



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario*

Martha Misas A.  
Rodrigo Suescún M.

Revista ESPE, No. 23, Art. 03, Junio de 1993  
Páginas 55-79



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.

# Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario

Martha Misas A.  
Rodrigo Suescún M.

## Resumen

*En este trabajo se estudia la relación entre distintas definiciones de agregados monetarios y un conjunto de variables macroeconómicas—consideradas como los determinantes fundamentales de la demanda de activos monetarios— utilizando técnicas econométricas recientemente desarrolladas como la integración y cointegración estacional. Las técnicas de cointegración nos permiten determinar la existencia de una relación ya sea de equilibrio de largo plazo o a frecuencias estacionales, entre dichas variables. Para el período muestral 1980 I - 1992 IV, se encuentra que los agregados M1, M1A y M2 están respectivamente cointegrados a la frecuencia cero —a largo plazo— con variables macroeconómicas claves; a frecuencias de  $\frac{1}{4}$  ( $\frac{3}{4}$ ) de ciclo sólo existe evidencia de cointegración para el agregado M1C. La existencia de una relación de equilibrio de largo plazo con la economía y la posibilidad de ser controlado por parte de la autoridad monetaria, hace de M1 el agregado —de los aquí analizados— más importante para la ejecución y seguimiento de los efectos de la política monetaria.*

\* Las opiniones expresadas son de la responsabilidad exclusiva de los autores, quienes agradecen los comentarios de Roberto Steiner y de los asistentes al Seminario de Investigaciones Económicas a una versión preliminar de este trabajo y la colaboración de Norberto Rodríguez a esta última versión.

## I Introducción

Es frecuente encontrar en las discusiones sobre política monetaria la duda sobre la efectividad de escoger como objetivo intermedio de la política monetaria agregados monetarios definidos estrechamente, como el dinero base y los medios de pago. Principalmente como resultado del proceso de liberación financiera, que comenzó en la década de los años setenta, se pensó que estos agregados tenían el problema de que fluctuaciones aleatorias en las tasas de interés podrían generar ajustes en los portafolios haciendo que dichos agregados no mostraran una relación estable con el producto y los precios. En consecuencia, era lógico pensar que agregados más amplios se consideraran como instrumentos monetarios más idóneos porque, por definición, internalizaban la sustitución entre activos financieros alternativos. Desde esta perspectiva, Clavijo y Gómez (1988) concluían: "...en el futuro no puede desecharse la idea de que otro agregado, aún más amplio que M2, resulte ser óptimo para determinar la evolución de los precios..." y recomiendan, dependiendo de la evolución de las innovaciones financieras, incluir los encargos fiduciarios y Repos en las definiciones de dinero u otras definiciones de agregados monetarios.

Más recientemente, y con la moda de la apertura y las reformas al régimen cambiario, muchos analistas argumentan que la autoridad monetaria no tiene ningún control sobre los desarrollos monetarios internos. Cualquier desequilibrio en el mercado monetario se resuelve a través de la balanza de pagos en una situación donde existe mayor movilidad de capitales y la tasa de cambio es fija. Si la autoridad monetaria desea restringir el medio circulante, el exceso de demanda de dinero que esta política crea se resuelve con una mayor tasa de interés que estimula la entrada de capitales generando el volumen de pesos necesario hasta que la demanda monetaria se satisface y la tasa de interés doméstica se equilibra con la internacional.

En otro caso extremo, la autoridad monetaria recuperaría totalmente su capacidad de control en un régimen de tasa de cambio flexible. Una política monetaria contraccionista no se vería compensada por la entrada de capitales propia de un régimen de tasa de cambio fija, sino que los movimientos de capital llevarían a una revaluación de la moneda doméstica. La tasa de cambio representaría ahora un mecanismo clave a través del cual operaría la política monetaria: una revaluación del cambio actuaría en favor de la política monetaria, desestimulando los flujos de capital y además, disminuyendo la presión inflacionaria interna a través de una menor absorción de bienes comercializables producidos domésticamente.

El régimen cambiario colombiano no puede caracterizarse como un sistema de tasa perfectamente flotante donde la autoridad monetaria tiene total autonomía y control, pero tampoco puede caracterizarse como un sistema de tasa de cambio fija con perfecta movilidad de capitales, donde la autoridad no desempeña ningún papel en la determinación de la evolución de los distintos agregados monetarios y en la evolución de las variables nominales. En un sistema cambiario intermedio es de esperar, en consecuencia, que la autoridad tenga algún grado de control sobre los agregados monetarios.

