



ENSAYOS

sobre política económica

Crisis cambiaria en un sistema con minidevaluaciones : el caso colombiano

Humberto Mora A.
Juan Manuel Julio
Santiago Herrera A.

Revista ESPE, No. 20, Art. 01, Diciembre de 1991
Páginas 7-51



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.

Crisis cambiaria en un sistema con minidevaluaciones: el caso colombiano *

Humberto Mora A.
Juan Manuel Julio
Santiago Herrera A.

Resumen

Este trabajo incorpora el modelo de Grilli (1986), que contempla las posibilidades de ataques especulativos tanto de compra como de venta de reservas internacionales, al modelo estimado empíricamente por Cumby-Van Wijnbergen (1989). El modelo resultante se estima para la economía colombiana en el período 1977-1991, y se obtiene un estimativo de la probabilidad ex-ante de abandono del régimen de minidevaluaciones, ya sea por expectativas de devaluación o por expectativas de revaluación de la tasa de cambio. Esta probabilidad estimada resultó ser un buen predictor de las situaciones de dificultades cambiarias experimentadas tanto en el período comprendido entre agosto de 1983 y mayo de 1985, cuando las reservas internacionales se redujeron drásticamente y la probabilidad estimada de devaluación alcanzó su nivel más alto en la muestra, como en el período de acumulación acelerada de reservas que va desde junio de 1990 hasta la fecha (hasta mayo de 1991 en el trabajo), cuando la probabilidad estimada de revaluación aumenta considerablemente.

* Los puntos de vista aquí expresados no comprometen la opinión del Banco de la República.

I Introducción

El tema de la consistencia de la política cambiaria, y en particular, del nivel de la tasa de cambio nominal que la autoridad escoja en un sistema de tasa de cambio administrada, con el resto de las variables de política económica fue desarrollado ampliamente gracias al auge de la literatura sobre crisis de balanza de pagos, o ataques especulativos contra una moneda, que tuvo lugar durante la década pasada. Aunque el desarrollo teórico es vasto (Calvo y Guidotti, 1991), el trabajo empírico es relativamente reducido, y más aún para casos de sistemas cambiarios con minidevaluaciones, como el colombiano, por no ser muy comunes. Sobre este problema específico existe, entre otros, el trabajo realizado por Cumby y Van Wijnbergen (1989) para la Argentina.

El estudio de estos autores, al igual que la mayor parte de los trabajos empíricos, como el de Blanco y Garber (1986) para México, consideran coyunturas específicas de las monedas de los respectivos países caracterizadas por tendencia a la sobrevaluación del tipo de cambio real y a la caída en las reservas internacionales. Así, el objetivo de esos trabajos era estimar unas probabilidades de devaluación de las monedas a través del tiempo.

La experiencia colombiana reciente, así como la de otros países latinoamericanos como Chile y México, obliga a pensar en la posibilidad de que la especulación no necesariamente sea contra el peso, es decir, que no necesariamente el público compra divisas al Banco Central, sino que, por el contrario, las venda a éste para adquirir pesos.

Desde el punto de vista conceptual, la generalización de los modelos de crisis cambiaria para contemplar ambas posibilidades, compra y venta de divisas, fue expuesta por Grilli (1986). En este trabajo se pretende adaptar el modelo empírico de Cumby y Van Wijnbergen, incorporando la propuesta de Grilli, para analizar en el caso colombiano la consistencia de la política cambiaria con el manejo del crédito doméstico por parte de la autoridad monetaria durante el período 1977-1991.

Teniendo esto en mente, el trabajo se dividió en cuatro partes: la primera resume las ideas básicas del modelo de ataques especulativos. La segunda sección presenta los detalles metodológicos de adaptación al caso colombiano, mientras en la tercera parte se discuten los resultados obtenidos. La cuarta y última sección presenta las conclusiones.

II Marco teórico

El marco de análisis empleado en este trabajo se basa en la literatura de "ataques especulativos" contra una moneda, en la forma expuesta principalmente por Cumby-Van Wijnbergen (1989) y por Grilli (1986). Excepto por las modificaciones efectuadas para introducir la posibilidad de venta de divisas al banco central, el marco teórico es el mismo de Cumby-Van Wijnbergen, por lo que el lector ya familiarizado puede pasar directamente a las secciones de metodología y de resultados.

En general, esta literatura considera una economía perfectamente integrada a los mercados financieros internacionales, y que mantiene la paridad del poder de compra (Blanco y Garber, 1986 y Calvo, 1991) supuestos éstos que implican que la demanda de dinero de la forma:

$$(1) \quad m_t - p_t = a + by_t - ci_t + \eta_t$$

puede escribirse como:

$$(2) \quad m_t - S_t = a + by_t - c(i_t^* + {}_t S_{t+1} - S_t) + \eta_t$$

donde todas las variables están en logaritmos y m_t denota la cantidad de dinero en la economía, p_t el nivel de precios domésticos que es igual al nivel de la tasa de cambio S_t , por considerarse que el nivel de precios externos se normaliza igualándose a la unidad, y_t el nivel de ingreso, i_t la tasa de interés doméstica, i_t^* la tasa de interés externa, $E_t(S_{t+1})$ denota el nivel que esperan los agentes al final del período t que tendrá la tasa de cambio al final de $t+1$, y η_t es una variable aleatoria normal no autocorrelacionada con media 0 y varianza σ_η^2 .

¹ Es útil recordar que el supuesto de igualdad entre la tasa de interés doméstica y la internacional ajustada por expectativas de devaluación es el resultado de la movilidad de capitales. Si hay expectativas de revaluación, las tasas domésticas deberían ser inferiores a las internacionales como resultado de la entrada de capital que tuvo lugar. Sin embargo, si ese flujo es esterilizado por completo, perfectamente pueden coexistir durante un periodo de tiempo tasas domésticas superiores a las internacionales junto con expectativas de revaluación. Debe tenerse en cuenta que en un sistema con tasa de cambio administrada, los cambios en la cantidad de dinero (y las tasas de interés) como resultado de las variaciones en las reservas internacionales, son el mecanismo que ajusta el sistema. Bajo un esquema de tipo de cambio libre, es la tasa de cambio la variable que se ajusta con la movilidad de capitales.

La autoridad económica determina la tasa de cambio S_t , según una regla de minidevaluaciones conocida por los agentes:

$$(3) \quad S_t = S_{t-1} + \gamma_t$$

donde γ_t denota la tasa de devaluación en el período t .

Por tratarse de un sistema con tasa de cambio administrada, la oferta de dinero es endógena y su nivel está determinado por la demanda. Esto es, la autoridad económica puede afectar la composición de la oferta monetaria entre el valor (en pesos) de las reservas internacionales, R_t , y el crédito doméstico, D_t , pero no su nivel. El equilibrio en el mercado monetario implica que:

$$(4) \quad \ln(R_t + D_t) - S_t = a + b\gamma_t - c(i_t^* + \rho S_{t+1} - S_t) + \eta_t$$

El régimen de minidevaluaciones es sostenible siempre y cuando el nivel de reservas R_t , se sitúe por encima de un nivel mínimo \bar{R}_t^m y por debajo de un nivel máximo \bar{R}_t^M . Si ello no ocurre, y el nivel de reservas del período t cae por debajo de \bar{R}_t^m , los agentes esperan que la autoridad económica deje flotar la tasa de cambio en el período $t+1$ ², la cual alcanzará el nivel $S_{t+1}^{f,m}$. Lo mismo sucede si $R_t \geq \bar{R}_t^M$, caso en el cual la tasa de cambio será igual a $S_{t+1}^{f,M}$. Así pues, $S_{t+1}^{f,m}$ y $S_{t+1}^{f,M}$ corresponden a los precios sombra de la divisa para niveles constantes de reservas iguales a \bar{R}_t^m y \bar{R}_t^M , respectivamente. Los agentes no conocen esos niveles críticos de las reservas con certidumbre, pero suponen que se comportan uniformemente.

Si ρ_t es la probabilidad que estiman los agentes en t de que se modifique el régimen cambiario en $t+1$, la tasa de cambio esperada es:

$$(5) \quad E_t(S_{t+1}) = \rho_t E_t(S_{t+1}^f) + (1 - \rho_t) (S_t + \gamma_{t+1})$$

donde

$$(6) \quad E_t(S_{t+1}^f) = \rho_t^m S_{t+1}^{f,m} + (1 - \rho_t^m) S_{t+1}^{f,M}$$

² En este trabajo se supone que si se abandona el régimen cambiario la autoridad dejará flotar la tasa de cambio para siempre. En Grilli (1986) se contempla también la posibilidad de que se deje flotar la tasa de cambio por un cierto período y después se vuelva al régimen de minidevaluaciones.

ésto es, si se abandona el régimen de minidevaluaciones, bajo condiciones de flotación existe la probabilidad ρ_t^m de que el mercado determine una tasa de cambio $S_{t+1}^{f,m}$ y una probabilidad $(1-\rho_t^m)$ de que el mercado determine una tasa $S_{t+1}^{f,M}$ ³.

Sustituyendo (5) en (4) se obtiene:

$$(7) \quad \ln(R_t + D_t) - S_t = a + by_t - c(i_t^* + \gamma_{t+1}) - c\rho_t[E_t(S_{t+1}^f) - (S_t + \gamma_{t+1})] + \eta_t$$

donde el penúltimo término de la derecha representa la disminución (o, alternativamente, el aumento) en la demanda de dinero por efecto de la pérdida (o la ganancia) de capital que se produciría si se devalúa (o revalúa) el tipo de cambio, lo cual sucederá si se presenta una crisis.

Se supone que el crédito doméstico crece a una tasa estocástica μ_{t+1} entre t y $t+1$:

$$(8) \quad D_{t+1} = (1 + \mu_{t+1})D_t$$

donde

$$\begin{aligned} \mu_{t+1} &= \Pi_{t+1} + \delta_{t+1} ; & \delta_{t+1} &\sim N(0, \sigma_\delta^2) ; & E(\delta_{t+1}) &= 0 \\ \Pi_{t+1} &= \Pi_t + e_{t+1}^\mu ; & e_{t+1}^\mu &\sim N(0, \sigma_{e,\mu}^2) ; & E(e_{t+1}^\mu) &= 0 \end{aligned}$$

donde Π_{t+1} es el componente permanente de μ_{t+1} , δ_{t+1} el componente transitorio y Π_{t+1} es independiente de δ_{t+1} .

Es importante mencionar que la aleatoriedad de μ_{t+1} en este modelo permite que en todo momento exista alguna probabilidad de crisis, contrario a lo que sucede con los modelos donde el crédito crece a una tasa determinística (véanse Calvo, 1991 y Flood y Garber, 1984).

Denotamos por μ_{t+1}^{*m} el nivel crítico del crecimiento del crédito doméstico, más allá del cual el nivel de reservas cae por debajo del mínimo $\overline{R_{t+1}^m}$ en el período $t+1$, y por

³ Por lo tanto, la probabilidad incondicional de que la tasa de cambio en $t+1$ alcance el nivel $S_{t+1}^{f,m}$ es $\rho_t \rho_t^m$, y la de que alcance $S_{t+1}^{f,M}$ es $\rho_t(1-\rho_t^m)$

μ_{t+1}^{*M} la cota inferior máxima, por debajo de la cual el nivel de reservas aumenta por encima de $\overline{R_{t+1}^M}$. Si suponemos que μ_{t+1}^{*m} efectivamente ocurre, el régimen de minidevaluaciones se sustituye por el de tasa flotante en t+1 y por tanto en (6)

$\rho_{t+1}=1$ ⁴. Adicionalmente, en este caso la tasa de cambio de flotación es $S_{t+2}^{f,m}$, $\rho_{t+1}^m=1$ y las reservas habrán alcanzado el nivel crítico $\overline{R_{t+1}^m}$, manteniéndose fijo en ese nivel. Por tanto, en ese caso la ecuación (6) se transforma en:

$$(8a) \quad \ln(\overline{R_{t+1}^m} + D_t(1 + \mu_{t+1}^{*m})) - S_{t+1} = a + by_{t+1} - ci_{t+1}^* - c[\rho_{t+1} S_{t+2}^{f,m} - S_{t+1}] + \eta_{t+1}$$

En forma similar, si μ_{t+1}^{*M} efectivamente ocurre, en la ecuación (6)

$\rho_{t+1}=1$, $\rho_{t+1}^m=0$, $\rho_{t+1}^M=1$, las reservas habrán alcanzado el nivel crítico $\overline{R_{t+1}^M}$ y la tasa de flotación en t+2 será $S_{t+2}^{f,M}$, con lo cual la ecuación (6) se transforma en:

$$(8b) \quad \ln(\overline{R_{t+1}^M} + D_t(1 + \mu_{t+1}^{*M})) - S_{t+1} = a + by_{t+1} - ci_{t+1}^* - c[\rho_{t+1} S_{t+2}^{f,M} - S_{t+1}] + \eta_{t+1}$$

Dada la similitud de las ecuaciones (8a) y (8b) y con el fin de ahorrar espacio, se continuará con la presentación de la solución del modelo bajo condiciones de abandono del régimen de minidevaluaciones, que hacen Cumby-Van Wijnbergen, utilizando la forma general de (8a) y (8b):

$$(9) \quad \ln(\overline{R_{t+1}} + D_t(1 + \mu_{t+1}^*)) - S_{t+1} = a + by_{t+1} - ci_{t+1}^* - c[\rho_{t+1} S_{t+2}^f - S_{t+1}] + \eta_{t+1}$$

donde el conjunto de variables μ_{t+1}^* , ρ_{t+1} , S_{t+2}^f , $\overline{R_{t+1}}$ se sustituyen ya sea por μ_{t+1}^{*m} , ρ_{t+1}^m , $S_{t+2}^{f,m}$, $\overline{R_{t+1}^m}$ o por μ_{t+1}^{*M} , ρ_{t+1}^M , $S_{t+2}^{f,M}$, $\overline{R_{t+1}^M}$ según cual sea el tipo de crisis que lleva al abandono del régimen de minidevaluaciones.

