122.7	17.65

Estadísticas t en paréntesis.

¹ Los estimativos se obtuvieron usando MC2E. Los instrumentos fueron las 3 dummy estacionales, tasa de interés doméstica rezagada, tasa de interés de E.U. en $t-1$, devaluación esperada en $t-1$.

El cambio en crédito doméstico rezagado, déficit real del sector público (rezagado), cambio (rezagado) en reservas internacionales netas, precio real del café (en t), la oferta monetaria real (en t-1) y la riqueza real rezagada.

prueba $F^{(5)}$. La riqueza real parece ser estadísticamente insignificante, probablemente porque hay un alto grado de colinealidad con el stock rezagado de activos internacionales. El valor de b_5 en ambas ecuaciones oscila entre 0.8 y 0.9, indicando un ajuste lento. Tras un cambio en una de las variables explicativas, cerca del 50% del ajuste deseado se completa después de un año y 75% después de dos años.

Se supone que la demanda por dinero doméstico sigue también un proceso de ajuste parcial:

$$(21) \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} = \lambda_3 \left(\frac{M_t^*}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$$

donde $0 \leq \lambda_3 \leq 1$. Reemplazando (1) en (22) se tiene:

$$(22) \begin{aligned} M_t = & a_0^* + a_1^* i_t + a_2^* (i_t^* + \epsilon_t) \\ & + a_3^* \frac{Y_t}{P_t} + a_4^* \frac{W_t}{P_t} + a_5 \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \end{aligned}$$

donde $a^*j = \lambda_3 a_j$ para $j = 0$ a 4 , y $a_5 = 1 - \lambda_3$. También incorporamos variables dummy con el fin de capturar las alteraciones estacionales en la demanda por dinero.

El Cuadro 5 contiene la estimación de la demanda real por dinero. Los estimativos presentados se basan en MCO⁽⁶⁾. La variación estacional en la demanda por dinero es estadísticamente significativa, con un marcado incremento en el cuarto trimestre. Tanto la tasa de interés doméstica como el PIB real son variables explicativas importantes. En la ecuación A, la elasticidad de corto plazo de la demanda real por dinero con respecto a las tasas de interés internas, es de -0.17 , mientras que la elasticidad-ingreso de corto plazo es de 0.52 . En la ecuación A, $a_5 = 0.34$ y es

estadísticamente significativo. Para este nivel de a_5 , el 90% del ajuste deseado ocurre prácticamente terminado al cabo de un año. Como se muestra en la ecuación B, los resultados empíricos son buenos, aún sin la variable dependiente rezagada. El estimativo de a^*_2 en B implica que la elasticidad de corto plazo de la demanda por dinero con respecto a la tasa externa de retorno es de 0.05 y es estadísticamente significativa. La tasa externa puede tener efectos significativos sobre la demanda por dinero en Colombia. Dada la estrechez de los mercados secundarios por papeles de deuda pública, estos activos son mucho menos líquidos que el dinero primario, y así la sustitución debe ocurrir entre los dos activos domésticos, de un lado, y los activos externos, del otro. Los resultados de esta estimación proveen alguna evidencia en este sentido.

4. El grado de movilidad del capital

Los parámetros estructurales de las ecuaciones de demanda por activos forman la base de una estimación del grado de movilidad del capital y de la independencia de política monetaria. En esta sección, se calcula el coeficiente de compensación, tanto para las operaciones de mercado abierto, como para el caso 1) de "dinero caído de helicóptero"⁽⁷⁾, y los resultados se reportan en el Cuadro 6, usando los coeficientes estimados en la ecuación B del Cuadro 4 y la ecuación A del Cuadro 5. En el corto plazo, una OMA expansiva, compra de

(5) El valor del estadístico F es 0.9, el cual es menor al valor crítico de $F(1,31) = 7.56$ al 1% de significancia.

(6) El procedimiento de Hausman se utilizó para contrastar la hipótesis de exogeneidad y dicha hipótesis se aceptó. Dado que MCO es más eficiente que los estimadores simultáneos, se decidió optar por esta técnica de estimación.

(7) Traducción de "Helicopter Drop" (N. del T.)