La teoría monetaria aplicada enseña que existen dos criterios básicos para la selección del objetivo intermedio de la política monetaria, es decir, para la escogencia de un agregado monetario. Primero, el agregado debe tener efectos predecibles y estables sobre la economía. Segundo, este agregado debe ser controlable por la autoridad monetaria con los instrumentos disponibles.

Si bien es cierto que el banco central puede afectar el proceso de creación de dinero de las instituciones financieras, en general la evidencia muestra que el grado de control sobre agregados monetarios amplios es muy reducido. De poco sirve saber, en consecuencia, que M2 ó M3 u otro agregado más amplio se relaciona más estrechamente con la evolución de los precios; o de poco sirve tratar de seguir recomendaciones de política como la sugerida por Clavijo y Gómez (1988): "La idea general debe ser apuntar a un objetivo de crecimiento real a través del manejo de M1B (M1+ depósitos en UPAC) real y proceder a determinar el nivel necesario de OMA que permitiría fijar un nivel de M2 compatible con la meta final de inflación". Además del problema del número de instrumentos y de objetivos que claramente presenta esta recomendación, los autores no indican cómo la autoridad puede controlar un agregado en términos "reales" como M1B y si las OMA bastan para controlar un agregado nominal tan amplio como M2.

El propósito del presente trabajo es estudiar la relación entre distintas definiciones de agregados monetarios y un conjunto de variables macroeconómicas, consideradas como los determinantes de la demanda de dinero, utilizando técnicas econométricas recientemente desarrolladas como la integración y cointegración estacional. Las técnicas de cointegración nos permiten determinar la existencia de una relación ya sea de equilibrio de largo plazo y/o a frecuencias estacionales, entre dichas variables.

El documento está compuesto de cuatro secciones, además de la presente introducción. En la segunda sección se estudia la noción y se revisa la literatura de cointegración en el largo plazo y a frecuencias estacionales. En la tercera parte, se presenta la evidencia empírica pertinente para varias definiciones alternativas de agregados monetarios. En la cuarta, se estudia con mayor detalle la relación de largo plazo, o a la frecuencia cero, y se presenta el mecanismo de ajuste de corto plazo que lleva a que en el largo plazo se restablezca el equilibrio, obviamente para aquellos agregados que exhiben una relación estable de largo plazo con la actividad económica, los precios y la tasa de interés. Se muestra allí que esta dinámica ha sido estable para M1 y M2. Finalmente, en la última sección se resumen las conclusiones.

## II La noción de cointegración

### A) Conceptos básicos

#### 1. Cointegración a la frecuencia cero

El concepto de relación de equilibrio, o relación de largo plazo, o cointegración a la frecuencia cero entre un vector de variables ha sido un tema extensamente estudiado en la literatura econométrica y frecuentemente aplicado en estudios empíricos sobre demanda de dinero. Por el contrario, la literatura sobre la llamada cointegración estacional sólo ha comenzado a desarrollarse desde hace muy pocos años y, hasta donde es de nuestro conocimiento, no ha sido aplicada al estudio de temas monetarios donde su utilización es claramente requerida. En razón a que en este trabajo utilizamos información trimestral, se hace necesario emplear estas nuevas técnicas debido a que permiten probar la existencia de relaciones entre variables que exhiben patrones estacionales estocásticos. Nuestro objetivo es tratar de probar la existencia ya sea de una relación de equilibrio y/o de movimiento paralelo de los componentes estacionales en el vector de variables que normalmente se incluyen en las funciones de demanda de dinero y se consideran en la literatura económica como sus determinantes fundamentales. Para cumplir con este propósito, consideramos apropiado comenzar por reseñar el concepto de cointegración centrándonos en el caso más intuitivo de cointegración a la frecuencia cero o la relación de largo plazo o de equilibrio entre un vector de variables, y luego extender la noción al caso que nos interesa de cointegración estacional.

Suponer que una relación de equilibrio entre variables se cumple en cada momento del tiempo es una condición demasiado restrictiva. El concepto de equilibrio que aquí adoptamos es el empleado en la literatura econométrica de cointegración. En esta literatura una relación de equilibrio es una restricción de largo plazo —la relación de cointegración— que un conjunto de variables satisface, al menos aproximadamente, mientras que su evolución en el corto plazo sigue una especificación dinámica con la característica distintiva —en las especificaciones más simples— de que una proporción de la desviación con respecto a la restricción de largo plazo, en un período dado, se corrige en el período inmediatamente siguiente; este es el proceso de corrección de errores.