La ecuación (9) permite estimar el valor esperado en t+1 de la tasa de cambio de flotación; calculando dicho valor en t+1, $i>0$ a ambos lados de la ecuación (8), que corresponde a la condición de equilibrio monetario en flotación en cualquier período

⁴ Que la probabilidad ρ_{t+1} sea igual a uno implica en nuestro caso ya sea que $\rho_{t+1}^m=1$ o que $\rho_{t+1}^M=(1-\rho_{t+1}^m)=1$ con lo que $E_{t+1} S_{t+2}^f = S_{t+2}^{f,m}$ o $E_{t+1} S_{t+2}^f = S_{t+2}^{f,M}$, respectivamente.

$t+i, i>0$, se obtiene una expresión para $E_{t+i}[S_{t+i+1}^f] - \left(\frac{c+1}{c}\right) S_{t+i}^f$, cuya solución de expectativas racionales para el período $t+1$ ($i=1$) es:

$$(10) \quad E_{t+1}[S_{t+2}^f] = \frac{1}{c+1} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{c}{c+1}\right)^i E_{t+1} \ln[\overline{R}_{t+1} + D_t(1+\mu_{t+1}^*) \cdots (1+\mu_{t+1+i}^*)] + \\ + \frac{1}{c+1} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{c}{c+1}\right)^i E_{t+1} \{-a - by_{t+1+i} + ci_{t+1+i}^* - \eta_{t+1+i}\}$$

Suponiendo adicionalmente que la tasa de interés externa y el ingreso siguen una caminata aleatoria, se obtiene $E_{t+1}[i_{t+1+i}^*] = i_{t+1}^*$; $E_{t+1}[y_{t+1+i}] = y_{t+1}$; $i \geq 1$ y además $E_{t+1}[\eta_{t+1+i}] = 0$; $i \geq 1$. Por lo tanto la ecuación anterior se reduce a:

$$(11) \quad E_{t+1}[S_{t+2}^f] = -a - b y_{t+1} + ci_{t+1}^* - \eta_{t+1} + \\ + \frac{1}{c+1} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{c}{c+1}\right)^i E_{t+1} \left\{ \ln[\overline{R}_{t+1} + (D_t(1+\mu_{t+1}^*) \cdots (1+\mu_{t+1+i}^*))] \right\}$$

Con el fin de estimar $E_{t+1}[m_{t+1+i}] = E_{t+1}(\ln[\overline{R}_{t+1} + D_t(1+\mu_{t+1}^*) \cdots (1+\mu_{t+1+i}^*)])$ es preciso expandir por Taylor m_{t+1+i} alrededor de $\mu_{t+1+i} = 0 \quad \forall i \geq 1$ y tomar una aproximación de orden 1, obteniendo:

$$(12) \quad m_{t+1+i} = m_{t+1}^* + \frac{D_t(1+\mu_{t+1}^*)}{R_{t+1} + D_t(1+\mu_{t+1}^*)} \sum_{j=1}^i \mu_{t+1+j}$$

y como la estructura estocástica de μ_{t+1} implica que

$$E_t[\mu_{t+k}] = (1-\lambda_\mu) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda_\mu^i \mu_{t-i}^* ; \quad \forall k \geq 1 \quad ^5, \text{ entonces sustituyendo el valor esperado de (12)}$$

⁵ El procedimiento que conduce a la estimación del parámetro λ es el siguiente. Sea v_{t+1} el error de pronóstico tal que $\mu_{t+1} = \mu_{t+1} + v_{t+1}$. Como $E_t \mu_{t+1} = (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j \mu_{t-j}$ entonces $v_{t+1} - \lambda v_t = \mu_{t+1} - \mu_t$. Por lo tanto, si $\text{Var}(\mu_{t+1} - \mu_t) = \beta = (1+\lambda^2)\sigma_v^2$ y $\text{Cov}(\mu_{t+1} - \mu_t, \mu_t - \mu_{t-1}) = \alpha = -\lambda\sigma_v^2$ entonces

$\beta/\alpha = (1+\lambda^2)/(-\lambda)$, de donde:

$$\lambda = \frac{-\beta \pm \sqrt{\beta^2 - 4\alpha^2}}{2\alpha}, \quad |\lambda| < 1$$

en (11) se obtiene finalmente el valor proyectado por los agentes en t+1 de la tasa de cambio en t+2:

$$(13) \quad E_{t+1} S_{t+2}^f = m_{t+1}^* - a - b y_{t+1} + c i_{t+1}^* - \eta_{t+1} + \frac{c D_t (1 + \mu_{t+1}^*) (1 - \lambda_{\mu})}{\bar{R}_{t+1} + D_t (1 + \mu_{t+1}^*)} \sum_{l=0}^{\infty} \lambda_{\mu}^l \mu_{t+1-l}^*$$

Sustituyendo este valor en la ecuación (9) de equilibrio del mercado monetario se obtiene:

$$(14) \quad \ln[\bar{R}_{t+1} + D_t (1 + \mu_{t+1}^*)] = a + b y_{t+1} - c i_{t+1}^* + \eta_{t+1} - \frac{c^2 D_t (1 + \mu_{t+1}^*) (1 - \lambda)}{\bar{R}_{t+1} + D_t (1 + \mu_{t+1}^*)} \frac{[\mu_{t+1}^* + \sum_{l=0}^{\infty} \lambda^l \mu_{t+1-l}^*]}{(1+c)}$$

esta ecuación puede resolverse (por métodos numéricos) para μ_{t+1}^* (es decir, para $\mu_{t+1}^* = \mu_{t+1}^m$ o para $\mu_{t+1}^* = \mu_{t+1}^M$) siempre y cuando se conozcan \bar{R}_{t+1} (es decir $\bar{R}_{t+1} = R_{t+1}^m$ o $\bar{R}_{t+1} = R_{t+1}^M$), i_{t+1}^* y η_{t+1} . El valor así obtenido de μ_{t+1}^* es función de \bar{R}_{t+1} , i_{t+1}^* , η_{t+1} ; $\mu_{t+1}^* = \mu_{t+1}^*(\bar{R}_{t+1}, i_{t+1}^*, \eta_{t+1})$. Dado este valor de μ_{t+1}^* se puede calcular la probabilidad que estiman los agentes en t de que se derrumbe el régimen cambiario en t+1. Esta probabilidad es también condicional a los valores de \bar{R}_{t+1} , i_{t+1}^* , η_{t+1} y es igual a:

$$(15) \quad (\rho_t / \bar{R}_{t+1}, i_{t+1}^*, \eta_{t+1}) \equiv \rho_t^c = \rho_t^c \rho_t^{m,c} + \rho_t^c (1 - \rho_t^{m,c}) = \text{prob}(\mu_{t+1} \geq \mu_{t+1}^m) + \text{prob}(\mu_{t+1} \leq \mu_{t+1}^M) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{Z_{t+1}^{*m}}^{\infty} e^{-\frac{1}{2} Z_{t+1}^2} dZ_{t+1} + \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Z_{t+1}^{*M}} e^{-\frac{1}{2} Z_{t+1}^2} dZ_{t+1} = (1 - \Theta(Z_{t+1}^{*m})) + \Theta(Z_{t+1}^{*M})$$

donde $\rho_t^{m,c}$ es ρ_t^m definida anteriormente, pero condicional a \bar{R}_{t+1} , i_{t+1}^* , η_{t+1} ; $Z_{t+1}^{*m} = \frac{\mu_{t+1}^m(\bar{R}_{t+1}, i_{t+1}^*, \eta_{t+1}) - E_t(\mu_{t+1})}{\sigma^2}$; y $\sigma^2 = \sigma_{e^u}^2 + \sigma_{e_b}^2$.

Como \bar{R}_{t+1} , i_{t+1}^* y η_{t+1} no son conocidas, la solución completa del modelo requeriría estimar ρ_t, ρ_t^m condicional a R_{t+1}^m , i_{t+1}^* y η_{t+1} y estimar $\rho_t(1 - \rho_t^m)$ condicional a

R_{t+1}^M , i_{t+1}^* y η_{t+1} y después integrar sobre todos los valores posibles de dichas variables. Al igual que en Cumby-Van Wijnbergen, lo que haremos es integrar sobre todos los valores posibles de $\overline{R_{t+1}^m}$ y, adicionalmente, sobre todos los valores posibles de $\overline{R_{t+1}^M}$ con el fin de obtener ρ_t para los valores observados en la muestra de i_{t+1}^* y η_{t+1} . Para ello, se supone que $\overline{R_{t+1}^m}$ y $\overline{R_{t+1}^M}$ se distribuyen uniformemente en los intervalos $(R_{t+1}^{m,i}, R_{t+1}^{m,s})$ y $(R_{t+1}^{M,i}, R_{t+1}^{M,s})$, respectivamente, con lo que:

$$(16) \quad (\rho_t / i_{t+1}^*, \eta_{t+1}) = \frac{1}{R_{t+1}^{m,i} + R_{t+1}^{m,s}} \int_{R_{t+1}^{m,i}}^{R_{t+1}^{m,s}} (1 - \Theta(Z_{t+1}^{*m})) d \overline{R_{t+1}^m} + \frac{1}{R_{t+1}^{M,i} + R_{t+1}^{M,s}} \int_{R_{t+1}^{M,i}}^{R_{t+1}^{M,s}} \Theta(Z_{t+1}^{*M}) d \overline{R_{t+1}^M}$$

III Metodología

El objeto de esta sección es describir el procedimiento para la aplicación del modelo de la sección anterior al caso colombiano. La discusión de la sección anterior deja en claro que los aspectos más relevantes son: la estimación de la demanda de dinero, la definición de las variables y en particular la de Reservas, la selección del agregado monetario para la definición del Crédito Doméstico, la selección de los límites para los intervalos en que oscilan las Reservas Críticas, la determinación del Crecimiento Crítico del Crédito Doméstico y el Cálculo de las probabilidades de abandono. Estas serán discutidas en este orden.

El punto de partida es la ecuación de demanda de dinero (1), con los supuestos de paridad de poder de compra y de la tasa de interés no cubierta ⁶, además de tomar en cuenta que la tasa de interés externa y el ingreso son caminatas aleatorias (como se muestra en el Cuadro A7 del apéndice A tanto la tasa de interés externa como el ingreso siguen una caminata aleatoria). Con esto en mente, se definieron las variables de la siguiente forma:

⁶ El supuesto de cobertura de tasas de interés no es muy irrealista en el caso colombiano, pues se ha encontrado que la tasa doméstica y la paridad, están cointegradas (Herrera, 1991). Igualmente, en el caso de la paridad del poder adquisitivo de la moneda, parece existir evidencia de su cumplimiento en el caso colombiano (Watson, 1991).

$m_t = \text{LOG}(M1_t)$: $M1_t =$	Oferta monetaria mensual.
$P_t = \text{LOG}(\text{IPCTN}_t)$: $\text{IPCTN}_t =$	IPC total nacional.
$I_t = \text{LOG}(\text{ICDT}_t)$: $\text{ICDT}_t =$	Interés CDT 3 meses.
$Y_t = \text{LOG}(\text{PIBMES}_t)$: $\text{PIBMES}_t =$	PIB mensualizado y desestacionalizado.
$S_t = \text{LOG}(\text{TCPROM}_t)$: $\text{TCPROM}_t =$	Tasa de cambio promedio mes.
$I^*_t = \text{LOG}(\text{LIBOR}_t)$: $\text{LIBOR}_t =$	Tasa de interés libor a 3 meses.

Las elasticidades interés e ingreso de (1) se estimaron utilizando como variables instrumentales la tasa de interés externa (de paridad) y el índice de producción manufacturera desestacionalizado. Los resultados se muestran en el Cuadro 4 del Apéndice A, con $c = 0.081$ y $b = 0.101$.

Bajo el supuesto que $m_t = \text{LOG}(R_t + D_t)$; $R_t =$ Reservas Internacionales y $D_t =$ Crédito doméstico, y con el fin de involucrar el efecto de la cuenta especial de cambios se procedió a definir estas dos variables como sigue:

$$R_t = \begin{cases} (\text{RESINTN}_t * \text{THP}_{\text{ene}(t)}) / \text{THP}_t & \text{si } 1977.01 \leq t \leq 1983.12 \\ (\text{RESINTN}_t * \text{THP}_{t-1}) / \text{THP}_t & \text{si } 1984.01 \leq t \leq 1988.12 \\ (\text{RESINTN}_t * \text{THP}_{\text{ene}(t)}) / \text{THP}_t & \text{si } 1989.01 \leq t \leq 1991.05 \end{cases}$$

con $\text{RESINTN}_t =$ Reservas Internacionales netas fin de mes por el multiplicador monetario.

y $\text{THP}_{\text{ene}(t)} =$ Tasa de cambio histórica promedio para enero del año en curso.

El crédito doméstico se define por diferencia como:

$$D_t = M1_t - k R_t, \text{ donde } k \text{ es el multiplicador monetario.}$$

Nótese que según las definiciones anteriores, la valoración de las reservas a la THP de enero del año en curso durante los periodos 1977.01-1983.12 y 1989.01-1991.05 resulta en un nivel de crédito doméstico neto, para un valor dado $M1_t$, superior al que resultaría de valorarlas con la THP del mes inmediatamente anterior (como sí se hace en el periodo 1984.01-1988.12). En esta forma se busca aproximar la monetización del efecto de la tasa de cambio sobre el valor en pesos de las reservas, que se realizó en los dos periodos mencionados a través de la asignación de las utilidades de la Cuenta Especial de Cambios al gobierno.

