



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia*

Martha Misas A.  
Hugo Oliveros C.  
José Darío Uribe E.

Revista ESPE, No. 25, Art. 04, Junio de 1994  
Páginas 97-120



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.

# Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia

Martha Misas A.  
Hugo Oliveros C.  
José Darío Uribe E.\*

## Resumen

*En este trabajo se reexaminan varios aspectos de la demanda por dinero en Colombia, usando series de tiempo trimestrales para el período 1981-1993. En particular, se evalúa el uso del consumo como variable de escala alternativa al PIB, se emplea como medida del costo de oportunidad del dinero el diferencial entre la tasa de interés de los CDT a 90 días y la tasa de interés ponderada de una definición amplia del agregado monetario, y se utilizan dos modelos econométricos que garantizan la consistencia lógica de los parámetros de corto y largo plazo de la función de demanda por dinero. Los resultados encontrados sugieren que la función de demanda por dinero en Colombia es inestable en sus parámetros y plantean interrogantes sobre el uso de MI o MA como meta intermedia de la política monetaria.*

---

\* Las opiniones expresadas en este documento son de responsabilidad exclusiva de los autores. Este artículo fue publicado en *Borradores Semanales de Economía*, No. 11.

## I Introducción

---

La especificación de la función de demanda por dinero tiene importantes implicaciones para el diseño de la política macroeconómica. En este trabajo se reexaminan varios aspectos de su especificación para Colombia usando series de tiempo trimestrales para el período 1981-1993. En particular, se evalúa el uso del consumo como variable de escala alternativa al PIB, se emplea como medida del costo de oportunidad del dinero el diferencial entre la tasa de interés de los CDT a 90 días y la tasa de interés ponderada de una definición amplia del agregado monetario, y se utilizan dos modelos econométricos que garantizan la consistencia lógica de los parámetros de corto y largo plazo de la función de demanda por dinero. Los resultados encontrados sugieren que la función de demanda por dinero en Colombia es inestable en sus parámetros y plantean interrogantes sobre el uso de M1 o MA como meta intermedia de la política monetaria.

La sección II del trabajo discute brevemente las bases teóricas del modelo que se estima. La sección III presenta la especificación y estrategia de estimación del modelo básico, mientras la IV resume los resultados empíricos encontrados. La sección V evalúa los distintos modelos, según su capacidad predictiva y grado de inestabilidad estructural, y la VI concluye.

---

## II Consideraciones preliminares

---

El marco apropiado para el estudio de la demanda por dinero es objeto de continuo debate en la literatura económica. En esta sección se presenta un breve resumen de las implicaciones de la teoría cuantitativa del dinero y de los modelos de demanda por dinero para transacciones y portafolio para la selección de las variables a usar en el modelo. La esencia de la llamada teoría cuantitativa del dinero se resume en la llamada identidad de cambio:

$$MV = PT \tag{1}$$

donde M es la cantidad de dinero; V, la velocidad de circulación; P, el nivel de precios y T, el volumen de transacciones. Bajo el supuesto que V es relativamente constante, la ecuación (1) puede ser interpretada como una función de demanda por dinero real proporcional al volumen de transacciones en la economía. Keynes (1936) extiende esta teoría de la demanda por dinero e introduce el llamado motivo especulación, en el cual el dinero y los bonos son activos alternativos cuya tenencia depende de la tasa de interés

de los bonos. Se llega entonces a una función de demanda por dinero que depende positivamente del volumen de transacciones (aproximado con el nivel del ingreso corriente) y de manera negativa de la tasa de interés.

La esencia del enfoque de portafolio de la demanda por dinero es que ésta depende del nivel de riqueza. El dinero es considerado un activo más que produce un flujo de servicios a quien lo mantiene. Friedman (1956), basado en el hecho de que la riqueza es el ingreso capitalizado, propone el uso del ingreso permanente en la función de demanda por dinero, y en su libro de historia monetaria de los Estados Unidos (citado en Mankiw y Summers, 1986) escrito con Ana Schwartz (1964) plantean:

El ingreso, de la manera que es medido por los estadísticos, puede ser un índice defectuoso de la riqueza porque está sujeto a fluctuaciones erráticas año a año, y un concepto de más largo plazo, como el concepto de ingreso permanente desarrollado en conexión con la teoría del consumo, puede ser más útil.

En este caso, debido a que la demanda por dinero es una función del ingreso permanente (variable no observada), el consumo puede ser un mejor argumento de la función que el ingreso corriente o el producto nacional, debido a su esperada proporcionalidad con el ingreso permanente. Además, Friedman postula que existen activos diferentes al dinero y los bonos, como, por ejemplo, las acciones y los bienes físicos, por lo cual el retorno a estos activos debe incluirse como parte del costo de oportunidad de mantener saldos reales. Por lo tanto, como la tasa de retorno esperada de los bienes físicos depende, en parte, de la tasa de inflación esperada, esta última variable también debería incluirse en los argumentos de la demanda por dinero.

Los desarrollos post-keynesianos de la demanda por dinero de Baumol (1952) y Tobin (1965) aplican la teoría de inventarios óptimos a la demanda por dinero-motivo transacciones. En este marco, a las personas se les paga un bono de valor al comienzo del período de pago y lo gastan uniformemente en el tiempo, llegando a la llamada "ley de la raíz cuadrada", donde la demanda por dinero promedio es:

$$M = \left( \frac{2bT}{r} \right)^{1/2} \quad (2)$$

con  $r$  la tasa de interés de los bonos y  $b$  el costo fijo en que incurre la persona cuando convierte en efectivo el valor del bono. La fórmula implica una elasticidad con respecto a  $T$  de  $1/2$ , sugiriendo así la existencia de economías de escala en la tenencia de dinero; esto es, que las grandes firmas mantienen menos dinero relativo a su tamaño que las pequeñas. De una forma más general, podría pensarse que no todos los tipos de transacciones son igualmente intensivos en dinero. Por ejemplo, Mankiw y Summers (1985) proponen el uso del consumo en las estimaciones de la demanda por dinero, ya

que este rubro genera más demanda por dinero que las transacciones de las empresas y el gobierno (afirmación que comprueban empíricamente para los Estados Unidos). Radecki y Wenninger (1983) desagregan el producto de acuerdo con la naturaleza de las transacciones internacionales, con el fin de reflejar el hecho de que los bienes consumidos internamente, los exportados y los importados, son tan diferentes en la naturaleza de sus procesos de producción y distribución que requieren volúmenes de transacciones diferentes. Así mismo, el concepto de producto nacional excluye la compra y venta de bienes intermedios y de segunda mano, rubros que contribuyen a la demanda por dinero pero no quedan incorporados en los trabajos empíricos que utilizan el PBN o el PIB como medida de escala. Todo esto permite pensar que el ingreso o el producto nacional bruto (PNB) pueden no ser buenos indicadores del volumen de transacciones en la economía.

En síntesis, las diferentes teorías de la determinación de la demanda por dinero asocian ésta con variables como el PIB o el PNB, el ingreso permanente, el consumo, la riqueza, la inflación y una variedad de tasas de interés que puedan servir de indicadores del costo de oportunidad del dinero. En la sección IV se evalúa empíricamente la influencia sobre la demanda por dinero de algunas de estas variables, buscando terminar con el modelo econométrico más parsimonioso (simple) posible.