Seguindo a Engle y Granger (1987), existe una relación de equilibrio entre un conjunto de variables  $x_t$  cuando se satisface la restricción:

$$U_t = \alpha' x_t \quad (1)$$

en donde suponemos que todos los componentes de  $x_t$  son integrados del mismo orden, en este caso de orden 1, I(1); es decir, cada serie requiere de una diferenciación para

inducirle estacionariedad, y el vector de constantes  $\alpha$ ,  $\alpha \neq 0$ , asegura que  $U_t$  sea integrada de orden cero,  $I(0)$ . El vector  $x_t, x_t' = (M_t, P_t, Y_t, CO_t)$ , incluye, en nuestro caso, las siguientes variables:  $M$  es cualquier agregado monetario;  $P$  es el índice de precios;  $Y$  es una variable de escala representada aquí por el PIB real y  $CO$  es el costo de oportunidad de mantener el correspondiente agregado monetario y se define como la diferencia entre la tasa de interés de mercado y la tasa promedio de rendimiento de los activos incluidos en el correspondiente agregado.  $\alpha, \alpha' = (\alpha_0, -\alpha_1, -\alpha_2, -\alpha_3)$ , es un vector de constantes y  $U$  es el llamado "error de equilibrio".

Como mencionamos, el error de equilibrio se supone que es integrado de orden cero,  $I(0)$ , o estacionario. Por lo tanto, entre otras propiedades, la serie tiende a fluctuar alrededor de su media o de una tendencia determinística; su varianza es finita y cualquier choque sólo debe afectar transitoriamente los valores que la variable puede asumir o tomar para sí; las variables  $I(0)$  exhiben lo que se llama reversión hacia la media: después de un choque las series retornan hacia su valor medio.

La restricción (1) simplemente dice que existe una relación de equilibrio entre un conjunto de variables si una combinación lineal de ellas ( $\alpha'x_t$ ), donde las ponderaciones (el vector  $\alpha$ ) son constantes, es estacionaria (la serie  $U_t$  es estacionaria); o en palabras de Engle y Granger, si el comportamiento de las variables incluidas en  $x_t$  no lleva a que en el largo plazo las variables, en conjunto, se separen demasiado. Aunque es posible que en el corto plazo ellas tiendan a separarse.

Si fuerzas económicas imponen una restricción de largo plazo sobre las variables incluidas en  $x_t$ , pero a la vez permiten desviaciones de corto plazo sobre el equilibrio, las series en  $x_t$  estarán cointegradas y  $\alpha$  será el vector cointegrante.

Para probar la existencia de una relación de largo plazo entre un conjunto de variables, entre otras se han desarrollado pruebas estadísticas basadas en los residuos de una regresión (residual based tests) en donde es necesario probar la estacionariedad de  $U_t$ ; es decir, probar que esta variable revierte a su valor medio. Como explicaremos en detalle más adelante, esta demostración requiere de pruebas sobre la existencia de raíces unitarias.

Ha sido demostrado que entre varias variables pueden existir varios vectores cointegrantes linealmente independientes (Engle y Granger, 1987), pero para simplificar la presentación que sigue supondremos que sólo existe uno, en particular, aquel resultante cuando se impone la normalización arbitraria de que  $\alpha_0 = 1$ ; es decir, cuando el coeficiente de  $M$  en la suma ponderada (1) es la unidad y el resto de coeficientes normalizados en el vector  $\alpha$  puede interpretarse como las elasticidades parciales de  $M$  a cambios en  $P$ ,  $Y$  y  $CO$ , como las elasticidades de la "demanda" de dinero. A diferencia de las estimaciones usuales de funciones de demanda de dinero, con esta metodología no se requiere suponer que  $M$  es exógeno; por el contrario, ella trata todas las variables incluidas en el vector  $x_t$  como conjuntamente endógenas.

Con dicha normalización, la ecuación (1) puede reescribirse como:

$$M_t = \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 CO_t + U_t \quad (2)$$

en donde los componentes determinísticos (intercepto y tendencia) pueden adicionarse. La prueba de cointegración es una prueba de estacionariedad de los errores de la regresión (2) —un estimativo de  $U_t$ — de la regresión de la demanda de dinero. Antes de probar la existencia de una relación de largo plazo es importante anotar que el anterior análisis supone (véase Engle y Granger, 1987), lo cual debemos verificar, que las variables incluidas en el vector  $x_t$  son integradas del mismo orden, en este caso de orden uno,  $I(1)$ ; es decir, es necesario diferenciarlas una vez para obtener series  $I(0)$ , estacionarias. Por ejemplo, la serie (del logaritmo) de algún agregado monetario debe ser no estacionaria, pero se necesita que su primera diferencia, la serie de tasas de crecimiento del agregado, sea estacionaria.

