



ENSAYOS

sobre política económica

Costos de liquidez de los bancos

Juan Manuel Julio.
Humberto Mora A.

Revista ESPE, No. 18, Art. 05, Diciembre de
1990
Páginas 133-191



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.

Costos de liquidez de los bancos

Juan Manuel Julio
Humbero Mora A.²

Resumen

El propósito de este trabajo es determinar la importancia relativa de los costos de liquidez de los bancos dentro de los costos totales asociados a un cierto nivel de reservas. Este componente del costo total está determinado por la probabilidad que enfrenta un banco, en cada instante del tiempo, de que se presente una situación de iliquidez, caso en el cual recibirá una sanción económica. Los resultados obtenidos muestran que la importancia de los costos de liquidez es considerablemente mayor a la del costo de oportunidad de mantener reservas, y que su comportamiento determina fundamentalmente el comportamiento de los costos totales de reservas. Para la estimación de los costos de liquidez se utiliza una metodología algo novedosa en nuestro medio, que implica la estimación de las funciones de distribución de los desequilibrios que puedan presentarse en la cartera y los depósitos. Es así como la estimación de estas funciones permite obtener un valor estimado de la probabilidad de que se presenten estos desequilibrios. Los resultados obtenidos sobre dichas probabilidades permiten predecir en forma bastante precisa los "defectos mensuales de encaje" que efectivamente presentaron los bancos considerados en el período analizado.

* Departamento de Investigaciones Económicas, Banco de la República. Se agradecen los comentarios de Alberto Carrasquilla y Hugo Oliveros a las versiones anteriores de este trabajo, así como a los asistentes al seminario-técnico interno del Departamento de Investigaciones, en donde se presentó la segunda versión.

I Introducción

Los bancos disponen de un monto de reservas para cubrir variaciones no esperadas del nivel de depósitos y de la cartera. El congelamiento de dichos recursos se traduce en un costo para los bancos, en la medida que podrían haberse asignado a un uso productivo; costo éste que será mayor cuanto mayor sea la diferencia entre la tasa de interés activa y la tasa de sanción por descaje. No obstante, si el monto de reservas resulta insuficiente para cubrir las variaciones no esperadas de los pasivos y de la cartera, el banco debe incurrir en el costo implicado por el acceso al faltante ya sea en el mercado interbancario; o a través de la liquidación prematura de algunos activos; o de la captación de depósitos; o del acceso a los cupos de liquidez del banco central. Estos costos no son sólo pecuniarios sino también intangibles relacionados con la buena imagen del banco.

Un banco maximizador de beneficios debe entonces minimizar estos dos tipos de costos asociados al nivel de reservas. El horizonte de planeación en el que se plantea el problema es, por tanto, de incertidumbre, ya que el banco debe decidir el monto de reservas antes de que se realicen las variaciones de depósitos.

Obviamente, no existe un registro explícito de dichos costos en los informes financieros de los bancos. El propósito de este trabajo es entonces el de estimar la función de "costos de liquidez". Este es, en realidad, un primer paso en el estudio de los factores que explican la rentabilidad bancaria y constituye, por tanto, un primer capítulo de un proyecto más amplio orientado a ese fin. Otros capítulos que se desarrollarán más adelante analizan los costos de solvencia, los costos operativos y la estructura del mercado bancario activo y pasivo.

Es preciso aclarar que en este trabajo sólo nos concentraremos en los determinantes más permanentes de la reserva bancaria y no en los de la posición semanal de liquidez. La información que se utiliza es la de los balances mensuales de los bancos. Ello por dos razones. En primer lugar, ésta es la *única* fuente de información *completa* disponible en el Banco de la República sobre la totalidad de actividades que realizan los bancos. En segundo lugar, como ya lo mencionamos, el estudio de los costos de liquidez constituye una primera etapa de un proyecto más amplio. La información requerida para las otras etapas sólo se encuentra en los balances mensuales. Aquí hacemos uso de las estadísticas de periodicidad semanal de que dispone el Banco de la República únicamente para construir las series mensuales que sean necesarias.

De otra parte, por su naturaleza misma el problema de la liquidez bancaria es de índole *microeconómica* y su evaluación requiere, por tanto, del estudio *individual* de los bancos. Por ello tomamos una submuestra de cinco bancos que nos sirve tanto para

establecer el comportamiento individual, como las diferencias entre ellos. Adicionalmente a estos cinco bancos consideramos la *ficción* de un gran *banco* cuyo comportamiento lo asimilamos al del *total del sistema bancario*. Es preciso tener presente, sin embargo, que esto último es tan sólo una ficción, útil para propósitos ilustrativos y de comparación, y *no* constituye el estudio de los determinantes de la liquidez del total del sistema bancario, el cual corresponde más bien a la suma de sus componentes (bancos) individuales. En otras palabras, algunos bancos individuales pueden enfrentar problemas particulares de liquidez y por ello el sistema total puede eventualmente presentar problemas de liquidez, sin que las cifras agregadas del total del sistema lo muestren.

El trabajo se ha dividido en cinco secciones y un apéndice metodológico y estadístico, siendo esta breve introducción la primera de las secciones. En la segunda sección se plantea el problema de la liquidez bancaria en la forma en que ha sido desarrollado en la literatura. En la tercera sección se consideran los aspectos particulares de la regulación de la liquidez bancaria en Colombia y se hacen las modificaciones pertinentes al modelo planteado en la segunda sección. En la cuarta sección se muestran los resultados obtenidos y, finalmente, en la quinta sección se presentan las principales conclusiones.

II Planteamiento del problema de la liquidez bancaria

El propósito de este trabajo es el de determinar los costos de liquidez asociados con las reservas bancarias, desde el punto de vista de un banco maximizador de beneficios.

La función de las reservas bancarias es la de servir de fuente de liquidez ante caídas inesperadas de los depósitos. El problema de liquidez debe entonces ser resuelto por un banco que enfrenta incertidumbre respecto al nivel de sus captaciones futuras.

Ilustraremos el problema siguiendo la formulación de Baltensperger (1980) y Sealey (1980).

Al final del período t el banco debe decidir cuál será el volumen de créditos que otorgará en el período siguiente, $t + 1$ ¹, sin tener certidumbre sobre cuál será el valor de los depósitos (D) en ese período. El volumen de crédito otorgado está restringido en cada período t por:

$$(1) \quad C_t = D_t^e + Z_t$$

¹ Seguiremos la convención de denominar período t al intervalo de tiempo $(t - 1, t)$, período $t + 1$ al intervalo de tiempo $(t, t + 1)$, etc.

donde D_t^e representa los depósitos efectivamente captados por el banco; cuyo valor sólo se conoce al final del período t . Si, ex-post, D_t^e resultó ser inferior a C_t , el banco debe pedir prestado en el mercado interbancario un monto igual a:

$$(2) \quad Z_t = C_t - D_t^e$$

a una cierta tasa de interés. En caso contrario, el banco prestará los recursos excedentarios en dicho mercado. El volumen de recursos recibidos o concedidos en préstamo, Z_t , sólo se conoce ex-post.

El mercado interbancario constituye, sin embargo, una fuente más bien complementaria que permanente de liquidez. Las fuertes fluctuaciones de precios que se producirían en dicho mercado si todos los bancos acudieran a él como única fuente de liquidez, magnificarían la incertidumbre ya existente a causa de las variaciones de los depósitos.

Por ello, en previsión de futuras caídas de depósitos, el banco debe decidir en el momento t , cómo distribuirá sus recursos entre créditos (C) y reservas bancarias (R). En el momento de adoptar la decisión, el banco no sabe cuál va a ser la disminución o el aumento de depósitos. En el período $t + 1$ los depósitos pueden caer en una cierta magnitud, desconocida en el momento t , que denotaremos por X_{Dt+1} . Así pues, al final del período $t + 1$ el valor (desconocido en el período t) de los depósitos será ²:

$$(3) \quad D_{t+1} = D_t - X_{Dt+1}$$

De otra parte, el riesgo crediticio implicado tanto por las operaciones contingentes que realiza el banco, como por la cartera misma, implica que existe también incertidumbre sobre el valor que efectivamente adoptarán los créditos al final del período $t + 1$. En efecto, aun cuando el banco haya decidido al final del período t el monto de los créditos (C_t^D) que concederá en el período siguiente, algunas de las garantías que ha concedido en el pasado pueden hacerse efectivas en dicho período, conllevando una expansión, no siempre prevista del crédito. Así mismo, puede hacerse necesario efectuar *castigos* no previstos de la cartera. Si denotamos por X_{Ct+1} el valor de las expansiones no previstas de las colocaciones tenemos que el valor de los créditos efectivamente concedidos al final del período $t + 1$ será ³:

² Resulta conveniente hacer una precisión en este punto. Aunque por motivos expositivos hemos dicho que X_{Dt+1} es desconocida en t , en realidad no toda la variación de depósitos es, necesariamente estocástica, sino que puede contener también un componente determinístico. Esta posibilidad se tendrá en cuenta en la sección 1.

³ Nótese que en la definición de X_{Ct+1} según (4), este término incluye, en realidad, un componente que no es estocástico. En efecto, según lo expuesto en el párrafo anterior, el volumen de créditos efectivamente concedidos al final de cada período T tiene dos componentes: $C_t = C_{t-1}^D + C_t^{NE}$, donde C_{t-1}^D es el volumen de créditos que el banco decidió, al final del período $t-1$, que concedería a lo largo del período t ; y C_t^{NE} es el componente no esperado (en $t-1$) de créditos que el banco se vio obligado a conceder a lo largo de t . Por lo tanto $C_{t+1} - C_t$ en (4) es en realidad:

$$C_{t+1} - C_t = (C_t^D - C_{t-1}^D) + (C_{t+1}^{NE} - C_t^{NE})$$

donde $(C_t^D - C_{t-1}^D)$ no es estocástico en $t+1$. Este hecho se toma en cuenta apropiadamente en el tratamiento estadístico que se describe en una sección posterior. Por lo pronto, y por simplicidad en la exposición, nos seguiremos refiriendo a X_{Ct+1} como el componente no esperado de la expansión de la cartera.

$$(4) \quad C_{t+1} = C_t^D + X_{Ct+1}$$

De donde el valor total de las caídas inesperadas de depósitos y de las expansiones imprevistas del crédito que ocurren a lo largo del período $t+1$ es:

$$(5) \quad X_{t+1} = X_{Ct+1} + X_{Dt+1} = (C_{t+1} - C_t) - (D_{t+1} - D_t)$$

Suponemos que a priori (al final del período t) el banco sólo conoce la distribución de X , $f(X)$. Incorporando esta información debe decidir, en el momento t , la asignación óptima de recursos entre reservas bancarias (R_t) y créditos (C_t) para el próximo período. El nivel de reservas debe ser suficiente: a) para cubrir caídas imprevistas de depósitos o expansiones inesperadas de cartera y b) para cumplir con los requerimientos de encaje impuestos por la autoridad económica. Esto es, R_t debe cumplir con la condición:

$$(6) \quad R_t - X_{t+1} \geq k(D_t - X_{Dt+1}) \geq 0$$

donde k es la tasa de encaje. Haciendo la substitución algebraica del caso, la expresión anterior también puede escribirse como:

$$(7) \quad X_{t+1} \leq R_t - RR_{t+1} \equiv X_{t+1}^*$$

donde $RR_{t+1} = kD_{t+1}$ es el monto de los *requerimientos de reservas* impuestos por la autoridad económica.

Si la condición (7) no se cumple y $X_{t+1} > X_{t+1}^*$, el banco enfrentará una situación de iliquidez cuyo monto es:

$$(8) \quad X_{t+1} - (R_t - RR_{t+1})$$

En ese caso el banco debe pagar una sanción proporcional a dicho monto en una cierta tasa p . El costo esperado de iliquidez en el momento t será entonces:

$$(9) \quad E_t[L_{t+1}] = \int_{X_{t+1}^*}^{\infty} p(X_{t+1} - X_{t+1}^*) f(X_{t+1}) dX_{t+1}$$

Nótese sin embargo que $X_{t+1}^* \equiv R_t - RR_{t+1}$ no es un parámetro en el tiempo t , sino una variable aleatoria; pues X_{t+1}^* se ha definido como una combinación lineal de una variable que es aleatoria en t (RR_{t+1}). Si bien R_t es una variable que el banco fija en t y es, por tanto, determinística en t , el hecho que RR_{t+1} sea aleatoria hace que X_{t+1}^* también lo sea. Así pues, en el tiempo t sólo puede tenerse un conocimiento sobre la *distribución* conjunta de X_{t+1} y RR_{t+1} (y por tanto de X_{t+1} y X_{t+1}^*), con base en la experiencia pasada.

Por tanto, (9) debe escribirse como:

$$(10) \quad E_t[L_t] = \int_0^\alpha \int_{R_t - RR_{t+1}}^\infty p[X_{t+1} - R_t + RR_{t+1}] g(X_{t+1}, RR_{t+1}) dX_{t+1} dRR_{t+1}$$

donde α es el máximo valor que se puede tomar RR_{t+1} . Puesto que RR_{t+1} se define como $RR_{t+1} = k DD_{t+1}$, y la tasa promedio de encaje, k , sólo toma valores en el intervalo $[0, 1]$ una cota superior de RR_{t+1} es:

$$(11) \quad \alpha_t = E_t[D_{t+1}] = \int_0^\infty D_{t+1} h(D_{t+1}) dD_{t+1}$$

Substituyendo (11) en (10) obtenemos:

$$(12) \quad \begin{aligned} E_t[L_{t+1}] &= \\ &= \int_0^\infty D_{t+1} h(D_{t+1}) dD_{t+1} \int_{R_t - RR_{t+1}}^\infty \\ & \quad p[X_{t+1} - R_t + RR_{t+1}] g(X_{t+1}, RR_{t+1}) dX_{t+1} dRR_{t+1} \end{aligned}$$

El costo total para el banco, implicado por el nivel de reservas R_t es:

$$(13) \quad CT(R_t) = rR_t + E_t[L_{t+1}]$$

donde r es el costo de oportunidad de mantener reservas en lugar de otorgar créditos.

En las siguientes secciones se discutirán los métodos de estimación de la tasa de sanción p , del costo de oportunidad, r , y de la función de distribución conjunta, $g(X_{t+1}, RR_{t+1})$.

III La sanción por desencaje

La reglamentación

En Colombia, a lo largo de la década de los años ochenta, la sanción por desencaje ha tenido dos componentes. Uno que es proporcional al monto del desencaje y otro que adopta la forma de un costo de oportunidad por negarse el acceso al redescuento de bonos de prenda y de créditos de fomento.

El primero venía aplicándose desde 1974 ⁴ sobre los defectos diarios. Desde 1981 ⁵ se aplicaba sobre el desenganche *promedio diario* que resulta de comparar el promedio diario de las disponibilidades con el promedio diario de los requerimientos de encaje, computados para la semana definida de lunes a viernes. A partir de 1987 ⁶, para computar el *requerido promedio* se define la semana de viernes a jueves, mientras que para computar las *disponibilidades promedio* se corre en un día la semana, al definirse ésta de lunes a viernes.

La definición de los requerimientos semanales de encaje también han sufrido modificaciones a lo largo de los años ochenta. La principal ocurrió en octubre de 1987 ⁷ cuando se decidió transferir los defectos de encaje que se presentasen en una semana por un monto superior al 1% del requerido, a la semana siguiente. Posteriormente, en enero de 1989, se suavizó la medida al permitirse que los excesos de encaje de una semana se descontasen de los requerimientos de encaje de la semana siguiente.

Sobre los defectos de encaje diarios que surgiesen de cualquiera de los métodos descritos anteriormente, se aplica una tasa de sanción. En el pasado esa tasa se calculaba a partir de una tasa mensual del 2.5%; hasta octubre de 1986 cuando se elevó al 3.5%, si el desenganche se presentaba en un período diferente al comprendido entre el primer lunes de diciembre y el primer viernes de enero; y al 3.75% si el desenganche ocurría en ese período. Tradicionalmente, para calcular la tasa diaria, esa tasa mensual se ha dividido entre el número de días hábiles del mes, excepto para un corto período de seis meses a lo largo de 1981, cuando se decidió dividirla entre 23.

Así pues, el componente *semanal* de la sanción por desenganche puede expresarse como:

$$(14) \quad SS = \left(\frac{TM}{DHM} \right) \times DHS \times d$$

donde

DHM: número de días hábiles del mes.

DHS: número de días hábiles de la semana.

TM: tasa mensual.

d: desenganche promedio diario en la semana.

⁴ Resolución número 50 de 1974.

⁵ Resolución número 7 de marzo 25 de 1981.

⁶ Resolución número 58 de octubre 23 de 1987.

⁷ Resolución 58 del 23 de octubre de 1987.

El otro componente de la sanción por desencaje es un componente mensual. Hasta diciembre de 1987 ⁸, si la suma de los excesos y defectos diarios a lo largo de un mes calendario era negativa, el banco perdía durante un mes la posibilidad de acceder al redescuento de los bonos de prenda y de redescantar créditos en el Banco de la República con cargo a los recursos de los fondos financieros y de las líneas especiales. No obstante, desde julio de 1982 ⁹ se dejó a discrecionalidad del gerente del Banco de la República y del superintendente bancario la posibilidad de reducir ese período a menos de un mes. El no acceso al redescuento se eliminó a partir de diciembre de 1987 y en su lugar se estableció que de presentarse un desencaje mensual, dicho monto se dividiría entre el número de días hábiles del mes siguiente y se adicionaría a los requerimientos diarios respectivos.

Mientras existió el no acceso al redescuento como parte de la sanción por desencaje, el costo de oportunidad implicado por éste era específico a cada banco y dependía de la participación del crédito de fomento en el total de sus actividades y de las líneas y fondos particulares utilizados. Exógenamente, la autoridad económica sólo determinaba el margen que queda para el banco al hacer uso de las diferentes líneas de crédito. Con posterioridad a 1987, el traslado del desencaje mensual al requerido del mes siguiente equivale a un aumento de la tasa de encaje.

Posición mensual de reservas

En este trabajo utilizaremos observaciones mensuales. Ello con el fin de hacer compatibles sus resultados con otros estudios que adelantaremos posteriormente, orientados todos al análisis de la rentabilidad bancaria ¹⁰ y para los que sólo se dispone de información mensual.

Ello significa que sólo buscaremos explicar los determinantes más permanentes de la reserva bancaria. En particular, sólo utilizaremos la información semanal disponible para construir las series mensuales que sean necesarias. Pero el estudio de los determinantes de la situación diaria o semanal de reservas queda por fuera de los objetivos de este trabajo.

Dado el propósito de este trabajo, se definió la reserva bancaria como la suma de las siguientes variables del balance: el total de disponibilidades líquidas en moneda extranjera (renglón 113 del anexo 2), la caja (renglón 01 del SB1), los depósitos en el Banco de la República, sección comercial (renglón 11 del SB1), los depósitos en el Banco de la República sección ahorros (renglón 21 del SB1), las inversiones del encaje (renglón 191 del SB1). Esta definición de la reserva bancaria difiere de la que usa la

⁸ Resolución número 58 del 23 de octubre de 1987.

⁹ Resolución 23 del 21 de mayo de 1982.

¹⁰ Los temas de estos trabajos son: costos de solvencia, costos operativos y estructura del mercado financiero.

autoridad económica para efectos de la determinación de la posición semanal de encaje, no sólo en la fuente de información, sino también en la incorporación que aquí hacemos de las disponibilidades en moneda extranjera. Si bien la magnitud de estas últimas operaciones no ha sido muy importante históricamente, en principio también constituyen fuente de fluctuaciones que pueden cubrirse con las disponibilidades de liquidez.

La primera variable que nos interesa conocer es la tasa de sanción por desencajes mensuales. Según se explicaba anteriormente, la posición mensual de encaje es igual a la suma de los excesos y defectos diarios (o promedios diarios):

$$(15) \quad PME_t = \sum_{i=1}^m DHS_{i, l} [PDP_i - PDR_i]$$

donde

PME_t : posición mensual de encaje en el mes l.

$DHS_{i, l}$: número de días hábiles de la semana i que corresponden al mes l.

PDP_i : promedio diario presentado en la semana i.

PDR_i : promedio diario requerido en la semana i.

m: número de semanas del mes l.