---

### III Especificación y estimación del modelo básico

---

El modelo de demanda por dinero tiene dos partes y sigue el enfoque popularizado por Hendry, Pagan y Sargan (1984) hace más de una década. La primera es la función de demanda por dinero de equilibrio en el largo plazo (la regresión de cointegración):

$$M_t = \alpha + \beta_1 Y_t - \beta_2 (i - i^m) + U_t \quad (3)$$

donde todas las variables están expresadas en su logaritmo natural y  $M_t$  es la demanda real por M1 o MA (M2 + depósitos fiduciarios);  $Y_t$  es el PIB o consumo real;  $i$ , la tasa de interés nominal de los CDT;  $i^m$ , la tasa de interés de M, y  $U_t$ , el error estocástico de largo plazo. Los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$  miden las elasticidades producto (o consumo) e interés de largo plazo. Para la estimación de la demanda por  $M_1$  se supone que  $i^m=0$ , y en la de MA se usa el promedio ponderado de las tasas de interés de los componentes de MA.

La segunda parte del modelo es una ecuación de errores dinámica:

$$\Delta M_t = c + bU_{t-1} + \sum_{i=1}^{n_1} c_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} d_i \Delta Y_{t-i} - \sum_{i=0}^{n_3} f_i \Delta(i-i^M) + e_t \quad (4)$$

donde  $e_t$  es el término de error "ruido blanco";  $\Delta$  es el primer operador de rezago ( $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ );  $n_i$  ( $i=1,2,3$ ) son el número de rezagos que se consideran y  $U_{t-1}$  es la serie de tiempo de los residuos de la regresión (3), rezagada un período para evitar problemas de simultaneidad de los errores y corregir los desequilibrios de largo plazo y garantizar así el retorno a éste. Si el modelo en (3) es válido,  $U_{t-1}$  debe capturar todas las relaciones entre los niveles de las variables; véase Engle y Granger (1987). De manera intuitiva, la existencia de  $U_{t-1}$  en la ecuación (4) representa el supuesto de diferencias entre los valores demandados de  $M$  en el corto plazo y lo que la gente desea mantener como saldos reales de  $M$  en el largo plazo (Mehra, p. 4).

La ecuación (4) presenta, entonces, los determinantes de corto plazo de la demanda por dinero: incluye los valores corrientes y rezagados de sus determinantes y el valor rezagado del residuo de la regresión (3). El coeficiente  $b$  de esta última variable se espera que sea negativo y, si  $U_t$  es estacionario, se postula que la demanda por saldos reales de  $M$  en el corto plazo se mueve siempre hacia los valores de equilibrio de largo plazo definidos en la ecuación (3). Se tiene así un modelo de demanda por dinero en el cual el público ajusta en el corto plazo sus saldos reales con el fin de corregir cualquier desequilibrio en sus tenencias de dinero de largo plazo.

El modelo puede ser estimado de tres maneras. La primera consiste en estimar por partes las ecuaciones (3) y (4), tal como lo propone Engle y Granger (1987) en su trabajo pionero sobre cointegración. Inicialmente, se calcula la ecuación (3) y se obtienen los residuos ( $U_t$ ) de la regresión. Si los niveles de todas las variables empleadas en esta regresión son no-estacionarias, como en efecto se comprobará en la sección siguiente, los coeficientes estimados usando mínimos cuadrados originarios son estimadores consistentes de las elasticidades de largo plazo de la demanda por dinero a cambios en  $Y_t$  e  $(i-i^M)$ . Luego se estima la ecuación (4), con  $U_{t-1}$  reemplazado por los residuos calculados en la estimación anterior. De esta manera, se obtienen las elasticidades de corto plazo de la demanda por dinero a cambios en  $Y_t$  e  $(i-i^M)$ , y el valor del coeficiente del término de corrección de errores ( $b$ )<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Esta estrategia de estimación del modelo, usada en la gran mayoría de trabajos empíricos sobre demanda por dinero que emplean la metodología de cointegración, no está exenta de problemas. Por ejemplo, si se ha impuesto una restricción que se cumple de manera aproximada (la homogeneidad de grado 1 en precios de la demanda por  $M$ , tal y como se hace en este trabajo), o se omite una variable clave, es posible que  $U_{t-1}$  no sea una caracterización suficiente de la relación de equilibrio de largo plazo de la demanda por dinero. En este caso, los coeficientes de corto plazo no serán lógicamente consistentes con la convergencia al equilibrio y la estabilidad de este último.

La segunda forma de estimar el modelo es reemplazar  $U_{t-1}$  en (4) por los valores rezagados de los niveles de las variables y estimar de manera conjunta los parámetros de corto y largo plazo de la demanda por dinero (Mehra, *op. cit.*). Esto garantiza <sup>2</sup> que los coeficientes de corto plazo del modelo son lógicamente consistentes con la convergencia hacia los valores de equilibrio de largo plazo y con la estabilidad de este último. Formalmente, se sustituye la ecuación (3) en (4) para obtener la siguiente ecuación combinada:

$$\Delta M_t = a + \sum_{i=1}^{n_1} c_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} d_i \Delta Y_{t-i} - \sum_{i=0}^{n_3} f_i \Delta (i-i^M) + g_1 M_{t-1} + g_2 Y_{t-1} + g_3 (i-i^M)_{t-1} + e_t \quad (5)$$

donde  $a = (c - \alpha b)$ ;  $g_1 = b$ ;  $g_2 = -b \beta_1$  y  $g_3 = b \beta_2$ , relaciones que pueden utilizarse para recuperar la totalidad de los parámetros de las ecuaciones (3) y (4). Esta estrategia de estimación tiene además la ventaja que los residuos tienden a estar bien comportados, fenómeno que no ocurre en la estimación en dos etapas, debido a que los residuos estimados en la primera probablemente están correlacionados y son heteroscedásticos.

Por último, el modelo de demanda por dinero de equilibrio puede ser estimado usando el procedimiento propuesto inicialmente por Johansen (1988) y aplicado al estudio de la demanda por dinero de Finlandia y Dinamarca en Johansen y Juselius (1990). Este procedimiento, mucho más complejo que los anteriores, tiene la enorme ventaja que permite distinguir en el modelo la existencia de uno o más vectores de cointegración, generalizando así las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987). Formalmente, el método de Johansen y Juselius (1990) parte de la siguiente representación VAR del modelo, escrita en forma matricial para simplificar su presentación:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + V_t \quad (t=1 \dots T) \quad (6)$$

y se reescribe, luego de restar  $X_{t-1}$  a los dos lados de la ecuación, sumar y restar  $(\phi - 1)X_{t-1}$  y reagrupar términos semejantes,

$$\Delta X_t = D_1 \Delta X_{t-1} + \dots + D_{p-1} \Delta X_{t-p+1} - \Pi X_{t-p} + V_t \quad (7)$$

donde  $D_i = (-I + \phi_1 + \dots + \phi_p)$  y  $\Pi = (I - \phi_1 - \dots - \phi_p)$  es una matriz cuadrada de orden  $p \times p$ . Esta última matriz incluye la información sobre la relación de largo plazo entre las variables de  $X$ . No obstante, es importante tener en cuenta que los elementos

<sup>2</sup> Al menos si las mismas variables son usadas en el modelo de cointegración (ecuación 3) y de corrección de errores (ecuación 4).

individuales de la matriz  $X_t$  pueden estar cointegrados, existiendo uno o más vectores de cointegración que deben ser considerados en la estimación del modelo.