Debe señalarse que la definición de crédito utilizada en este trabajo es diferente a la utilizada en la mayor parte de los trabajos empíricos sobre el tema, puesto que éstos parten de un agregado más reducido, la base monetaria. Así, la definición de crédito en esos trabajos se refiere a crédito primario, mientras que la aquí empleada es más amplia. En principio, el agregado monetario que se utilice para la construcción de la variable crédito doméstico neto debería incluir todos los activos en poder del público que sean

aceptados por el Banco Central, a la par, en cualquier instante. Es decir, deberían incluirse los activos en poder del público que estén garantizados por el Banco Central.

Así, la base monetaria sería el candidato idóneo para conformar dicho agregado. Sin embargo, en la medida en que existan garantías del Banco Central sobre los depósitos del público en el sistema financiero, y tengan alto grado de liquidez, también deberían incluirse estos agregados monetarios. La experiencia colombiana con la crisis de algunos intermediarios a principios de la década pasada señala que, de hecho, el gobierno garantiza los depósitos del público en algunos intermediarios y, particularmente, en los bancos. Igualmente, si el gobierno ha financiado su déficit con bonos, y éstos son garantizados por el Banco Central, y pueden ser redimidos a la par en cualquier instante, deberían incluirse en el agregado monetario relevante para el estudio de la crisis de balanza de pagos.

Con esta discusión en mente, se estimó el modelo a partir de $M1$, desestacionalizada (véase Cuadro A5 del Apéndice A) ⁷.

Otro componente importante del modelo es el crecimiento (anual) del crédito doméstico:

$$\mu_t = \frac{D_t}{D_{t-k}} - 1 ; (k = 3, 12)$$

con el que se obtiene la serie de las probabilidades de abandono de la meta para la tasa de cambio, la cual se definió a su vez como:

$$\gamma_{t+1} = \Delta S_t = S_{t+1} - S_t$$

es decir, el cambio observado en el logaritmo de la tasa de cambio promedio.

En el Cuadro A6 se muestra que la tasa de crecimiento del Crédito Doméstico se puede descomponer en la suma de sus componentes permanente y transitorio.

Otro componente que merece una discusión bien amplia es la determinación de los rangos de variación mínimo y máximo de las reservas internacionales. En este trabajo se definen dos intervalos de variación: uno para el nivel mínimo de reservas $\overline{R_{t+1}^m}$, y otro para el nivel máximo $\overline{R_{t+1}^m}$. La escogencia de estas dos bandas es arbitraria y

⁷ De todas formas, el ejercicio que aquí se describe también se efectuó partiendo de una definición de crédito primario, es decir, con la base monetaria como agregado inicial, y los resultados no difieren significativamente. Los resultados están disponibles en el Apéndice B, para el lector interesado, con el Comité Editorial de esta revista.

constituye, a nuestro juicio, la debilidad central del modelo de Grilli. Sin embargo, hay que notar que los límites dados conforman intervalos que contienen los límites Críticos, pero no son los límites Críticos en sí. En nuestro caso, y con el fin de evitar introducir en la estimación información *a priori* sobre la viabilidad del régimen cambiario se optó por construir un intervalo de confianza para la relación observada entre R_t y MI_t , alrededor de la media de esta relación en la muestra. El límite superior de $\overline{R_{t+1}^m}$ y el límite inferior de $\overline{R_{t+1}^M}$ se obtienen multiplicando los límites inferior y superior, respectivamente, de dicho intervalo de confianza para el cociente mencionado, por el valor de MI_t .

La escogencia de la relación entre R_t y MI_t como variable tiene fundamento en la creencia que puede existir un límite a la relación entre los activos internacionales adquiridos por el Banco Central y los medios de pago en circulación; dado un nivel de demanda por medios de pago, y unas preferencias del público por efectivo que limitan la posibilidad de expansión secundaria del dinero, debería existir una relación (ojalá) estable entre las reservas internacionales y los medios de pago. Este supuesto hecho aquí, de considerar los medios de pago como numerario, implícitamente hace referencia al tamaño del sistema financiero ya que limita el volumen de sus activos internacionales al de sus pasivos no remunerados. Ciertamente es un aspecto que requiere mayor análisis. Pueden existir otras relaciones, definidas a partir de criterios diferentes, que servirían para determinar los niveles críticos de reservas; como por ejemplo, la relación entre el nivel de reservas y el valor de las importaciones en algún período (mensual, anual, etc.); o la relación entre el costo de oportunidad en que incurre el gobierno por acumular reservas internacionales y el PIB⁸.

Adicionalmente, como límite mínimo del rango en que varía $\overline{R_{t+1}^m}$ se tomó, por comodidad computacional, un valor cercano a cero (\$ 5.000) y como límite máximo del rango de variación de $\overline{R_{t+1}^M}$ se tomó el valor corriente de MI_t .

A partir de la ecuación (14) se obtiene el crecimiento crítico del crédito doméstico μ_{t+1}^* —asociado a un nivel crítico de reservas $\mu_{t+1}^*(\overline{R_{t+1}^*}, \dots)$ —, el cual se compara con

⁸ Esta última relación fue sugerida por el profesor Guillermo Calvo en una conversación informal con uno de los autores. Dada una diferencia entre las tasas de interés domésticas y las internacionales, multiplicadas por las reservas internacionales, se obtiene un estimativo del costo cuasifiscal de acumular las reservas. Por un lado el gobierno recibe el rendimiento de las reservas, pero por otro paga tasas domésticas por la esterilización efectuada. Si este costo cuasifiscal sobrepasa un cierto límite la autoridad económica se verá obligada a cambiar su política pues el stock de reservas, multiplicado por el diferencial de tasas es excesivo. Debe frenar la acumulación, y la forma de hacerlo es revaluando el tipo de cambio. El ejercicio utilizando esta metodología para definir los límites máximo y mínimo de las reservas se presenta en el Anexo C, que está disponible con el Comité Editorial de esta revista a solicitud del lector interesado. Se puede ver que los resultados son muy parecidos a los presentados en el texto.

el crecimiento esperado $E_t(\mu_{t+1})$ a través de una medida normal. Como se mencionó en la sección anterior, tanto $\overline{R_{t+1}^m}$ como $\overline{R_{t+1}^M}$ toman valores en los intervalos respectivos $(\overline{R_{t+1}^{m,i}}, \overline{R_{t+1}^{m,s}})$ y $(\overline{R_{t+1}^{M,i}}, \overline{R_{t+1}^{M,s}})$. En la Gráfica 1 del Apéndice A se muestran los valores de $\overline{R_{t+1}^{M,i}}$ y de $\overline{R_{t+1}^{m,s}}$, así como el valor corriente de las reservas. Para efectos de estimación numérica resultó conveniente subdividir cada uno de estos intervalos en ocho partes. Por lo tanto, lo que se hizo en la práctica fue estimar, utilizando (14), un $\mu_{t+1,j}^*$ para cada uno los (ocho) límites de los subintervalos definidos.

Como ya se mencionó, el crecimiento crítico del crédito doméstico $\mu_{t+1,j}^*$ (para un nivel de reservas dadas $\overline{R_{t+1}^*} \in (\overline{R_{t+1}^{*i}}, \overline{R_{t+1}^{*s}})$) se compara con el esperado. Para el presente ejercicio la valoración de las reservas en pesos creó dos estructuras distintas para el crecimiento del crédito doméstico; una entre 1984 y 1988 y otra en los períodos restantes. Para incorporar esta información adecuadamente, se trató cada una de las etapas con modelos diferentes.

Puesto que el crecimiento crítico del crédito doméstico se determina al solucionar la ecuación (14), y ésta no se puede solucionar por los métodos algebraicos usuales, se procedió a determinar $\mu_{t+1,j}^*$ a partir del método de Newton-Raphson.

Adicionalmente, se observó que la solución de (14) no permite la introducción de valores negativos de D_t , con lo que se recurrió a redefinir m_t como:

$$m_t^* = m_t + \log(C) = \log(C * MI_t)$$

para un valor adecuado de C tal que D_t sea positivo para todos los períodos de tiempo.

Finalmente, tanto la probabilidad de devaluación como la probabilidad de revaluación se determinan, según (15) y (16), como el valor esperado, al variar el nivel crítico de reservas, de las probabilidades condicionales (a cada uno de esos niveles críticos) de que el crecimiento del crédito doméstico supere el crecimiento crítico. Este cálculo se realizó por la regla de Simpson de integración numérica (Hildebrand, 1969), para lo cual se dividió cada uno de los intervalos $(\overline{R_{t+1}^{m,i}}, \overline{R_{t+1}^{m,s}})$ y $(\overline{R_{t+1}^{M,i}}, \overline{R_{t+1}^{M,s}})$ en ocho partes. Así, la probabilidad total de crisis corresponde a la suma de las probabilidades de devaluación y de revaluación.

Vale la pena destacar que la forma en que se estimaron las probabilidades en este trabajo, permitiendo un intervalo de variación para el nivel crítico de reservas y obteniendo el valor esperado de las probabilidades resultantes, minimiza considerablemente la

limitación que implica la definición *a priori* de un solo valor crítico de reservas como en el caso del modelo de Grilli. Así mismo, debe resaltarse que después de cierto nivel lo suficientemente pequeño o grande, respectivamente, los valores de $(\overline{R_{t+1}^m}, \overline{R_{t+1}^M})$ no afectan los resultados, pues a estos límites corresponden las colas inferior y superior, respectivamente, de la distribución de μ_{t+1}^* y, por tanto, probabilidades muy pequeñas de ocurrencia.

IV Resultados

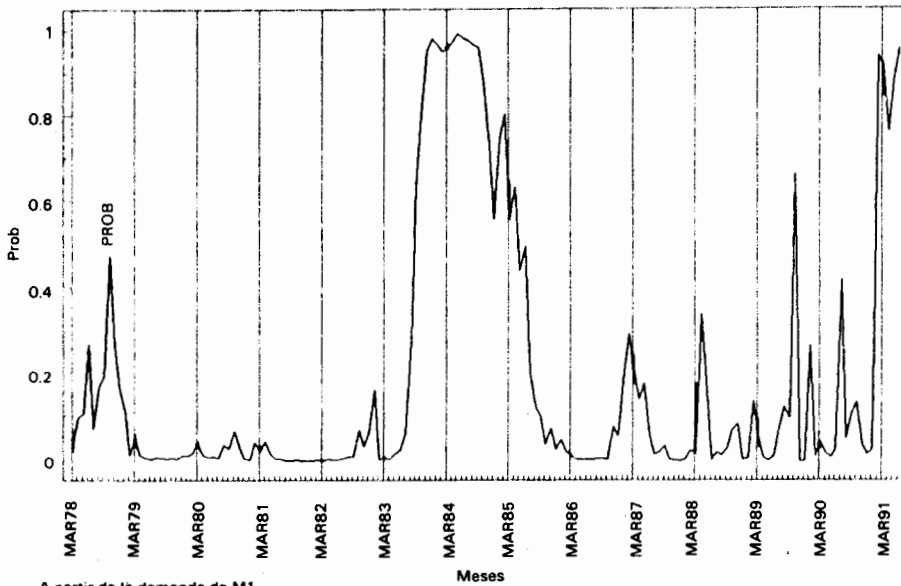
De acuerdo con la metodología descrita en la sección anterior, se calcularon las probabilidades de abandono del régimen cambiario; es decir, de que las reservas internacionales alcancen un nivel tan bajo que la autoridad se vea forzada a devaluar, o de que las divisas del Banco Central lleguen a un nivel tan alto que sea preciso revaluar la moneda. El Gráfico 1 y el Cuadro A1 resumen los resultados obtenidos. Se notan dos períodos en los cuales la probabilidad de abandono aumenta significativamente: el período julio de 1983 y junio de 1985, y el comprendido entre febrero y junio de 1991. Para poder explicar lo acontecido en las diferentes coyunturas, se separaron las probabilidades de devaluación y de revaluación, que se observan en los Gráficos 2 y 3, y en el Cuadro A1.

La probabilidad estimada de devaluación (Gráfico 2) presenta un aumento notorio y permanente entre agosto de 1983 y junio de 1985. Si bien el resultado final nunca fue el abandono del sistema de minidevaluaciones, en 1985 se aceleró drásticamente el ritmo de devaluación, superando éste el 5% mensual en marzo y abril. Con anticipación a esta medida se había intensificado el uso de restricciones cuantitativas a las importaciones, de tal forma que en 1983 su equivalente arancelario aumentó en un 75% (Ministerio de Desarrollo, 1991). Adicionalmente, el gobierno recurrió al endeudamiento externo como principal fuente de financiamiento, de tal forma que en 1983-1985 el crédito externo neto del sector público representó, en promedio 4.2% del PIB, mientras que en el período 1986-1989 este rubro fue del 1.4% del PIB en promedio ⁹.

Es preciso señalar cómo los otros períodos de aumento en la probabilidad de crisis, aunque son muy esporádicos coinciden con aceleración en el crecimiento del crédito doméstico (Gráfico 4). El estimativo de probabilidad de crisis aquí encontrado señala que en esos períodos se presentó una inconsistencia macroeconómica entre la tasa de cambio nominal y el ritmo de expansión del crédito doméstico.