Entre otras propiedades, una serie no estacionaria, por ejemplo, una serie integrada de orden uno, se caracteriza por tener una varianza que depende del tiempo y creciente a medida que  $t$  tiende a infinito y porque cualquier choque al proceso generador de esta variable tiene un efecto permanente sobre el nivel de la serie: después de un choque la serie no revierte hacia el valor inicial. Simplistamente, puede decirse que una serie  $I(1)$  tiene un comportamiento suavizado y muestra una tendencia persistente a crecer o a caer a través del tiempo —imagine la serie del (log) índice de precios— mientras que una  $I(0)$  se parece a una serie ruido blanco. La condición representada en (1) o en (2) de que una combinación de variables no estacionarias conlleven una reducción en el orden de integración pues genera una serie estacionaria, no se satisface generalmente. De ahí la importancia que han recibido las técnicas de cointegración para probar la existencia de una relación determinística de largo plazo entre un vector de variables.

## 2. Cointegración estacional

La teoría sobre integración y cointegración estacional ha sido desarrollada por Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990); Beaulieu y Miron (1990); Franses (1990) y Engle, Granger, Hylleberg y Lee (1993) (o EGHL, 1993 para resumir). Cuando se emplea información trimestral, otras frecuencias como  $1/4$ ,  $1/2$  y  $3/4$  de un ciclo, además de la frecuencia cero, son de interés. Cointegración a distintas frecuencias tienen una interpretación similar. Como anotan EGHL (1993) si cointegración a la frecuencia de largo plazo puede interpretarse como el movimiento paralelo de largo plazo entre un conjunto de variables no estacionarias, cointegración a una determinada frecuencia

estacional puede interpretarse como un movimiento paralelo entre los correspondientes componentes estacionales de las series.

Se han desarrollado pruebas de cointegración para frecuencias estacionales similares a la expuesta en la sección anterior, es decir, pruebas de cointegración basadas en los residuos de una regresión. Las siguientes regresiones se utilizan en estas pruebas. El lector interesado en los detalles puede consultar las referencias mencionadas y en particular, EGHL (1993).

Para probar cointegración a la frecuencia cero se prueba la estacionariedad de los residuos  $u_{1t}$  de la siguiente regresión:

$$T_1 M_t = \alpha_{11} T_1 P_t + \alpha_{12} T_1 Y_t + \alpha_{13} T_1 CO_t + u_{1t} \quad (3)$$

El operador  $T_1$  antes de cada variable indica que ésta debe ajustarse de la siguiente forma. Por ejemplo, para el caso de la variable  $M_t$  la transformación sería:  $T_1 M_t = (1 + B + B^2 + B^3)M_t$ , donde  $B$  es el operador de rezagos; o alternativamente,  $T_1 M_t = M_t + M_{t-1} + M_{t-2} + M_{t-3}$ .

Para probar cointegración a la frecuencia  $1/2$  se prueba la estacionariedad de los residuos  $u_{2t}$  de la siguiente regresión:

$$T_2 M_t = \alpha_{21} T_2 P_t + \alpha_{22} T_2 Y_t + \alpha_{23} T_2 CO_t + u_{2t} \quad (4)$$

donde el operador  $T_2$  representa esta vez la siguiente transformación:

$$T_2 M_t = -(1 - B + B^2 - B^3)M_t.$$

Finalmente, la prueba de cointegración a la frecuencia  $1/4$  ( $3/4$ ) se basa en los residuos  $u_{3t}$  de la regresión:

$$T_3 M_t = \alpha_{31} T_3 P_t + \alpha_{32} T_3 Y_t + \alpha_{33} T_3 CO_t + \alpha_{41} T_3 P_{t-1} + \alpha_{42} T_3 Y_{t-1} + \alpha_{43} T_3 CO_{t-1} + u_{3t} \quad (5)$$

donde el operador  $T_3$  representa una transformación del siguiente tipo para las variables incluidas en la regresión:  $T_3 M_t = -(1 - B^2)M_t$ .

En las regresiones (3), (4) y (5) es posible incluir, de resultar estadísticamente significativos, un intercepto, un término de tendencia y variables dummy estacionales. Nótese que esta metodología permite que los vectores de cointegración  $\alpha_i$ ,  $i = 1, 2, 3, 4$ , sean diferentes en las distintas frecuencias.