La cointegración se determina mediante el análisis del rango de la matriz  $\Pi$ . Si tiene rango 0, todos los elementos de  $X_t$  poseen raíz unitaria y deben ser diferenciados para que ofrezcan estimadores confiables. En contraste, si tiene rango completo, todos los elementos de  $X_t$  son estacionarios en sus niveles. El caso de mayor interés se presenta cuando el rango de  $\Pi$  es ( $r$ ) menor que  $p$ . En este caso, Johansen (1988) demuestra que hay  $r$  vectores de integración entre los elementos de  $X_t$ ,  $p-r$  tendencias estocásticas comunes y  $\Pi = \alpha\beta'$ , donde  $\alpha$  y  $\beta$  son matrices, la primera representando los parámetros de corrección de errores del modelo, y  $\beta$ , los vectores cointegrantes. En la sección siguiente se resume el procedimiento para determinar el número de vectores cointegrantes y las pruebas para evaluar hipótesis alternativas acerca de los elementos de las matrices  $\alpha$  y  $\beta$ .

## IV Resultados

La estrategia de estimación de la demanda por dinero descrita en los dos primeros métodos presentados en la sección anterior incluye cuatro etapas principales. En la primera, se determina el orden de integración de cada serie considerada; esto es, se investiga si las series deben ser diferenciadas para que sean estacionarias. Luego, se estiman las regresiones de cointegración, usando siempre variables con el mismo orden de integración. En la tercera etapa, se evalúa la serie de los residuos de la regresión de cointegración para ver si son estacionarios o no. Por último, se construye el modelo de corrección de errores, el cual puede ser estimado separada o conjuntamente con el modelo de largo plazo (cointegración). Para que el modelo de corrección de errores sea válido, en las etapas 2 y 3 se debe encontrar que las variables en la función demanda por dinero son integradas del mismo orden (mayor que 0) y están cointegradas.

Para encontrar el orden de integración de cada serie se usó el test de Dickey y Fuller (1979, 1981). En particular, se estimaron ecuaciones de regresión de la siguiente forma:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_3 \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (8)$$

donde  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias,  $t$  es una tendencia en el tiempo y  $n$ , el orden de autorregresión, escogido de tal manera que la serie de los residuos sea "ruido blanco". La hipótesis nula es que la serie es integrada de orden 1; esto es, que el valor del coeficiente de  $X_{t-1}$  es 0, o que en una ecuación de regresión sin tomar primeras diferencias, su valor es 1. Los resultados de las pruebas se presentan en el Cuadro 1, junto con sus niveles de significancia.

CUADRO 1

Pruebas sobre existencia de raíz unitaria Dickey-Fuller

Variable	Estadística	Valor crítico 5%	P. aumentada	Ljung-Box P-Value
<b>Primera raíz:</b>				
LRM1	$\tau_r = -2.594$	-3.506	4	0.7745
LRMA	$\tau_r = -1.774$	-3.506	4	0.9973
LPIBK	$\tau_r = -2.053$	-3.516	8	0.3192
LCONS	$\tau_r = -1.246$	-3.508	5	0.3697
LTCDDT	$\tau_r = -2.647$	-3.506	4	0.9559
LDIF	$\tau_r = -2.468$	-3.506	4	0.8164
<b>Segunda raíz:</b>				
$\nabla$ LRM1	$\tau = -2.266$	-1.947	3	0.744
$\nabla$ LRMA	$\tau\mu = -2.778$	-2.599*	3	0.993
$\nabla$ LPIBK	$\tau\mu = -3.106$	-2.930	7	0.244
$\nabla$ LCONS	$\tau_r = -10.12$	-3.504	2	0.647
$\nabla$ LTCDDT	$\tau = -5.84$	-1.947	1	0.656
$\nabla$ LDIF	$\tau = -2.91$	-1.947	3	0.704

\* Valor crítico al 10.0% de significancia.  
Valores críticos: MacKinnon.

Para los niveles de las series, en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de no-estacionaridad al 5% o 10% de nivel de significancia. Después de tomar la primera diferencia de las series, cada una de éstas rechaza la hipótesis nula de no-estacionaridad al 5% o 10% de nivel de significancia. La evidencia sugiere entonces que los niveles de las series tienen una raíz unitaria, y deben ser diferenciadas una vez para que sean estacionarias.

Sobre la base de los resultados de integración se pasa, entonces, a probar la posibilidad de que las variables en la función de demanda por dinero estén cointegradas. Para ello, se utilizan dos métodos. El primero es el propuesto inicialmente por Engle y Granger (1987) para modelos con dos variables, en el cual se estima inicialmente la ecuación de cointegración (3) y se evalúa luego si la serie de sus residuos es estacionaria. El otro es el método de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), quienes, como se vio en la sección anterior, desarrollaron un procedimiento general para modelos multivariados. En particular, Johansen y Juselius (1990) demuestran que el vector de cointegración  $\beta$

puede ser estimado como el vector de "eigenvalues" que se encuentra al resolver la siguiente ecuación característica:

$$|\lambda S_{pp} - S_{po} S_{oo}^{-1} S_{op}| = 0 \tag{9}$$

donde  $S_{oo}$  representa la matriz de los residuos de una regresión de mínimos cuadrados de los cambios de  $X_t$  sobre los cambios rezagados de  $X_{t-1}, \dots, X_{t-p+1}$ ,  $S_{pp}$  es la matriz de residuos de la regresión de  $X_{t-p}$  sobre los cambios de  $X_{t-1}, \dots, X_{t-p+1}$  y  $S_{op}$  es la matriz de productos cruzados. Luego, usando los "eigenvalues" se puede probar o rechazar la hipótesis de que existen al menos  $r$  vectores cointegrantes. Para ello, se puede calcular el siguiente estadístico de máxima verosimilitud (la llamada "prueba de traza" por Johansen y Juselius):

$$\eta_r = T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad r=0,1,2,\dots,n-1 \tag{10}$$

o el estadístico del "máximo eigenvalue", cuya representación es:

$$\xi_r = T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad r=0,1,2,\dots,n-1 \tag{11}$$

En esta última prueba se trata de ir evaluando secuencialmente vectores adicionales de cointegración; esto es, se evalúa la hipótesis nula de  $r$  vectores de cointegración frente a la alternativa de  $r+1$  vectores.

CUADRO 2

Pruebas sobre cointegración\*  
Engle-Yoo

Regresión cointegrante	Estadística	Valor crítico 5.0%	Ljung-Box
LRM1 = f(LPIBK, LTCDT)	-3.903	-3.75	0.553
LRM1 = f(LCONS, LTCDT)	-3.950	-3.75	0.293

\* La cointegración en el caso de LRMA LPIBK y LDIF, se prueba a través de la construcción de un modelo parsimonioso ARMA sobre la serie de residuales. Al considerar LCONS dentro del conjunto de variables explicativas, se requiere diferenciar los residuales.

Valores críticos: Engle-Yoo.