De otra parte, la sanción por desencajes semanales es la de la expresión (14). Una misma posición mensual de encaje puede ser presentada por un banco a partir de diferentes combinaciones de excesos y defectos de encaje a lo largo de las semanas del mes. Pero, con anterioridad a la medida de enero de 1989, el hecho que esa misma posición mensual se lograra, por ejemplo, a través de varios y grandes desencajes semanales y un gran sobreencaje en una sola semana implicaba una tasa de sanción sobre el desencaje más alta que si se lograba a través de pocos desencajes en algunas semanas y varios sobreencajes. Ello debido a que los desencajes semanales implicaban un costo, pero los sobreencajes no conllevaban un *beneficio*. Definimos la tasa mensual de sanción por desencaje así:

$$(16) \quad S_l = \frac{\sum_{i=1}^m \left[\frac{r}{DHM_l} \times DHS_i \right] \times DHS_i \times d_i}{DME_l} + SM_l$$

donde

$$d_i = \begin{cases} |PDP_i - PDR_i|, & \text{si } PDP_i < PDR_i \\ 0, & \text{si } PDP_i \geq PDR_i \end{cases}$$

$$DME_l = \begin{cases} |PME_l|, & \text{si } PME_l < 0 \\ 0, & \text{si } PME_l \geq 0 \rightarrow S_l = SM_l \end{cases}$$

r: tasa de sanción mensual que fija la autoridad económica.

SM: sanción mensual por no acceso al redescuento o por aumento de la tasa de encaje para el mes siguiente ¹¹.

Es evidente entonces que para un valor dado de DME_1 , la tasa de sanción mensual es función del número de días hábiles en el mes (DHM) y de sus componentes semanales (DHS_j), así como de la distribución de las posiciones de encaje semanales; y, finalmente, de la tasa de sanción mensual que fija la autoridad económica. Nótese también que la tasa de sanción definida según (16) y calculada con base en los datos observados aumenta cuando DME_1 disminuye, lo cual es una propiedad deseable, pues es de esperarse que entre mayor sea la tasa que paga el banco, menores serán sus desencajes. No obstante, cuando $DME_1 = 0$, la tasa calculada presenta una discontinuidad, pues en ese caso se hace igual a cero. Adicionalmente, la tasa de sanción incorpora un componente atribuible al no acceso al redescuento, para antes de diciembre de 1987, o a la sobretasa de encaje, con posterioridad a esa fecha:

$$(18) \quad SM_1 = \begin{cases} \frac{(COPNAR)_{1+1}}{DME_1} & \text{antes de diciembre de 1987} \\ \frac{DME_1/DHM_{1+1}}{DME_1} = \frac{1}{DHM_{1+1}} & \text{después de diciembre de 1987} \end{cases}$$

donde,

COPNAR: costo de oportunidad por no acceso al redescuento.

En el gráfico 1 y en el cuadro 1 se muestra el primer componente de la tasa de sanción mensual. En este trabajo se asignará un valor arbitrario del 30 anual efectivo para el segundo componente, SM_1 , pues la estimación sistemática de su valor requiere, según se mencionó de una evaluación completa de la rentabilidad del crédito de fomento del Banco de la República, ponderada por la estructura de portafolio del banco comercial.

Tres hechos que se muestran en la gráfica 1 merecen especial atención. En primer lugar, la gráfica 1A indica que la tasa de sanción mensual estimada según (17) es bastante más

¹¹ Una definición alternativa de DME_1 es:

$$DME_1 = [\sum DHS_j, 1 \times [PDP_j - PDR_j]]$$

para todos los j tales que $PDP_j < PDR_j$; y cero en otro caso, con $S_1 = SM_1$.

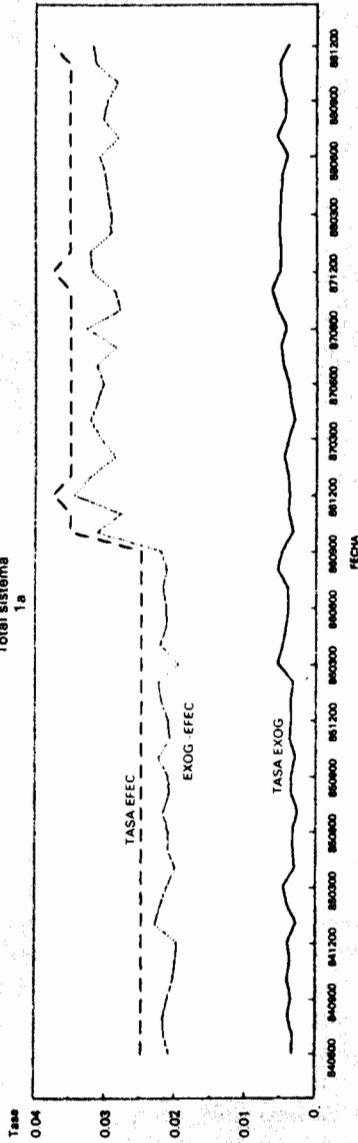
CUADRO 1

	Tasa sanción exógena	Máxima tasa de sanción observada	Mínima tasa de sanción observada	Rango tasa de sanción observada	Máxima diferencia exógena observada	Mínima diferencia exógena observada	Rango diferencia exógena observada
	(Promedios semestrales)						
84-I	0.025	0.006	0.001	0.006	0.024	0.019	0.005
84-II	0.025	0.006	0.002	0.004	0.023	0.019	0.004
1984	0.025	0.006	0.001	0.006	0.024	0.019	0.005
85-I	0.025	0.006	0.001	0.005	0.024	0.019	0.005
85-II	0.025	0.006	0.000	0.006	0.025	0.019	0.006
1985	0.025	0.006	0.000	0.006	0.025	0.019	0.006
86-I	0.025	0.006	0.000	0.006	0.025	0.019	0.006
86-II	0.030	0.007	0.000	0.007	0.030	0.023	0.007
1986	0.028	0.007	0.000	0.007	0.028	0.021	0.007
87-I	0.035	0.008	0.000	0.008	0.035	0.027	0.008
87-II	0.035	0.008	0.000	0.008	0.035	0.027	0.008
1987	0.035	0.008	0.000	0.008	0.035	0.027	0.008
88-I	0.035	0.008	0.002	0.006	0.033	0.027	0.006
88-II	0.035	0.008	0.000	0.008	0.035	0.027	0.008
1988	0.035	0.008	0.001	0.007	0.034	0.027	0.007

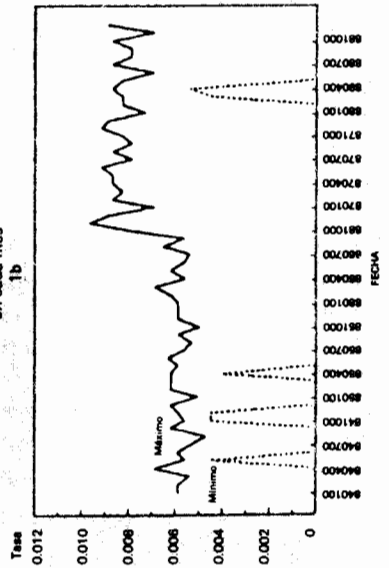
reducida que la que fija exógenamente la autoridad económica ¹². En segundo lugar, la capacidad que tienen las autoridades para incrementar la tasa de sanción efectiva es muy reducida, como se observa en la misma gráfica 1A al comparar la evolución de la tasa calculada para antes y después de octubre de 1986, y el incremento de su diferencia en relación con la tasa exógena; ello debido a la posibilidad que tienen los bancos de ajustar no sólo el saldo de la posición mensual de encaje, sino también su distribución entre las semanas del mes. Si bien en dicha gráfica 1A sólo se muestra el comportamiento para el total del sistema bancario, la tendencia descrita es exactamente la misma en el caso de todos los cinco bancos considerados. En tercer lugar, la gráfica 1B muestra que el leve incremento que se produjo, en general, en la tasa efectiva de sanción de los bancos desde octubre de 1986, también implicó una mayor dispersión entre las tasas efectivas calculadas para los diferentes bancos; reflejando, tal vez, una capacidad de ajuste distinta para los diferentes bancos proveniente de unas composiciones de portafolio diferentes. Finalmente, y como consecuencia de los dos factores anteriores, la gráfica 1C muestra que también la dispersión del margen entre la tasa exógena y la efectiva aumentó con posterioridad a octubre de 1986.

¹² Nótese que de haberse definido DME_j según la nota de pie de página anterior, la tasa resultante sería aún menor.

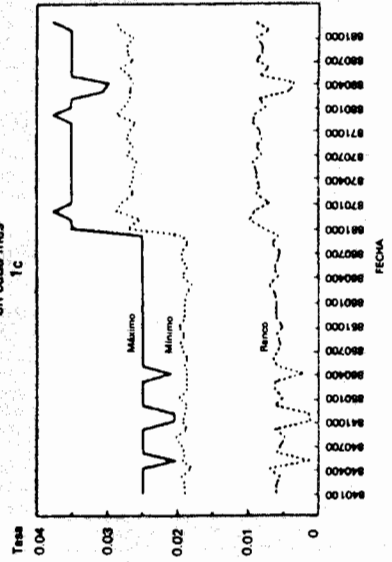
GRAFICA 1
Tasa de sanción
Total sistema
1a



Tasa de sanción observada
Valores máximo y mínimo de la muestra
en cada mes
1b



Diferencia entre la tasa exógena y la observada
Valores máximo y mínimo de la muestra
en cada mes
1c



Implicaciones

De las expresiones (16) y (17), resulta evidente que al final del período t , cuando el banco decide el nivel de colocaciones (C_t) y reservas (R_t) para el período siguiente, la tasa de sanción que se aplicará en caso de descaje durante el período $t+1$ es, en esencia, desconocida.

Al igual que en el caso de la variable X , puede suponerse que el banco sólo conoce a priori la función de distribución de S_{t+1} . Utilizando esta información puede realizar un estimativo del valor esperado de S_{t+1} :

$$(18) \quad E_t[S_{t+1}] = \int_0^b S_{t+1} f(S_{t+1}) dS_{t+1}$$

Así pues, la ecuación (12) debe escribirse como:

$$(19) \quad E_t[L_{t+1}] = \int_0^{E_t[D_{t+1}]} \int_{R_t - RR_{t+1}}^{\infty}$$

$$E_t[S_{t+1}] \times [X_{t+1} - R_t + RR_{t+1}] g(X_{t+1}, RR_{t+1}) dX_{t+1} dRR_{t+1}$$

El propósito de las siguientes secciones será entonces estimar la función de distribución $g(X_{t+1}, RR_{t+1})$, y obtener los pronósticos $E_t[S_{t+1}]$ y $E_t[D_{t+1}]$, con el fin de obtener, posteriormente, un estimativo de (19) que nos permita calcular el valor de los costos de liquidez.

IV Resultados

Atendiendo la sugerencia del comité editorial de ESPE y con el fin de facilitar la lectura de los resultados económicos se trasladó al apéndice I la descripción de la metodología seguida para obtener tanto los estimativos mencionados, como la función de costos de liquidez propiamente dicha. Antes de presentar los resultados basta mencionar que dicha metodología es novedosa en nuestro medio y combina modelos estándar de pronóstico con la estimación de funciones de densidad según el método del núcleo. La calidad estadística de los resultados es bastante buena, como puede constatarlo el lector remitiéndose al apéndice. La descripción de los modelos econométricos que se usaron para pronóstico también se encuentra en el apéndice.

De otra parte, debe mencionarse que los resultados que aquí se reportan se basaron en una muestra de cinco bancos y un *banco-ficción* correspondiente al *total del sistema bancario*. No obstante, por restricciones de espacio sólo se muestran los resultados sobre tres bancos y sobre el *total del sistema*.

La función de costos en un punto en el tiempo

Usando los pronósticos de las variables respectivas, se estimaron las funciones de costos de los diferentes bancos para tres puntos en el tiempo: diciembre de 1983 y diciembre de 1984, que se ubican dentro del período de crisis del sistema financiero; y diciembre de 1988, la cual es la fecha más reciente de la muestra y se encuentra dentro de un período de consolidación y crecimiento del sistema. Las funciones resultantes se muestran en la gráfica 2 y se generaron haciendo variar el nivel de reservas presentadas (R_{t-1}) que es, según nuestro modelo, la variable de decisión, en el intervalo $[0, E_{t-1}(D_t)]$ para cada uno de los tres momentos t escogidos. Las funciones para cada uno de los puntos del intervalo total de tiempo considerado podrían obtenerse en forma similar usando (A21). No obstante, el costo de hacerlo, en términos de tiempo de computador constituye una severa restricción.

La gráfica 2 permite establecer tres hechos. En primer lugar, para las fechas consideradas la función de costos totales de reservas es convexa en casi todos los casos (presenta forma de U), con la única excepción del banco 05, caso en el cual los costos crecen para niveles bajos de reservas. En los demás casos, la función de costos muestra un rango —pequeño, por cierto— donde los costos son decrecientes, seguido por otro rango donde los costos crecen a medida que aumentan las reservas.

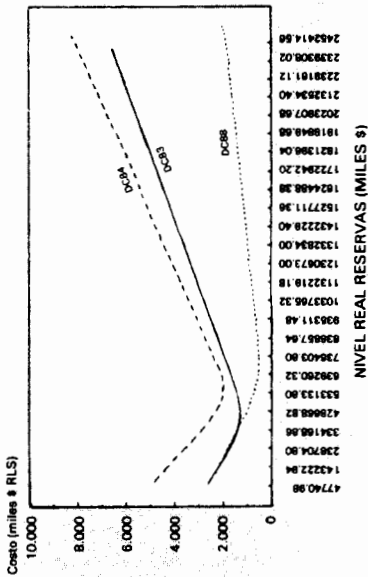
En segundo lugar, el nivel de reservas al que se alcanza el costo mínimo es relativamente bajo. Según la ecuación (13), el costo total de mantener un cierto nivel de reservas, que es el que se muestra en la gráfica 2, es igual a la suma de los costos de liquidez, propiamente dichos, $E_{t-1}[L_t]$, y del costo implicado por el rendimiento alternativo de las reservas rR_{t-1} .

La convexidad señalada de la función de costos totales resulta entonces de la forma que adopta cada una de las dos funciones mencionadas (liquidez y rendimiento alternativo) y de su magnitud relativa. De la definición de los costos de liquidez en (19) es claro que éstos son no-crecientes en el nivel de reservas. De otra parte, el rendimiento alternativo es una función lineal del nivel de reservas, con pendiente igual a la tasa de interés y es, por tanto, estrictamente creciente, si la tasa de interés es positiva. Por tanto, *ceteris-paribus*, el nivel de reservas que minimiza el costo total será menor cuanto mayor sea la tasa de interés y cuanto más rápido decrezcan y menor sea el nivel de los costos de liquidez. En este trabajo se supuso que r es la tasa de interés real mensual de los CDT, bajo el criterio de que si bien ésta es una tasa pasiva, refleja la tendencia general del costo de oportunidad en la economía.

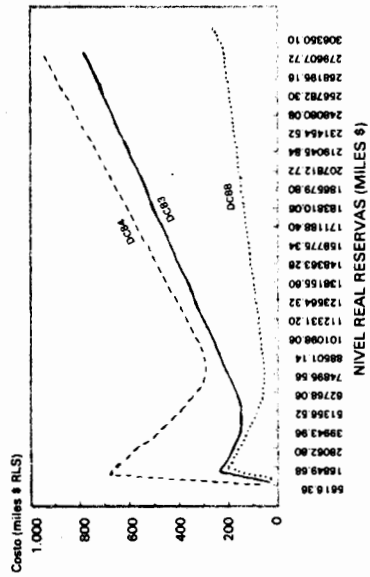
A manera de ilustración, en la gráfica 3 se muestran los dos componentes de la función de costos totales para diciembre de 1988 que ya se presentó en la gráfica 2. Puede apreciarse en la gráfica 3 que es la rapidez relativa con que disminuyen los costos de liquidez a medida que aumentan las reservas, lo que determina que el costo mínimo se alcance a un nivel de reservas bajo, si se tiene en cuenta el tamaño del rango hipotético, $[0, E_{t-1}(D_t)]$ dentro del cual pueden variar las reservas.

GRAFICA 2

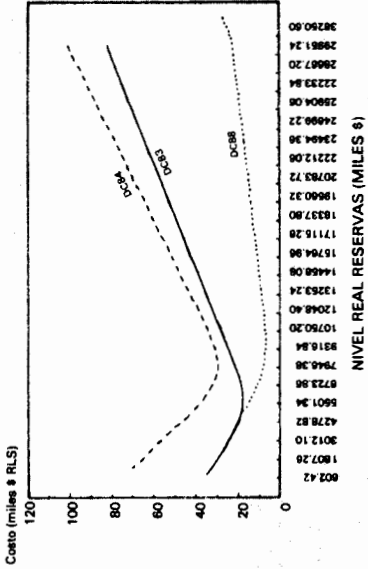
Función de costos totales
Para DC83, DC84 y DC88
Banco 99



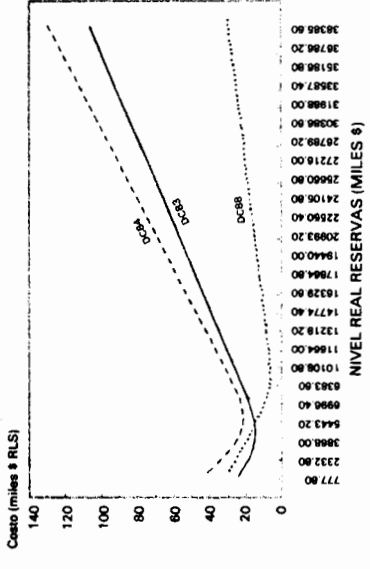
Función de costos totales
Para DC83, DC84 y DC88
Banco 05

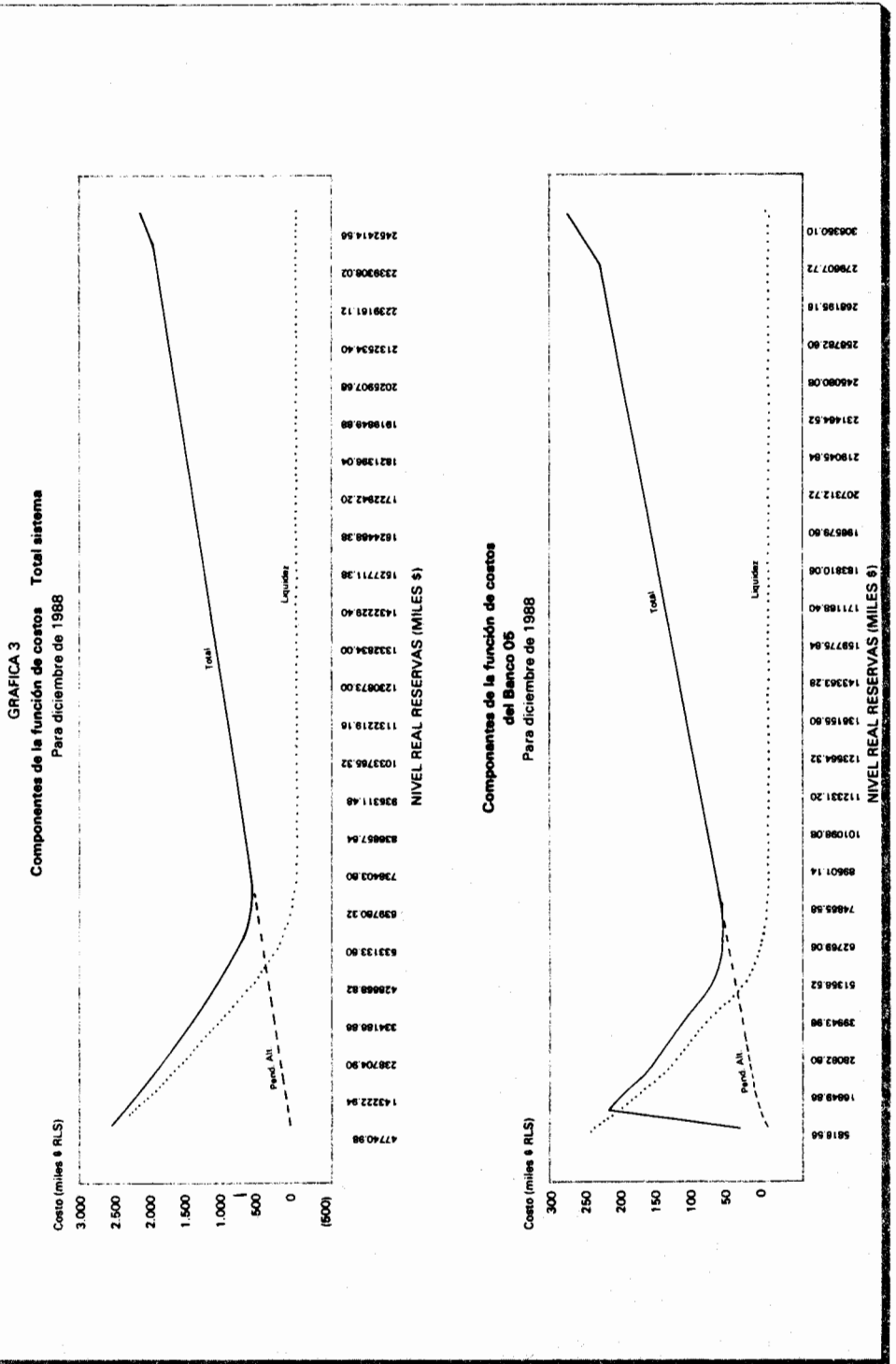


Función de costos totales
Para DC83, DC84 y DC88
Banco 12



Función de costos totales
Para DC83, DC84 y DC88
Banco 18





En tercer lugar, en la gráfica 2 también puede apreciarse que a medida que avanzaba la crisis entre 1983 y 1981 aumentaba el costo asociado con un mismo nivel de reservas, como era de esperarse por la mayor incertidumbre sobre el nivel de depósitos y de cartera. Por el contrario, las funciones de costos estimadas para 1988 (año de auge) se contrajeron en relación con las de los años de crisis.