### III Evidencia empírica

#### A) Pruebas de no estacionariedad de las series

Las pruebas de cointegración estacional también requieren que las variables de interés sean no estacionarias (a la correspondiente frecuencia). Para probar si una serie es estacionaria o no a una determinada frecuencia, se utiliza la prueba desarrollada por EGHL (1993). Ella consiste en la prueba de hipótesis basada en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la siguiente regresión univariada:

$$T_4 x_t = \pi_1 T_1 x_{t-1} + \pi_2 T_2 x_{t-1} + \pi_3 T_3 x_{t-2} + \pi_4 T_3 x_{t-1} + e_t \quad (6)$$

donde el operador  $T_4$  representa el siguiente ajuste para la serie en cuestión  $x_t$ :  $T_4 x_t = (1 - B^4)x_t$ . A la regresión (6) es posible agregar los términos de intercepto, tendencia y variables dummy estacionales, de resultar significativos, al igual que rezagos de la variable dependiente para blanquear los errores. La variable dependiente es la diferencia de cuarto orden de la serie  $x$ . La prueba de una raíz unitaria a la frecuencia cero se basa en el estadístico "t" del coeficiente  $\pi_1$ ; la prueba de una raíz unitaria a la frecuencia  $1/2$  se basa en el mismo estadístico para el coeficiente  $\pi_2$  y finalmente, la prueba de existencia de una raíz unitaria a la frecuencia  $1/4$  se basa en la prueba F conjunta de que ambos  $\pi_3$  y  $\pi_4$  son cero. De acuerdo con esta prueba, no habrá raíces estacionales si  $\pi_2$  es diferente de cero y si se rechaza la prueba F para  $\pi_3$  y  $\pi_4$ . Una serie es estacionaria si no tiene raíces estacionales y si no tiene raíz a la frecuencia cero; este es el caso cuando todos los coeficientes en la regresión (6) son diferentes de cero, quizá con la excepción de  $\pi_3$  ó  $\pi_4$ . Los valores críticos de estos estadísticos se encuentran en las tablas publicadas en HEGY (1990).

Con información trimestral para el período 1980 I - 1992 IV, las pruebas sobre existencia de raíces unitarias se realizaron para distintas definiciones de agregados monetarios —definidos a continuación—, el costo de oportunidad de mantener cada agregado (CO), para el PIB real (PIB), y el nivel de precios (IPC); todas las variables, incluidos los costos de oportunidad, están expresados en logaritmos.

Se utilizaron varias definiciones de agregados monetarios debido a que no existe un consenso acerca de cuál agregado debe incluirse en las estimaciones de demanda de dinero. Los agregados utilizados fueron:

BASE	=	Base Monetaria = Efectivo + Reservas Bancarias.
M1	=	Medios de Pago = Efectivo + Cuentas Corrientes.
M1A	=	M1 + Depósitos de Ahorro (ordinarios).
M1B	=	M1 + Depósitos de Ahorro denominados en UPAC.
M1C	=	M1 + Depósito de Ahorro + Depósitos en UPAC.
M2	=	M1 + Cuasidineros.

El costo de oportunidad de mantener cada agregado monetario, DTF para BASE y M1, y TM1A, TM1B, TM1C y TM2 para M1A, M1B, M1C y M2, respectivamente, se definió como la diferencia entre la tasa de mercado y el rendimiento promedio ponderado de los activos incluidos en cada agregado. En ausencia de un mejor proxy para el rendimiento del mercado, se utilizó el rendimiento de los CDT a noventa días, DTF.

En el Cuadro 1 se presentan las pruebas antes reseñadas. Para cada una de las series en consideración se indica las variables incluidas —de ser significativas— para modelar su componente determinístico: la constante (C), la tendencia (T), variables dummy estacionales (DS) o ninguna de ellas (—). En la tercera columna también se muestra el número de rezagos de la variable dependiente utilizados para blanquear el término de error y en la cuarta columna se incluye el "P-value" del estadístico Box-Pierce el cual confirma que para todas las series el término de error de la regresión, estadísticamente hablando, puede considerarse ruido blanco. En las siguientes columnas, excepto para la última, se presentan los estadísticos "t" para los coeficientes  $\pi_1$ ,  $\pi_2$ ,  $\pi_3$  y  $\pi_4$ . En la última columna se presenta la prueba F conjunta para  $\pi_3$  y  $\pi_4$ .

El Cuadro 1 tiene una sencilla interpretación. La columna (quinta) del estadístico "t" para  $\pi_1$  muestra que dicho estadístico no es estadísticamente diferente de cero para todas las series incluidas; esto significa que todas las variables en consideración tienen una raíz unitaria a la frecuencia cero. Usando el mismo argumento en la sexta columna, todas las variables, excepto la tasa de interés DTF, el índice de precios (IPC) y el costo de oportunidad de mantener M1A, TM1A, exhiben una raíz unitaria a la frecuencia  $1/2$ . Por otro lado, las pruebas F rechazan la existencia de una raíz unitaria a la frecuencia  $1/4$  ( $3/4$ ) para DTF, M1B, TM1A y TM2.