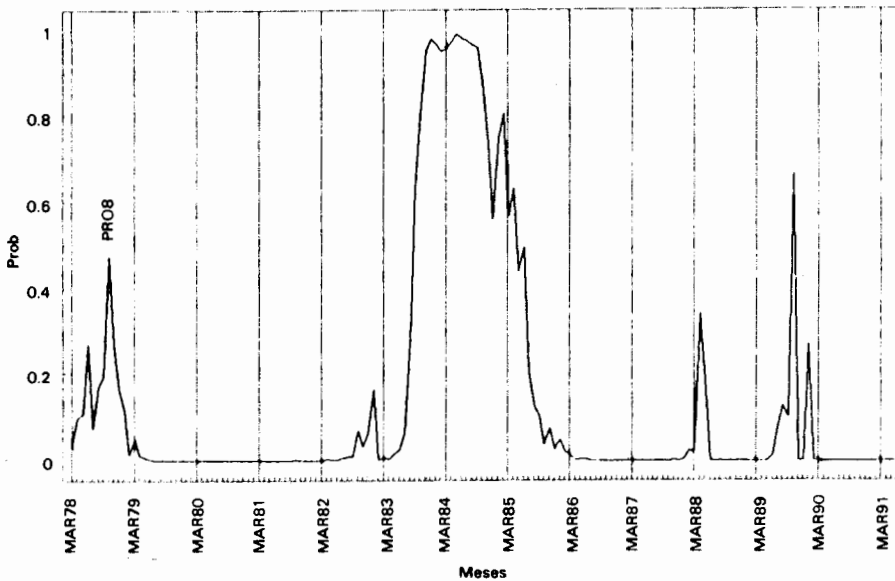
⁹ El endeudamiento externo del gobierno, sin ajuste en sus gastos e ingresos, aunque puede posponer el momento de la crisis, cuando éste se presenta, la magnitud del ataque especulativo es mayor (Buitier, 1986).

GRAFICO 1
Probabilidad estimada de crisis en el periodo dado

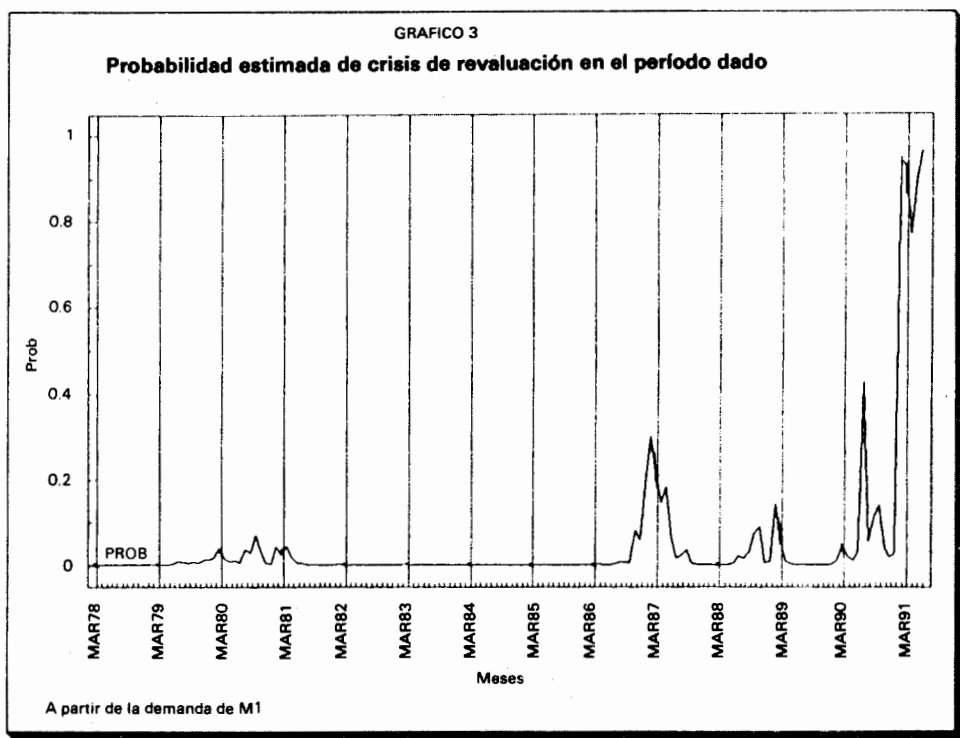


A partir de la demanda de M1

GRAFICO 2
Probabilidad estimada de crisis de devaluación en el periodo dado



A partir de la demanda de M1

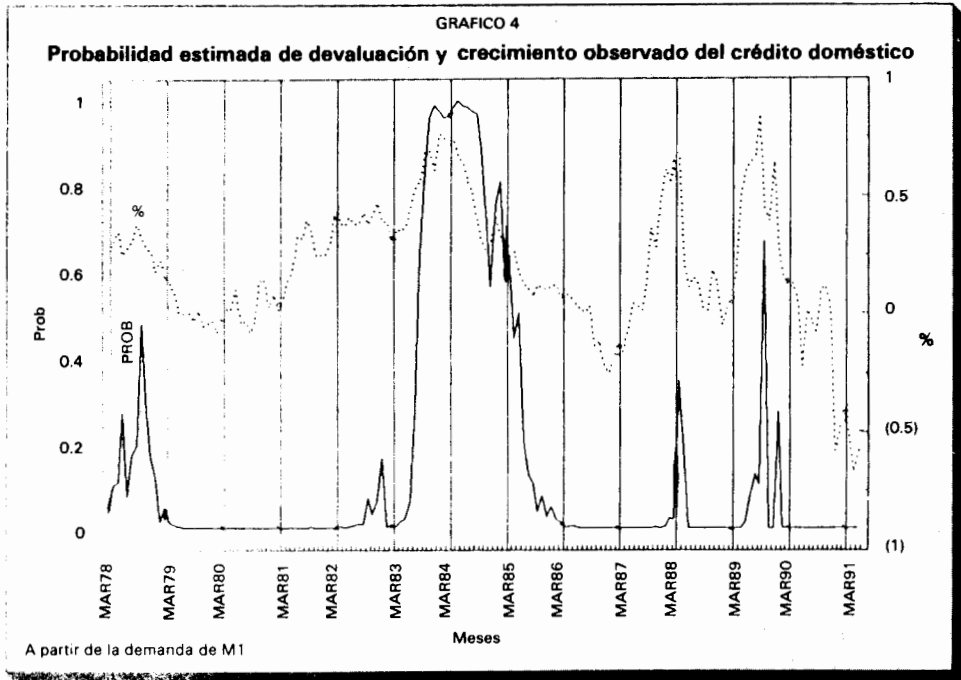


En cuanto a la probabilidad de revaluación (Gráfico 3), se ve que entre febrero y junio de 1991 ésta presenta un incremento sostenido, llegando a un máximo en el último mes de la muestra. Durante estos meses, dado el crecimiento del crédito doméstico, la tasa de cambio nominal que hubiera logrado el equilibrio en el mercado monetario era más baja que la tasa fijada por la autoridad económica. De acuerdo con el marco de análisis aquí utilizado, los agentes económicos perciben esta inconsistencia, y por lo tanto esperan una revaluación del tipo de cambio ¹⁰.

En las épocas en las cuales hay una alta probabilidad de devaluación se esperaría que hubiese una salida de capital, mientras que, en las etapas de revaluación estimada debería registrarse una entrada de capital especulativo. Con el objeto de examinar esta relación se tomaron estimativos del flujo de capital especulativo (Herrera, 1991) y se correlacionaron con los máximos valores de las probabilidades estimadas en cada uno de los años ¹¹. Se observa que (Gráficos 5 y 6) las relaciones postuladas se mantienen, y se verifica la existencia de una relación estadística lineal y significativa mediante análisis de regresión

¹⁰ El hecho de que la inconsistencia entre la política de crédito y la tasa de cambio se resuelva mediante una revaluación o devaluación, tiene implícito un supuesto sobre la prioridad que las autoridades asignan a las diferentes políticas. La inconsistencia podría resolverse mediante ajustes en la política de crédito. Este tema es discutido en Calvo y Guidotti (1991).

¹¹ Se adoptó esta metodología pues los estimativos del flujo de capital especulativo se tenían con una periodicidad anual.



(Cuadro A-2). Como se esperaba, el signo del coeficiente de la probabilidad de revaluación es positivo, mientras que el de la probabilidad de devaluación es negativo.

Otra forma de examinar la bondad de los resultados obtenidos, consiste en compararlos con el premium del dólar en el mercado paralelo. Si bien se ha encontrado que en horizontes temporales amplios esta variable resume información relevante sobre determinantes fundamentales de la oferta y demanda de divisas en la economía (Herrera, 1990), también se ve influenciada por manías o pánicos infundados durante cortos períodos de tiempo. Se ve que (Gráficos 7 y 8) la probabilidad estimada de devaluación coincide, en términos generales, con el aumento del premium del dólar negro. Sin embargo, el marcado incremento del premium que ocurrió a principios de 1983 no se refleja en un movimiento similar del estimativo de probabilidad. Esta discrepancia puede deberse a la calidad del premium como señal eficiente de escasez de divisas, o también a deficiencias en el estimador de probabilidad aquí calculado.

Los resultados de este trabajo describen bastante bien la experiencia colombiana, a pesar de las limitaciones que el análisis empírico impuso. En particular, las estimaciones de la demanda de dinero con periodicidad mensual es un aspecto que merece estudio de mayor profundidad. Igualmente, la determinación de las franjas de devaluación y revaluación, es decir del límite mínimo de las reservas internacionales por debajo del cual la tasa de cambio nominal se devaluaría, o del límite máximo de las reservas por encima del cual se produce la revaluación, es un tema que requiere mayor debate, pero esta primera aproximación parece bastante buena.

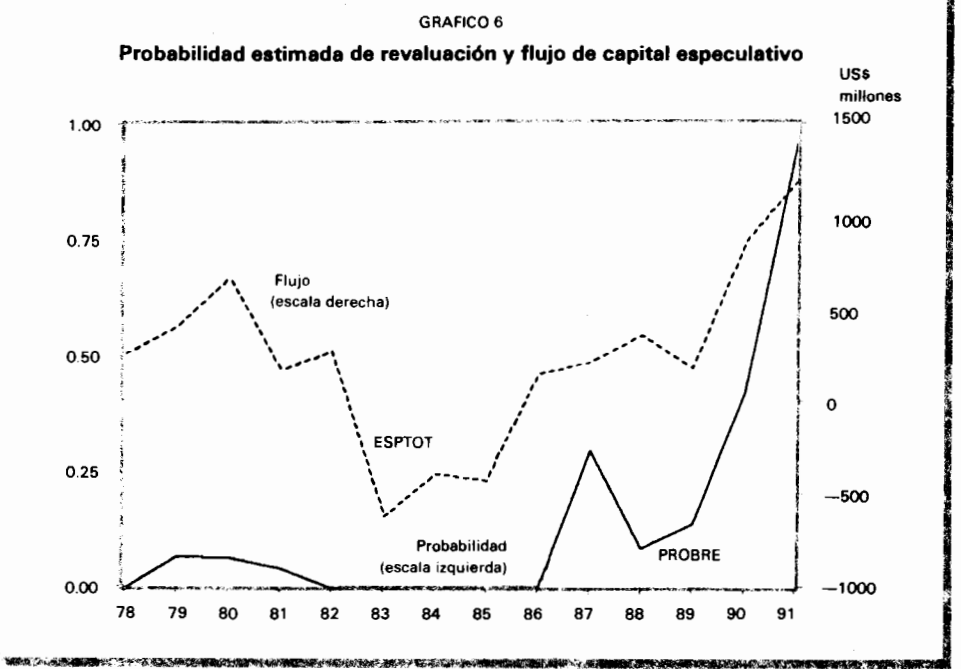
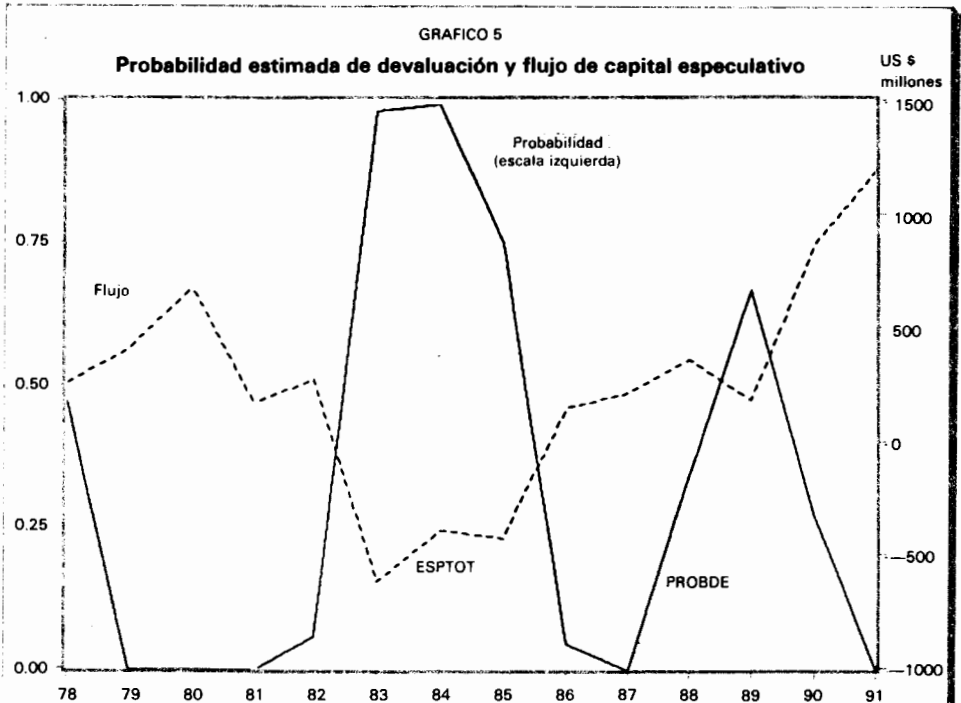
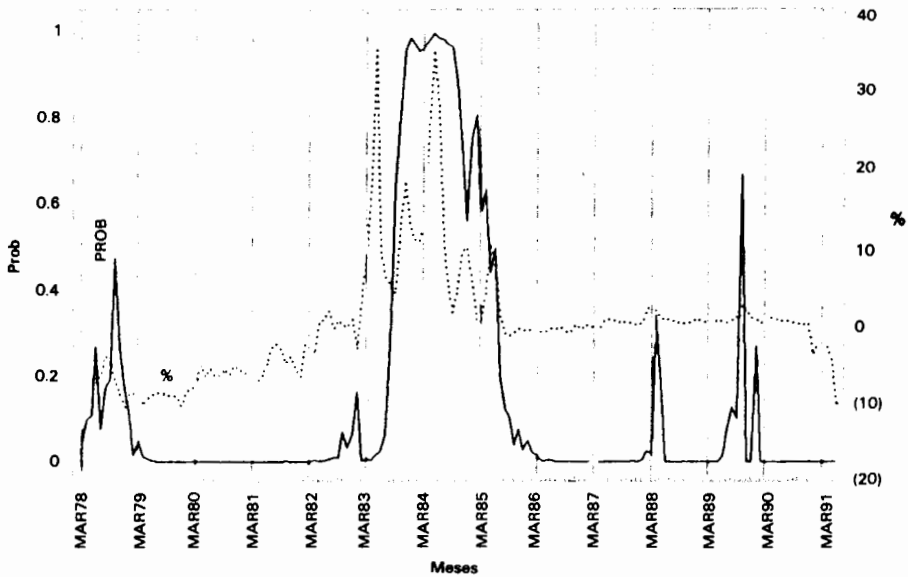