De los resultados anteriores surgen entonces al menos dos interrogantes. En primer lugar, cómo evolucionó en el tiempo la relación entre la magnitud de los costos de liquidez y el rendimiento alternativo de las reservas y, por tanto, qué inferencias podemos hacer sobre la forma de la función de costos totales en diferentes momentos del tiempo dado que, *ceteris-paribus*, los costos de liquidez tienen la propiedad de ser decrecientes en el nivel de reservas. La magnitud relativa de los dos componentes en cada instante define la forma de la función del costo total de reservas y, por tanto, el nivel de reservas de costo mínimo. La relación entre este nivel óptimo y los requerimientos de reservas por parte de la autoridad determinan la deseabilidad para los bancos de mantener posiciones de sobreencaje. De otra parte, es importante conocer la magnitud relativa de los dos componentes en sí misma, pues es usual la práctica, en trabajos aplicados en Colombia, de asimilar el costo total de reservas exclusivamente a su rendimiento alternativo, lo cual sólo se justificaría como aproximación si la magnitud de los costos de liquidez fuese despreciable.

En segundo lugar, si la magnitud de los costos de liquidez resulta relativamente importante, se haría necesario explicar qué variables determinan su evolución en el tiempo.

Componentes de los costos totales de reservas en el tiempo

Como se mencionó anteriormente, existen limitaciones operativas para generar las funciones de costos para todos los puntos de la muestra. Por ello, se estimó la función de costos según (13) y (20) en cada punto del tiempo, t , para los valores observados de reservas (R_{t-1}) y utilizando los pronósticos realizados en $t-1$ de las variables D_t y S_t .

Los resultados se muestran en la gráfica 4. Tres hechos pueden establecerse a partir de esta gráfica. En primer lugar, los costos de liquidez presentan grandes y frecuentes variaciones. Por ello, su nivel estimado pasa de representar una magnitud muy superior a la del rendimiento alternativo de las reservas en un determinado mes, a un nivel inclusive inferior a éste en el mes siguiente. No obstante, puede constatar visualmente que son mayores los excesos de los costos de liquidez sobre el rendimiento alternativo que los defectos; en el caso de todos los bancos considerados.

En segundo lugar, es interesante observar que para todos los bancos de la muestra, los costos de liquidez tienden a disminuir con posterioridad a 1986 (tanto los picos como las simas son, en general, menores). Este hecho resulta particularmente curioso si se recuerda que a partir de octubre de 1986 se produjo un aumento, si bien moderado, de la tasa efectiva de sanción, lo cual debió constituir un factor de expansión de los costos de liquidez.

En tercer lugar, la gráfica 4 muestra que el rendimiento alternativo de las reservas no es sólo de una magnitud relativa baja sino que, adicionalmente, su nivel se ha reducido en el tiempo. Ello debido a la disminución de la tasa de interés real durante el período considerado, pues la tendencia del nivel real de reservas es a aumentar.

La evolución del costo de liquidez en el tiempo

Los resultados de la sección anterior señalan la importancia de ver más en detalle los determinantes del costo de liquidez. Para este fin resulta útil volver a escribir la función de costos de liquidez, (19), estimados en $t-1$ para el período t y especificar el efecto de las variables que lo determinan:

$$E_{t-1}[L_t] = \int_0^{E_{t-1}[D_t]} \int_{R_{t-1}-RR_t}^{\infty} E_{t-1}[S_t] \times [X_t - R_{t-1} + RR_t] dX_t dRR_t$$

En esta ecuación el costo de liquidez esperado es función del nivel de reservas, R_{t-1} , y de dos parámetros que son el pronóstico de los depósitos, $E_{t-1}[D_t]$, y el pronóstico de la tasa de sanción, $E_{t-1}[S_t]$. Un aumento de las reservas disminuye el costo de liquidez por dos motivos. Primero, porque reduce la magnitud de los desequilibrios sobre los cuales se aplica la tasa de sanción, $X_t - X_t^* \equiv X_t - (R_{t-1} - RR_t)$. En segundo lugar, porque al aumentar $(R_{t-1} - RR_t)$ aumenta el límite inferior de la primera integral (primera, de adentro para afuera) y, por tanto, disminuye la probabilidad de ocurrencia de dichos desequilibrios. De otra parte, para un valor dado de R_{t-1} , un aumento de $E_{t-1}[D_t]$ incrementa el límite de la segunda integral, esto es, expande el rango en el cual pueden variar las reservas requeridas. Al expandirse dicho rango se generan valores mayores de los desequilibrios $X_t - X_t^*$ y, además se incrementa la probabilidad de ocurrencia de esos desequilibrios. Por lo tanto, una expansión de $E_{t-1}[D_t]$ aumenta el costo esperado de liquidez. Finalmente, al aumentar el pronóstico de la tasa de sanción aumenta el costo esperado de liquidez.

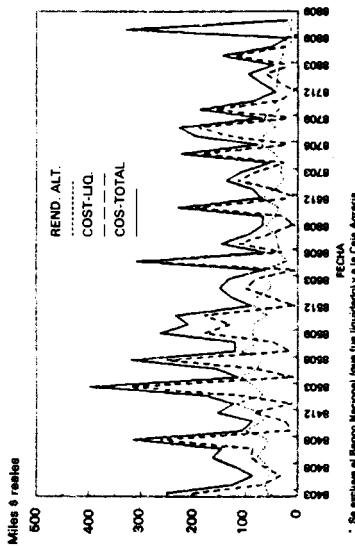
En la gráfica A2 se mostró que el nivel promedio de la tasa de sanción aumentó aunque levemente desde octubre de 1986 en casi todos los bancos de la muestra y ha tenido frecuentes fluctuaciones en todo el período. Ello puede apreciarse también en la gráfica 5. Por lo tanto, su efecto sobre los costos de liquidez ha sido positivo y ha contribuido a sus fluctuaciones. De otra parte, en la misma gráfica 5 puede apreciarse que los depósitos han presentado una tendencia creciente desde comienzos de 1986¹³.

Así pues, dos de los tres parámetros de la función de costos de liquidez operaron en la dirección de incrementar dichos costos a partir de 1986. Queda por explicar en qué

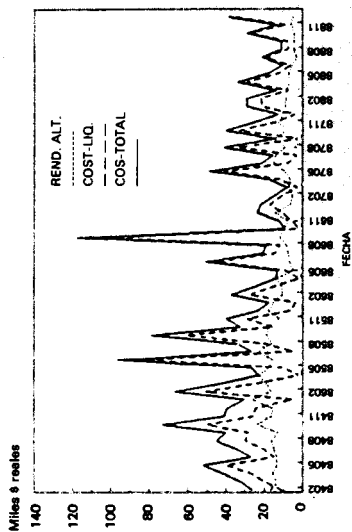
¹³ La única excepción dentro de los seis bancos de la muestra la constituye el banco 29.

GRAFICA 4

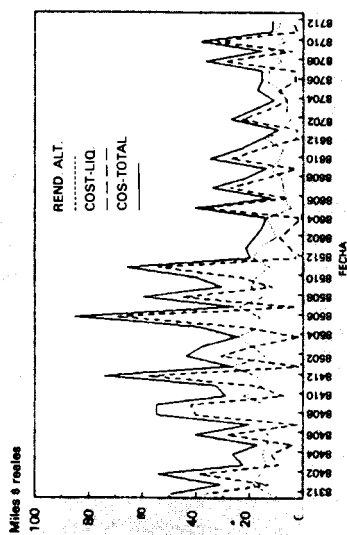
Costo de liquidez y rendimiento alternativo de las reservas Total sistema bancario *



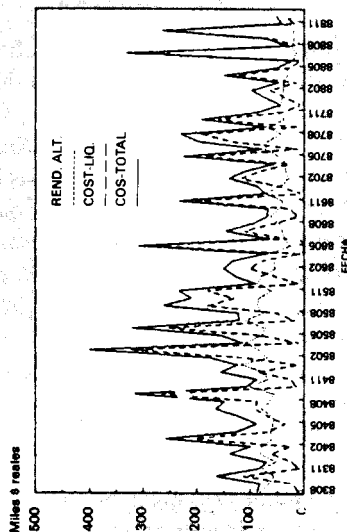
Costo de liquidez y rendimiento alternativo de las reservas Banco 18



Costo de liquidez y rendimiento alternativo de las reservas Banco 12



Costo de liquidez y rendimiento alternativo de las reservas Banco 23



* Se incluye al Banco Nacional (que fue liquidado) y a la Caja Agraria.

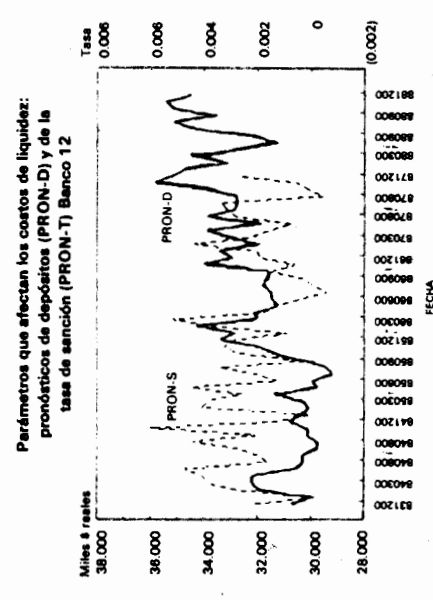
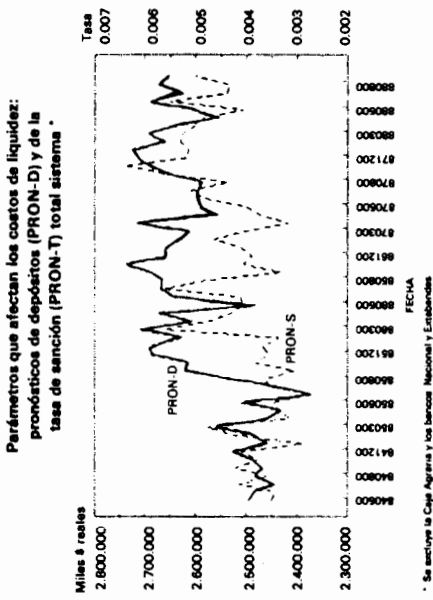
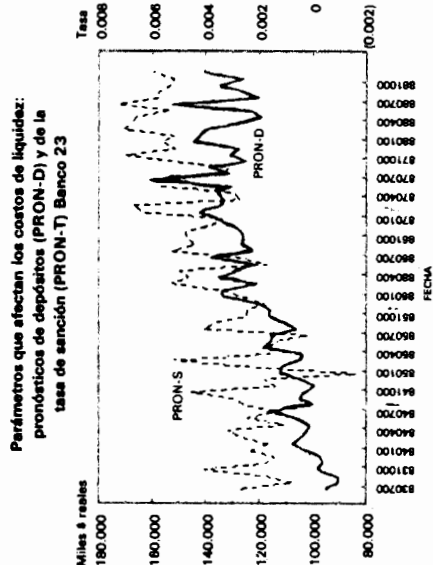
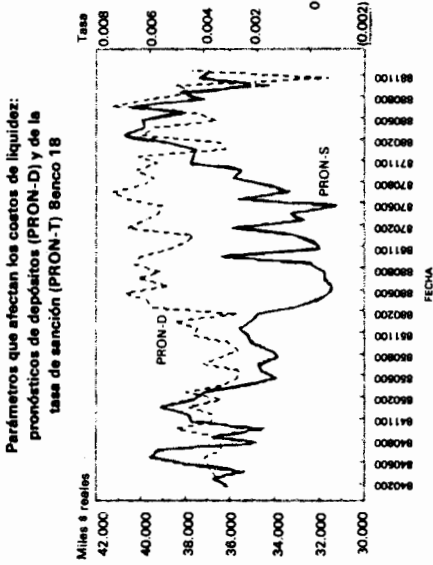
medida el comportamiento de las reservas efectivamente presentadas, relativo a los desequilibrios, contribuyó a explicar la reducción señalada de los costos de liquidez desde comienzos de 1986.

Es importante enfatizar, sin embargo, que la influencia de $E_{t-1}[D_t]$ en la estimación de los costos de liquidez, a través de la expansión del rango en el cual pueden variar las reservas es muy marginal. Ello porque la función de densidad $g(X_t, RR_t)$ le asigna una probabilidad muy baja a la ocurrencia de valores extremos de RR_t si históricamente la frecuencia de dichas ocurrencias ha sido baja. En la gráfica 6 se muestra que históricamente han sido más frecuentes los valores de RR_t cercanos a un 11—20% de D_t y que el cociente construido con los pronósticos de estas variables también ubican el nivel de esta relación en niveles cercanos a los observados. Así pues, la función de distribución les asigna una probabilidad baja a los valores extremos de RR_t que se alcanzan al expandir $E_{t-1}[D_t]$. Infortunadamente, y también por razones operativas, no ilustramos esta apreciación gráficamente para un punto en el tiempo. No obstante, el lector puede visualizar mentalmente el caso si a partir de la gráfica A7 usa (A18) para fijar el parámetro de localización RR_t en la fecha, t , deseada.

La ecuación (19) que transcribimos al comienzo de esta sección nos dice que a partir de los valores de los parámetros R_{t-1} y $E_{t-1}[D_t]$ anteriormente referidos, el agente genera unos valores posibles de los desequilibrios $X_t - X_t^*$ y les asigna una probabilidad. Para propósitos ilustrativos resulta entonces útil ver en qué forma fueron incorporados los desequilibrios efectivamente observados en la estimación de los costos de liquidez. No sobra recordar que el valor observado de los desequilibrios es sólo uno de los muchos valores que, según (19), estiman los bancos y lo ponderan por una cierta probabilidad. De lo expuesto en el apéndice 1 sabemos que X_t y RR_t fueron incorporados en la estimación de la función de densidad conjunta a través de sus pronósticos y de sus residuos. En la gráfica 7 se muestran los desequilibrios $X_t - X_t^*$ observados y los calculados a partir de los pronósticos de X_t y RR_t , pudiendo apreciarse un ajuste muy satisfactorio entre la serie observada y la proyectada; y en la siguiente sección se muestra la probabilidad de que se produzca una deficiencia de reservas (es decir, la probabilidad asignada a los desequilibrios generados para cada punto del tiempo) estimada para el período de la muestra. Finalmente, en la gráfica 8 se muestran los pronósticos de los desequilibrios y los costos de liquidez estimados. Es evidente que dichos desequilibrios son determinantes importantes (a través tanto de su nivel, como de la función de densidad) de los costos de liquidez estimados.

Nótese que, en general, los menores niveles de los costos de liquidez a partir de 1986 corresponden en algún grado a valores menores de los desequilibrios (lo cual puede asimilarse a un efecto *cantidad*). Como veremos en la siguiente sección, estos menores valores de los desequilibrios no necesariamente implican una menor probabilidad de que se presenten defectos de reservas (lo cual puede asimilarse a un efecto precio neutro), si bien la probabilidad asignada a intervalos de valores grandes o extremos de dichos defectos ciertamente se reduce. Ello debido a que los cambios registrados en las variables X_t y RR_t y, por tanto, en los defectos de reservas son capturados, según se

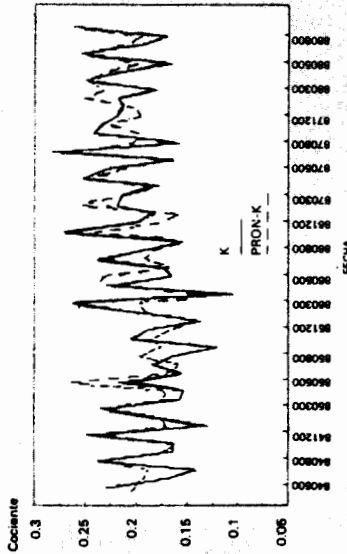
GRAFICA 5



* Se incluye la Caja Agraria y los bancos Nacional y Estabandera

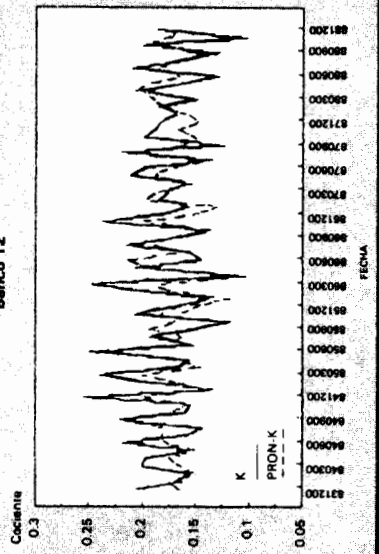
GRAFICA 6

Relación reservas requeridas/depositos
observada (K) y pronosticada (PRON-K)
Total sistema bancario *

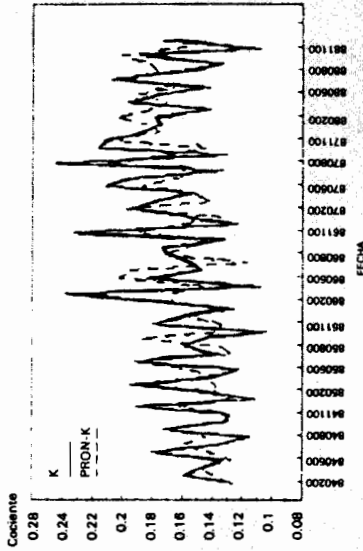


* Se excluye la Caja Agraria y los bancos Nacional y Entabonés

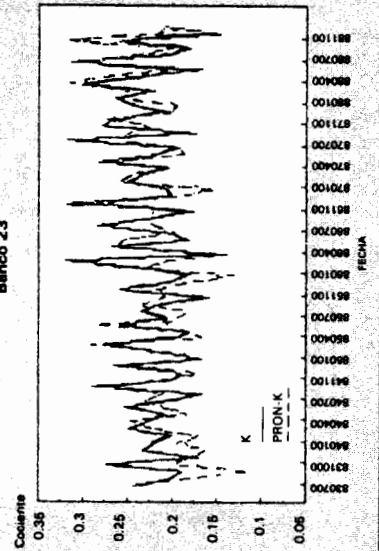
Relación reservas requeridas/depositos
observada (K) y pronosticada (PRON-K)
Banco 12



Relación reservas requeridas/depositos
observada (K) y pronosticada (PRON-K)
Banco 18

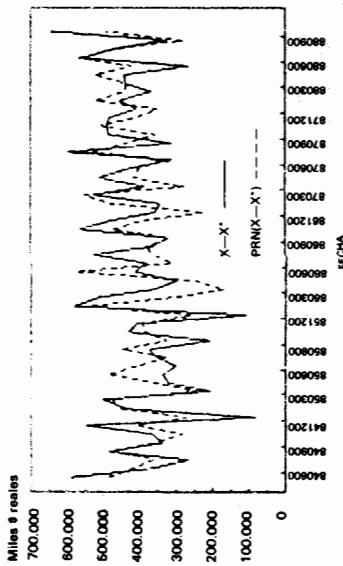


Relación reservas requeridas/depositos
observada (K) y pronosticada (PRON-K)
Banco 23

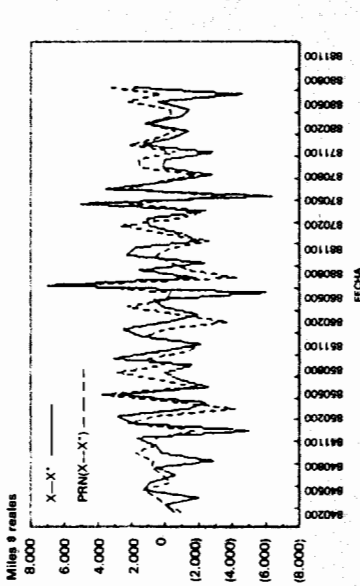


GRAFICA 7

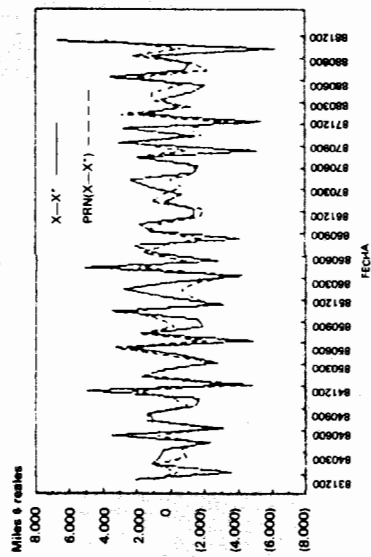
**Desequilibrios observados (X-X')
y pronosticados (PRON X-X')
Total sistema bancario ***