La evidencia mostrada en el cuadro indica que todas las series son no estacionarias en el largo plazo, mientras que buena parte de ellas son no estacionarias a frecuencias estacionales. Es importante anotar que la mayoría de los trabajos que estiman elasticidades de la función de demanda monetaria utilizan técnicas estadísticas convencionales (véase por ejemplo, Carrizosa, 1983; Steiner, 1988 y Lora, 1990) las cuales están construidas sobre el supuesto de estacionariedad. Usar estas técnicas para relacionar variables no estacionarias puede conducir al conocido problema de regresión espúrea y a obtener resultados estadísticos incorrectos (Granger y Newbold, 1974). Es posible tratar de superar este problema induciendo estacionariedad y diferenciando las series, pero en dichas estimaciones la información de largo plazo, contenida en las series en niveles, sobre dicha relación se pierde. Las técnicas de cointegración superan estos problemas.

## CUADRO 1

## Pruebas sobre existencia de raíces unitarias a frecuencia cero y estacionales

Variable	Componente determ.	RA(1)	Box-Pierce (P-Value)	Estadísticas 't'					Estadística F	
				$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3$	$\pi_4$	$\pi_3 \cap \pi_4$		
DTF	C,T	0	0.8604	-2.21	-4.79*	-1.37	-3.10*	6.43*		
PIBK	C,T	1	0.9010	-2.56	1.003	-1.013	0.546	0.674		
IPC	—	1	0.7650	2.17	-2.86*	-1.097	-1.18	1.275		
Base	C,DS	5	0.7503	2.18	-2.41	-2.070	-2.08	4.52		
Medios	—	1	0.8630	2.55	0.736	-0.742	-0.92	0.714		
M2	—	2	0.8702	2.84	-0.95	-0.33	-2.48*	3.12		
M1A	C	2	0.3775	2.21	0.398	-0.197	-0.92	0.44		
M1B	C,T	1	0.8990	-2.72	0.614	-0.455	-2.46*	3.21*		
M1C	—	2	0.8970	2.71	0.571	0.551	-1.90	2.00		
TM1A	C	0	0.9840	-2.30	-2.60*	-1.51	-6.76*	31.1*		
TM1B	C	2	0.8240	-2.03	-0.30	0.1264	-1.99	1.98		
TM1C	C	2	0.8640	-2.17	-0.24	0.192	-2.11*	2.23		
TM2	C	0	0.9560	-2.05	-1.83	-2.40*	-3.60*	12.9*		

(1) Parte aumentada en la regresión auxiliar. \* Existe evidencia para rechazar la hipótesis nula correspondiente: prueba 't'  $H_0: \pi_1 = 0$  y prueba 'F'  $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$  ( $\pi_3 \cap \pi_4 = 0$ ). Sólo se incluyen componentes determinísticas significativas a un nivel  $\alpha = 5\%$

## Valores críticos reportados en HEGY

n = 48 $\alpha = 5\%$		C	C,T	C,DS	
't':	$\pi_1$	-1.95	-2.96	-3.56	-3.08
	$\pi_2$	-1.95	-1.95	-1.91	-3.04
	$\pi_3$	-1.93	-1.90	-1.92	-3.61
'F':	$\pi_4$	-2.11	-2.06	-2.05	-2.37
	$\pi_3 \cap \pi_4$	3.26	3.04	2.95	6.60

Las pruebas 't' para los primeros tres  $\pi$  son construidas a una cola en tanto que la de  $\pi_4$  es a dos colas.

## B) Pruebas de cointegración

Las técnicas econométricas de cointegración permiten determinar la existencia ya sea de una relación de largo plazo entre variables y/o comovimientos paralelos entre sus componentes estacionales. Las pruebas de cointegración estacional requieren que las variables incluidas sean integradas de orden uno a la correspondiente frecuencia.

De acuerdo con el Cuadro 1, la totalidad de las variables analizadas tienen una raíz unitaria a la frecuencia cero de modo que es posible probar la existencia o no de cointegración entre cualquier agregado monetario, los precios, su correspondiente costo de oportunidad y el nivel de actividad económica a dicha frecuencia.

A la frecuencia  $1/4$  ( $3/4$ ) es posible probar cointegración únicamente para el agregado M1C. Para los otros agregados, lo mismo que para el caso de la frecuencia  $1/2$ , alguna o algunas de las variables mencionadas no exhiben una raíz unitaria a dicha frecuencia, de modo que no es apropiado practicar la prueba de cointegración estacional.