GRAFICO 7

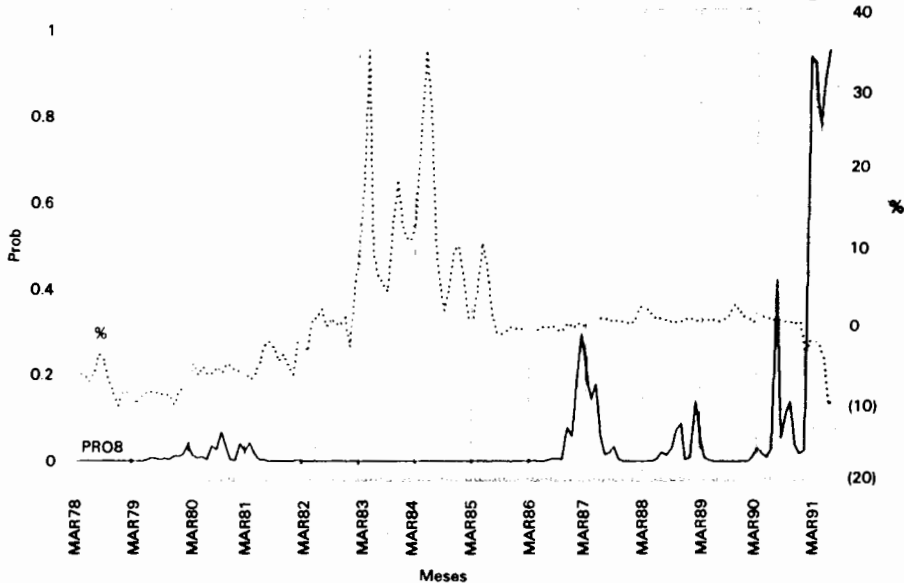
Probabilidad estimada de devaluación y premium de la tasa de cambio negra



A partir de la demanda de M1

GRAFICO 8

Probabilidad estimada de revaluación y premium de la tasa de cambio negra



A partir de la demanda de M1

V Conclusiones

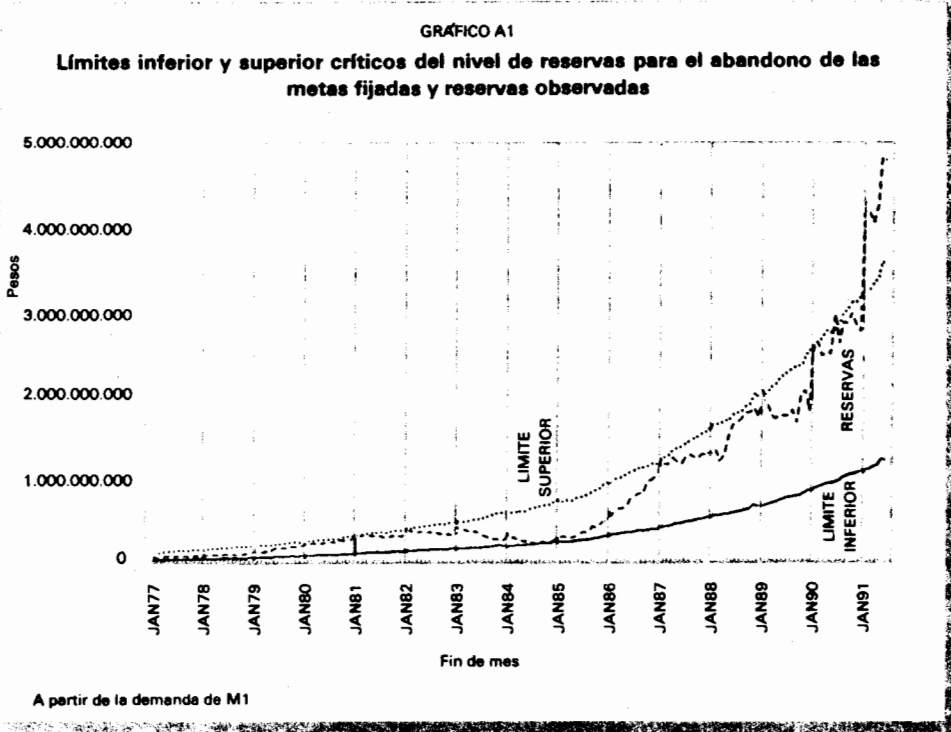
Los resultados obtenidos en este trabajo señalan que durante dos períodos, comprendidos el primero entre agosto de 1983 y mayo de 1985, y de junio de 1990 hasta mayo de 1991 el segundo, la probabilidad de abandono del régimen de minidevaluaciones fue alta. Las dos coyunturas son, sin embargo, completamente opuestas. Durante la primera, las reservas internacionales cayeron a un nivel tan bajo que llegó a ser muy factible que las autoridades devaluaran masivamente el peso. En cambio, durante la segunda coyuntura el nivel de reservas fue tan alto que, de acuerdo con los resultados de este trabajo, los agentes anticipaban una revaluación del peso.

Cuando los agentes forman sus expectativas racionalmente, es decir cuando utilizan toda la información disponible en forma eficiente para hacer sus proyecciones, la consistencia del manejo macroeconómico es indispensable para que goce de credibilidad por parte del público. En la medida en que los agentes anticipen un cambio de régimen, situación que frecuentemente sucede cuando hay incoherencia entre diferentes instrumentos de política económica, se perciben oportunidades de especulación que tratan de ser aprovechadas por el público, presentándose así los ataques de compra o venta de divisas.

Referencias

- Blanco, H. y P. Garber (1986). "Recurrent Devaluations and Speculative Attacks on the Mexian Peso" *Journal of Political Economy*, 94, pp. 148-166.
- Buiter, W. (1987). "Borrowing to Defend the Exchange Rate and the Timing and Magnitude of Speculative Attacks" *Journal of International Economics*, noviembre, pp. 221-239.
- Calvo, G. (1987). "Balance of Payments Crises in a Cash-in Advance Economy" *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 19, febrero, pp. 19-32.
- Calvo, G. y P. Guidotti (1991). Speculative Attacks. IMF Working Paper wp/91/10. Enero, preparado para *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*.
- Cumby, R. y S. Van Wijnbergen (1989). "Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979-1981" *Journal of International Economics*, 17, pp. 11-127.
- Dornbush, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics" *Journal of Political Economy*, vol. 84, No. 6
- Grilli, V. (1986). "Buying and Selling Attacks on Fixed Exchange Rate Systems" *Journal of International Economics*, 20, pp. 143-156.
- Herrera, S. (1991). Movilidad de Capitales y la Economía Colombiana, *Banca y Finanzas*, septiembre.
- Herrera, S. (1990). "Eficiencia y Determinantes del Funcionamiento del Mercado Paralelo de Divisas en Colombia" *Ensayos sobre Política Económica*, 17, junio.
- Hildebrand, F. (1960). Introduction to numerical analysis, John Wiley, N.Y.
- Julio, J. y Melo, L. (1990). "Sobre la desestacionalización de los principales agregados monetarios", Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de la República, octubre de 1990.
- Ministerio de Desarrollo Económico (1991). El Sector Externo y la Política Macroeconómica. Mimeo, agosto 8.
- Watson, Nadine (1991). "Credibilidad y Liberación de la Economía", Tesis de Magister. Universidad de los Andes.

Apendice A



CUADRO A1
Resultados

Fecha	Prob. crisis Devaluación	Prob. Crisis Revaluación	Prob. total de crisis
Mar. 78	0,037	0,000	0,037
Abr. 78	0,098	0,000	0,098
May. 78	0,108	0,000	0,108
Jun. 78	0,270	0,000	0,270
Jul. 78	0,073	0,000	0,073
Ago. 78	0,172	0,000	0,172
Sep. 78	0,192	0,000	0,192
Oct. 78	0,475	0,000	0,475
Nov. 78	0,268	0,000	0,268
Dic. 78	0,169	0,000	0,169
Ene. 79	0,116	0,000	0,116
Feb. 79	0,012	0,000	0,012
Mar. 79	0,049	0,000	0,049
Abr. 79	0,010	0,000	0,010
May. 79	0,005	0,000	0,005
Jun. 79	0,001	0,001	0,001
Jul. 79	0,000	0,007	0,007
Ago. 79	0,000	0,004	0,004
Sep. 79	0,000	0,003	0,003
Oct. 79	0,000	0,005	0,005
Nov. 79	0,000	0,002	0,002
Dic. 79	0,000	0,011	0,011
Ene. 80	0,000	0,011	0,011
Feb. 80	0,000	0,016	0,016
Mar. 80	0,000	0,038	0,038
Abr. 80	0,000	0,012	0,012
May. 80	0,000	0,007	0,007
Jun. 80	0,000	0,008	0,008
Jul. 80	0,000	0,003	0,003

CUADRO A1
Resultados
 (Continuación)

Fecha	Prob. crisis Devaluación	Prob. Crisis Revaluación	Prob. total de crisis
Ago. 80	0,000	0,035	0,035
Sep. 80	0,000	0,025	0,025
Oct. 80	0,000	0,067	0,067
Nov. 80	0,000	0,031	0,031
Dic. 80	0,000	0,002	0,002
Ene. 81	0,000	0,001	0,001
Feb. 81	0,000	0,040	0,040
Mar. 81	0,000	0,020	0,020
Abr. 81	0,000	0,043	0,043
May. 81	0,000	0,016	0,016
Jun. 81	0,000	0,003	0,003
Jul. 81	0,000	0,002	0,002
Ago. 81	0,000	0,000	0,000
Sep. 81	0,000	0,000	0,000
Oct. 81	0,001	0,000	0,001
Nov. 81	0,000	0,000	0,000
Dic. 81	0,000	0,000	0,000
Ene. 82	0,000	0,000	0,000
Feb. 82	0,000	0,001	0,001
Mar. 82	0,000	0,000	0,000
Abr. 82	0,003	0,000	0,003
May. 82	0,001	0,000	0,001
Jun. 82	0,001	0,000	0,001
Jul. 82	0,004	0,000	0,004
Ago. 82	0,009	0,000	0,009
Sep. 82	0,009	0,000	0,009
Oct. 82	0,070	0,000	0,070
Nov. 82	0,031	0,000	0,031
Dic. 82	0,061	0,000	0,061

CUADRO A1
Resultados
 (Continuación)

Fecha	Prob. crisis Devaluación	Prob. Crisis Revaluación	Prob. total de crisis
Ene. 83	0,164	0,000	0,164
Feb. 83	0,001	0,000	0,001
Mar. 83	0,004	0,000	0,004
Abr. 83	0,003	0,000	0,003
May. 83	0,015	0,000	0,015
Jun. 83	0,024	0,000	0,024
Jul. 83	0,061	0,000	0,061
Ago. 83	0,280	0,000	0,280
Sep. 83	0,638	0,000	0,638
Oct. 83	0,804	0,000	0,804
Nov. 83	0,956	0,000	0,956
Dic. 83	0,985	0,000	0,985
Ene. 84	0,972	0,000	0,972
Feb. 84	0,954	0,000	0,954
Mar. 84	0,964	0,000	0,964
Abr. 84	0,979	0,000	0,979
May. 84	0,996	0,000	0,996
Jun. 84	0,985	0,000	0,985
Jul. 84	0,982	0,000	0,982
Ago. 84	0,969	0,000	0,969
Sep. 84	0,965	0,000	0,965
Oct. 84	0,882	0,000	0,882
Nov. 84	0,737	0,000	0,737
Dic. 84	0,562	0,000	0,562
Ene. 85	0,752	0,000	0,752
Feb. 85	0,809	0,000	0,809
Mar. 85	0,564	0,000	0,564
Abr. 85	0,636	0,000	0,636
May. 85	0,442	0,000	0,442