Los resultados de las pruebas de cointegración uniecuacional se reportan en el Cuadro 2 (arriba). Tanto los residuos de la regresión de M1 sobre PIB e  $(i-i^m)$ , como los de M1 sobre C (consumo) e  $(i-i^m)$ , no tienen raíz unitaria, con lo cual puede concluirse que las series están cointegradas. Para MA, el residuo de la regresión con consumo no es

estacionario, indicando que no están cointegrados. Por su parte, en el Cuadro 3 se presentan los resultados de las pruebas de Johansen y Juselius (1990). Según éstas existe un solo vector de cointegración en el modelo de M1 con PIB y tasa de interés, dos vectores de cointegración al considerar el consumo como variable de escala, dos vectores de cointegración para el modelo de MA con PIB y el diferencial de tasas de interés y ninguno cuando se usa el consumo. Se concluye: i) que el sistema de variables propuesto en (3) mantiene una relación de largo plazo, y ii) que su proceso dinámico puede ser descrito por un modelo de corrección de errores.

CUADRO 3

Resultados del análisis de cointegración múltiple  
Pruebas de Johansen\*

Variables	Hipótesis nula	Hipótesis alterna	Estadística	Valor crítico (10.0%)
<b>Basado en el máximo valor propio</b>				
LRM1	$r = 0$	$r = 1$	24.46	18.90
LPIBK	$r \leq 1$	$r = 2$	13.45	12.91
LTCDT	$r \leq 2$	$r = 3$	2.06	6.50
LRM1	$r = 0$	$r = 1$	43.76	18.90
LPIBG	$r \leq 1$	$r = 2$	16.90	12.91
LTCDT	$r \leq 2$	$r = 3$	2.44	6.50
LRMA**	$r = 0$	$r = 1$	20.36	18.90
LPIBK	$r \leq 1$	$r = 2$	12.99	12.91
LDIF	$r \leq 2$	$r = 3$	1.84	6.50
<b>Basado en la traza de la matriz característica</b>				
LRM1	$r = 0$	$r \geq 1$	39.96	28.71
LPIBK	$r \leq 1$	$r \geq 2$	15.50	15.66
LTCDT	$r \leq 2$	$r = 3$	2.06	6.50
LRM1	$r = 0$	$r \geq 1$	63.11	28.71
LPIBG	$r \leq 1$	$r \geq 2$	19.35	15.66
LTCDT	$r \leq 2$	$r = 3$	2.44	6.50
LRMA	$r = 0$	$r \geq 1$	35.21	28.71
LPIBK	$r \leq 1$	$r \geq 2$	14.83	15.66
LDIF	$r \leq 2$	$r = 3$	1.84	6.50

\* Es de señalar que las variables monetarias y de escala son transformadas bajo logaritmo y diferenciadas de orden 4, es decir, se consideran sus variaciones anuales, en tanto que las tasas de interés son consideradas únicamente bajo transformación logarítmico.

\*\* Para el caso de LRMA, LPIBG y LDIF, se encontró un vector de cointegración; sin embargo, los signos de los coeficientes eran inadecuados.

Los resultados de la estimación conjunta (ecuación 5) de los modelos de cointegración y de corrección de errores para M1 y MA se presentan en el Cuadro 4. Los modelos de M1 usan el PIB real o el consumo real como variables de escala alternativas en la especificación de la demanda por dinero en el corto y el largo plazo. Esto es correcto desde el punto de vista estadístico porque tanto el PIB real como el consumo real están cointegrados con M1. Los modelos de MA emplean únicamente el PIB real como variable de escala en la parte de largo plazo. Como se aprecia en el Cuadro, todas las regresiones parecen ofrecer unas estimaciones razonables de los parámetros de corto y largo plazo de la demanda por dinero. En el largo plazo, bajo el modelo de estimación conjunta, las elasticidades ingreso y consumo de la demanda por M1 están entre 0.53 y 0.61, las elasticidades ingreso para MA se encuentran entre 0.58 y 0.97, y la elasticidad del costo de oportunidad del dinero se mueve en el rango 0.20 y 0.29 para M1, y entre 0.32 y 0.60 para MA. Los coeficientes de corto plazo que aparecen para las variables de escala y costo de oportunidad tienen todos el signo esperado y son significativos desde el punto de vista estadístico. Los residuales de las regresiones no indican la presencia de correlación serial alguna. En el Anexo 1 se presentan los mismos modelos, estimados bajo el procedimiento tradicional de dos etapas.

## V Evaluación

La utilidad de M1 o MA para el diseño de la política monetaria depende, no sólo de la fortaleza de su relación con el ingreso (consumo) y la(s) tasa(s) de interés, sino también de la estabilidad y predictibilidad de esa relación. Como punto de partida del análisis de estabilidad es conveniente graficar las velocidades de M1 y MA. Para ello, se parte de la siguiente función general de demanda por dinero:

$$M = f(Y, \bar{X}) \quad (12)$$

donde  $M=M1$  o  $M=MA$ ,  $Y$  es la variable de escala (PIB o consumo) y  $X$  es un vector de todas las otras variables que influyen en la demanda por dinero, como la tasa de interés.

Luego, suponiendo una serie de condiciones técnicas de la función de demanda por dinero (por ejemplo, elasticidad ingreso unitaria), se reescribe (12) como:

$$M = Y * f(\bar{X}) \quad (13)$$

o,

$$\frac{Y}{M} = \frac{1}{f(\bar{X})} = V \quad (14)$$

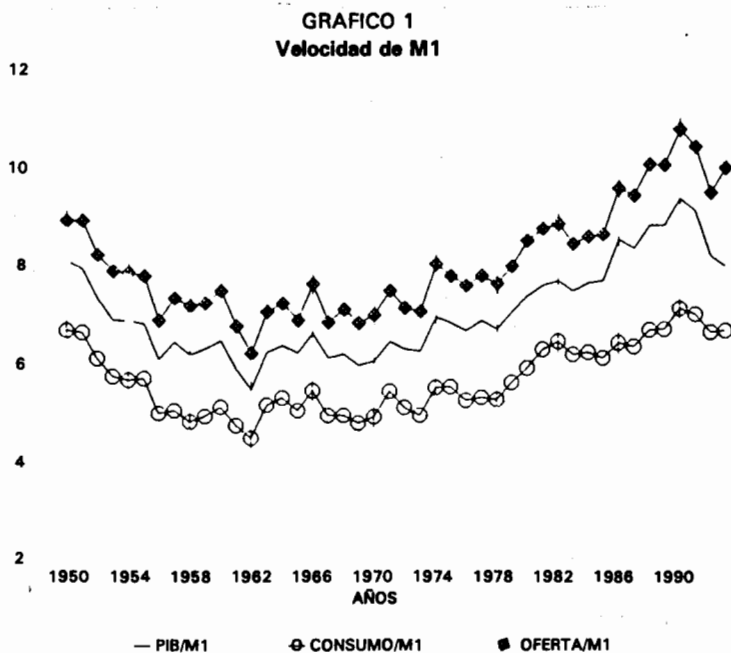
donde  $V$  es la velocidad del agregado monetario. La importancia de esta relación radica en que si  $V$  es estable en el tiempo,  $M$  seguirá los cambios en la variable de escala  $Y$ , convirtiéndose así en una meta intermedia útil.