La prueba de cointegración a la frecuencia cero, a largo plazo, consiste en estimar mediante mínimos cuadrados ordinarios la regresión (3) para cada agregado monetario y probar la estacionariedad del correspondiente término de error  $u_{it}$ . Una vez obtenida la serie del error  $u_{it}$ , es posible verificar la hipótesis de no cointegración realizando una prueba estándar (Dickey-Fuller) de existencia de raíz unitaria sobre el error de cointegración. La prueba consiste en estimar una regresión de  $(1 - B)u_{it}$  contra  $u_{it-1}$ , con o sin componentes determinísticos (constante, tendencia) y aumentada, si es necesario, con rezagos de la variable dependiente para blanquear el término de error de la nueva regresión. El estadístico "t" de la variable  $u_{it-1}$  se compara con los valores críticos tabulados en Engle y Yoo (1987) y Engle y Granger (1987). Si existe una raíz unitaria, el error no es estacionario y significa que las variables que se incluyen en la demanda de dinero no están cointegradas a la frecuencia cero; si no existe cointegración, la regresión que relaciona el correspondiente agregado monetario y la tasa de interés, el ingreso real y el nivel de precios es espúrea.

Si no existe una raíz unitaria, el término de error de cointegración de largo plazo es estacionario y las variables estarán cointegradas. Esto significa que cualquier choque en el mercado monetario ( $u_{it}$  puede interpretarse como el exceso de oferta de largo plazo en el mercado de dinero) tiende a desaparecer porque los excesos de oferta tienden a revertir hacia su media, cero. En el largo plazo se restablecerá el equilibrio entre la oferta y la demanda.

En el Cuadro 2, se muestran los resultados de las pruebas de cointegración a la frecuencia cero. La hipótesis de existencia de una raíz unitaria sólo puede rechazarse, a los niveles usuales de significancia, para M1, M1A y M2. Esta evidencia sugiere que las autoridades monetarias no deben fijar sus presupuestos monetarios en términos del crecimiento de agregados tales como la base monetaria, M1B y M1C ya que estos

agregados no tienen un efecto estable y predecible sobre la economía, debido a que ellos no exhiben una relación de largo plazo con un conjunto de variables macroeconómicas relevantes para la política monetaria.

CUADRO 2

Cointegración a la frecuencia  $\theta = 0$ 

Variable	Componente determin.	RA (1)	Box-Pierce (P-value)	T1IPC	T1PIBK	T1TASA	EY
T1M1	C,T	1	0.945	0.664	1.483	-0.2814	-4.15*
T1BASE	C,T	4	0.956	1.923	3.376	-0.647	-3.00
T1M2	C,T	1	0.713	0.667	-0.526	-0.4078	-6.26*
					(0.19)		
T1M1A	C,T	1	0.782	0.643	1.765	-0.294	-4.66*
T1M1B	—	5	0.874	1.029	0.9381	-0.5405	-1.46
T1M1C	—	5	0.874	1.039	0.9188	-0.4318	-1.74

(1) Parte aumentada en la regresión auxiliar

Valor crítico EY para  $n = 50$ :

5 variables :  $\alpha = 5\%$ : 4.15 -  $\alpha = 10\%$ : 3.85

4 variables :  $\alpha = 5\%$ : 3.98 -  $\alpha = 10\%$ : 3.67

Los P-Value no reportados son menores de 0.05.

Por otra parte, los agregados M1, M1A y M2 están cointegrados con el PIB real, el nivel de precios y su correspondiente costo de oportunidad. Existirá un efecto predecible y estable en el largo plazo entre los movimientos de estos agregados monetarios y dichas variables.

A diferencia de las estimaciones existentes de funciones de demanda de dinero (véase por ejemplo: Carrizosa, 1983; Steiner, 1988; Carrasquilla y Rentería, 1990; Lora, 1990), estas estimaciones no imponen de entrada la restricción de homogeneidad en el largo plazo de la demanda de dinero a los precios, estimando funciones de demanda por saldos reales. Si bien es cierto que existen fuertes razones teóricas para imponer esta restricción, los datos son inconsistentes con la hipótesis de una elasticidad unitaria con respecto a los precios.

En el Cuadro 2 también se reportan los vectores cointegrantes a la frecuencia cero, o lo que es lo mismo, las elasticidades de largo plazo de la demanda de dinero. Para el caso de M1 se estimó una elasticidad de largo plazo de la demanda nominal de medios de pago a los precios de sólo 0.6646, estadísticamente diferente de uno y de cero. La explicación de este resultado no es obvia. Probablemente puede deberse a alguno o algunos de los siguientes factores (véase Boughton, 1990, para la discusión de resultados similares): 1) El índice de precios al consumidor (IPC) puede no ser el índice relevante para las decisiones de portafolio, y en particular, para la decisión de seleccionar activos para propósitos de transacción. 2) Problemas de agregación. Los medios de pago pueden representar un agregado muy estrecho en el sentido de que pueden no ser una buena aproximación del saldo total para propósitos de transacción en poder del público; los agentes pueden mantener saldos monetarios para transacciones en otros activos, distintos a M1, que gozan de una liquidez igual o similar a la de los depósitos en cuenta corriente y el efectivo, pero que los protegen total o parcialmente de la pérdida del poder de compra debido a la inflación. 3) El tamaño de la muestra puede ser muy pequeño (1980-1992) y por lo tanto, puede sólo recoger respuestas incompletas de los precios a la política monetaria o respuestas incompletas de las autoridades monetarias a incrementos de precios.