CUADRO A1
Resultados
 (Continuación)

Fecha	Prob. crisis Devaluación	Prob. Crisis Revaluación	Prob. total de crisis
Jun. 85	0,498	0,000	0,498
Jul. 85	0,205	0,000	0,205
Ago. 85	0,127	0,000	0,127
Sep. 85	0,102	0,000	0,102
Oct. 85	0,036	0,000	0,036
Nov. 85	0,076	0,000	0,076
Dic. 85	0,026	0,000	0,026
Ene. 86	0,048	0,000	0,048
Feb. 86	0,020	0,000	0,020
Mar. 86	0,013	0,000	0,013
Abr. 86	0,001	0,001	0,002
May. 86	0,003	0,000	0,003
Jun. 86	0,003	0,000	0,003
Jul. 86	0,000	0,001	0,002
Ago. 86	0,000	0,004	0,004
Sep. 86	0,000	0,004	0,004
Oct. 86	0,000	0,003	0,003
Nov. 86	0,000	0,078	0,078
Dic. 86	0,000	0,056	0,056
Ene. 87	0,000	0,204	0,204
Feb. 87	0,000	0,297	0,297
Mar. 87	0,000	0,213	0,213
Abr. 87	0,000	0,141	0,141
May. 87	0,000	0,180	0,180
Jun. 87	0,000	0,058	0,058
Jul. 87	0,000	0,015	0,015
Ago. 87	0,000	0,020	0,020
Sep. 87	0,000	0,033	0,033
Oct. 87	0,000	0,003	0,003

CUADRO A1
Resultados
(Continuación)

Fecha	Prob. crisis Devaluación	Prob. Crisis Revaluación	Prob. total de crisis
Nov. 87	0,001	0,000	0,001
Dic. 87	0,000	0,000	0,000
Ene. 88	0,003	0,000	0,003
Feb. 88	0,023	0,000	0,023
Mar. 88	0,016	0,000	0,016
Abr. 88	0,343	0,000	0,343
May. 88	0,183	0,000	0,183
Jun. 88	0,000	0,003	0,003
Jul. 88	0,000	0,019	0,019
Ago. 88	0,000	0,012	0,012
Sep. 88	0,000	0,027	0,027
Oct. 88	0,000	0,071	0,071
Nov. 88	0,000	0,087	0,087
Dic. 88	0,000	0,003	0,003
Ene. 89	0,000	0,006	0,006
Feb. 89	0,000	0,139	0,139
Mar. 89	0,000	0,058	0,058
Abr. 89	0,000	0,007	0,007
May. 89	0,000	0,001	0,001
Jun. 89	0,012	0,000	0,012
Jul. 89	0,075	0,000	0,075
Ago. 89	0,127	0,000	0,127
Sep. 89	0,100	0,000	0,100
Oct. 89	0,667	0,000	0,667
Nov. 89	0,000	0,000	0,000
Dic. 89	0,000	0,000	0,000
Ene. 90	0,270	0,000	0,270
Feb. 90	0,000	0,010	0,010
Mar. 90	0,000	0,042	0,042

CUADRO A1
Resultados
 (Continuación)

Fecha	Prob. crisis Devaluación	Prob. Crisis Revaluación	Prob. total de crisis
Abr. 90	0,000	0,018	0,018
May. 90	0,000	0,008	0,008
Jun. 90	0,000	0,028	0,028
Jul. 90	0,000	0,423	0,423
Ago. 90	0,000	0,052	0,052
Sep. 90	0,000	0,111	0,111
Oct. 90	0,000	0,137	0,137
Nov. 90	0,000	0,038	0,038
Dic. 90	0,000	0,016	0,016
Ene. 91	0,000	0,025	0,025
Feb. 91	0,000	0,946	0,946
Mar. 91	0,000	0,924	0,924
Abr. 91	0,000	0,767	0,767
May. 91	0,000	0,887	0,887
Jun. 91	0,000	0,961	0,961

CUADRO A-2

Flujo de capital especulativo y probabilidades de revaluación y devaluación

LS // Dependent variable is ESPTOT

Date: 11-05-1991 / Time: 11:45

SMPL range: 1978 - 1991

Number of observations: 14

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Stat.	2-Tail Sig.
C	336.20361	107.32615	3.1325415	0.0095
PROBRE	974.37207	271.80582	3.5848094	0.0043
PROBDE	-715.26324	189.62881	-3.7719124	0.0031
R-squared	0.788768	Mean of dependent var		246.5929
Adjusted R-squared	0.750362	S.D. of dependent var		489.8999
S.E. of regression	244.7726	Sum of squared resid		659049.7
Log likelihood	-95.18162	F-statistic		20.53770
Durbin-Watson stat	1.752312	Prob (F-statistic)		0.000193
Obs	ESPTOT	PROBRE	PROBDE	
1978	270.0000	0.000000	0.475000	
1979	418.0000	0.070000	0.000000	
1980	687.0000	0.067000	0.000000	
1981	183.0000	0.043000	0.000000	
1982	289.0000	0.000000	0.061000	
1983	-608.0000	0.000000	0.985000	
1984	-381.0000	0.000000	0.996000	
1985	-418.0000	0.000000	0.752000	
1986	159.0000	0.000000	0.048000	
1987	225.3000	0.297000	0.000000	
1988	370.0000	0.087000	0.343000	
1989	188.0000	0.139000	0.667000	
1990	870.0000	0.423000	0.270000	
1991	120.0000	0.961000	0.000000	
ESPTOT = Flujo de capital especulativo; fuente: Herrera (1991)				
PROBRE = Probabilidad de Revaluación; fuente: Cuadro A-1				
PROBDE = Probabilidad de Devaluación; fuente: Cuadro A-1				

CUADRO A3
Información básica

Fecha	Multip. Desest.	Comp. Perm. Mult. Desest.	Crec. Créd. Dom. Dem. M1	Comp. Perm. Crec. Créd.	Crec. Créd. Dom. Dem. Base
Ene. 77	1,53				
Feb. 77	1,51				
Mar. 77	1,48				
Abr. 77	1,47				
May. 77	1,47				
Jun. 77	1,45				
Jul. 77	1,45				
Ago. 77	1,44				
Sep. 77	1,45				
Oct. 77	1,43				
Nov. 77	1,46				
Dic. 77	1,43				
Ene. 78	1,42	1,413	0,21		0,30
Feb. 78	1,42	1,417	0,22		0,30
Mar. 78	1,41	1,407	0,26		0,32
Abr. 78	1,41	1,407	0,31		0,36
May. 78	1,40	1,390	0,35		0,42
Jun. 78	1,39	1,391	0,25		0,31
Jul. 78	1,37	1,368	0,28		0,35
Ago. 78	1,40	1,384	0,31		0,34
Sep. 78	1,36	1,356	0,38		0,46
Oct. 78	1,36	1,346	0,32		0,38
Nov. 78	1,36	1,352	0,28		0,38
Dic. 78	1,38	1,374	0,26		0,30
Ene. 79	1,36	1,350	0,18	0,17	0,23
Feb. 79	1,34	1,338	0,23	0,22	0,31
Mar. 79	1,34	1,333	0,15	0,19	0,21
Abr. 79	1,34	1,333	0,13	0,18	0,20
May. 79	1,34	1,328	0,07	0,13	0,12
Jun. 79	1,35	1,343	0,00	0,06	0,03

CUADRO A3
Información básica
 (Continuación)

Fecha	Multip. Desest.	Comp. Perm. Mult. Desest.	Crec. Créd. Dom. Dem. M1	Comp. Perm. Crec. Crédi.	Crec. Créd. Dom. Dem. Base
Jul. 79	1,33	1,329	0,00	0,05	0,02
Ago. 79	1,34	1,336	0,00	0,08	0,05
Sep. 79	1,33	1,323	-0,03	0,06	-0,01
Oct. 79	1,34	1,329	0,01	0,08	0,02
Nov. 79	1,33	1,317	-0,05	0,01	-0,03
Dic. 79	1,32	1,325	-0,04	0,01	-0,01
Ene. 80	1,29	1,294	-0,03	0,00	0,02
Feb. 80	1,29	1,284	-0,08	-0,02	-0,03
Mar. 80	1,29	1,282	0,00	0,01	0,04
Abr. 80	1,26	1,257	0,02	0,04	0,10
May. 80	1,27	1,262	0,02	0,02	0,08
Jun. 80	1,27	1,266	0,10	0,06	0,17
Jul. 80	1,28	1,273	-0,04	-0,05	0,00
Ago. 80	1,29	1,273	-0,03	-0,05	0,01
Sep. 80	1,27	1,264	-0,08	-0,10	-0,04
Oct. 80	1,27	1,267	-0,03	-0,02	0,03
Nov. 80	1,29	1,281	0,14	0,10	0,16
Dic. 80	1,33	1,328	0,15	0,13	0,12
Ene. 81	1,29	1,300	0,03	0,01	0,03
Feb. 81	1,32	1,318	0,08	0,01	0,07
Mar. 81	1,33	1,336	0,02	-0,04	0,00
Abr. 81	1,33	1,335	0,07	0,04	0,02
May. 81	1,33	1,331	0,14	0,12	0,09
Jun. 81	1,33	1,337	0,18	0,17	0,12
Jul. 81	1,32	1,335	0,33	0,24	0,30
Ago. 81	1,31	1,316	0,32	0,23	0,30
Sep. 81	1,33	1,325	0,40	0,26	0,35
Oct. 81	1,33	1,326	0,34	0,21	0,29
Nov. 81	1,33	1,331	0,25	0,19	0,20
Dic. 81	1,32	1,330	0,25	0,18	0,26

CUADRO A3
Información básica
 (Continuación)

Fecha	Multip. Desest.	Comp. Perm. Mult. Desest.	Crec. Créd. Dom. Dem. M1	Comp. Perm. Crec. Créd.	Crec. Créd. Dom. Dem. Base
Ene. 82	1,34	1,335	0,25	0,21	0,22
Feb. 82	1,33	1,324	0,31	0,27	0,29
Mar. 82	1,33	1,322	0,47	0,40	0,47
Abr. 82	1,35	1,350	0,39	0,33	0,36
May. 82	1,36	1,358	0,37	0,31	0,35
Jun. 82	1,36	1,364	0,41	0,31	0,37
Jul. 82	1,40	1,400	0,38	0,33	0,31
Ago. 82	1,39	1,390	0,38	0,34	0,30
Sep. 82	1,40	1,399	0,43	0,43	0,36
Oct. 82	1,39	1,394	0,38	0,36	0,32
Nov. 82	1,38	1,394	0,42	0,38	0,37
Dic. 82	1,42	1,417	0,47	0,41	0,38
Ene. 83	1,48	1,488	0,39	0,36	0,26
Feb. 83	1,43	1,451	0,39	0,35	0,29
Mar. 83	1,52	1,452	0,30	0,32	0,13
Abr. 83	1,52	1,529	0,36	0,35	0,20
May. 83	1,55	1,555	0,35	0,35	0,19
Jun. 83	1,56	1,563	0,37	0,40	0,19
Jul. 83	1,55	1,570	0,45	0,43	0,32
Ago. 83	1,56	1,584	0,54	0,50	0,37
Sep. 83	1,52	1,539	0,56	0,51	0,44
Oct. 83	1,55	1,564	0,68	0,58	0,51
Nov. 83	1,55	1,563	0,69	0,58	0,51
Dic. 83	1,56	1,571	0,81	0,53	0,47
Ene. 84	1,55	1,572	0,76	0,63	0,68
Feb. 84	1,57	1,559	0,74	0,63	0,57
Mar. 84	1,56	1,562	0,72	0,62	0,67
Abr. 84	1,52	1,515	0,74	0,64	0,72
May. 84	1,56	1,551	0,67	0,60	0,65
Jun. 84	1,55	1,553	0,64	0,56	0,65

CUADRO A3
Información básica
 (Continuación)

Fecha	Múltip. Desest.	Comp. Perm. Múlt. Desest.	Crec. Créd. Dom. Dem. M1	Comp. Perm. Crec. Créd.	Crec. Créd. Dom. Dem. Base
Jul. 84	1,56	1,560	0,56	0,54	0,56
Ago. 84	1,56	1,564	0,51	0,52	0,51
Sep. 84	1,70	1,683	0,40	0,44	0,24
Oct. 84	1,71	1,718	0,31	0,41	0,18
Nov. 84	1,73	1,740	0,27	0,38	0,15
Dic. 84	1,63	1,659	0,31	0,41	0,25
Ene. 85	1,68	1,687	0,41	0,51	0,30
Feb. 85	1,72	1,721	0,32	0,43	0,21
Mar. 85	1,67	1,693	0,31	0,39	0,23
Abr. 85	1,72	1,740	0,24	0,30	0,10
May. 85	1,69	1,730	0,26	0,31	0,16
Jun. 85	1,68	1,702	0,17	0,25	0,08
Jul. 85	1,70	1,689	0,13	0,23	0,04
Ago. 85	1,68	1,654	0,10	0,18	0,03
Sep. 85	1,71	1,708	0,07	0,15	0,07
Oct. 85	1,68	1,678	0,12	0,17	0,15
Nov. 85	1,66	1,676	0,10	0,15	0,15
Dic. 85	1,67	1,654	0,10	0,15	0,05
Ene. 86	1,57	1,570	0,12	0,16	0,20
Feb. 86	1,68	1,669	0,12	0,15	0,15
Mar. 86	1,71	1,689	0,05	0,08	0,03
Abr. 86	1,71	1,721	0,08	0,10	0,09
May. 86	1,74	1,734	0,07	0,09	0,05
Jun. 86	1,73	1,730	0,04	0,06	0,00
Jul. 86	1,73	1,726	0,01	0,03	0,00
Ago. 86	1,77	1,749	0,00	0,02	-0,04
Sep. 86	1,71	1,730	0,03	0,03	0,04
Oct. 86	1,69	1,712	-0,14	-0,09	-0,13
Nov. 86	1,65	1,669	-0,12	-0,07	-0,11
Dic. 86	1,60	1,626	-0,22	-0,16	-0,26