CUADRO 4

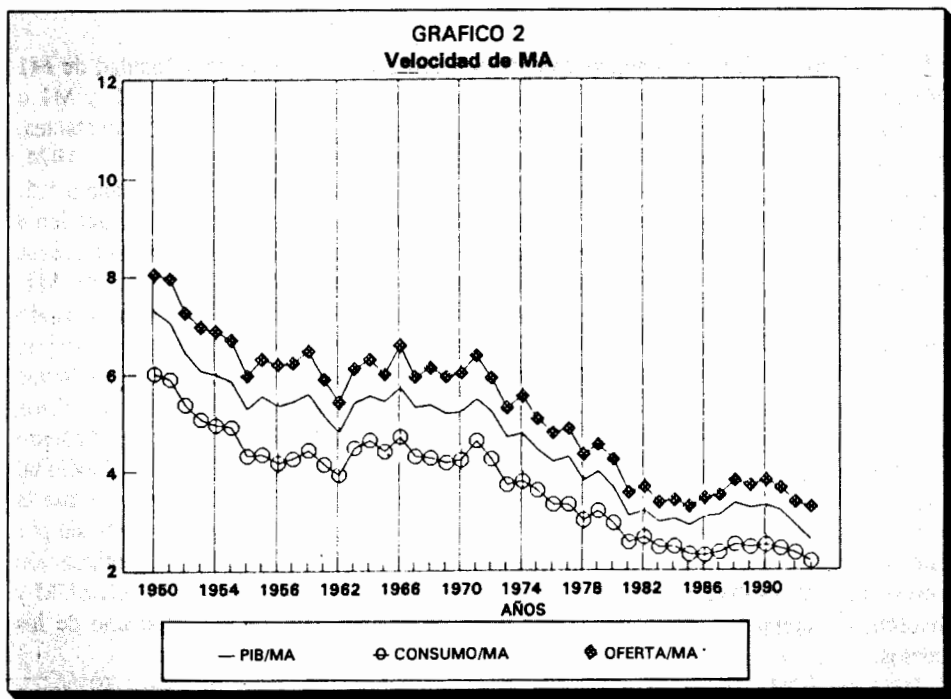
Estimación conjunta

Variable dependiente: $\nabla$ LRM1									
LRM1(-1) (1)	LPIBK(-1)	LTCDD(-1)	$\nabla$ LPIBK(-2)	$\nabla$ LRM1(-4)		L-B P-V.	Var. anual	REMC	R <sup>2</sup>
-0.5464 (-3.99)	0.3225 (3.38)	-0.1120 (-1.69)	0.2213 (1.94)	0.7134 (8.35)		0.519	17.28	0.052	0.91
LRM1(-1) (2)	LPIBK(-1)	LTCDD(-1)	$\nabla$ LPIBK(-2)	$\nabla$ LRM1(-4)	DUMMY	L-B P-V.	Var. anual	REMC	R <sup>2</sup>
-0.702 (-5.28)	0.3741 (4.27)	-0.205 (-3.09)	0.2317 (2.25)	0.4139 (3.41)	0.0741 (3.20)	0.432	16.90	0.055	0.93
LRM1(-1) (3)	LPIBK(-1)	LTCDD(-1)	$\nabla$ LRM1(-4)	$\nabla$ LCONS(-2)	DUMMY	L-B P-V.	Var. anual	REMC	R <sup>2</sup>
-0.620 (-5.10)	0.3301 (4.03)	-0.163 (-2.54)	0.4949 (4.45)	0.2757 (2.25)	0.0776 (3.34)	0.180	17.09	0.056	0.93
LRM1(-1) (4)	LCONS(-1)	LTCDD(-1)	$\nabla$ LRM1(-4)	$\nabla$ LCONS	DUMMY	L-B P-V.	Var. anual	REMC	R <sup>2</sup>
-0.5476 (-4.58)	0.3365 (3.53)	-0.1267 (-1.93)	0.4155 (3.15)	0.3345 (1.82)	0.0831 (3.35)	0.863	20.68	0.031	0.92
Variable dependiente: $\nabla$ LRMA									
LRMA(-1) (5)	LPIBK(-1)	LDIF(-1)	$\nabla$ LRMA(-1)	$\nabla$ LPIBK		L-B P-V.	Var. anual	REMC	R <sup>2</sup>
-0.3594 (-4.77)	0.3472 (4.17)	-0.1154 (-2.60)	0.4339 (3.86)	0.5899		0.97	23.58	0.034	0.63
LRMA(-1) (6)	LPIBK(-1)	LDIF(-1)	$\nabla$ LRMA(-1)	$\nabla$ LPIBK	DUMMY	L-B P-V.	Var. anual	REMC	R <sup>2</sup>
-0.3089 (-4.15)	0.2784 (3.32)	-0.1131 (-2.69)	0.3268 (2.83)	0.4491 (4.52)	0.0240 (2.42)	0.974	24.79	0.037	0.66
LRMA(-1) (7)	LPIBK(-1)	LDIF(-1)	$\nabla$ LCONS	DUMMY		L-B P-V.	Var. anual	REMC	R <sup>2</sup>
-0.2253 (-2.81)	0.1322 (1.55)	-0.1365 (-2.95)	0.2530 (2.06)	0.0397 (3.69)		0.367	27.70	0.033	0.55

En las Gráficas 1 y 2 se presenta el comportamiento en el tiempo de la velocidad de M1 y MA, medidas como el cociente entre el PIB, el consumo o la oferta nominal, y M1 o MA. Para algunos años, aunque las velocidades de M1 y MA no fueron constantes, tendieron a moverse de manera relativamente predecible; por ejemplo, entre 1954 y 1974, la velocidad de M1 se sitúa alrededor de 6.3 en tanto que la de MA estuvo cercana a 5.5. Desde mediados de los años setenta se observa claramente que las velocidades tienden a moverse en sentidos contrarios. Sin embargo, como se aprecia en las gráficas, a comienzos de los años noventa se presentó un quiebre en la tendencia de la velocidad de M1, tendiendo a disminuir año a año y volviéndose más inestable. Por su parte, en el período considerado, la velocidad de MA parece un poco más inestable que la de M1, con un período de fuerte descenso entre 1974-1986, otro relativamente constante desde mediados de los años ochenta, y de nuevo, un descenso moderado al iniciar los años noventa\*. Estos cambios en la conducta de la velocidad pueden deberse a un problema de especificación en el modelo de la velocidad, a cambios estructurales (alteraciones en la forma funcional de  $f(x)$ ) o a la volatilidad en los argumentos de la función (14). Como es posible que la aparente volatilidad en la velocidad de M1 y MA se reduzca en ecuaciones de demanda por dinero totalmente articuladas como las presentadas en la sección anterior, a continuación se presentan los resultados de las pruebas de estabilidad estructural de Chow, CUSUM y Johansen, así como las proyecciones por fuera de muestra que arrojan cada uno de los modelos.



\* Para el período comprendido entre 1980-1993 los coeficientes de variación de las velocidades de M1 y MA son similares al considerar el PIB 7.8 y 7.63, respectivamente, y 7.9 y 7.1 con la oferta total.