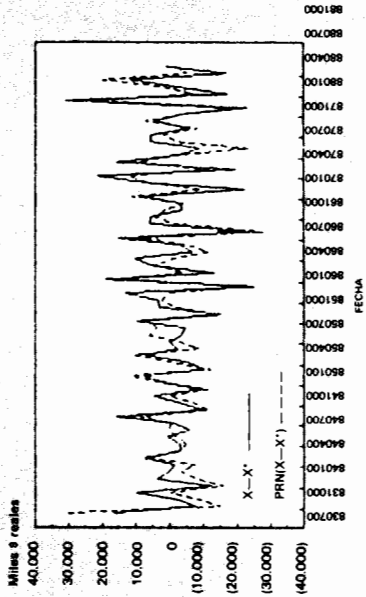
**Desequilibrios observados (X-X')
y pronosticados (PRON X-X')
Banco 18**



**Desequilibrios observados (X-X')
y pronosticados (PRON X-X')
Banco 12**



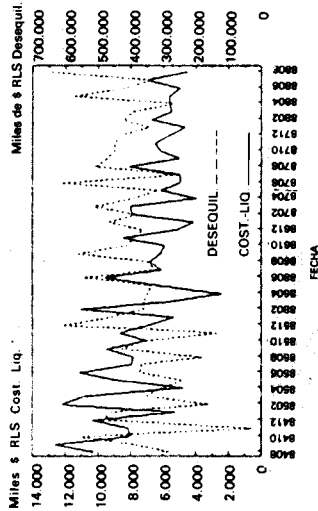
**Desequilibrios observados (X-X')
y pronosticados (PRON X-X')
Banco 23**



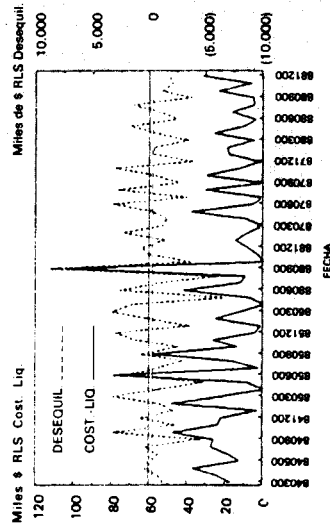
* Se excluyen el Banco Nacional (que fue liquidado) y la Caja Agraria

GRAFICA 8

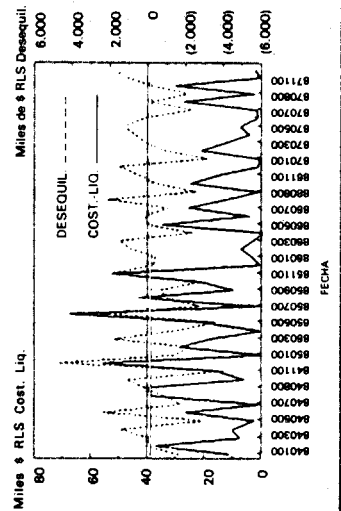
Desequilibrios observados con las reservas del período anterior y costos de liquidez Total sistema bancario*



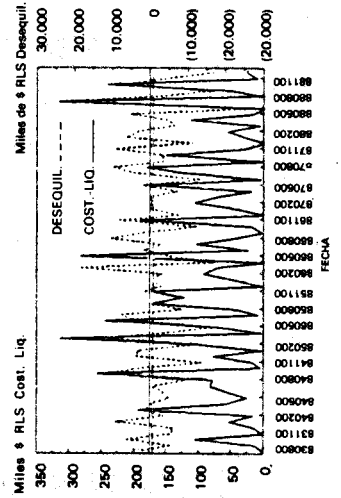
Desequilibrios observados con las reservas del período anterior y costos de liquidez Banco 18



Desequilibrios observados con las reservas del período anterior y costos de liquidez Banco 12



Desequilibrios observados con las reservas del período anterior y costos de liquidez Banco 23



* Se excluyen al Banco Nacional (que fue liquidado) y la Caja Agraria

mostró en las gráficas 7, A5, y A4 a través de los dos parámetros de localización, X_t y RR_t , pero la función de distribución conjunta, $g(X_t, RR_t)$ es en todos los demás aspectos (en particular, en cuanto a su varianza) la misma para todas las observaciones temporales de la muestra¹⁴.

La probabilidad de desequilibrios en el tiempo

Al igual que en el caso de la función de costos de liquidez, se estimó la probabilidad de que se presentase en t una deficiencia de reservas, es decir, de que R_{t-1} fuese menor a $(X_t + RR_t)$, con base en la información disponible en $t-1$, para todos los puntos de la muestra. Esta probabilidad se define como:

$$P[R_{t-1} < X_t + RR_t] = \int_0^{E_{t-1}[D_t]} \int_{R_{t-1}-RR_t}^{\infty} g(X_t, RR_t) dX_t dRR_t$$

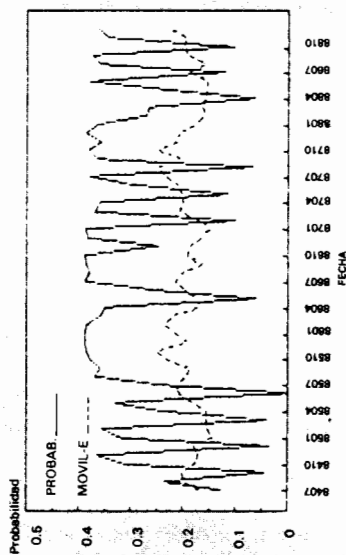
Los resultados se muestran en la gráfica 9, donde se ha adicionado un promedio móvil de orden 6 de dichas probabilidades a fin de identificar los principales cambios ocurridos en el período. En general se observa que los bancos han mantenido unos niveles de reservas suficientes como para que la probabilidad que se presente una situación de iliquidez sea de alrededor de un 20 por ciento en promedio. Esta posición relativa de reservas ha sido más bien estable, a juzgar por su promedio móvil, aunque se presentan marcadas fluctuaciones mes tras mes. Sin embargo, dicho promedio móvil muestra picos que corresponden a situaciones bien conocidas de desequilibrios, como se mostrará en detalle más adelante.

La apreciación de que los bancos ajustan su nivel de reservas a fin de obtener un nivel más bien estable de *liquidez relativa*, medido por la probabilidad de que se presenten desequilibrios, se ilustra más directamente en la gráfica 10, donde se han ordenado de menor a mayor los pares de observaciones temporales de reservas presentadas y reservas estimadas, según el valor de las reservas presentadas. Como ya se explicó anteriormente, a mayor nivel de reservas menor la probabilidad de que se presenten desequilibrios, siempre y cuando las demás variables (como son los requerimientos de reservas y el nivel esperado de los depósitos) no cambien. En ese caso sería de esperar entonces una relación inversa entre la probabilidad de desequilibrios y el valor de las reservas. Si por el contrario, los bancos ajustan el nivel de reservas a los cambios en otras variables a fin de conservar su posición de liquidez relativa, no debería presen-

¹⁴ Esta es, ciertamente una limitación de la metodología utilizada, susceptible de ser mejorada. Si bien nuestra metodología incorpora un valor medio variable a través del tiempo, por medio del parámetro de localización, la varianza es fija para toda la muestra. En realidad la información que provee la varianza a los agentes puede ser de gran importancia para sus decisiones y podría ser modelada explícitamente. Estimaciones de este tipo pueden realizarse utilizando el método de ARCH, pero la complejidad adicional que introduce dicho método puede constituir, como en nuestro caso, una severa restricción en tal empresa.

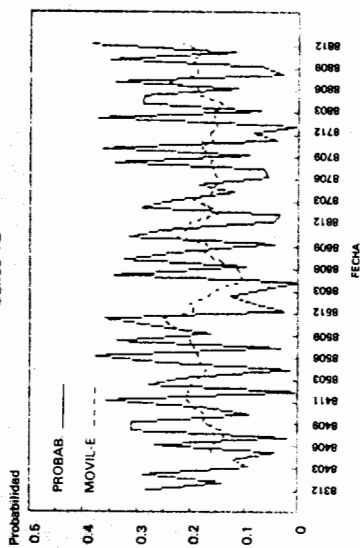
GRAFICA 9

Probabilidad de desecaje para los niveles de reservas presentadas históricamente Total sistema bancario*

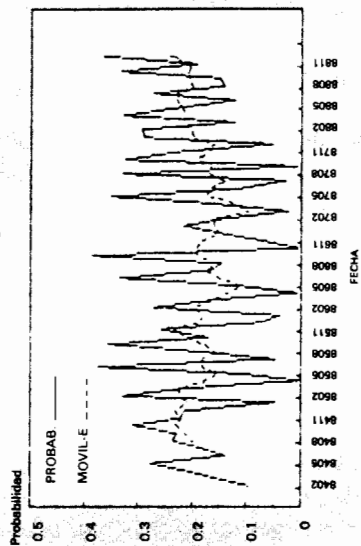


* Se excluyen al Banco Nacional (que fue liquidado) y el Caja Agraria

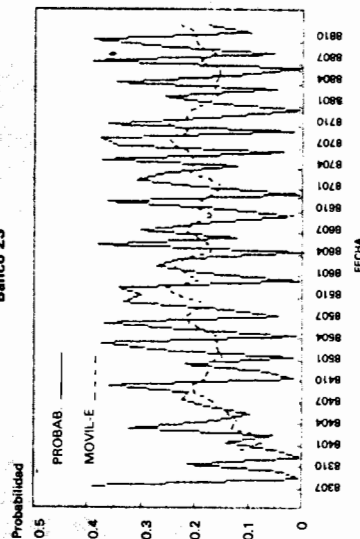
Probabilidad de desecaje para los niveles de reservas presentadas históricamente Banco 12



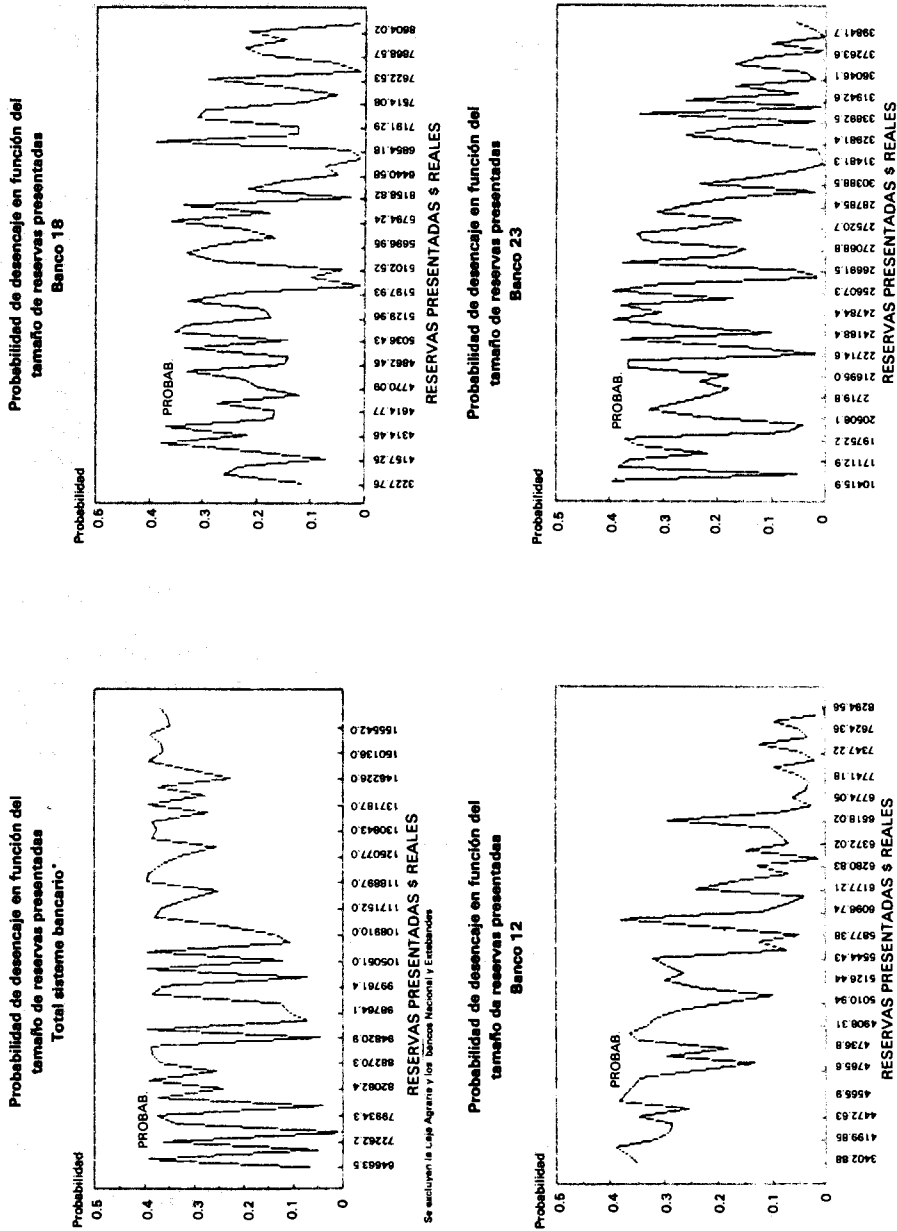
Probabilidad de desecaje para los niveles de reservas presentadas históricamente Banco 18



Probabilidad de desecaje para los niveles de reservas presentadas históricamente Banco 23



GRAFICA 10



tarse esta relación inversa. La gráfica 10 indica que, en general, los aumentos que se han producido en el nivel de reservas presentadas han ido acompañadas de reducciones en las probabilidades de desequilibrios, mostrando por tanto un "sobreajuste" de las reservas ante cambios en otras variables. Ello puede obedecer bien sea a un propósito explícito de los bancos por evitar que se deteriore su posición de liquidez, o puede simplemente ser el resultado *ex-post* de, por ejemplo, un rezago en la expansión de la cartera ante incrementos en los depósitos; esta última es la situación que se ha presentado en la práctica.

De otra parte, en la gráfica 11 se muestran las probabilidades estimadas de descaje y los desequilibrios, $X_t - X^*_t$, efectivamente presentados. Puede apreciarse que la probabilidad estimada predice con bastante precisión la ocurrencia de dichos desequilibrios.

Como se recordará, los desequilibrios considerados en este trabajo a fin de estimar los costos de liquidez de los bancos son diferentes a los *defectos mensuales de encaje* (DME) que se calcularon según (17). Nótese, sin embargo, que la serie de promedios móviles (de orden 6) de las probabilidades predicen, en general, los principales cambios ocurridos en los DME para casi todos los bancos, con la única excepción del banco 05 (véase gráfica 12).

Cualificación de los resultados anteriores sobre los costos de liquidez

Si bien los resultados obtenidos tanto sobre la magnitud relativa de los costos de liquidez en comparación con el costo de oportunidad de mantener reservas, como sobre su comportamiento en el tiempo, reflejan apropiadamente, a nuestro juicio, las características principales de esta variable, existen razones para pensar que la estimación de su nivel real en cada punto del tiempo está subvalorada.

Estas razones surgen de considerar la condición de primer orden para minimizar la función de costos totales de reservas:

$$\frac{\tau}{\bar{S}} = \int_0^{E_t[D_{t+1}]} \int_{R_t - RR_{t+1}}^{\infty} g(X_{t+1}, RR_{t+1}) dX_{t+1} dRR_{t+1}$$

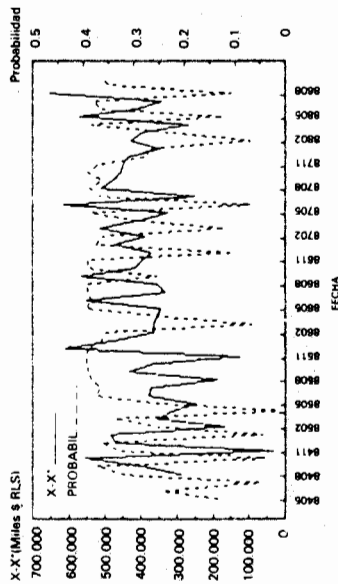
Según esta condición, el nivel de reservas que minimiza el costo total es tal que la probabilidad de que se presenten desequilibrios a ese nivel de reservas debe ser igual al cociente $\frac{\tau}{\bar{S}}$ entre la tasa de oportunidad (τ) y el valor esperado de la tasa de sanción (\bar{S}).

No obstante, al calcular el cociente $\frac{\tau}{\bar{S}}$ a partir de la información sobre la tasa de interés de los CDT y de la tasa de sanción esperada, estimada en este trabajo, se encuentran valores en general altos y en muchos casos mayores que uno.

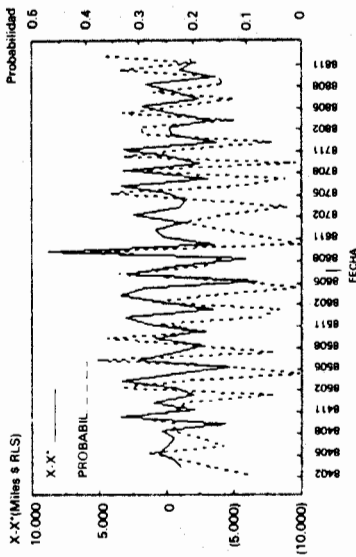
Como se explicó en un lugar anterior, la tasa de sanción \bar{S} incorpora tanto la tasa mensual que efectivamente paga el banco en caso de producirse un descaje, y que se

GRAFICA 11

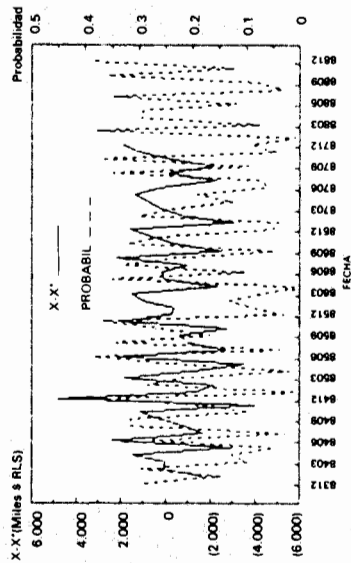
Probabilidades estimadas de desequilibrios y desequilibrios (X-X') efectivamente presentados Total sistema bancario



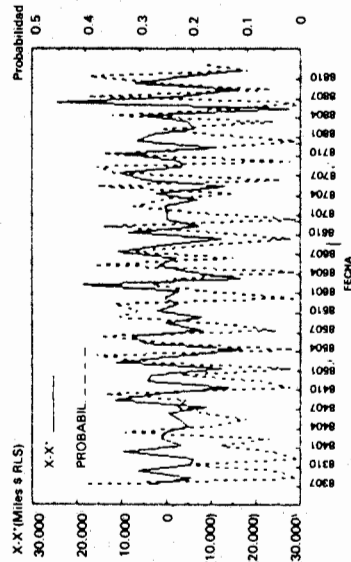
Probabilidades estimadas de desequilibrios y desequilibrios (X-X') efectivamente presentados Banco 18



Probabilidades estimadas de desequilibrios y desequilibrios (X-X') efectivamente presentados Banco 12



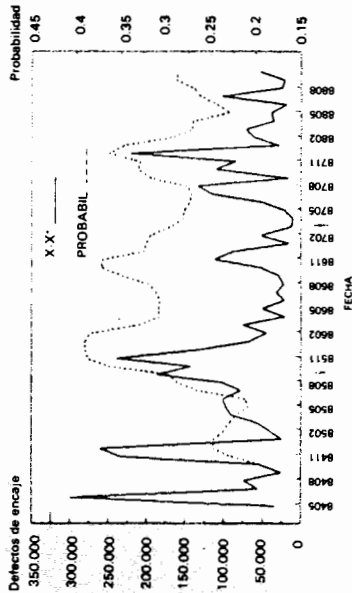
Probabilidades estimadas de desequilibrios y desequilibrios (X-X') efectivamente presentados Banco 23



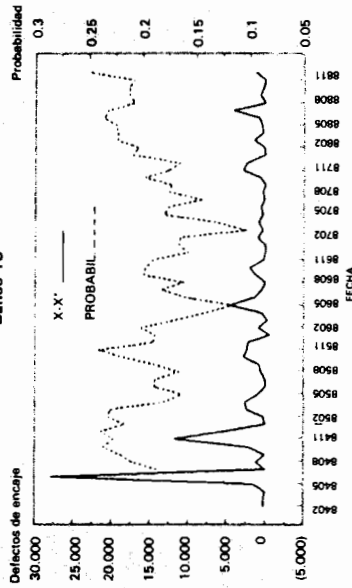
Se incluyen la Caja Agraria y los bancos Nacionales y Entidades

GRAFICA 12

Probabilidades estimadas de desequilibrios y defectos mensuales (DME) efectivamente presentados Total sistema bancario