CUADRO 5

Colombia: Demanda real por M1 (1975:2 a 1984:2)¹

	Constanta	D1	D2	D3	i_t	$i_t + e_t$	$\frac{Y_t}{P_t}$	$\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}$	R^2	ΔP	F	D-W
A	72.2 (6.67)	-15.3 (2.69)	-14.0 (4.66)	-18.8 (5.42)	-437.5 (3.72)	-81.4 (1.55)	1.69 (3.79)	0.34 (2.49)	0.85	-0.38 (2.05)	47.68	—
B	89.2 (7.30)	-3.2 (1.24)	-9.6 (3.79)	-14.0 (5.43)	-591.9 (3.91)	-140.0 (2.68)	2.67 (10.21)	—	0.85	—	35.64	2.24

Estadísticas T en paréntesis.

¹ Los estimativos se obtuvieron por MCO.

bonos por parte del Banco de la República por \$ 1 billón, generar a una salida de capitales de sólo \$ 390 millones, lo cual indica el significativo grado de control sobre la oferta doméstica de medios de pago. Una expansión del crédito doméstico por la misma magnitud que el incremento en la riqueza privada, resulta en una salida de capitales marginalmente superior, de unos \$ 460 millones. Hay poca diferencia en el corto plazo entre una OMA y una alteración equivalente del crédito y la riqueza, puesto que el efecto riqueza de la demanda por activos externos netos no es significativa. Una vez ambos acervos de activos se ajustan a sus niveles deseados, el control sobre la oferta monetaria se disminuye sustancialmente. Una OMA parece tener algún efecto de largo plazo, pero un "regalo" conduce eventualmente a una salida equivalente de capitales. Empero, la lentitud en el proceso de ajuste de la demanda por activos externos netos sugiere que la reducción en el grado de control monetario se expresaría de manera gradual.

El control de corto plazo sobre el stock de dinero primario explica en parte la apa-

rente independencia de las tasas de interés internas con respecto a variaciones en la tasa externa y de la tasa esperada de devaluación. De acuerdo con nuestro modelo empírico, un incremento del 10% en la tasa de retorno externa se traduce en aproximadamente un 3% de incremento en la tasa de interés interna en un trimestre, y una vez se ajuste la demanda por activos externos a su nivel deseado, el modelo predice que la tasa doméstica de interés subiría en 7%. Como se ilustra en el Gráfico 2, sin embargo, la tasa doméstica ha permanecido muy cerca de 35% en el período 1980-85, mientras que la tasa externa de retorno sube significativamente. Así, parece claro que los factores incorporados en este modelo, primas de riesgo y controles de capital, no pueden explicar gran parte de la estabilidad de las tasas domésticas.

IV Conclusiones

En este artículo hemos estimado un modelo estructural pequeño de los mercados

financieros colombianos, con el fin de examinar el grado de independencia de la oferta monetaria y del nivel de las tasas de interés domésticas con respecto a factores externos. Los resultados del trabajo están sujetos a varias limitaciones. El modelo ignora el impacto de la política monetaria y cambiaría sobre la tasa de inflación y sobre la cuenta corriente de la Balanza de Pagos. Es probable que el grado estimado de independencia de la política monetaria sería menor en un modelo que considerara estos factores. Más aún, la medida usada para el monto de activos externos netos en manos del sector privado puede no ser una buena aproximación a la variable real.

De acuerdo con los resultados del modelo, las autoridades poseen algún control sobre la oferta monetaria en el corto plazo. Empero, una vez se ajusta el stock de activos externos netos a su nivel deseado, el grado de control monetario se reduce sustancialmente para las OMAS y los "regalos" son prácticamente compensados a través de la cuenta privada de capitales. El stock de activos externos netos se ajusta lentamente, con un 50% del ajuste ocurriendo al cabo de un año y 75% al cabo de dos años, y así la pérdida de control monetario ocurre gradualmente. La diferencia entre los coeficientes de compensación de corto y largo plazo, sugiere que mucho del control a corto plazo proviene de la presencia del control de capitales. Empero, el grado de sustituibilidad entre activos internos y externos parece ser bajo, lo cual podría proveer un grado limitado de control monetario para las OMAS.