El Cuadro 5 y las Gráficas 3A, 3B y 3C\* presentan los resultados de las pruebas de Chow y el método de residuos recursivos (CUSUM) para medir el grado de estabilidad estructural de los parámetros de largo plazo estimados de los modelos durante el período 1981-1993. La prueba de Chow se realiza separando la muestra en dos bloques, definidos *ex ante* a partir de 1989, según lo observado en los gráficos de velocidad, y efectuando una prueba F para determinar la homogeneidad del proceso generador de los residuos de una u otra submuestra. Los CUSUM no requieren conocimiento del momento de los posibles quiebres estructurales en los modelos y no se restringen por los tamaños de muestra. Ambas pruebas sugieren la existencia de inestabilidad estructural. El estadístico F es significativo entre el período 1989-1991 y los primeros trimestres de 1992, indicando así que las regresiones reportadas anteriormente sufren de inestabilidad en los parámetros. Por su parte, las pruebas CUSUM presentadas en los gráficos muestran que los residuales recursivos de las ecuaciones de M1 se salen de su banda de 5% entre 1987 y 1989, y los de MA desde mediados de 1987 hasta finales de 1992, confirmando así la existencia de inestabilidad estructural en los parámetros.

Con el propósito de evaluar la estabilidad de los parámetros presentados para las ecuaciones de corto plazo, definidas en el Cuadro 4, se desarrollaron también test de Chow utilizando los mismos puntos de quiebre presentados en el Cuadro 5. Los resultados de los test sugieren que tan sólo en dos (los modelos 1 y 2) de los siete modelos presentados en el Cuadro 4 no se rechaza la hipótesis de estabilidad.

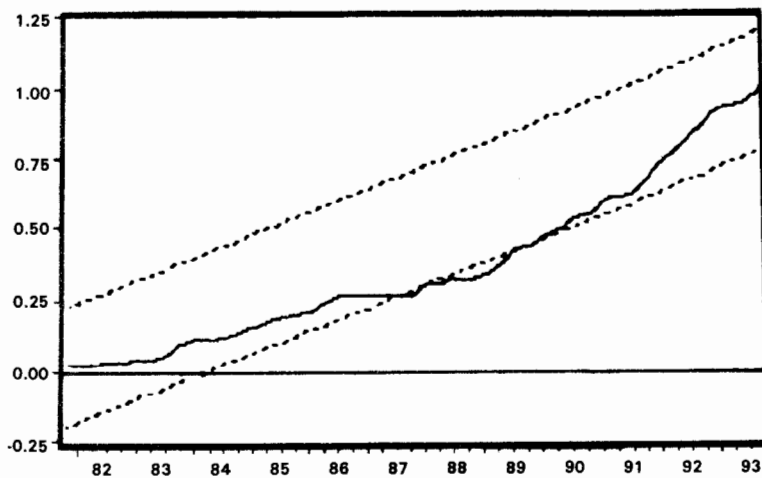
Gráfica 3A: (M1, CDT, variable de escala: PIBK).  
Gráfica 3B: (M1, CDT, variable de escala: consumo).  
Gráfica 3C: (MA, DIF, variable de escala: PIBK).

CUADRO 5

Test de Chow. Funciones de largo plazo RM1 y RMA

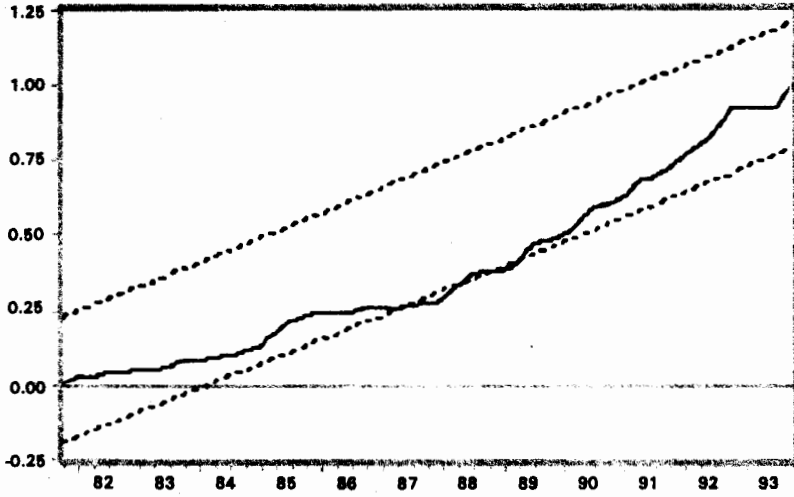
Quelbre	LRM1		LRMA
	PIBK CDT	Consumo CDT	PIBK DIF
89.01	0.0059	0.0024	0.0000
89.02	0.0004	0.0014	0.0000
89.03	0.0007	0.0021	0.0000
89.04	0.0053	0.0115	0.0001
90.01	0.0010	0.0012	0.0001
90.02	0.0005	0.0032	0.0000
90.03	0.0020	0.0050	0.0003
90.04	0.0084	0.0134	0.0008
91.01	0.0072	0.0103	0.0012
91.02	0.0046	0.0322	0.0008
91.03	0.0080	0.0394	0.0012
91.04	0.0104	0.0186	0.0012
92.01	0.0108	0.0539	0.0011
92.02	0.0187	0.0833	0.0016
92.03	0.0343	0.1168	0.0512
92.04	0.1085	0.1803	0.9341
93.01	0.4557	0.1544	0.9233
93.02	0.3260	0.4599	0.5663

GRAFICO 3A



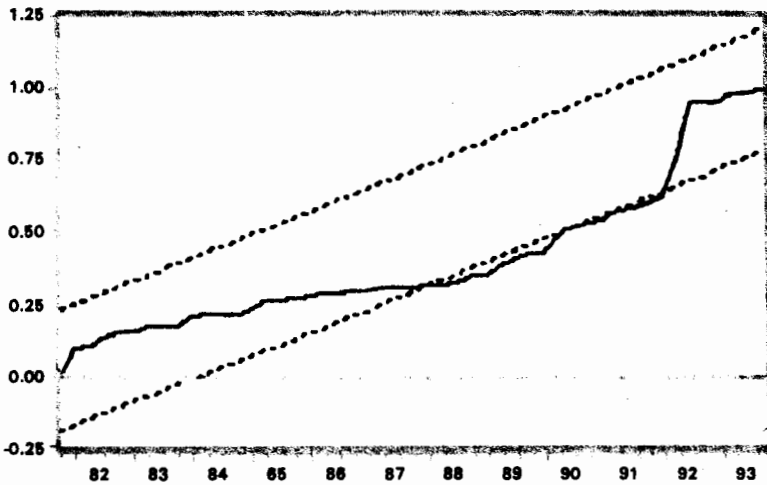
— CUSUM cuadrado    --- 5% de significancia

GRAFICO 3B



— CUSUM cuadrado    --- 5% de significancia

GRAFICO 3C



— CUSUM cuadrado    --- 5% de significancia

El Cuadro 6 presenta los resultados del test de estabilidad propuesto por Hansen y Johansen (1992), mediante el cual se evalúa la persistencia del espacio de cointegración a través del tiempo en la representación de corto plazo definida en (7). En este caso, la prueba utiliza como base de comparación los vectores de cointegración encontrados y estimados para el período 1981-1993; en el modelo (1) se utilizó un vector de cointegración y en los restantes fueron utilizados dos. Los resultados muestran cómo la(s) restricción(es) de largo plazo, derivadas de la muestra completa en el caso de M1, se mantienen a través del tiempo, mientras que para MA, esto sucede únicamente para el período 1981-1992.