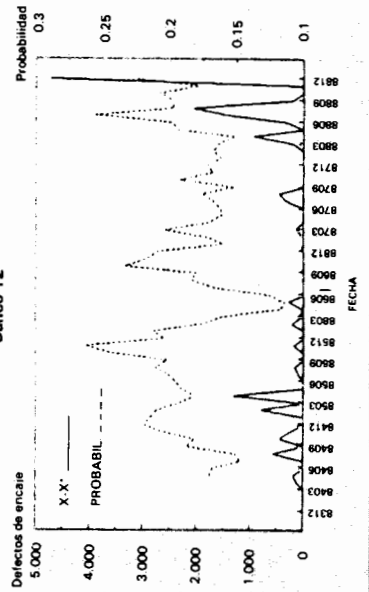


Probabilidades estimadas de desequilibrios y defectos mensuales (DME) efectivamente presentados Banco 18

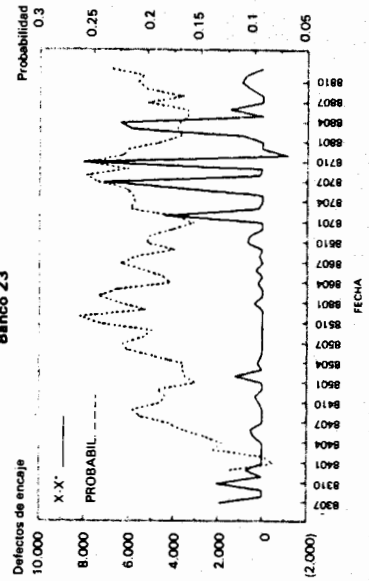


1* Se incluyen la Caja Agraria y los bancos Nacional y Estrabandas

Probabilidades estimadas de desequilibrios y defectos mensuales (DME) efectivamente presentados Banco 12

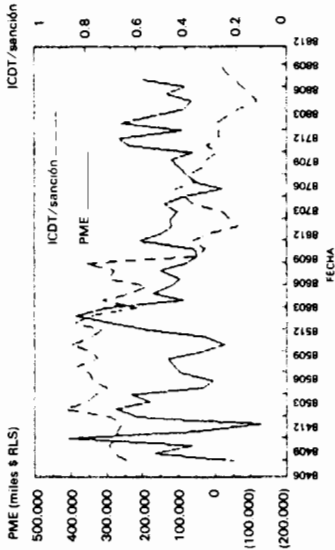


Probabilidades estimadas de desequilibrios y defectos mensuales (DME) efectivamente presentados Banco 23

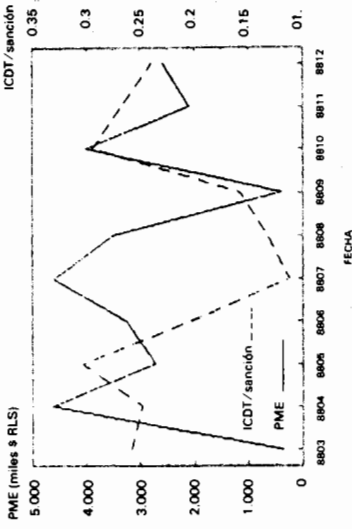


GRAFICA 13

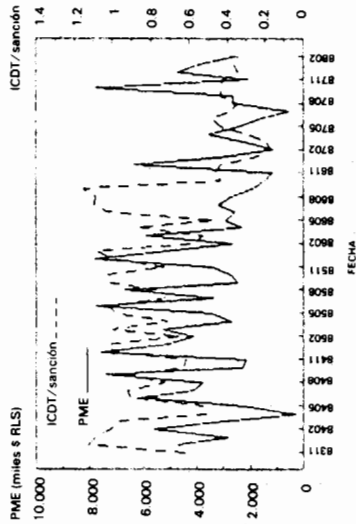
Posición mensual de encaje y cociente: tasa interés/tasa sanción
Total sistema bancario *



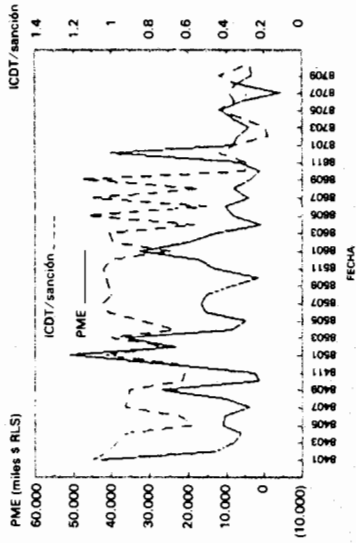
Posición mensual de encaje y cociente: tasa interés/tasa sanción
Banco 18



Posición mensual de encaje y cociente: tasa interés/tasa sanción
Banco 12



Posición mensual de encaje y cociente: tasa interés/tasa sanción
Banco 23



* Se excluyen la Caja Agraria y los bancos Nacional y Embalses

estimó según (16), como la tasa implícita por negarse el acceso al redescuento, que se supuso en este trabajo que era del 30% anual efectiva para todo el período considerado.

La relación $\frac{\tau}{\bar{S}}$ se muestra en la gráfica 13.

Como se muestra en esa misma gráfica, también en los períodos en que se produjeron valores positivos y altos de la *posición mensual de encaje* (PME), calculada según (15), se sucedieron frecuentes valores cercanos a 1 de la relación $\frac{\tau}{\bar{S}}$, cuando era de esperarse que en esos períodos de altos valores del cociente, los niveles de reservas y, por tanto, de la PME fuesen bajos.

Es evidente entonces que un indicador de la relación $\frac{\tau}{\bar{S}}$ más acorde con los valores observados de la PME debería tener un nivel menor al de la gráfica 13, es decir, un nivel de τ relativamente menor al de S , con lo que todos los resultados anteriores sobre la importancia relativa de los costos de liquidez dentro de los costos totales se reforzarían.

Según se explicó, la definición de la tasa de sanción mensual incorporaba un segundo componente asociado al no acceso al redescuento que fijamos, arbitrariamente, en un nivel del 30% anual efectivo para todo el período, dada la enorme dificultad para estimar directamente este componente. Adicionalmente, en la formulación teórica de la tasa de sanción se dijo que ésta también incluía un tercer componente relacionado con la buena reputación del banco. Por lo tanto, ante la dificultad de estimar directamente el segundo y tercer componentes, se puede pensar en estimar la tasa de sanción utilizando la información contenida en las probabilidades estimadas. Esto es, en lugar de determinar el nivel óptimo de reservas a través de la condición de primer orden, se puede fijar esta variable en un nivel arbitrario, pero consistente con las variaciones de la serie de PME y resolver la ecuación para la tasa de sanción. La diferencia entre la tasa total de sanción así obtenida y la tasa de sanción que se aplica directamente a los DME correspondería a la suma del segundo y tercer componentes mencionados.

Otra alternativa sería igualar el segundo y tercer componentes de la tasa de sanción a la tasa de rentabilidad bancaria, lo cual supone incluir en un sistema simultáneo de ecuaciones, que abarcan la descripción de los costos de solvencia, de la estructura del mercado, etc., la ecuación correspondiente a los costos de liquidez. Ello podrá hacerse cuando se hayan hecho avances en los otros subproyectos que integran el proyecto de la rentabilidad bancaria.

Es importante enfatizar, sin embargo, que cualquiera que sea la modificación que se introduzca a la tasa de sanción, la magnitud de los costos de liquidez en relación con el costo de oportunidad aumentará.

De otra parte, debe destacarse que a lo largo de este trabajo se ha supuesto que el horizonte de planeación para el banco, en lo concerniente a sus decisiones de reservas y de cartera es de un mes. Sobre este supuesto existen objeciones, en apariencia contrapuestas. De una parte, desde el punto de vista de las reservas se arguye que el

horizonte de planeación para los bancos es en realidad más corto (diario o semanal). Pero desde el punto de vista de la actividad bancaria global, se postula que el horizonte de planeación es seguramente mayor a un mes.

En nuestra opinión estas alternativas metodológicas no son necesariamente excluyentes. Según lo explicamos en un lugar anterior, en este trabajo utilizamos información mensual por ser ésta la periodicidad de la información disponible más completa, que nos permitirá analizar los diferentes aspectos de la actividad bancaria en trabajos posteriores. Por la naturaleza del tema y del modelo aquí utilizado, no hemos incorporado ni las restricciones mensuales contables, ni las restricciones intertemporales que imponen, por ejemplo, las prácticas de capitalización, o las prácticas de mercadeo de los bancos, o, en fin, el marco institucional y legal que, a nuestro juicio regula la actividad bancaria. Los costos de liquidez es una de las variables fundamentales que definen la actividad bancaria y, en particular, su rentabilidad; y será, por tanto una de las ecuaciones del sistema que se postule para explicar el comportamiento de estos intermediarios. En la medida en que las diferentes restricciones afecten las variables que definen los costos de liquidez, deberán ser incorporadas explícitamente en el modelo de rentabilidad; en particular algunas hipótesis que aquí hemos formulado, como la de competencia en el mercado de captaciones, deberá evaluarse empíricamente y sus resultados deberán incorporarse en la definición de las reservas bancarias óptimas.

V Conclusiones

En este trabajo se intentó dar solución al problema de determinar la magnitud relativa de los costos de liquidez que enfrentan los bancos al decidir el nivel de reservas en un ambiente de incertidumbre respecto a los cambios que se producen en el futuro inmediato en el nivel de depósitos y de cartera. Siguiendo la formulación que del problema hacen Baltensberguer y Sealey se definieron y estimaron las variables y funciones relevantes para el caso colombiano. Se decidió trabajar con observaciones mensuales por ser ésta la periodicidad de la fuente más completa de información bancaria. Ello implicó concentrarse en los determinantes más permanentes de las reservas bancarias, a la vez que definir y calcular algunas variables a partir de la información semanal disponible, como son la *posición mensual de encaje* (PME), los *defectos mensuales de encaje* (DME) y la *tasa de sanción mensual* (SM) que se aplica sobre dichos defectos. Las principales conclusiones son:

1. A partir de la reglamentación vigente se encontró que la tasa de sanción mensual es en realidad una variable endógena, determinada por la acción de los bancos, y que depende del valor de los DME, de la distribución de estos DME entre los defectos

semanales de encaje, y de la tasa de sanción que fija exógenamente la autoridad económica. La tasa efectiva de sanción estimada resultó ser bastante más reducida que la fijada exógenamente por la autoridad. Adicionalmente, la respuesta de la tasa efectiva a aumentos en la tasa exógena es baja. Finalmente, existen diferencias importantes entre las tasas efectivas de sanción calculadas para los diferentes bancos de la muestra. De otra parte, la endogeneidad de la tasa de sanción implica que ésta sea también una variable cuyo valor no se conoce con certeza en el momento que el banco fija el nivel de reservas.

2. La solución estadística del problema de incertidumbre sobre la tasa de sanción y sobre los depósitos bancarios, se logró a través de modelos ARIMA con alta capacidad de pronóstico. Dichos modelos resultaron ser diferentes para los distintos bancos considerados.

3. De otra parte, el tratamiento estadístico de la incertidumbre sobre los valores de los desequilibrios se hizo en dos etapas. En primer lugar, a través de modelos ARIMA se obtuvieron tanto pronósticos confiables de las variables relevantes, como residuos *ruido blanco*. En una segunda etapa esos residuos se usaron para obtener las funciones de densidad individuales y conjuntas utilizando el método del núcleo. Las funciones de densidad obtenidas presentan sesgos importantes para algunos de los bancos cobrando relevancia, en esos casos, la posibilidad de que se generen valores extremos. Esas funciones de densidad son también diferentes para los distintos bancos.

Utilizando los resultados estadísticos mencionados, se estimaron los costos de liquidez y los costos totales asociados a los niveles de reservas.

1. Los costos de liquidez son de una magnitud relativa mayor que el rendimiento alternativo de las reservas y su comportamiento en el tiempo determina fundamentalmente la evolución de los costos totales asociados a un cierto nivel de reservas.

5. Aunque es de esperarse que el costo de liquidez aumente con la escala de operaciones bancarias, capturadas en nuestro modelo a través del total de depósitos, en Colombia se presentó una disminución de su nivel promedio a partir de 1986, no obstante que los depósitos crecieron, en general, en forma importante. Adicionalmente, desde finales de 1986 se produjo un aumento de la tasa de sanción por desencajes, lo cual también debió operar en la dirección de expandir los costos de liquidez. La reducción señalada de los costos de liquidez está asociada, en buen grado, al comportamiento de las deficiencias de reservas en relación con las expansiones no previstas de cartera y las caídas no esperadas de depósitos.

6. El modelo utilizado en este trabajo permite obtener, adicionalmente a los costos de liquidez, una probabilidad estimada de que se presenten defectos de reservas. A la vez que esta probabilidad es uno de los elementos que explican el costo de liquidez, provee información anticipada sobre la posibilidad de que se presenten dichos desequilibrios, con resultados altamente satisfactorios sobre su bondad de predicción. Adicional-

mente, se encontró evidencia que indica que los bancos ajustan su nivel de reservas ante cambios en las variables exógenas, en forma tal que puedan mantener un nivel relativamente estable (en promedio) de su liquidez relativa, la cual se mide por la probabilidad de desequilibrios.

7. Si bien los resultados sobre la magnitud relativa de los costos de liquidez y las probabilidades de desequilibrios son altamente satisfactorios en la explicación de la tendencia, puede mejorarse la estimación del nivel de dichos costos si se mejora la estimación del segundo y tercer componentes de la tasa de sanción.

Apéndice 1: Metodología estadística

El problema estadístico consiste en obtener estimativos de los términos de la expresión (19) que son desconocidos en el momento t , cuando los bancos toman la decisión de mantener un nivel de reservas para cubrir los desequilibrios que surjan en el período $(t, t+1)$. Dichos términos son: la tasa de sanción $(E_t[S_{t+1}])$; el valor máximo de RR_{t+1} , $(E_t[D_{t+1}])$; y la función de densidad conjunta $g_t(X_{t+1}, RR_{t+1})$.

Una solución rápida y eficiente para estimar estas dos variables es la construcción de un modelo de pronóstico¹⁵. Supongamos que los valores de las variables S_{t+1} y D_{t+1} están fuertemente afectadas por su comportamiento propio como serie, por otras variables con valores conocidos en t y por otros factores no incluidos que se incorporan en un error¹⁶.

Citemos, por ejemplo, la regresión con residuos dinámicos autorregresivos o modelo de transformación total en dos etapas que se encuentra en Harvey¹⁷.

$$(A1) \quad Y_t = X_t\beta + U_t \quad t = 1, 2, 3, \dots$$

$$U_t = \epsilon_t - \alpha_1 U_{t-1} - \alpha_2 U_{t-2} - \dots - \alpha_p U_{t-p}$$

Donde U_t incluye el componente dinámico autorregresivo de Y_t , y X_t es un vector-fila de valores de los regresores que puede contener variables exógenas rezagadas, β es un vector de parámetros estructurales y ϵ_t es una variable "ruido blanco".

¹⁵ El propósito de estos modelos no es interpretar la estructura de un sistema o verificar supuestos sobre ésta, sino que sirven, simplemente, como mecanismo de pronóstico.

¹⁶ Véase Harvey (1981), quien contiene una gran cantidad de modelos para pronóstico, al igual que Makridakis-Wheelright-Mc Gee (1987).

¹⁷ *Ibid.*, sección 6.3

Un modelo de este tipo presenta una buena alternativa para pronóstico ya que es extremadamente sencillo en su presentación, incluye fácilmente entre los regresores variables conocidas rezagadas y provee un mecanismo sencillo para el pronóstico.

El modelo (1) se aplicó a las variables a_t y b_t .

A1. La función de densidad $g_t(X_{t+1}, RR_{t+1})$

La estimación de esta función no es tan sencilla como la de a_t y b_t , debido a diferentes factores entre los que se destacan primordialmente los siguientes: i) Los métodos disponibles para estimar una densidad requieren de una muestra aleatoria de una población; condición ésta que no necesariamente cumplen X_{t+1} y RR_{t+1} . Es decir, dichas variables pueden contener componentes sistemáticos y/o comportarse como provenientes de algún proceso dinámico o, simplemente, pueden no soportar pruebas de aleatoriedad.

ii) Dichos métodos y su aplicación son extremadamente complejos y costosos en términos de programación y de tiempo de uso de computador.

iii) No se cuenta con información alterna suficiente, tal como el conocimiento de algunos parámetros o la forma general de la función, que pueda ser utilizada en la estimación de la distribución de X_{t+1} y RR_{t+1} .

Resulta, entonces, fundamental determinar una muestra aleatoria o algo muy similar¹⁸ que esté asociado biunívocamente con las variables X_{t+1} y RR_{t+1} . Sobre esta base se estima la densidad requerida.

Con este fin, supongamos que una variable Y se genera de la siguiente forma (entre muchas otras posibles especificaciones):

$$(A2) \quad Y_t = \Theta(B)\Phi^{-1}(B)v_t$$

esto es, Y_t sigue un modelo ARIMA usual, con residuos v_t independientes e idénticamente distribuidos (no necesariamente normales ni con media cero).

La estimación de este modelo permite obtener un conjunto de pronósticos \tilde{Y}_t y un conjunto de residuos e_t que suman en Y_t . Es decir, se descompuso la observación original Y_t en $\tilde{Y}_t + e_t$. Por los supuestos del modelo se tiene que: i) \tilde{Y}_t y v_t son independientes. ii) Los e_t son serialmente independientes e idénticamente distribuidos. iii) La información total que está en Y_t , es la misma que está en $\tilde{Y}_t + v_t$ tanto numérica como estadísticamente.

¹⁸ Obtener algo muy similar a una muestra aleatoria consiste en transformar las variables originales de tal forma que se pueda determinar la distribución en t sin que se pierda información en el proceso.

Entonces podemos tomar la serie de ϵ_t como algo similar a una muestra aleatoria de alguna distribución¹⁹.

En síntesis, por medio del modelo (A2) se transforma uno a uno la variable deseada, para una especificación fija de los polinomios $\Theta(B)$ y $\Phi(B)$ en unos residuos que son muy cercanos al concepto de muestra aleatoria. En esta forma se hace posible la descomposición de la distribución de Y_t en dos partes: i) La distribución de los residuos ϵ_t que es idéntica para todo t y ii) Un parámetro de localización que depende del tiempo, Y_t . Es decir, la distribución $g_t(Y_t)$ es la distribución de ϵ_t localizada en \tilde{Y}_t . Así mismo, dado un origen t la distribución $g_{t+1}(Y_{t+1})$ es la de ϵ_{t+1} localizada en el pronóstico del parámetro de localización \tilde{Y}_{t+1} .

Así pues, cada una de las series X_{t+1} , RR_{t+1} se modela según (A2) y se obtienen los residuos respectivos. Usando estos residuos se procede a estimar la función de densidad conjunta. No obstante, nótese que un paso intermedio conveniente es evaluar si las dos series de residuos son estocásticamente independientes, pues en ese caso la función de distribución conjunta es igual al producto de las densidades de ambas series, individualmente consideradas.

En la actualidad la literatura reporta una gran diversidad de métodos para la estimación de funciones de densidad²⁰. Sin embargo, entre esta diversidad se destacan tres elementos comunes: i) Como estimadores, sus propiedades teóricas son, por lo regular, poco conocidas. ii) Su aplicación práctica es costosa en tiempo y programación. iii) Se basan en supuestos muy generales, lo cual permite un amplio espectro de aplicación.

Aunque no se ha probado que alguno de los métodos existentes sea claramente superior a los demás, el más conocido y popular es el estimador por núcleo²¹. Este método y su aplicación para el caso que nos ocupa se explica a continuación.

A2. El estimador por núcleo

Si se considera X_1, X_2, \dots, X_n una muestra aleatoria de tamaño n de una población X con función de densidad $f_X(x)$, el estimador por núcleo de la función de densidad se define como:

$$(A.3) \quad \hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x - x_i}{h}\right)$$

¹⁹ La diferencia entre una muestra aleatoria y los residuos de un modelo es la misma que existe entre la variable ϵ_t y su realización, ϵ_t , que se obtiene al estimar el modelo. Véase Box-Jenkins (1979), Harvey (1981) y Judge et al. (1988).

²⁰ Véase Silverman (1986), cap. 2, quien contiene un compendio desde los histogramas elementales hasta los estimadores desarrollados en los últimos años.

²¹ Ibid., capítulos 3 y 4.

donde h es un parámetro de suavizamiento (o "longitud de la ventana") y $k(t)$ es una función, llamada núcleo, que cumple con:

$$(A.4) \quad \int_{-\infty}^{\infty} k(x) dx = 1$$

y que usualmente, pero no siempre, simétrica y positiva. Puede ser, por ejemplo, una densidad simétrica.

Estimar f por este método implica especificar ex — ante un valor para h y proveer una expresión para la función $k(t)$.