CUADRO A3
Información básica
(Continuación)

Fecha	Multip. Desest.	Comp. Perm. Mult. Desest.	Crec. Créd. Dom. Dem. M1	Comp. Perm. Crec. Créd.	Crec. Créd. Dom. Dem. Base
Ene. 87	1,69	1,660	-0,25	-0,16	-0,29
Feb. 87	1,66	1,649	-0,19	-0,12	-0,17
Mar. 87	1,70	1,695	-0,13	-0,06	-0,13
Abr. 87	1,70	1,681	-0,16	-0,11	-0,13
May. 87	1,65	1,644	-0,07	-0,05	-0,02
Jun. 87	1,59	1,576	0,04	0,00	0,13
Jul. 87	1,67	1,628	0,03	-0,01	0,07
Ago. 87	1,62	1,629	0,01	-0,03	0,11
Sep. 87	1,60	1,607	0,12	0,05	0,20
Oct. 87	1,60	1,604	0,36	0,20	0,44
Nov. 87	1,61	1,610	0,28	0,17	0,32
Dic. 87	1,63	1,595	0,49	0,32	0,51
Ene. 88	1,59	1,577	0,61	0,37	0,71
Feb. 88	1,58	1,563	0,55	0,34	0,62
Mar. 88	1,48	1,479	0,70	0,46	0,94
Abr. 88	1,55	1,528	0,65	0,44	0,78
May. 88	1,54	1,526	0,21	0,10	0,30
Jun. 88	1,55	1,531	0,11	0,07	0,15
Jul. 88	1,56	1,562	0,15	0,13	0,23
Ago. 88	1,58	1,580	0,12	0,17	0,15
Sep. 88	1,68	1,657	0,02	0,15	-0,03
Oct. 88	1,63	1,614	0,01	0,17	0,00
Nov. 88	1,65	1,641	0,18	0,20	0,16
Dic. 88	1,62	1,628	0,13	0,19	0,11
Ene. 89	1,62	1,630	-0,05	0,09	-0,05
Feb. 89	1,62	1,643	0,02	0,10	0,00
Mar. 89	1,63	1,636	0,07	0,15	-0,04
Abr. 89	1,55	1,586	0,16	0,24	0,15
May. 89	1,64	1,637	0,50	0,45	0,41
Jun. 89	1,66	1,652	0,61	0,50	0,52

CUADRO A3
Información básica
 (Continuación)

Fecha	Múltip. Desest.	Comp. Perm. Múlt. Desest.	Crec. Créd. Dom. Dem. M1	Comp. Perm. Crec. Créd.	Crec. Créd. Dom. Dem. Base
Jul. 89	1,62	1,614	0,64	0,48	0,58
Ago. 89	1,63	1,606	0,67	0,45	0,60
Sep. 89	1,60	1,608	0,84	0,56	0,90
Oct. 89	1,58	1,579	0,45	0,27	0,48
Nov. 89	1,64	1,627	0,39	0,32	0,39
Dic. 89	1,60	1,610	0,64	0,50	0,75
Ene. 90	1,62	1,628	0,27	0,25	0,27
Feb. 90	1,62	1,622	0,16	0,19	0,16
Mar. 90	1,59	1,604	0,12	0,16	0,13
Abr. 90	1,61	1,584	0,13	0,17	0,09
May. 90	1,58	1,568	0,06	0,18	0,11
Jun. 90	1,63	1,633	-0,22	0,04	-0,20
Jul. 90	1,63	1,630	0,01	0,15	0,01
Ago. 90	1,62	1,625	-0,03	0,11	-0,02
Sep. 90	1,62	1,621	-0,09	0,13	-0,09
Oct. 90	1,67	1,656	0,10	0,17	0,05
Nov. 90	1,61	1,618	0,11	0,16	0,14
Dic. 90	1,64	1,663	0,01	0,08	-0,05
Ene. 91	1,68	1,678	-0,58	-0,43	-0,53
Feb. 91	1,68	1,695	-0,51	-0,40	-0,50
Mar. 91	1,69	1,694	-0,38	-0,31	-0,45
Abr. 91	1,70	1,714	-0,51	-0,27	-0,51
May. 91	1,81	1,804	-0,67	-0,42	-0,68
Jun. 91	1,70	1,721	-0,58	-0,44	-0,58

CUADRO A3
Información básica

Fecha	M1 Desest.	Base Desest.	Pibmes.	Pibmes. Desest.	Imprim. Desest.	THP
Ene. 77	77.870.505	50.860.363	34.136	36.245	88,76	34,45
Feb. 77	78.480.728	51.398.695	36.021	36.217	88,20	34,67
Mar. 77	81.693.844	55.164.510	34.555	36.223	94,21	34,88
Abr. 77	83.346.845	56.979.712	35.457	35.929	87,61	35,03
May. 77	85.047.659	57.912.482	35.457	35.881	81,10	35,12
Jun. 77	89.153.314	61.320.137	34.300	36.051	83,65	35,22
Jul. 77	91.621.932	62.824.930	36.641	37.205	81,92	35,26
Ago. 77	92.159.892	64.540.592	37.646	37.287	84,31	35,33
Sep. 77	93.050.019	64.670.638	37.423	37.512	85,80	35,38
Oct. 77	94.115.058	65.625.457	38.486	37.544	86,11	35,49
Nov. 77	96.240.229	66.050.020	40.651	37.730	89,78	35,86
Dic. 77	96.802.501	68.188.494	41.132	37.899	88,82	35,86
Ene. 78	99.772.806	70.310.205	35.523	37.651	89,45	36,03
Feb. 78	101.614.433	70.752.091	37.485	37.646	87,91	38,28
Mar. 78	105.387.603	74.567.058	35.959	37.677	87,32	36,51
Abr. 78	107.243.512	76.206.991	39.116	39.629	96,25	36,70
May. 78	111.481.725	79.781.805	39.118	39.586	90,51	36,89
Jun. 78	111.819.784	80.195.958	37.841	39.759	93,90	37,08
Jul. 78	115.786.375	83.814.140	40.026	40.642	92,91	37,23
Ago. 78	118.996.095	85.452.830	41.124	40.731	94,54	37,35
Sep. 78	122.894.895	90.984.123	40.880	40.956	94,90	37,52
Oct. 78	122.547.407	89.819.538	42.323	41.342	93,89	37,62
Nov. 78	124.618.217	91.579.017	44.704	41.550	93,64	37,78
Dic. 78	125.904.936	91.965.990	45.233	41.726	97,33	38,07
Ene. 79	127.233.380	93.568.960	39.274	41.549	95,31	38,27
Feb. 79	131.404.360	97.168.854	41.442	41.581	95,37	38,49
Mar. 79	129.611.686	96.653.946	39.756	41.650	95,41	38,69
Abr. 79	132.640.240	99.339.782	41.409	41.920	93,81	39,11
May. 79	135.388.969	101.034.096	41.409	41.889	96,17	39,63
Jun. 79	139.983.933	103.769.375	40.058	42.036	92,88	40,26

CUADRO A3
Información básica
 (Continuación)

Fecha	M1 Desest.	Base Desest.	Pibmes.	Pibmes. Desest.	Imprim. Desest.	THP
Jul. 79	144.639.590	107.666.765	41.070	41.709	96,03	40,08
Ago. 79	149.035.240	112.158.404	42.197	41.797	95,89	40,35
Sep. 79	152.832.951	115.241.595	41.946	41.968	94,39	40,53
Oct. 79	156.963.466	116.709.446	43.699	42.767	97,44	40,58
Nov. 79	152.848.310	115.032.541	46.157	42.960	99,11	40,64
Dic. 79	155.342.244	118.619.338	46.703	43.111	94,77	40,73
Ene. 80	161.695.501	125.021.069	41.209	43.539	102,59	40,90
Feb. 80	163.555.614	126.307.321	43.485	43.612	102,18	41,07
Mar. 80	169.328.464	130.986.092	41.715	43.721	99,36	41,24
Abr. 80	172.136.248	137.149.137	43.296	43.804	100,60	41,56
May. 80	172.603.414	135.633.095	43.296	43.799	102,26	41,91
Jun. 80	173.599.796	136.410.369	41.883	43.901	102,03	42,22
Jul. 80	173.258.048	134.165.215	42.901	43.578	101,38	42,75
Ago. 80	177.272.022	138.320.555	44.078	43.663	95,23	42,98
Sep. 80	180.075.848	141.857.882	43.817	43.774	98,83	43,69
Oct. 80	187.095.439	146.370.069	44.827	43.994	101,03	44,12
Nov. 80	195.284.626	150.338.419	47.348	44.188	95,98	44,45
Dic. 80	199.109.802	151.114.917	47.909	44.326	99,77	44,90
Ene. 81	202.466.368	156.350.777	42.516	44.842	97,37	45,33
Feb. 81	208.173.424	157.866.927	44.864	44.950	98,90	45,73
Mar. 81	208.717.833	156.679.009	43.038	45.083	100,19	46,14
Abr. 81	214.364.983	161.312.961	43.976	44.426	98,59	46,63
May. 81	218.591.995	164.462.442	43.978	44.458	96,51	47,06
Jun. 81	220.621.924	165.762.304	42.541	44.533	98,02	47,50
Jul. 81	224.107.994	168.654.217	44.376	45.061	100,50	47,94
Ago. 81	223.243.296	171.203.503	45.594	45.127	95,38	48,37
Sep. 81	226.850.714	171.734.473	45.323	45.178	98,58	49,08
Oct. 81	234.803.627	178.207.475	45.290	44.582	95,48	49,88
Nov. 81	238.009.794	176.989.381	47.838	44.749	96,23	50,34
Dic. 81	238.080.611	180.247.990	48.404	44.862	91,71	51,26

CUADRO A3
Información básica
(Continuación)

Fecha	M1 Desest.	Base Desest.	Pibmes.	Pibmes. Desest.	Imprim. Desest.	THP
Ene. 82	248.268.021	185.348.984	42.924	45.273	92,41	51,49
Feb. 82	252.421.251	189.691.916	45.294	45.390	92,36	52,05
Mar. 82	258.357.381	194.731.150	43.451	45.527	95,25	52,83
Abr. 82	261.791.710	193.974.877	45.153	45.529	95,70	53,22
May. 82	265.888.173	196.167.872	45.153	45.602	96,76	53,81
Jun. 82	273.845.826	201.858.457	43.679	45.672	96,22	54,99
Jul. 82	279.551.435	199.542.756	44.501	45.143	94,73	55,49
Ago. 82	278.775.977	202.298.950	45.722	45.193	96,25	56,12
Sep. 82	285.016.972	205.052.719	45.451	45.225	94,82	56,77
Oct. 82	282.682.249	202.064.799	45.273	44.654	92,76	57,47
Nov. 82	286.430.977	204.726.257	47.820	44.823	90,83	58,38
Dic. 82	293.546.403	208.225.532	48.386	44.936	90,97	59,48
Ene. 83	299.737.329	202.532.401	42.453	44.872	92,07	60,13
Feb. 83	299.883.773	209.964.615	44.797	44.977	93,60	60,80
Mar. 83	302.472.938	199.027.645	42.974	45.064	89,95	61,85
Abr. 83	305.542.150	201.683.990	44.965	45.190	91,31	62,99
May. 83	312.938.424	202.822.216	44.965	45.267	88,79	64,30
Jun. 83	319.022.024	204.739.838	43.497	45.354	90,83	65,95
Jul. 83	325.033.609	210.538.180	45.716	48.338	90,48	66,95
Ago. 83	334.590.176	216.156.507	46.835	46.055	93,40	68,10
Sep. 83	342.898.007	227.363.064	46.694	46.426	95,69	69,83
Oct. 83	355.435.569	228.663.733	47.471	46.949	95,57	71,37
Nov. 83	365.613.775	232.691.809	50.141	47.120	100,50	73,60
Dic. 83	363.920.502	232.388.629	50.734	47.233	100,99	75,65
Ene. 84	358.964.958	232.221.945	44.349	46.968	100,08	77,13
Feb. 84	363.375.587	232.023.817	46.798	47.082	102,63	79,47
Mar. 84	368.955.716	237.339.051	44.893	47.137	103,16	81,15
Abr. 84	376.322.363	247.986.209	46.494	46.490	95,86	83,35
May. 84	377.585.016	242.216.823	46.494	46.581	101,75	85,95
Jun. 84	386.320.262	249.673.388	44.977	46.698	103,21	88,68

CUADRO A3
Información básica
(Continuación)