CUADRO 6

Pruebas de estabilidad del espacio de cointegración

Período	Número de Obs.	LRM1				LRMA	
		Test (1)	P-Value	Test (2)	P-Value	Test (3)	P-Value
81/89	31	0.0747	0.314	0.7233	0.697	6.2767	0.043
81/90	35	0.0589	0.369	1.2665	0.531	6.8103	0.033
81/91	39	0.0565	0.332	1.0333	0.597	6.0738	0.048
81/92	43	0.0166	0.700	3.8983	0.142	0.3186	0.853

Los Cuadros 7, 8 y 9 reportan los valores observados de M1 y MA, así como los valores proyectados y los errores de predicción que surgen al usar los modelos de demanda por dinero discutidos en la sección anterior<sup>5</sup>. Los resultados sugieren tres observaciones. La primera es que no hay un modelo de demanda por dinero de M1 o MA que consistentemente proyecte mejor que los otros, aunque la raíz cuadrada del error medio cuadrático porcentual (REMC%) de los modelos de MA supera en la gran mayoría de los años los REMC% de M1. La segunda es que tanto los modelos de M1 como los de MA parecen sobreestimar la demanda por dinero en algunos años, y subestimarla en otros. Por último, las predicciones de los tres primeros semestres que arrojan los distintos modelos son bastante exactas, pero la proyección del último trimestre se aleja bastante de su valor observado. Este problema no parece originarse en factores de estacionalidad, ya que persistió en la estimación de los modelos con series desestacionalizadas.

<sup>5</sup> Para cada uno de los modelos se calculó la diferencia entre el valor observado de la variable dependiente y el valor proyectado, generando así los errores de predicción. Luego se fue corriendo cuatro trimestres el período de estimación inicial y se reestimaron las funciones de demanda por dinero, generando nuevas proyecciones y calculando los errores de pronóstico. El procedimiento fue repetido hasta que se usó la totalidad de la información disponible en diciembre de 1993.

CUADRO 7

Proyecciones de M1 fuera de muestra  
Estimación conjunta

		OBS.	MODELOS *			
Con información:			(1)	(2)	(3)	(4)
	89 IV	1.702.105				
Hasta 89	90 I	1.581.018	1.617.011	1.629.220	1.619.553	1.631.360
	II	1.711.172	1.825.425	1.758.997	1.745.838	1.752.124
	III	1.715.882	1.807.127	1.785.708	1.791.385	1.786.147
	IV	2.140.965	2.310.343	2.279.513	2.271.305	2.248.732
Var. anual		25,78	35,73	33,92	33,44	32,11
REMC%			5,93	4,35	4,08	3,81
Hasta 90	91 I	1.975.843	1.975.637	2.009.550	2.008.984	2.012.679
	II	2.160.693	2.209.600	2.175.093	2.160.296	2.178.612
	III	2.239.981	2.235.583	2.225.727	2.239.098	2.215.682
	IV	2.842.029	2.712.115	2.733.483	2.706.754	2.686.910
Var. anual		32,75	26,68	27,68	26,43	25,50
REMC%			2,55	2,14	2,52	2,96
Hasta 91	92 I	2.700.000	2.598.228	2.615.642	2.620.405	2.643.310
	II	3.118.700	3.104.503	3.105.534	3.054.531	3.050.635
	III	3.057.900	3.347.687	3.415.059	3.401.740	3.380.051
	IV	4.013.105	4.157.777	4.277.459	4.279.431	4.271.821
Var. anual		41,21	46,30	50,51	50,58	50,31
REMC%			5,41	6,89	6,77	6,36
Hasta 92	93 I	3.586.800	3.689.365	3.719.286	3.697.078	3.854.975
	II	4.104.000	4.152.502	4.029.478	4.027.694	4.195.189
	III	4.201.200	4.052.804	4.013.090	4.063.104	4.222.968
	IV	5.213.600	5.272.027	5.233.793	5.239.669	5.428.448
Var. anual		29,91	31,37	30,42	30,56	35,27
REMC%			2,41	3,05	2,45	4,42

\* Los modelos son presentados en el Cuadro 4.

REMC%: raíz cuadrada del error medio cuadrático porcentual de cada año.

## CUADRO 8

Proyecciones de MA fuera de muestra  
Estimación conjunta

Con información:		OBS.	MODELOS*		
			(5)	(6)	(7)
Hasta 89	89 IV	4.657.882			
	90 I	4.964.925	5.073.656	5.062.586	5.077.481
	II	5.273.181	5.586.046	5.537.507	5.387.049
	III	5.581.802	5.985.377	5.914.998	5.754.737
	IV	6.107.751	6.637.113	6.598.854	6.391.702
Var. anual		31,13	42,49	41,67	37,22
REMC%			6,47	5,69	3,20
Hasta 90	91 I	6.284.596	6.466.219	6.472.488	6.578.305
	II	6.756.074	7.191.615	7.122.329	6.983.579
	III	6.964.024	7.536.347	7.417.302	7.236.399
	IV	8.169.762	8.067.821	7.978.843	7.708.354
	Var. anual		33,76	32,09	30,63
REMC%			5,45	4,64	4,48
Hasta 91	92 I	9.008.618	8.971.740	8.864.565	8.684.683
	II	9.755.761	10.039.100	9.815.487	9.531.290
	III	9.980.674	10.816.500	10.511.631	10.176.143
	IV	11.267.257	11.811.676	11.626.628	11.383.151
	Var. anual		37,91	44,58	42,31
REMC%			5,05	3,22	2,40
Hasta 92	93 I	11.888.110	12.221.639	12.143.043	12.225.972
	II	12.933.946	13.377.767	13.101.321	12.859.239
	III	14.152.525	14.039.117	13.662.721	13.496.897
	IV	16.097.753	15.289.947	15.100.379	14.880.269
	Var. anual		42,87	35,70	34,02
REMC%			3,36	3,75	4,65

\* Los modelos son presentados en el Cuadro 4.

REMC%: raíz cuadrada del error medio cuadrático porcentual de cada año.

CUADRO 9

Proyecciones fuera de muestra  
Estimación bajo Johansen MA

Con información:		M1			MA	
		OBS.	(1)	(2)	OBS.	(3)
	89 IV	1.702.105			4.657.882	
Hasta 89	90 I	1.581.018	1.597.553	1.615.902	4.964.925	5.009.502
	II	1.711.172	1.766.734	1.798.714	5.273.181	5.552.248
	III	1.715.882	1.741.798	1.779.066	5.581.802	5.872.387
	IV	2.140.965	2.270.501	2.322.737	6.107.751	6.563.115
Var. anual		25,78	33,39	36,46	31,13	40,90
REMC%			3,55	5,40		5,28
Hasta 90	91 I	1.975.843	1.961.031	1.991.697	6.284.596	6.512.513
	II	2.160.693	2.113.164	2.173.227	6.756.074	6.955.984
	III	2.239.981	2.098.435	2.172.464	6.964.024	7.346.282
	IV	2.842.029	2.549.428	2.650.181	8.169.762	7.872.928
Var. anual		32,75	19,08	23,78	33,76	28,90
REMC%			6,15	3,73		4,04
Hasta 91	92 I	2.700.000	2.622.908	2.573.838	9.008.618	8.320.983
	II	3.118.700	2.892.157	2.783.701	9.755.761	8.978.389
	III	3.057.900	2.971.944	2.835.181	9.980.674	9.145.386
	IV	4.013.105	3.721.267	3.536.074	11.267.257	10.563.760
Var. anual		41,21	30,94	24,42	37,91	29,30
REMC%			5,52	9,10		7,60
Hasta 92	93 I	3.586.800	3.770.250	3.773.255	11.888.110	12.552.333
	II	4.104.000	4.261.813	4.274.638	12.933.946	13.359.605
	III	4.201.200	4.190.711	4.205.263	14.152.525	13.696.239
	IV	5.213.600	5.568.648	5.588.953	16.097.753	15.624.064
Var. anual		29,91	38,76	39,27	42,87	38,67
REMC%			4,67	4,90		3,91

(1): (LRM1, LPIBK, LCDT). (2): (LRM1, LCONS, LCDT). (3): (LRMA, LPIBK, LDIF).  
REMC%: raíz cuadrada del error medio cuadrático porcentual de cada año.