El efecto del valor h sobre el estimador por núcleo se observa en la gráfica A.1, donde se ha dibujado la densidad estimada para una muestra simulada de una distribución bimodal. Nótese que un valor grande de h produce una gráfica muy suave que elimina los detalles relevantes, mientras que valores muy pequeños muestran en exceso el detalle, resultando en un gráfico muy confuso y difícil de analizar.

Por otra parte, el lector notará que todas las propiedades analíticas (diferenciabilidad, continuidad, integrabilidad, etc.) de $k(t)$ se traspasan directamente a f , siendo éste el principal efecto de $k(t)$ sobre f . Así mismo, si $k(t)$ cumple con la propiedad (A.4) y es positiva, entonces f es consistente, en el sentido que su integral sobre $(-\infty, \infty)$ es igual a la unidad y también es positiva.

Para analizar las propiedades de f como estimador resulta conveniente definir su valor esperado y su varianza:

$$(A.5) \quad E(\tilde{f}(x)) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{h} k\left(\frac{x-y}{h}\right) f(y) dy$$

$$(A.6) \quad V(\tilde{f}(x)) = \frac{1}{n} x \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{h^2} k\left(\frac{x-y}{h}\right)^2 f(y) dy - \left\{ \frac{1}{h} \int_{-\infty}^{\infty} k\left(\frac{x-y}{h}\right) f(y) dy \right\}^2$$

así como el error cuadrático medio en el punto x :

$$(A.7) \quad \begin{aligned} \text{MSE}_x(\tilde{f}) &= E\{E(\tilde{f}(x)) - f(x)\}^2 \\ &= \{E(\tilde{f}(x)) - f(x)\}^2 + V(\tilde{f}(x)) \\ &= \text{sesgo}_x^2(\tilde{f}(x)) + V(\tilde{f}(x)) \end{aligned}$$

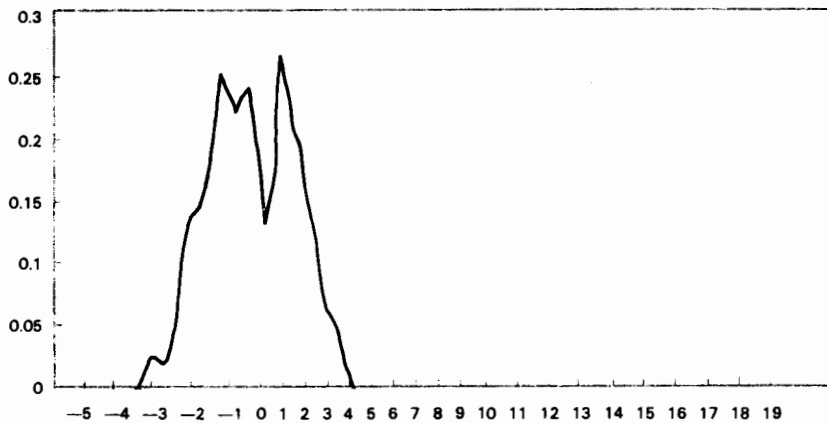
donde se muestra que para un mismo MSE_x , la varianza se puede disminuir al aumentar el sesgo; y ésto se hace manipulando el valor de h .

y el error cuadrático medio integrado:

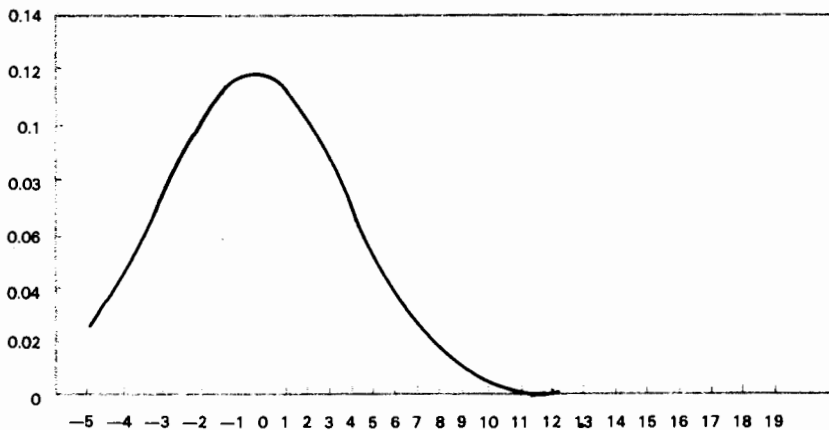
$$(A.8) \quad \text{MISE}(\tilde{f}) = \int_{-\infty}^{\infty} \text{sesgo}_x^2 dx + \int_{-\infty}^{\infty} V(f(x)) dx$$

GRAFICA A1

Comparación del efecto del valor del parámetro H en la densidad estimada (H = 2)



Comparación del efecto del valor del parámetro H en la densidad estimada (H = 3)



Si f es la distribución normal $N(\mu, \sigma^2)$ y $k(t)$ es la distribución normal estandar, entonces:

$$\frac{2 \times \text{MISE}}{\sqrt{\pi}} = \frac{1}{n} \left\{ \frac{1}{h} - (\sigma^2 + h^2)^{-1/2} \right\} + \frac{1}{\sigma} (\sigma^2 + h^2)^{-1/2} - 2\sqrt{2}(\sigma^2 + h^2)^{-1/2}$$

De estas expresiones se deduce: i) Si bien el sesgo no depende directamente del tamaño muestral, puede depender, indirectamente, a través de h . ii) Si se intenta reducir el sesgo, ello se logra haciendo h muy pequeño, con lo cual la varianza integrada es grande. Por otra parte, si se usa un h grande, entonces se reduce la varianza a expensas de introducir un mayor error sistemático o sesgo. Es decir, de la selección del valor de h depende la cantidad de error asignada a la variación aleatoria o al error sistemático. iii) El sesgo depende de $k(t)$, pero el efecto no se puede hacer explícito hasta que se especifique $k(\cdot)$.

De lo anterior se concluye que tanto la selección de h como de $k(\cdot)$ es de importancia extrema para la estimación de f .

La selección de un núcleo $k(\cdot)$ es, todavía, un problema no bien resuelto. Deheuvels (1977) y Müller (1984) discuten este problema y concluyen que:

$$(A.9) \quad k(y) = \begin{cases} \frac{3}{8} (3 - 5y^2) & \text{si } |y| < 1 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

minimiza el sesgo.

Infortunadamente este núcleo es discontinuo en 1 y -1 y por tanto provee estimadores que son de por sí discontinuos.

Hodges-Lechman (1956) y Eipanechnikov (1969) mostraron que el núcleo de Eipanechnikov:

$$(A.10) \quad k_e(t) = \begin{cases} \frac{3}{4\sqrt{5}} \left(1 - \frac{1}{5} t^2\right) & -\sqrt{5} \leq t \leq \sqrt{5} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

minimiza el error cuadrático medio integrado. Sin embargo, tiene el mismo inconveniente del anterior.

Por otra parte, la eficiencia relativa de este núcleo en comparación con otros que tienen mejores propiedades diferenciales no es muy grande, como puede observarse en la tabla 1. Es por ello que Silverman (1986) sugiere tomar un $k(\cdot)$ que cumpla con las propiedades diferenciales que se requieran y con su facilidad de cálculo.

TABLA 1

Eficiencia relativa de varios núcleos con respecto al núcleo de Eipanechnikov

Núcleo	Eficiencia relativa
Eipanechnikov	1.000
Biweicht	0.9939
Triangular	0.9859
Gausiano	0.9512
Rectangular	0.9295

En cuanto a la selección de un valor adecuado de h la discusión está mucho más desarrollada. Silverman (1986, p. 45) muestra que si f(x) es una distribución normal, entonces el valor óptimo de h que minimiza el error cuadrático integrado es:

$$(A.11) \quad h_{opt} = 1.06\sigma n^{-\frac{1}{5}}$$

cuando se usa un núcleo normal estándar.

Así mismo, menciona que si la distribución f es levemente sesgada o bimodal y se usa un núcleo normal estándar, entonces una buena elección es tomar:

$$(A.12) \quad h_{opt} = 0.9 A n^{-\frac{1}{5}} \quad ; \quad A = \min(\text{desv.estand.}, \frac{\text{rango intercuartílico}}{1.34})$$

lo cual provee un error cuadrático medio integrado dentro del 10% del óptimo.

Una manera de mejorar la selección de este h consiste en minimizar una estimación del error cuadrático medio integrado²². Si definimos:

$$(A.13) \quad M_1(h) = \frac{1}{n^2 h} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n k^* \left(\frac{x_i - x_j}{h} \right) + \frac{2k(0)}{nh}$$

donde

$$k^*(t) = k^{(2)}(t) - 2k(t)$$

y donde k⁽²⁾(t) es la densidad de la convolución de dos variables independientes con densidad idéntica k(.). Si adicionalmente se observa que:

$$(A.14) \quad E[M_1(h)] = E[R(\tilde{f})] = E[\int \tilde{f}^2 - 2 \int \tilde{f} \tilde{f}]$$

donde MISE = R(\tilde{f}) + $\int \tilde{f}^2$, entonces se puede notar que minimizar M₁(h) con respecto a h es lo mismo que minimizar MISE según h. En esta forma se puede obtener un valor óptimo de h según este criterio.

²² Véase Rudemo (1983) y Bowman (1984).

Dicho método se conoce como validación cruzada por mínimos cuadrados (Least Squares Cross Validation) y es muy útil para determinar el valor requerido del parámetro h . Otra de las ventajas que posee éste método es que provee la misma información sobre el valor óptimo de h , desde el punto de vista del error integrado, que si se utilizara cuando ya se conoce la densidad f .

Sin embargo, el gran atractivo del método de validación cruzada mínimo cuadrada se ve opacado porque en algunas ocasiones provee resultados muy pobres; especialmente cuando los datos han sido "redondeados". En estas condiciones el valor $M_1(h)$ tiende a $-\infty$ cuando h tiende a cero y, por tanto, se produce un valor degenerado de $h = 0$.

A pesar de lo anterior, el método también proporciona gran ayuda para verificar la objetividad de la selección.

A3. Resultados estadísticos

Esta sección se divide en cinco partes. La primera incluye los modelos de pronóstico para la tasa de sanción S_{t+1} . En la segunda se hallan los modelos para el total de depósitos D_{t+1} . Seguidamente se presentan los modelos para las variables X_{t+1} y RR_{t+1} . Y, finalmente, en la cuarta se determinan las funciones de costos de liquidez de acuerdo a (14).

Los modelos presentados en este aparte se basan en información proveniente de cinco bancos comerciales seleccionados y del total del sistema bancario²³. En esta versión dichos modelos no incluyen la gran cantidad de regulaciones que afectan los movimientos de las variables. Dichas regulaciones se considerarán en versiones posteriores, cuando se modelen los diferentes componentes de los depósitos y de las colocaciones bancarias que determinan X_{t+1} .

A3.1 Modelos para la tasa de sanción S_t .

La forma general del modelo para $\ln S_t = \log(S_t)$ es (A2) e incluye entre los regresores²⁴:
 i) $D_1 = 1$ en diciembre y enero que es cuando los bancos aumentan su posición de encaje, 0 en otro caso; $D_2 = 1$ antes de 1987, pues hasta ese año los bancos recaudaban impuestos que transferían a la Tesorería, aumentando su posición de encaje, 0 en otros años; $D_3 = 1$ en enero, abril, julio y octubre, meses en los cuales los bancos ajustan sus inversiones ley 5ta, 0 en otro caso; $D_4 = 1$ en febrero, mayo, agosto y noviembre, que son los meses límites para ajustar las inversiones del trimestre en títulos de la ley 21 de 1963, 0 en otro caso; $D_5 = 1$ hasta febrero de 1986, 0 a partir de marzo de 1986, mes en

²³ Excluyendo la Caja Agraria y los bancos Nacional y Extebandes.

²⁴ La mayoría de los regresores aquí incluidos fueron incorporados por Herrera, S. y López, A. (1987) en un modelo que buscaba explicar la posición de encaje semanal del total del sistema bancario.

el cual se introdujeron los títulos de participación a siete días, lo cual debió haber contribuido a disminuir los excesos de encaje, 0 en otro caso; $D_6 = 1$ en el período junio de 1982 - julio de 1985, asimilable al período de crisis financiera, 0 en otro caso. ii) La tasa de sanción exógena que fija la autoridad económica, R iii) Rezagos en la tasa de interés (ICDTFP) iv) Rezagos en las diferencias de la posición mensual de encaje del intermediario (LDPME) y las del resto del sistema bancario (LDPMEO). v) Rezagos en las diferencias de los defectos mensuales de encaje del intermediario (LDME) y en las del total del resto del sistema bancario (LDMEO).

La tabla A2 presenta los modelos ajustados y las estadísticas de ajuste y en la gráfica A2 se muestran los valores observados y los pronosticados. Los principales resultados son: i) Las correlaciones lineales entre S_t y los rezagos de ICDFTP son altas para los rezagos 3, 6, 9, 12 y 18, aunque en el proceso de estimación resulten con coeficientes no significativos y con los signos distintos para cada modelo. ii) Algunos rezagos tanto de la posición como de los defectos de encaje tienen efecto sobre S_t , pero sólo en el caso de algunos bancos. iii) Las variables D_2 y D_5 tienen un efecto marcado para varios bancos. iv) El componente autorregresivo de los residuos no es regular entre bancos.

TABLA A2
Modelos y pronósticos para la tasa de sanción S_t *

Banco	Modelo	Autoregresivos	Pronósticos		
			88-10	88-11	88-12
5	$0.0018 \cdot D_1 + 0.00010 \cdot ICDFTP(-9)$	$1 + 24 \cdot B(-7) - 23 \cdot B(-17)$	0.0025	0.0040	0.0064
12	$.00050 \cdot ICDFTP(-3) - .00042 \cdot ICDFTP(-11)$ $- 2.2E - 7 \cdot LDPME(-1) + 6.9E - 9 \cdot LDPMEO(-2)$	$1 - .3131 \cdot B(2)$	0.002	0.0006	0.0028
18	$-0.00034 \cdot ICDFTP(-13) - .00508 \cdot LR - .0031 \cdot D_5$	$1 - .2233 \cdot B(6) - .1795 \cdot B(16)$	0.0054	0.0052	0.0061
23	$- .003055 \cdot D_5 - .00172 \cdot LR - 1.06E - 8 \cdot LDPMEO(-4)$	$1 - 0.1380 \cdot B(-2) + .1792 \cdot B(-4)$	0.0054	0.0071	0.0052
29	$.00058 \cdot ICDFTP(-3) + .0023 \cdot D_2 + .0014 \cdot D_5 - 7.3E - 7 \cdot$ $LDME(-1) - 6.9E - 7 \cdot LDPME(-1) + .004 \cdot LR$	$1 + .161 \cdot B(2) - .2374 \cdot B(10)$	0.0040	0.0005	0.0020
99	$- .00028 \cdot ICDFTP(-9) - .00033 \cdot ICDFTP(-18)$ $- .0020 \cdot D_5 - 3.5E - 9 \cdot LDPME(-4) - .0072 \cdot LR$	$1 + 2355 \cdot B(-10)$	0.0050	0.0052	0.0040

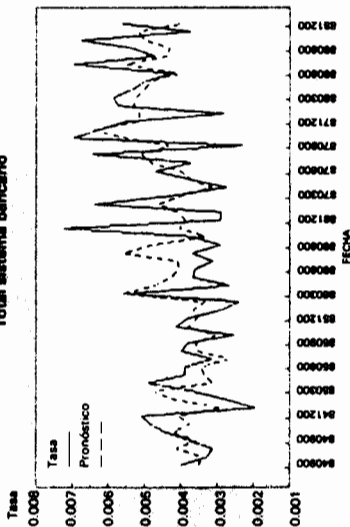
* Todos los parámetros son significativamente distintos de cero al nivel del 5%.

A3.2 Modelos para el total de depósitos a_t .

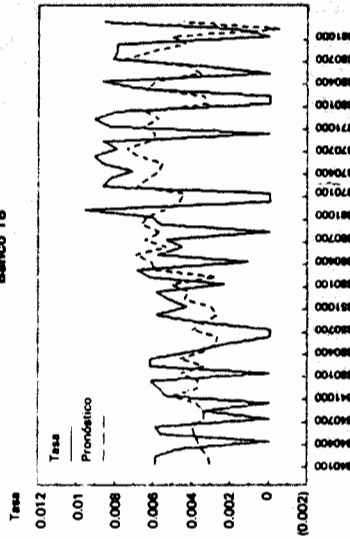
La forma general para el modelo de a_t está dado por (A2), donde los regresores consisten en rezagos de las tasas de interés CDT (ICDFTP), el total de depósitos en moneda legal, la relación entre la tasa de cambio negra y la oficial, y la relación entre la rentabilidad externa y la interna.

GRAFICA A2

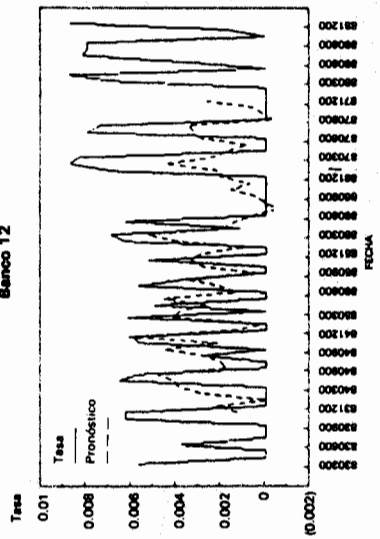
Pronóstico tasa de sanción
Total sistema bancario*



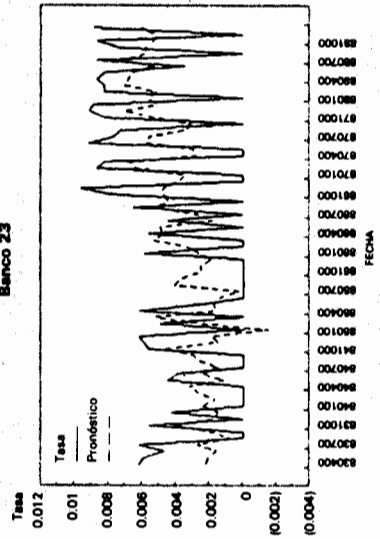
Pronóstico tasa de sanción
Banco 18



Pronóstico tasa de sanción
Banco 12



Pronóstico tasa de sanción
Banco 23



* Se excluyen la Caja Agraria y las
Sanciones Nacional y Estatales.

En la tabla A3 se presentan los modelos estimados y las estadísticas relevantes y en la gráfica A3 se muestran los pronósticos. Los principales resultados son: i) Los bancos considerados presentan un comportamiento dinámico muy marcado en los residuos. Estos muestran un parámetro autorregresivo muy fuerte de orden 1. ii) Los rezagos de la tasa de interés son altamente significativos en el modelo. iii) El efecto de las demás variables es importante sólo en algunos bancos.

TABLA A3
Modelos y pronósticos para el total de los depósitos deflactados *

Banco	Modelo	Autoregresivos	Pronósticos		
			88-10	88-11	88-12
5	784034.3—5650*ICDTFP(—7)—4650.2* ICDTFP(—1)—4049.2*ICDTFP(—9)	1+.7545*B(1)	345661.0	335841.0	340389.0
12	60833.6—2060.2*REX—RI(—7)—404.4* ICDTFP(—1)—386.1*ICDTFP(—9)	1+.611*B(1)—.347* B(7)+.246B(8)	35519.2	34602.9	35834.2
18	13266.2*TCN—TCO(—7)+1.19*MONAL(—1)+1.82*MONAL(—2) +1.88*MONAL(—3)+1.80*MONAL(—5)+461.2*ICDTFP(—1)	1+.5586*B(1)	37516.2	37023.0	39985.2
23	295137.1+59*MONAL(—1)+2.52*MONAL(—6) +.86*MONAL(—8)—3337.6*ICDTFP(—1)—2912.3*ICDTFP(—9)	1+.5678*B(1)	126537.0	141385.0	150654.0
29	8369.5*TCN—TCO(—2)+412.7*ICDTFP(—3)	1+.7819*B(1)	20719.2	18598.5	19844.9
99	3729144.4+1.204*MONAL(—6) —15845.1*ICDTFP(—1)—23660*ICDTFP(—9)	1+.7952*B(1)			

* Todos los parámetros son significativamente distintos de cero al nivel del 5%.

A3.3 Modelos para X_{t+1} y RR_{t+1}

A3.3.1. Modelos para X_{t+1}

En la tabla A4 se presentan los modelos respectivos y los resultados de la prueba de autocorrelación para cada banco y en la gráfica A4 se muestran los pronósticos. Los principales resultados son: i) Los polinomios autorregresivos son de potencia baja (1 ó 2), lo cual indica relaciones muy fuertes en el pasado reciente. ii) No hay presencia de comportamiento estacional, excepto para el banco 23, donde se incluye una diferencia estacional de orden 6 y un factor autorregresivo para captar su parte no estable, iii) Los elementos del polinomio de media móvil son menos significativos que los del autorregresivo.