Los resultados de la estimación también sugieren ciertas implicaciones para el uso de la política de minidevaluaciones en Colombia. La tasa externa de retorno, la cual incluye la tasa esperada de devalua-

ción del peso, tiene un impacto grande y estadísticamente significativo sobre la demanda por activos externos netos y, así, una aceleración de la tasa de minidevaluación podría resultar en una salida de capitales, si los inversionistas privados no la esperaran. Sin embargo, parecería que la devaluación del 50% con respecto al dólar, en 1985, no produjo salida de capitales. De acuerdo con la proxy usada en este documento, la tasa esperada de devaluación subió marcadamente en 1983-84 como respuesta a la caída continua de divisas oficiales, generando un alza significativa en las tenencias privadas de activos externos netos en esos años. Dado que la devaluación de 1985 parecía estar cercana a lo que los mercados esperaban, los activos externos privados netos parecen haber dejado de subir en 1985. El modelo también implica que las expectativas de devaluación en 1983-84 ha debido implicar también algún incremento en las tasas domésticas de interés, mientras que debieron permanecer estables en 1985. La relación observada entre tasas de retorno internas y externas es claramente más débil de lo que puede explicar el modelo.

Los resultados de este trabajo sugieren áreas donde se requiere mayor investigación. Con el fin de mejorar la comprensión en torno del comportamiento de las tasas de interés domésticas, sería útil estudiar factores de oferta de los mercados de crédito en Colombia, tales como el bajo grado de competencia en el mercado bancario, los cuales pueden influir sobre la varianza de las tasas internas. También, sería importante mirar los determinantes de la tasa esperada de devaluación con el fin de aprender más sobre el impacto de las expectativas en torno de la política económica.

Apéndice I

Fuentes de información

I. Variable	Símbolo	Fuente
Dinero	M	<i>Revista del Banco de la República (Revista)</i>
IPC	P	<i>International Financial Statistics (IFS)</i>
Tasa de interés de Colombia (CDT a 90 días)	i	<i>Revista</i>
Tasa de cambio	e	<i>IFS</i>
PIB Real	y	Artículos de Montes y Candelo (1982) y de Carrizosa y Botero (1984)
Tasa de Interés de EE.UU. (Banco del Tesoro a 90 días)	i*	<i>IFS</i>
Reservas Internacionales Netas	R	<i>Revista</i>
Depósitos de colombianos en bancos de EE.UU.	—	<i>U.S. Federal Reserve Bulletin</i>
Depósitos del Banco de la República en bancos de EE.UU.	—	Banco de la República
Pasivos externos de corto plazo bancos y corporaciones financieras	—	<i>Revista</i>
Multiplicador monetario	q	<i>Revista</i>
Déficit fiscal	D	<i>IFS, 80 líneas (Gobierno Central)</i>
Exportaciones no-tradicionales	X ^{nt}	<i>IFS, línea 70 menos línea 70e</i>
Importaciones de bienes	M	<i>IFS, línea 71v</i>
Precio mundial del café	P _c	<i>IFS</i>
Precios externos (IPC en EE.UU.)	p*	<i>IFS, línea 64</i>

TABLA 6
Colombia: El grado de movilidad del capital

	Corto Plazo	Largo Plazo
A. Coeficiente de compensación (1)		
OMAS	-0.39	-0.72
"Inyección por helicóptero"	-0.46	-0.92
B. Respuesta de las tasas de interés doméstica		
al retorno externo	0.28	0.67

(1) Los estimativos se obtuvieron usando un valor de 1.48 para el multiplicador monetario, su valor para el 4o. trimestre de 1976, la primera observación para la demanda de activos externos netos.

Apéndice II

Derivación de las medidas de política monetaria

La medida de política monetaria doméstica usada en este estudio es igual al cambio en el crédito doméstico del Banco de la República ajustado por dos factores: (1) la valorización de las reservas internacionales netas debidas a la devaluación del peso; y (2) cambios en el encaje promedio, los cuales han sido frecuentes en Colombia. El valor en pesos de las reservas internacionales netas sube a medida que el peso se deprecia con respecto al dólar de EE.UU., y las autoridades deciden conscientemente si monetizan estas ganancias. Así, el cambio en reservas internacionales netas se valora a la tasa de cambio promedio en el período, y la valoración se incluye como parte del cambio en crédito doméstico neto.