## VI Conclusión

En este trabajo se reexaminaron varios aspectos de la especificación de la función de demanda por dinero para Colombia, utilizando series de tiempo trimestrales para el período 1981-1993. Se evaluó el uso del consumo como variable de escala alternativa al PIB, se empleó como medida del costo de oportunidad del dinero el diferencial de la tasa de interés de los CDT a 90 días y la tasa de interés ponderada de una definición amplia del agregado monetario, y se usaron dos modelos econométricos que garantizan la consistencia lógica de los parámetros de corto y largo plazo de la función de demanda por dinero. Aunque los modelos estimados indican una fuerte relación entre la demanda por dinero, las variables de escala y las tasas de interés, las pruebas de estabilidad de los parámetros de corto y largo plazo y la evaluación de la capacidad predictiva de los modelos en el corto plazo sugieren que la función es inestable y plantean interrogantes sobre el uso de M1 o MA, como meta intermedia de la política monetaria.

ANEXO 1

Estimación bajo dos etapas  
Función de largo plazo

C	LPIBK	LCONS	LTCDT	DUMMY	R <sup>2</sup>	Residual
<b>Variable dependiente: LRM1</b>						
1.647 (1.45)	0.6884 (9.01)		-0.1666 (-1.83)		0.751	RES1
3.79 (5.81)	0.541 (12.2)		-0.287 (-5.60)	0.130 (10.7)	0.925	RES1D
0.314 (0.22)		0.797 (8.19)	-0.113 (-1.10)		0.721	RES2
2.787 (3.31)		0.625 (10.7)	-0.247 (-4.12)	0.134 (10.1)	0.908	RES2D
C	LPIBK	LCONS	LDIF	DUMMY	R <sup>2</sup>	Residual
<b>Variable dependiente: LRMA</b>						
0.136 (0.13)	0.935 (12.4)		-0.363 (-6.37)		0.939	RES4
1.117 (0.94)	0.864 (10.1)		-0.412 (-6.45)	0.029 (1.62)	0.942	RES4D

## ANEXO 1 (continuación)

Estimación bajo dos etapas  
Modelo de corrección de errores

Variable dependiente: $\nabla$ LRM1								
C	RES1(-1)	$\nabla$ LRM1(-4)	$\nabla$ LPIBK(-2)		LJUNG-BOX P-VALUE	VAR. ANUAL	REMC	R <sup>2</sup>
0.001 (0.01)	-0.5151 (-3.93)	0.7349 (9.25)	0.2114 (1.89)		0.612	19.80	0.043	0.91
C	RES1(-1)	$\nabla$ LRM1(-4)	$\nabla$ LPIBK(-2)	DUMMY	LJUNG-BOX P-VALUE	VAR. ANUAL	REMC	R <sup>2</sup>
-0.012 (-1.67)	-0.593 (-4.63)	0.5472 (5.08)	0.2033 (1.92)	0.0534 (2.44)	0.695	19.76	0.045	0.921
C	RES1(-1)	$\nabla$ LRM1(-4)	$\nabla$ LCONS(-2)	DUMMY	LJUNG-BOX P-VALUE	VAR. ANUAL	REMC	R <sup>2</sup>
-0.0146 (-2.01)	-0.543 (-4.62)	0.5913 (5.98)	0.2746 (2.19)	0.609 (2.79)	0.330	20.40	0.042	0.923
C	RES2(-1)	$\nabla$ LRM1(-4)	$\nabla$ LCONS	DUMMY	LJUNG-BOX P-VALUE	VAR. ANUAL	REMC	R <sup>2</sup>
-0.0161 (-2.11)	-0.4854 (-4.26)	0.4872 (3.95)	0.3582 (1.95)	0.0701 (3.00)	0.904	24.63	0.015	0.918

Variable dependiente: $\nabla$ LRMA								
C	RES4(-1)	$\nabla$ LRMA(-1)	$\nabla$ LPIBK		LJUNG-BOX P-VALUE	VAR. ANUAL	MAPE	R <sup>2</sup>
0.0053 (1.29)	-0.3569 (-4.86)	0.4338 (3.94)	0.5741 (8.01)		0.979	25.28	0.031	0.643
C	RES4(-1)	$\nabla$ LRMA(-1)	$\nabla$ LPIBK	DUMMY	LJUNG-BOX P-VALUE	VAR. ANUAL	MAPE	R <sup>2</sup>
0.002 (0.48)	-0.307 (-4.24)	0.3271 (2.90)	0.4553 (5.48)	0.0236 (2.49)	0.9766	25.78	0.034	0.679
C	RES4(-1)	$\nabla$ LCONS	DUMMY		LJUNG-BOX P-VALUE	VAR. ANUAL	MAPE	R <sup>2</sup>
0.004 (0.94)	-0.218 (-2.68)	0.327 (2.86)	0.0382 (3.52)		0.8461	25.74	0.036	0.542

### Bibliografía

- Baumol, W. (1952). "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach". *Quarterly Journal of Economics*, 66, pp. 546-56.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometría*, Vol. 49.
- Engle, R. y Yoo, B. (1987). "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics*, Vol. 35.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometría*, Vol. 55.
- Friedman, M. (1956). "The Quantity Theory of Money: A Restatement". En M. Friedman (Ed.). *Studies in the Quantity Theory of Money*: Chicago. University of Chicago Press.
- Goldfeld, S. "The Demand for Money". En *Handbook of Monetary Economics*. Editado por B. Friedman y F. Hahn, Vol. I. North-Holland.
- Goodfriend, M. (1985). "Reinterpreting Money Demand Regressions". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22, pp. 207-242.
- Hansen, H. y Johansen, S. (1992). "Recursive Estimation in Cointegrated VAR Models", Mimeo Institute Of Economics and Mathematical Statistics of University of Copenhagen.
- Hendry, D., Pagan, A. y Sargan, D. (1984). "Dynamic Specification". En *Handbook of Econometrics*. Editado por Z. Griliches y M. Intriligator, Vol. 2.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press (Engle-Granger Editors).
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: McMillan.
- Mankiw, N. y Summers, L. (1986). "Money Demand and the Effects of Fiscal Policy". *Journal of Money, Credit and Banking*, 18, pp. 415-429.
- Mehra, Y. (1991). "An Error-Correction Model of U.S. M2 Demand". *Economic Review Federal Reserve Bank of Richmond*.
- Radecki, L. y Wenninger, J. (1983). "Shifts in Money Demand: Consumers vs. Business". *Federal Reserve Bank of New York. Quarterly Review*, 8, pp. 1-11.
- Tobin, J. (1956). "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash". *Review of Economic and Statistics*, 38, pp. 241-247.