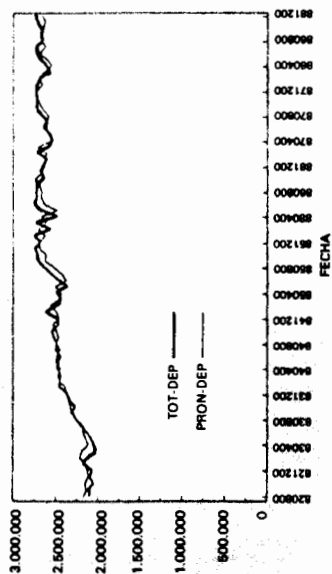
A3.3.2. Modelos para la diferencia de RR_{t+1}

La tabla A5 muestra los resultados de la estimación de los modelos ARIMA en cada uno de los bancos considerados y la gráfica A5 los pronósticos, destacándose: i) Las

GRAFICA A3

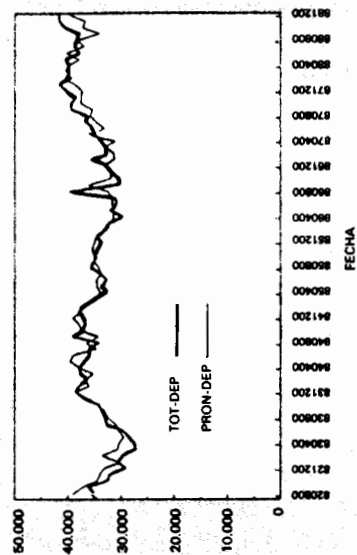
TOTAL DEPOSITOS

Total sistema bancario*
(Miles \$ reales)

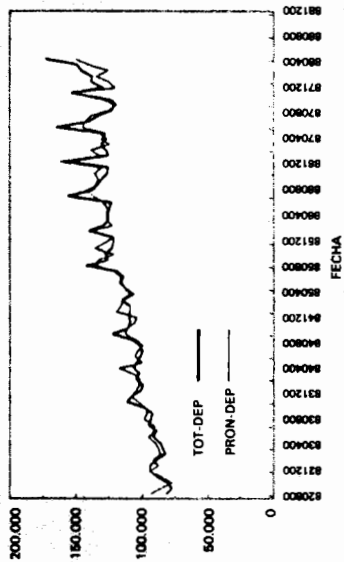


* Se incluye la Caja Agraria y los bancos Nacionales (que son liquidados y Embasados)

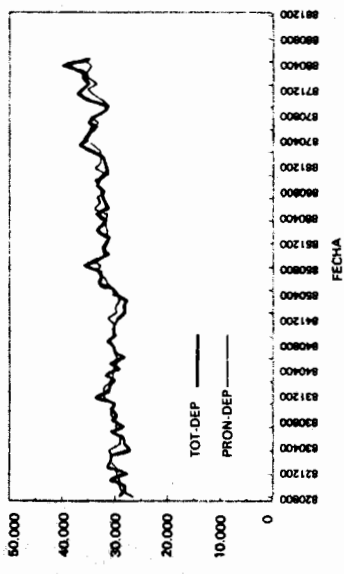
Total depósitos Banco 18
(Miles \$ reales)



Total depósitos Banco 23
(Miles \$ reales)



Total sistema bancario*
(Miles \$ reales)



reservas requeridas muestran un claro componente estacional de orden 3 en varios de los bancos considerados. ii) La parte no estacional se compone de polinomios de potencia baja (1 ó 2), lo cual indica una relación estrecha con el pasado reciente. iii) No presentan, excepto en un caso, componente de media móvil.

TABLA A4

Modelos y prueba de autocorrelación de los residuos para el modelo de los desequilibrios X*

Banco	Media	Polinomio autorregresivo	Polinomio de media móvil	Prueba de autocorrelación residual (rezago)			
				6	12	18	24
5		1+.7474*B(1)	1-.3106*B(3)	0.296	0.745	0.810	0.786
12		1+.6474*B(1)	1-.2064*B(5)	0.669	0.800	0.819	0.915
18		1+.8589*B(1)		0.650	0.808	0.961	0.913
23		(1-B(12))	1-.6495*B(1)	0.862	0.676	0.682	0.729
29		1+260*B(1)	1-.330*B(4)	0.326	0.787	0.950	0.638
99	-11309.7		1-.8945*B(1)	0.874	0.990	0.999	1.000

* Todos los parámetros son significativamente distintos de cero al nivel del 5%.

A3.4 Estimación de la densidad conjunta de X_{t+1} y RR_{t+1}

Una vez obtenidos los residuos de los modelos anteriores, se puede proceder a la estimación de la función de densidad. Sin embargo, es necesario realizar un paso anterior a fin de determinar si dichos residuos son independientes; resultado que facilitaría ostensiblemente el trabajo.

TABLA A5

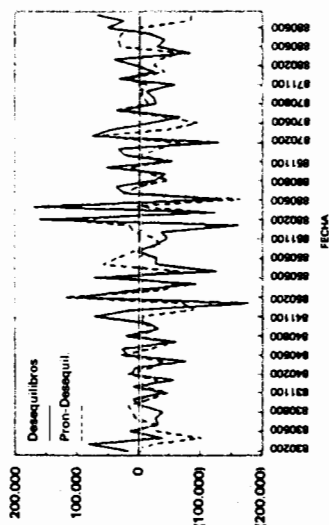
Modelos y prueba de autocorrelación de los residuos para el modelo de las reservas requeridas RR_{t+1} *

Banco	Media	Polinomio autorregresivo	Polinomio de media móvil	Prueba de autocorrelación residual (rezago)			
				6	12	18	24
5		1+.4294*B(1-B(3))		0.544	0.567	0.479	0.529
12		(1+.8090*B(1)+.2414*B(2))*(1-B(3))	1-.6254*B(3)	0.337	0.266	0.152	0.101
18		(1+.3153*B(2)-.4683*B(3))*(1-B(3))		0.380	0.628	0.563	0.595
23		(1+.3869*B(1)+.2674*B(3))*(1-B(3))		0.690	0.664	0.747	0.718
29		(1+.2894*B(2))*(1-B(3))		0.754	0.946	0.873	0.976
99	5671.62	(1+.4965*B(1))*(1-B(3))	1-.3855*B(3)	0.679	0.590	0.540	0.683

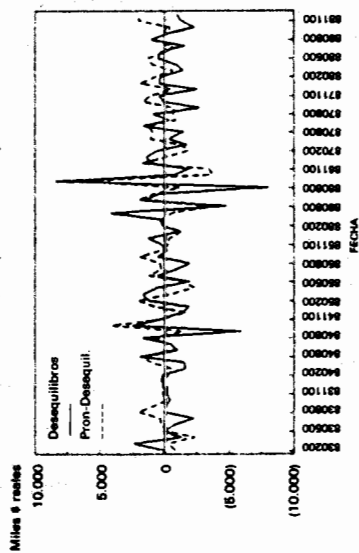
* Todos los parámetros son significativamente distintos de cero al nivel del 5%.

GRAFICA A4

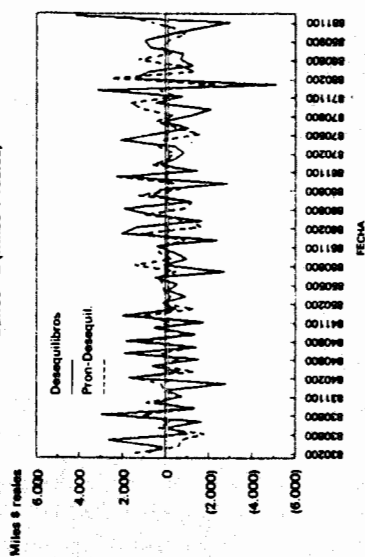
Caidas de depósitos + expansiones cartera
(Miles \$ reales)
Total sistema bancario



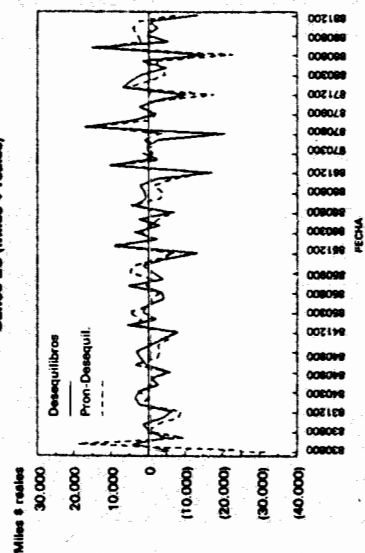
Caidas de depósitos + expansiones cartera
Banco 18 (miles \$ reales)



Caidas de depósitos + expansiones cartera
Banco 12 (miles \$ reales)



Caidas de depósitos + expansiones cartera
Banco 23 (miles \$ reales)



* Se muestra la Caja Agraria y los bancos Nacional para los Negocios y Comerciales.

La tabla A6 presenta estadísticas y pruebas relevantes sobre los residuos de los modelos. Aquí se puede observar claramente que los datos están sesgados levemente y contienen valores extremos. Aunque la prueba de normalidad indica que por lo general ésta no se rechaza, la presencia del sesgo y de los extremos invalida la relevancia del supuesto de normalidad, puesto que éstos son los elementos más importantes en el análisis.

Nótese, además, que las medias de los residuos son cercanas a cero, pero en pocos casos soportan la hipótesis de igualdad a cero.

TABLA A6
Análisis de los residuos de los modelos

Banco	Variable	Prob T media 0	Prob normalidad	Coef. sesgo
5	DRR	0.227	>15	-0.206
	X	0.755	>15	-0.414
12	DRR	0.228	>15	-0.219
	X	0.151	<15	-0.639
18	DRR	0.382	>15	0.154
	X	0.034	<01	-1.435
23	DRR	0.088	>15	-0.156
	X	0.443	<01	0.724
29	DRR	0.880	0.093	-0.676
	X	0.949	<01	-0.094
99	DRR	0.956	>15	-0.064
	X	0.756	<01	-2.342

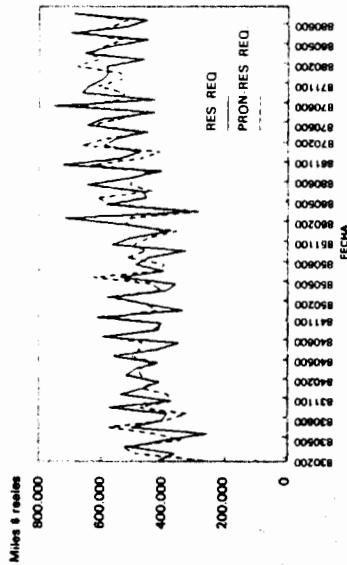
En la tabla A7 se muestran las correlaciones entre las dos variables (X_{t+1} y RR_{t+1}) para cada uno de los intermediarios. Así mismo se encuentra la prueba de la hipótesis de correlación cero, la cual, bajo el supuesto de normalidad bivariada implica independencia estocástica.

TABLA A7
Correlaciones entre los residuos y pruebas de significancia

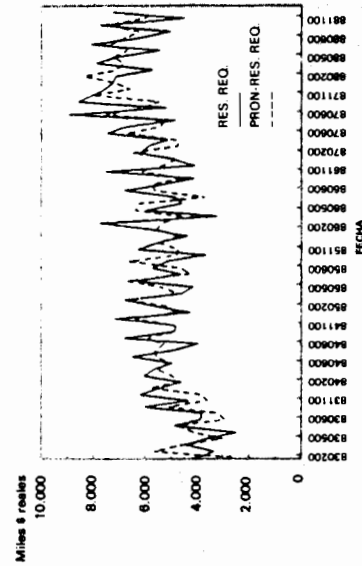
Banco	Correlación	Prob RHO=0
5	-0.0798	0.5081
12	0.2081	0.0815
18	-0.2123	0.0754
23	-0.1117	0.3679
29	0.0380	0.7525
99	-0.0142	0.9050

GRAFICA A5

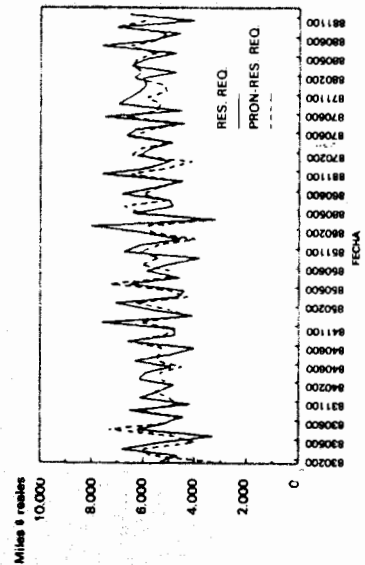
Reservas requeridas (miles \$ reales)
Total sistema bancario *



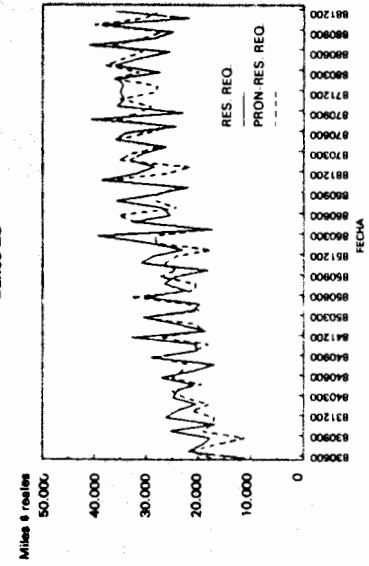
Reservas requeridas (miles \$ reales)
Banco 18



Reservas requeridas (miles \$ reales)
Banco 12



Reservas requeridas (miles \$ reales)
Banco 23



* Se excluye la Caja Agraria y los bancos
Nacional que sus Hipotecas y Enahandas

La tabla A8 presenta los resultados de la prueba no paramétrica chi-cuadrado para independencia²⁵. De allí se concluye que los dos conjuntos de residuos son estocásticamente independientes y por lo tanto:

$$(A.15) \quad g(\eta, \delta) = f(\eta) h(\delta)$$

Es decir, la función de densidad bivariada es la igual al producto de las funciones de densidad individuales.

TABLA A8
Prueba de independencia Chi-cuadrado para los residuos de los modelos

Banco	T	PROB
5	1.6430	0.8030
12	4.1340	0.3880
18	2.7920	0.5930
23	3.7570	0.4400
29	1.7140	0.7880
99	0.7490	0.9390

La estimación de las densidades individuales se realizó a través del método del núcleo. La selección del parámetro de suavizamiento h, que se describe en la sección A2 se hizo por intermedio de (A.13) al notar que los histogramas presentan sesgos leves y, en algunos casos, bimodalidad. El núcleo seleccionado fue:

$$(A.16) \quad k(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} - \infty < t < \infty$$

esto es, la densidad normal estandard, debido a su diferenciabilidad y afinidad morfológica con los histogramas, además de ser la densidad más conocida.

La tabla A9 contiene los valores $M_1(h)$ para el intervalo $\frac{1}{4\sqrt[3]{n}}\sigma < h < \frac{3}{2\sqrt[3]{n}}\sigma$ como indica Silverman (1986, pág. 66). Los valores muestran muy poca diferencia entre los $M_1(h)$, indicando así que la selección de cualquier valor h en este intervalo influye muy poco en la estimación de MISE (Véase gráfica A6).

²⁵ Véase Conover (1971).

TABLA A9
Criterio de validación cruzada mínimo cuadrática M(1)
 (Ejemplo para el banco = 99 total del sistema bancario)

M(1)	H
-0.00002310	1223.0
-0.00002295	1467.0
-0.00002267	1711.0
-0.00002243	1955.0
-0.00002229	2199.0
-0.00002225	2443.0
-0.00002229	2687.0
-0.00002236	2391.0
-0.00002244	3175.0
-0.00002253	3419.0
-0.00002261	3663.0
-0.00002268	3907.0
-0.00002274	4151.0
-0.00002279	4385.0
-0.00002284	4639.0
-0.00002287	4883.0
-0.00002290	5127.0
-0.00002292	5371.0
-0.00002293	5615.0
-0.00002294	5859.0
-0.00002294	6103.0
-0.00002294	6347.0
-0.00002293	6591.0
-0.00002292	6835.0
-0.00002290	7079.0
-0.00002288	7323.0
-0.00002285	7567.0
-0.00002282	7811.0
-0.00002278	8085.0
-0.00002274	8299.0
-0.00002270	8643.0

La tabla A10 presenta los valores de los residuos y el valor óptimo de h estimado de acuerdo a (A.11). Con esta información y (A.1) se determinaron entonces las densidades f y h de (A15), con lo cual se concluye el proceso de estimación. Dichas densidades se pueden observar en la gráfica A7.

A3.5 Determinantes de los costos de liquidez esperados, $E_t[L_{t+1}]$

Según se explicó al final de la sección 3, la estimación de la función de densidad $g(X_{t+1}, RR_{t+1})$, así como de los valores esperados $E_t[S_{t+1}]$ y $E_t[D_{t+1}]$ es un requisito indispensable para la estimación de la función de costos de liquidez, $E_t[L_{t+1}]$ que se especificó en (19). Antes de mostrar los resultados sobre dicha función vale la pena explicar más en detalle cómo se incorporaron los resultados estadísticos anteriores en la función de costos de liquidez; ello se hace a continuación.

TABLA A10
Residuos para los modelos para X y RR
y parámetro de suavizamiento para la densidad estimada

	BANCO=5		BANCO=12		BANCO=18		BANCO=23		BANCO=29		BANCO=99	
	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR
R=	2572.76	4404.94	447.92	357.76	533.32	414.93	1657.63	1910.45	561.4	159.58	17861.92	32716.65
	-9255.97		-5561.42		-11234.09		6078.41		-5478.71		-499402.88	
	3985.98		2015.71		4498.40		-7504.25		4010.48		195458.04	
	4893.23		-5337.01		-1022.80		-871.44		-2293.95		-153274.29	
	-3335.42		-4520.85		-1510.20		2885.93		-2849.03		-213283.12	
	-2097.58		384.14		-2083.90		26335.26		-6235.94		233.18	
	1501.38		-2324.46		-1844.33		-14565.53		418.41		2206.11	
	-2076.44		521.03		30.41		4940.28		2356.46		-1211.57	
	1668.19		-820.25		20.06		-87.70		6583.48		-337.60	
	8449.58	18321.98	-860.74	2114.62	898.95	1319.31	3819.64	8321.99	-1194.00	984.79	15286.97	148611.55
	10132.87	-15163.03	728.45	-1110.86	2857.70	-2361.48	4150.79	-552.56	554.08	-1879.83	104121.01	-128853.62
	2231.61	2730.51	3405.52	613.54	1009.97	-96.65	2542.70	9437.02	-106.69	308.25	62783.43	-21570.03
	17032.81	2931.47	780.34	1301.12	302.78	648.38	261.22	3060.95	1267.23	322.56	42861.06	57112.34
	-5192.86	-13042.89	-425.25	-1505.34	-1025.34	-1642.25	3637.85	2439.14	-602.70	-613.81	-3942.81	-162254.06
	2512.51	-6373.22	-1458.24	-1111.33	-2839.22	172.84	-260.28	2392.34	-534.72	-236.06	-32070.03	-75004.94
	7779.67	1941.85	1904.45	-113.67	-2067.67	941.55	0.32	-1068.46	-1371.03	-140.14	-51151.19	15853.13
	-18249.84	18351.54	11.49	179.12	-944.72	597.34	860.39	1646.06	-376.62	560.21	-19655.83	61780.55
	-6323.43	16936.14	-415.36	448.36	-266.11	973.35	453.60	2174.77	-1062.80	86.96	27776.03	100314.69
	5648.85	2375.70	-211.51	-549.41	-364.97	705.91	-3447.93	-2504.87	698.76	-366.84	7325.88	1606.47
	-3692.39	17965.64	-29.53	1170.91	-386.42	2364.88	4362.53	-5285.78	-808.94	944.57	20118.43	161888.53
	3262.96	-7668.75	-3045.30	-147.16	158.70	-406.98	6260.31	1001.48	-43.89	-343.37	-27401.67	-3500.92
	12574.65	-3772.90	51.28	11.21	534.07	-123.81	2267.19	-530.87	-2406.02	-144.16	-6933.86	-24505.64
	10115.90	-1798.36	725.43	874.19	-1055.24	1102.26	1621.02	2462.87	-1062.70	9.31	25605.79	51409.89
	-3468.75	-476.66	441.27	667.64	-2618.63	89.21	-755.73	5553.89	-243.75	289.44	-36990.17	5230.13
	1461.31	-32.98	-956.49	425.40	26.37	-59.14	2629.16	-583.31	-1999.06	283.27	-11964.58	10244.01
	-6471.31	3071.97	1720.78	198.26	291.18	931.26	-4224.91	3691.69	-307.50	397.91	46366.02	59369.12
	-1710.13	-7756.32	-55.15	-567.61	-139.99	-661.20	-3798.73	231.43	-1431.11	-490.71	2848.16	-57144.73
	-1342.02	-12392.64	911.35	-1266.68	1068.81	-1321.61	746.39	1375.41	1310.54	-508.67	16782.21	-115489.21
	-5591.29	55.83	-149.64	15.37	-4524.17	921.47	-3306.81	-2324.18	41.67	-0.76	-1880.11	13497.98
	-5689.13	1641.75	-2.59	-476.39	-1610.85	31.52	-284.62	-2987.33	659.85	117.03	-10337.49	-14919.44
	-8214.62	7386.26	-1617.91	49.90	-56.43	-23.99	4659.97	1658.13	890.25	318.40	78856.82	3447.94
	12709.16	7271.63	1066.37	1461.18	333.97	807.63	-2993.09	6291.42	1829.15	281.47	101319.56	43615.32
	-8424.27	-6167.19	817.08	-204.50	-2860.23	-581.18	-6423.14	-2871.11	-1593.00	-536.82	-104890.31	-86909.64
	-2671.27	4060.87	3.54	768.44	-738.31	489.89	-2403.71	-5986.15	1697.24	321.25	-20185.85	2449.91
	-12028.71	-2400.42	-697.26	796.87	2131.21	155.70	-1773.34	4835.22	462.87	-16.97	49876.24	-21840.60
	10930.01	3719.00	-204.28	361.16	2839.45	-62.06	-8289.33	4801.99	-2133.53	335.39	-26360.82	-13766.22
	9714.26	-9824.14	-666.75	-809.68	-493.64	-1260.89	-530.80	5421.14	-720.62	-788.67	43920.64	-7781.854
	-1757.28	-6673.28	122.62	-751.45	-678.38	-368.41	-866.25	1599.88	950.90	-1155.35	-61498.93	-87963.82
	-14576.02	-1419.99	-2247.34	-514.59	-1162.33	365.25	1716.12	11034.99	-1034.08	-717.87	-85065.25	-18818.16
	-1842.75	14644.16	-1366.62	921.04	-2331.61	1111.74	-2493.99	-469.46	-548.31	54.44	-65300.10	94413.43
	-7688.64	-6469.95	-723.86	-975.40	-1387.81	-1445.39	6072.79	508.01	-1007.68	-800.48	-8946.25	-68278.83
	-10490.71	-13525.21	-653.24	-1609.28	-450.80	-1153.55	732.66	-9908.93	80.88	-343.56	9683.23	-129657.31
	1065.13	9005.50	381.85	837.91	533.68	1513.71	-926.98	2729.86	241.45	367.94	-20446.33	68423.72
	7630.31	15742.49	-1505.78	718.69	1566.36	-4.77	4084.35	7647.22	-903.94	167.52	-43952.75	59967.37
	-30095.96	13614.74	915.67	570.77	265.94	-303.80	4764.55	-263.88	-1737.64	6.11	-177647.25	26674.92