Fecha	M1 Desest.	Base Desest.	Pibmes.	Pibmes. Desest.	Imprim. Desest.	THP
Jul. 84	394.713.528	254.648.308	47.089	47.738	100,96	91,17
Ago. 84	406.992.333	264.020.371	48.381	47.822	103,78	93,85
Sep. 84	418.275.712	246.851.129	48.094	47.899	101,92	96,77
Oct. 84	415.098.040	240.950.960	48.149	47.719	108,85	100,27
Nov. 84	421.064.243	240.324.984	50.858	47.911	105,68	103,53
Dic. 84	447.966.202	271.735.256	51.459	48.042	106,07	107,06
Ene. 85	440.921.840	262.920.520	45.140	47.859	105,83	109,39
Feb. 85	442.452.040	258.491.439	47.632	47.989	102,52	112,14
Mar. 85	454.255.065	274.168.407	45.694	48.014	104,57	115,21
Abr. 85	455.454.943	265.859.292	48.779	48.506	105,43	120,10
May. 85	467.104.338	277.442.864	48.779	48.602	107,69	127,20
Jun. 85	472.893.428	281.431.942	47.187	48.737	102,31	134,05
Jul. 85	484.940.272	286.680.063	48.157	48.891	107,00	139,83
Ago. 85	498.461.839	300.721.921	49.478	48.998	107,71	144,21
Sep. 85	510.809.128	300.400.142	49.184	49.118	104,77	149,22
Oct. 85	524.718.235	311.827.383	50.413	50.115	106,46	155,45
Nov. 85	542.010.908	324.183.532	53.249	50.318	108,86	160,06
Dic. 85	573.833.032	339.615.581	53.879	50.455	106,99	164,21
Ene. 86	574.883.761	366.734.083	47.617	50.418	109,35	168,13
Feb. 86	597.333.580	356.629.514	50.246	50.576	111,13	170,88
Mar. 86	607.587.655	357.998.089	48.201	50.637	104,73	173,96
Abr. 86	822.111.664	364.437.451	52.823	52.293	122,26	177,44
May. 86	840.186.955	369.692.861	52.823	52.409	112,73	180,81
Jun. 86	850.229.115	374.275.443	51.099	52.569	107,61	184,38
Jul. 86	860.863.789	385.462.838	51.346	52.212	115,75	187,66
Ago. 86	880.768.621	388.963.154	52.755	52.366	111,31	190,44
Sep. 86	879.566.820	399.997.556	52.442	52.540	115,18	193,95
Oct. 86	892.022.834	410.695.832	51.978	51.799	118,39	198,83
Nov. 86	708.118.970	425.882.344	54.901	52.016	113,75	201,50
Dic. 86	704.593.264	433.734.537	55.551	52.170	117,30	205,00

CUADRO A3
Información básica
 (Continuación)

Fecha	M1 Desest.	Base Desest.	Pibmes.	Pibmes. Desest.	Imprim. Desest.	THP
Ene. 87	736.370.152	435.958.725	50.684	53.516	118,41	209,80
Feb. 87	755.250.235	458.689.130	53.482	53.703	115,84	212,37
Mar. 87	768.645.730	454.966.708	51.305	53.804	120,15	215,17
Abr. 87	800.587.159	473.088.702	55.182	54.507	117,86	219,38
May. 87	817.958.228	496.299.358	55.182	54.827	116,74	223,16
Jun. 87	825.497.726	517.076.424	53.381	54.793	122,12	226,83
Jul. 87	855.483.888	516.235.297	53.498	54.493	123,70	231,32
Ago. 87	863.795.867	538.267.850	54.966	54.858	120,95	234,09
Sep. 87	887.819.510	557.560.883	54.640	54.849	125,86	237,86
Oct. 87	912.649.057	574.877.711	55.311	55.279	120,90	241,29
Nov. 87	914.459.591	566.938.597	58.423	55.484	122,84	244,39
Dic. 87	935.946.114	568.520.309	59.114	55.628	124,69	248,81
Ene. 88	980.410.774	616.942.804	52.710	55.437	125,00	251,13
Feb. 88	982.037.011	625.704.424	55.821	55.635	130,18	254,03
Mar. 88	992.861.294	673.788.643	53.357	55.800	126,06	259,29
Abr. 88	1.012.685.402	654.936.828	57.310	56.622	127,44	263,55
May. 88	1.015.889.941	662.869.865	57.310	56.764	127,37	268,23
Jun. 88	1.054.934.937	678.933.707	55.439	56.942	125,97	274,35
Jul. 88	1.066.888.210	888.134.590	55.331	56.409	123,45	280,33
Ago. 88	1.076.229.208	683.863.681	56.849	56.595	130,54	285,86
Sep. 88	1.110.393.728	862.745.009	56.512	56.793	123,79	292,03
Oct. 88	1.128.983.366	700.609.716	57.208	57.243	119,54	297,04
Nov. 88	1.208.157.851	732.074.308	60.426	57.427	122,51	304,57
Dic. 88	1.175.261.105	720.079.215	61.141	57.566	124,96	311,43
Ene. 89	1.190.875.798	736.788.311	55.297	57.977	126,27	317,34
Feb. 89	1.218.520.017	753.154.496	58.350	58.185	124,53	321,71
Mar. 89	1.251.254.092	768.872.914	55.948	58.337	116,97	328,85
Abr. 89	1.260.509.516	812.373.179	58.348	57.785	133,43	334,38
May. 89	1.308.409.879	801.362.765	58.348	57.947	126,52	341,85
Jun. 89	1.339.865.188	808.302.616	56.444	58.131	130,98	348,29

CUADRO A3
Información básica
 (Continuación)

Fecha	M1 Desest.	Base Desest.	Pibmes.	Pibmes Desest.	Imprim Desest.	THP
Jul. 89	1.359.135.910	845.091.252	57.667	58.813	125,98	358,24
Ago. 89	1.379.303.315	851.546.015	59.250	59.003	129,36	364,87
Sep. 89	1.399.139.212	874.845.465	58.848	59.107	127,99	370,72
Oct. 89	1.403.179.146	895.452.287	59.144	59.188	129,56	377,30
Nov. 89	1.473.506.385	892.349.587	62.471	59.352	129,95	390,49
Dic. 89	1.514.101.795	938.835.063	83.210	59.489	129,27	398,91
Ene. 90	1.533.341.893	947.687.284	57.633	60.282	129,60	406,45
Feb. 90	1.575.335.563	973.870.006	60.815	60.452	132,73	414,98
Mar. 90	1.599.350.898	1.004.475.781	58.340	60.676	140,42	423,80
Abr. 90	1.651.893.172	1.025.178.246	60.813	60.389	131,85	434,28
May. 90	1.645.276.761	1.047.717.632	60.813	60.559	135,04	445,64
Jun. 90	1.684.122.435	1.030.864.539	58.828	60.736	132,18	456,83
Jul. 90	1.716.907.187	1.056.234.205	60.103	61.203	135,36	464,52
Ago. 90	1.779.135.391	1.104.107.474	61.753	61.390	135,23	475,74
Sep. 90	1.808.432.160	1.116.497.724	61.386	61.687	132,78	485,12
Oct. 90	1.852.151.258	1.119.185.610	61.642	61.704	135,85	497,75
Nov. 90	1.858.884.784	1.151.531.458	65.109	61.858	136,92	507,22
Dic. 90	1.901.735.548	1.156.052.256	65.880	62.004	131,60	518,51
Ene. 91	1.934.788.806	1.156.543.374	59.073	61.744	129,03	528,00
Feb. 91	1.931.659.739	1.153.267.298	62.335	61.893	126,88	538,00
Mar. 91	2.000.688.115	1.181.336.980	59.789	62.088	117,49	547,00
Abr. 91	2.027.009.627	1.187.640.649	62.334	62.040	135,15	559,00
May. 91	2.143.344.024	1.188.706.447	62.334	62.208	131,65	570,95
Jun. 91	2.125.997.849	1.249.675.503	60.299	62.383	132,69	573,17

CUADRO A4

Estimación de la demanda por dinero

Variable dependiente: Logaritmo de (DM1/IPC)

Análisis de varianza total

SSE	0.039504	RAZON F	1022.50
DFE	130	PROB>F	0.0001
MSE	0.000303	R-CUADRADO	0.9593

DURBIN-WATSON = 1.8758

Análisis de varianza parcial

Variable	DF	Estimación	Error Estándar	Razón T	Prob> t
CONSTANTE	1	2.489	0.624	3.9890	0.0001
LICDT	1	-.081	0.024	-3.376	0.0010
DPIBMES	1	0.101	0.030	3.2873	0.0013
LDM1IPC	1	0.823	0.045	17.968	0.0001

LDM1IPC: Rezago de orden uno de la variable dependiente.

CUADRO A5

Filtros arima para desestacionalización de las variables

INPRIM	$(1-\Phi_1 B^7) (1-B^{12}) (1-B)$	$INPRIM_t = (1-\Theta_1 B) (1-\Theta_2 B^{12}) a_t$
PIBMES	$(1-B^{12}) (1-B)$	$PIBMES_t = (1-\Theta_1 B^{12}) (1-\Theta_2 B^3) a_t$
M1	$(1-\Phi_1 B^4 - \Phi_2 B^7 - \Phi_3 B^{10}) (1-B^{12}) (1-b)$	$M1_t = (1-\Theta_1 B) (1-\Theta_1 B^{12}) a_t$
BASE	$(1-\Phi_1 B^{12}) (1-B^{12}) (1-B)$	$BASE_t = (1-\Theta_1 B) (1-\Theta_2 B^{12}) a_t$
MULT	$(1-b^{12}) (1-B)$	$MULT_t = (1-\Theta_1 B) (1-\Theta_2 B^{12}) a_t$

CUADRO A6

Prueba de raíz unitaria para el crecimiento del crédito doméstico

Variable	Intercepto	Tendencia	Lag	Dickey
MU	NO	NO	12	-1.2570
(1-B)MU	NO	NO	2	-8.7701

Esto significa que la descomposición de Beveridge-Nelson es plausible.

Apéndice B

El propósito de este apéndice es reportar los resultados de la estimación del modelo cuando se define el crédito doméstico neto como la diferencia entre la base monetaria y el valor en pesos de las reservas internacionales. Ello requiere definir la demanda derivada de base monetaria y la condición de equilibrio con la oferta de base. Los datos resultantes se encuentran disponibles, a solicitud del interesado, con el Comité Editorial de esta revista.

Por demanda derivada de base nos referimos a la demanda de base que resulta de un nivel determinado de demanda de liquidez en la economía. Esta última la definimos en el trabajo como la demanda de M1. Ello por considerar que es M1 y no la base la que se relaciona más estrechamente con las necesidades de liquidez de los agentes. Así pues, dado un nivel de demanda de M1, la demanda de base estará relacionada negativamente con el multiplicador monetario, k_t . Dado un nivel de demanda de liquidez, la demanda de base será menor cuanto mayor sea el multiplicador monetario. Adicionalmente, como la demanda de M1 depende del nivel de transacciones y de la tasa de interés, estas variables también determinan la demanda de base. Así pues, el equilibrio entre la oferta y la demanda de base implican que:

$$(1B) \quad B_t - p_t = a_1 + a_2 y_t - a_3 i_t - a_4 k_t + \omega_t$$

De otra parte, en la Tabla B1* se muestra que la tasa de crecimiento del crédito doméstico definido a partir de la base, μ_t^B , cumple con las mismas propiedades estocásticas de μ_t .

En la Tabla B2 se muestra que el multiplicador monetario desestacionalizado puede expresarse como la suma de un componente permanente y otro transitorio¹². Por lo tanto, el componente permanente del multiplicador sigue una caminata aleatoria, de donde resulta que $E_{t+1}[k_{t+1,i}^p] = k_{t+1}^p$; $i \geq 0$, donde k_{t+1}^p denota el componente permanente del multiplicador.

Siguiendo un procedimiento similar al del texto, se obtiene una ecuación para el valor esperado de la tasa de cambio similar a la ecuación (13):

* Las Tablas B1 a B6 están disponibles para el lector interesado en la Dirección de la Revista.

¹² En la Tabla A3 se muestra que el componente permanente sigue muy de cerca el valor del multiplicador desestacionalizado.

$$(2B) \quad E_{t+1} S_{t+2}^f = B_{t+1}^* - d_1 - d_2 y_{t+1} + d_3 i_{t+1}^* + d_4 k_{t+1}^p - \eta_{t+1} + \frac{d_3 D_t(1+\mu_{B,t+1}^*)(1-\lambda_B)}{\overline{R}_{t+1} + D_t(1+\mu_{B,t+1}^*)} \sum_{l=0}^{\infty} \lambda_B^l \mu_{B,t+1-l}$$

y una ecuación de equilibrio para la oferta y demanda de base, similar a la ecuación (14):

$$(3B) \quad \ln[\overline{R}_{t+1} + D_t(1+\mu_{B,t+1}^*)] = \frac{d_1 + d_2 y_{t+1} - d_3 i_{t+1}^* - d_4 k_{t+1}^p + \eta_{t+1} - \frac{d_3^2 D_t(1+\mu_{B,t+1}^*)(1-\lambda) [\mu_{B,t+1}^* + \sum_{l=0}^{\infty} \lambda^l \mu_{B,t+1-l}]}{(1+c)}}{\overline{R}_{t+1} + D_t(1+\mu_{B,t+1}^*)}$$

Esta ecuación puede resolverse para $\mu_{B,t+1}^*$.

En la Tabla B3 se muestran los resultados de la estimación de la demanda derivada de base, para lo cual se utilizaron la base desestacionalizada y el componente permanente del multiplicador, además de las variables ya definidas en el texto.

En los Gráficos B1 a B6 y en el Cuadro B5 se puede observar que los resultados no son muy diferentes con la estimación del "crédito amplio". Cabría destacar que la diferencia más notable es que la probabilidad de devaluación (Grafica B2) se acentúa fuertemente en 1978, coincidiendo con un crecimiento importante del crédito. La tasa de crecimiento del crédito (así definido en 1978 es similar a la registrada en 1983 y 1984). En cambio, con la definición del crédito utilizado en el texto se observa una diferencia más marcada entre el ritmo de crecimiento del crédito de ambos períodos, siendo bastante mayor la del segundo.