Los requisitos de reserva subieron significativamente durante la segunda mitad de los años setenta y después bajaron a comienzos de los ochenta, y la medida de política

de crédito interno debe incorporar estos efectos. El monto del dinero primario es igual a:

$$(1) M_t^t = MB_t$$

con r_t como el encaje promedio sobre cuentas corrientes. El cambio en el monto del dinero es:

$$(2) M_t^t - M_{t-1}^t = \frac{1}{r_{t-1}} (MB_{t-1} - MB_t) + \frac{(r_{t-1} - r_t)}{r_{t-1}} MB_t$$

De acuerdo con esta expresión, el cambio en el stock de medios de pago se compone del crecimiento de la base y del crecimiento en el coeficiente promedio de reserva. Con el fin de considerar ajustes en el encaje promedio como parte de la política de crédito doméstico, definimos la política monetaria doméstica como:

$$(3) \Delta MP_t = \frac{r_0}{r_{t-1}} \Delta DC_t + \frac{r_{t-1} - r_t}{r_{t-1}} MB_t$$

donde r_0 es el encaje promedio en el período base.

Multiplicando por r_0 convierte esta medida en el cambio requerido en el crédito doméstico necesario para sostener las variaciones observadas en la base monetaria, si el encaje promedio se hubiera mantenido constante a lo largo del período.

Las exportaciones de capital privado por parte de los residentes están prohibidas en

la mayoría de los casos y la obtención de créditos externos está regulada. Véase IMF, *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*. Otro ejemplo de modelaje de tipo estructural se encuentra en Herring y Mason (1977). Ejemplos de formas reducidas incluyen a Kouri y Porter (1974), Porter (1982), Kamas (1985, 1986) y Conolly y da Silveira (1979). Las fuentes estadísticas y las definiciones están resumidas en el Apéndice I.

Bibliografía

- Argy, V. y P. Kouri, "Sterilization Policies and the Volatility in International Reserves", in Aliber, R. ed. *National Monetary Policies and the International Financial System*, (University of Chicago Press: Chicago), 1974.
- Carrizosa, M. y G. Botero, "Trimestrialización del Producto Interno Bruto en Colombia", *Coyuntura Económica*, Vol. XIV, No. 4, December, 1984.
- Conolly, M. y J. da Silveira, "Exchange-Market Pressure in Postwar Brazil: An application of the Girton-Roper Monetary Model", *American Economic Review*, Vol. 69, 1979.
- Cumby, R. y M. Obstfeld, "Capital Mobility and the Scope for Sterilization: Mexico in the 1970s", in Aspe Armella, P. et. al eds. *Financial Policies and the World Capital Market*, (University of Chicago Press: Chicago), 1983.
- Dickey, D. y W. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregression Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, 1981.
- Edwards, S., "Money, the Rate of Devaluation, and Interest Rates in a Semiopen Economy: Colombia, 1968-82", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 17, 1985.
- Edwards, S. y M. Khan, "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework", *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 32, 1985.
- Fernández, J. y R. Candeló, "Política Monetaria y Movilidad de Capitales en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, 1983.
- Herring, R. y R. Marston, *National Monetary Policies and International Financial Markets*. (North-Holland: Amsterdam), 1977.
- Kamas, L., "External Disturbances and the Independence of Monetary Policy Under the Crawling Peg in Colombia", *Journal of International Economics*, Vol. 19, 1985.
- Kamas, L., "The Balance of Payments Offset to Monetary Policy: Monetarist, Portfolio Balance, and Keynesian Estimates for Mexico and Venezuela", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 18, 1986.
- Kouri, P. y M. Porter, "International Capital Flows and Portfolio Equilibrium", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974.
- Mondino, G. "Efficient Forward Exchange Markets in Colombia?" Risk Premiums, Peso Problems, or Irrationality", Yale University, processed, 1987.
- Montes G. y R. Candeló, "El enfoque de la Balanza de Pagos": El caso de Colombia, 1968-1980", *Revista de Planeación y Desarrollo*, May-August, 1982.
- Obstfeld, M. "Can We Sterilize? Theory and Evidence", *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 72, 1982.
- Porter, M., "Capital Flows and the Offset to Monetary Policy: The German Experience", *International Monetary Experience*, "International Monetary Fund Staff Papers", Vol. 19, 1972.