TABLA A10
Residuos para los modelos para X y RR y parámetro
de suavizamiento para la densidad estimada (Continuación)

BANCO=5		BANCO=12		BANCO=18		BANCO=23		BANCO=29		BANCO=99	
RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR	RESX1	RESDRR
-816.21	-1207.54	2979.07	449.55	-18.09	187.87	3918.68	-1522.73	-442.44	-159.95	34370.46	3857.08
4383.51	27189.60	-505.85	2148.14	177.09	2396.14	4387.21	1599.41	-790.18	735.29	-5421.45	204730.55
16745.40	4610.40	-399.14	138.36	4825.47	-1332.38	-1322.51	5799.97	-499.39	-209.29	164777.85	29528.81
-2536.45	7758.72	2826.88	324.73	-753.87	-446.41	621.53	5792.34	3588.31	104.24	31378.04	16596.83
7778.55	-27054.30	25.17	-1929.05	-469.50	-1616.18	3435.53	-2069.94	6110.44	-836.52	-2292.19	-161943.57
12198.21	7467.03	-838.00	-96.47	-387.93	1104.51	-2867.10	-2210.91	3808.55	544.76	36993.85	34460.67
2985.75	16199.54	911.04	842.15	-8851.40	1140.71	1847.56	-1082.47	-7542.72	506.65	23116.03	139403.62
-11075.65	8637.14	-2445.35	104.99	1885.18	-370.29	-4064.21	265.66	284.40	277.57	-23033.39	9853.39
-2431.35	-5914.51	-184.04	-94.86	2988.73	-560.73	-17024.76	4127.23	1451.06	-142.94	36337.60	-34937.03
-2263.24	9582.83	107.47	1120.83	1562.07	1381.27	2035.82	-1175.45	857.32	600.55	1883.92	91625.79
3587.24	14339.80	-368.71	773.08	-786.91	-1250.60	4738.06	4870.18	4437.27	333.28	22892.03	67994.99
-18.99	17008.90	-308.33	887.37	1607.80	165.16	155.30	-8481.96	1575.84	118.36	67890.61	64837.85
-355.98	-9099.00	-470.90	-319.97	2445.27	-297.27	254.45	8547.83	648.32	-808.80	-65070.07	-71219.90
-7967.45	-3235.11	-773.85	-389.08	-419.89	1159.38	653.06	-799.18	388.10	-19.25	5255.61	-32072.45
3044.40	1844.29	1945.61	-3.30	-1383.60	351.94	7687.89	8661.43	1395.65	175.61	92524.19	16603.43
1148.65	10232.68	2136.42	219.24	-2418.58	747.50	1389.67	6602.74	-316.23	273.50	78095.50	14418.56
-1589.55	9010.26	-496.82	625.54	392.55	1388.93	5001.83	-1100.22	294.79	151.69	-22743.96	55653.24
1787.22	-2755.33	-378.89	92.88	584.45	-378.79	8474.24	-4070.50	-2044.13	-217.40	-9849.88	-19247.94
-4399.28	14443.75	-869.59	897.34	1528.85	1431.81	-1433.96	-1659.73	1571.42	-220.49	-1281.72	84648.64
-764.91	-13522.98	-3145.82	-1025.61	-1929.28	-908.18	3454.59	-2952.69	-1789.18	-1088.36	-17183.56	-108471.47
559.49	25396.80	-1172.37	1668.71	-1843.29	3131.68	7615.52	-5487.85	383.87	700.42	-8053.40	136133.93
-17473.67	2149.77	-224.51	874.65	-585.62	24.99	3242.87	4580.34	-1863.13	-234.28	-45636.69	29460.64
6387.85	22407.19	2880.79	1032.80	-2023.85	983.39	-7429.54	-2077.80	4123.20	713.31	9847.94	82280.97
-4459.21	1974.22	-2732.80	719.96	-1455.11	121.99	-2552.34	-2329.37	-477.41	130.36	16578.90	42886.83
3170.33	-18347.73	-1046.92	-387.14	-343.50	-1209.10	-8701.11	-1476.56	142.34	-70.78	30492.69	-95485.61
-5804.99	-32122.38	2135.45	-1354.43	-816.08	-1429.97	-3081.66	-8543.20	-1024.92	-499.14	75754.56	-148475.27
3297.95	-7508.94	-574.11	39.49	-1860.51	1050.70	-5557.07	8427.14	432.94	51.73	-14365.49	16679.47
7804.52	-1160.84	-1945.88	-374.00	-797.38	-122.57			-3000.01	56.41	-60289.73	-20489.14
-354.51	-2383.51	-552.23	-798.85	463.84	-1266.87			-1093.50	54.66	-75514.97	-83738.85
-826.43	3510.36	514.38	1108.43	-895.35	725.16			1435.88	518.94	-43988.83	35250.18
-8702.40	-6578.48	1142.52	215.52	-21.00	-602.83			3089.19	359.13	57688.74	-47076.30
1431.68	-3216.93	748.42	-532.15	54.87	-1223.62			3932.31	39.28	107291.19	-64159.18
845.24	3316.91	-1015.66	-45.43	-1950.97	185.70			968.78	-227.41	153776.26	-474.30
8716.51	-13638.14	-3583.43	-1882.89	-3261.66	-1574.82			-569.79	-738.82	10928.00	-18047.52
-9724.16	15910.87	2233.17	546.89	-2991.71	1608.80			54.83	690.49	-84918.27	58294.92

Si se toman los valores de la tabla A10 y se aplican a la ecuación (A.3), donde $k(\cdot)$ está dado por (A16) y a su vez se reemplaza (A.3) en (19) se obtiene para $L = 1, 2, 3, \dots$:

$$E_t[L_{t+L}] = \int_0^{\tilde{a}_{t+L}} \int_{R_{t+L} - RR_{t+L+1}}^{\infty} b_{t+L}[X_{t+L+1} - R_{t+L} + RR_{t+L+1}] \tilde{f}(X_{t+L+1}) \tilde{h}(RR_{t+L+1}) dX_{t+L+1} dRR_{t+L+1}$$

Nótese que en (A17):

$$(A18) \quad \tilde{f}_{t+L}(X_{t+L}) = f_{t+L}(w - \tilde{X}_{t+L})$$

donde,

$$(A19) \quad \tilde{f}_{t+L}(w) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{w-\epsilon_i}{h}\right) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(w-\epsilon_i)^2}{2h^2}}$$

y donde, \tilde{X}_{t+L} es el pronóstico del nivel de la variable X_{t+L} , h y ϵ_i son los valores de la tabla A10.

De esta forma se tiene que:

$$(A20)$$

$$\int_{-\infty}^{R_{t+L}-RR_{t+L+1}} f_{t+L+1}(X_{t+L+1}) dX_{t+L+1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{R_{t+L}-RR_{t+L+1}} \frac{1}{h\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(w-\epsilon_i)^2}{2h^2}}$$

donde la expresión dentro de la integral es la función de densidad normal con media ϵ_i y varianza h^2 . Por lo tanto (A20) se puede expresar como:

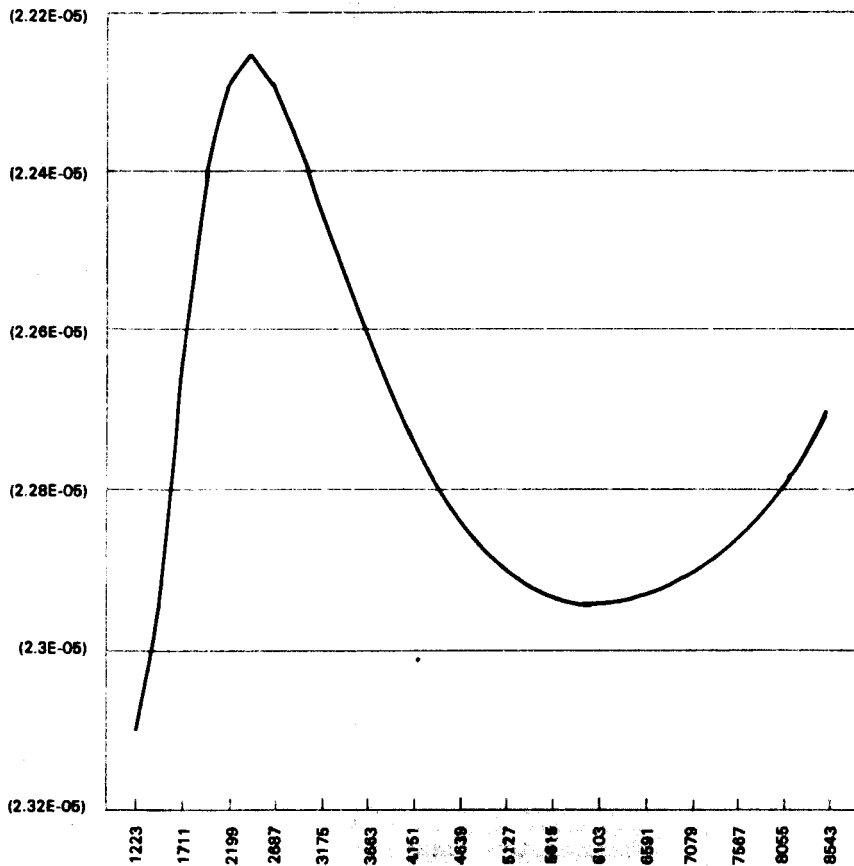
$$(A21) \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Phi\left(\frac{R_{t+L}-RR_{t+L+1}-\epsilon_i-\tilde{X}_{t+L+1}}{h}\right)$$

TABLA A11
Codificación de variables

CODIGO	SIGNIFICADO
ICDTFP	TASA DE INTERES CDT FIN DE PERIODO
D1-D6	VARIABLES INDICADORAS DE TIEMPO
MONAL	DEPOSITOS EN MONEDA NACIONAL
TCH TCO	COCIENTE TASA DE CAMBIO NEGRA - TASA DE CAMBIO OFICIAL
REX-RI	COCIENTE RENTABILIDAD EXTERNA - RENTABILIDAD INTERNA
PME	POSICION MENSUAL DE ENCAJE
DKE	DEFECTOS MENSUALES DE ENCAJE
PMEO	POSICION MENSUAL DE ENCAJE OTROS BANCOS
DMEO	DEFECTOS MENSUALES DE ENCAJE OTROS BANCOS
X	CAIDAS EN DEPOSITOS Y EXPANSIONES DE CA
RR	RESERVAS REQUERIDAS
LD	COMO PREFIJO SIGNIFICA LOGARITMO DE LA PRIMERA DIFERENCIA
D	COMO PREFIJO SIGNIFICA DEFLACTADO

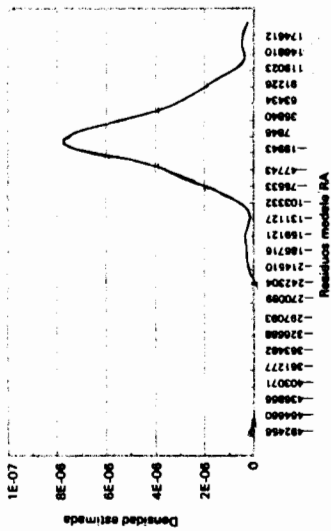
GRAFICA A6

Método de validación cruzada L.S.
para los residuos del modelo de la variable
RR en el Banco 06

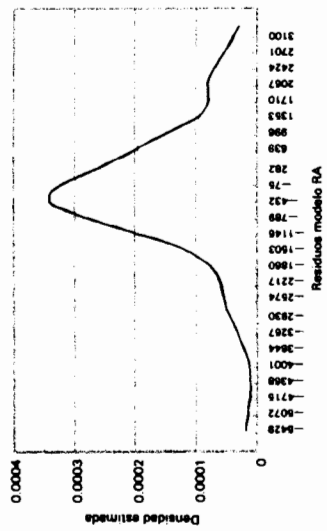


GRAFICA A7

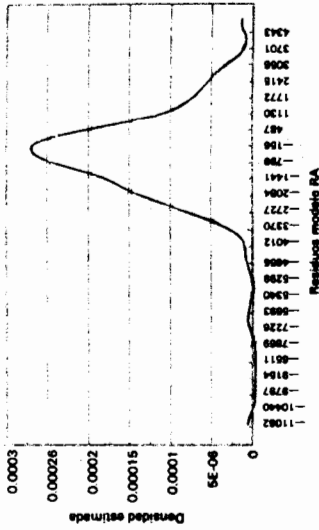
Densidad estimada para los residuos del modelo sobre la variable X en el Banco 89 con H-17881.65



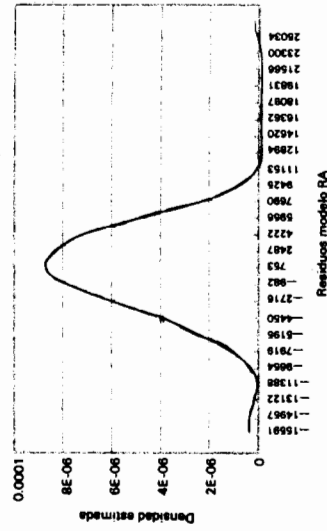
Densidad estimada para los residuos del modelo sobre la variable X en el Banco 12 con H-447.92



Densidad estimada para los residuos del modelo sobre la variable X en el Banco 18 con H-533.32

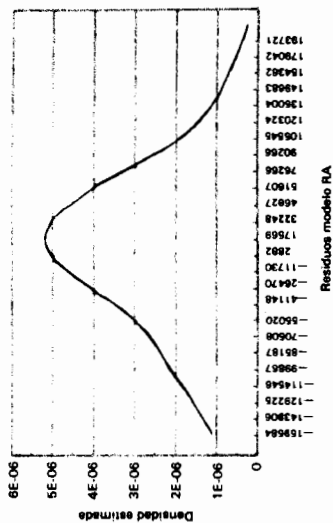


Densidad estimada para los residuos del modelo sobre la variable X en el Banco 23 con H-1857.63

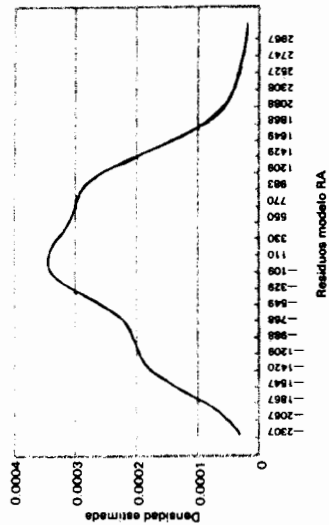


GRAFICA A7

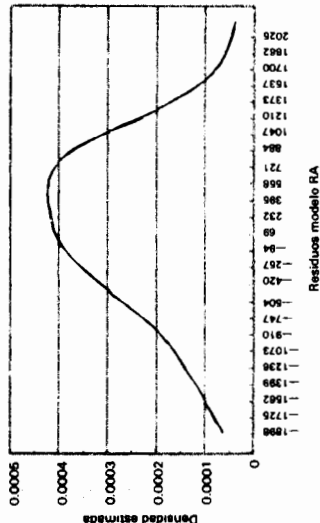
Densidad estimada para los residuos del modelo sobre la variable X en el Banco 99 con H-32716.65



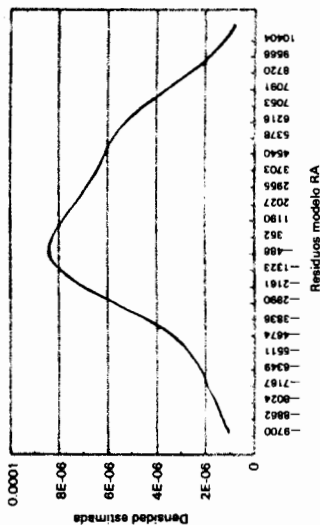
Densidad estimada para los residuos del modelo sobre la variable X en el Banco 18 con H-414.93



Densidad estimada para los residuos del modelo sobre la variable X en el Banco 12 con H-357.7865



Densidad estimada para los residuos del modelo sobre la variable X en el Banco 23 con H-1910.45



Bibliografía

- Baltensperger, Ernest "Alternative Approaches to the theory of the Banking Firm", *Journal of Monetary Economics* 6, January 1980.
- Bowman, A. W. (1984), An alternative Method of Cross-Validation for the Smoothing of Density Estimates, *Biometrika*, 71, 353-360.
- Box, G.E.P. and Jenkins, G. M. (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Revised Edition, San Francisco: Holden-Day.
- Conover, W. J. (1971), *Practical Nonparametric Statistics*, New York: John Wiley & Sons.
- Deheuvels, P. (1977), Estimation Nonparametrique de la Densité par Histogrammes Generalises, *Rev. Statist. Appl.*, 35, 5-42.
- Epanechnikov, V. A. (1969), Nonparametric Estimation of a Multidimensional Probability Density, *theor. Probab. Appl.*, 14, 153-158.
- Harvey, A. C. (1981), *The Econometric Analysis of Time Series*, New York: Haslter Press.
- Herrera S., López A., "Los excesos de reservas en los bancos colombianos", *Banca y Finanzas*, agosto 1988.
- Hodges, J. L. and Lehmann, E. L. (1956), The efficiency of Some Nonparametric Competitors of the t- test, *Ann. Math. Statist.*, 27, 435-475.
- Judge, G. Griffiths, W. Carter, R. Lütkepohl, H. y Chao Lee, T. (1988), *The Theory and Practice of Econometrics*, Second Edition, John Wiley & Sons, New York.
- Makridakis, S. Wheelwright, S. C. and Mc Gee, V. E. (1983) *Forecasting: Methods and Applications*, Second Edition, New York: John Wiley & Sons.
- Muller, H. G. (1984). Smooth Optimum Kernel Estimators of Densities, regression curves and models, *Ann. Statist.*, 12, 766-744.
- Rudemo, M. (1982), Empirical Choice of Histograms and Kernel Density Estimators, *scand. J. Statist.*, 9, 65-78.
- Sealey, Jr. C. W. "Deposit Rate-Setting, Risks Aversion, and the Theory of Depository Financial Intermediaries", *The Journal of Finance*, December 1980.
- Silverman, B. W. (1986), *Density Estimation*, New York: John Wiley % Sons.