Por otro lado, la elasticidad ingreso de la demanda por medios de pago es muy superior, estadísticamente hablando, a la unidad, 1.483. Esta evidencia, de nuevo, no apoya la idea comúnmente aceptada de que existen economías de escala en el uso del dinero. La conclusión de los modelos microeconómicos de Baumol (1952) y Tobin (1956) de que la elasticidad ingreso de la demanda de dinero es menor que uno parece no generalizarse con datos agregados para el caso colombiano. Finalmente, se estima que la elasticidad de largo plazo de la demanda de M1 a la tasa de interés es -0.2814, también estadísticamente significativa.

El agregado M1A presenta un vector cointegrante similar al de M1. El vector estimado para M2 muestra una elasticidad negativa al ingreso, aunque no estadísticamente significativa.

Para probar la existencia de cointegración en el agregado M1C a la frecuencia  $1/4$  ( $3/4$ ) se requiere estimar la regresión (5) y obtener el error de cointegración  $u_{3t}$ . De acuerdo con EGHL (1993) la hipótesis nula de no cointegración a la frecuencia  $1/4$  ( $3/4$ ) implica que ambos coeficientes  $\pi_3$  y  $\pi_4$  son conjuntamente cero en la siguiente regresión auxiliar:

$$(u_{3t} + u_{3t-2}) = \pi_3(-u_{3t-2}) + \pi_4(-u_{3t-1}) + e_t \quad (7)$$

donde también es posible modelar el componente determinístico de la regresión en la forma usual.

CUADRO 3

Cointegración a la frecuencia  $\theta = 1/4$  ( $3/4$ )

Variable	Componente determin.	T3IPC	T3IPC(-1)	T3TASA	T3TASA(-1)	T3PIBK	T3PIBK(-1)
T3M1C	C	0.016 (0.9)	-0.125 (0.6)	-0.202	0.096 (0.13)	0.353	0.582

	Regresión aumentada	Box-Pierce (P-Value)	$\pi_3$	't'	$\pi_4$	'F' $\pi_3 \cap \pi_4$
$U_{3t} + U_{3t-2}$	0	0.9037	-3.950*		-5.760*	48.190*

Valor crítico para  $n = 48$  y  $\alpha = 5\%$  't':  $\pi_3 = -3.57$ ,  $\pi_4 = -2.44$  y 'F':  $\pi_3 \cap \pi_4 = 7.35$ . Los P-Value no reportados son menores de 0.05. \* Existe evidencia para rechazar la hipótesis nula (coeficientes iguales a cero).

En el Cuadro 3, se presentan los resultados de las pruebas de cointegración para M1C a la frecuencia  $1/4$  ( $3/4$ ). Los estadísticos t y la prueba F indican que los coeficientes individuales y en conjunto son diferentes de cero. En consecuencia, el componente estacional de M1C está cointegrado a la frecuencia estacional  $1/4$  ( $3/4$ ) con el correspondiente componente estacional de los precios, su costo de oportunidad y el nivel de actividad económica.

Para resumir, la evidencia empírica encontrada indica que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre la economía y los agregados monetarios M1, M1A y M2. Sin embargo, la relación entre estas variables se torna espúrea a frecuencias estacionales; las variables analizadas pueden tener un comportamiento no paralelo en distintos trimestres, en distintas estaciones. El agregado M1C no está cointegrado en el largo plazo con la economía, aunque su componente estacional a la frecuencia  $1/4$  ( $3/4$ ) está cointegrado con el correspondiente componente estacional de los precios, el PIB y su costo de oportunidad.

## IV M1 y M2 en el largo plazo

Las técnicas de integración y cointegración estacional indicaron que para los agregados monetarios M1 y M2 la frecuencia donde existía evidencia de cointegración era la de largo plazo, o frecuencia cero. En esta sección nos centraremos en estudiar con algún detalle la relación de equilibrio de largo plazo entre estos agregados y la macroeconomía. HEGY (1990) anota que una estrategia alternativa para la estimación y contrastación de cointegración a la frecuencia cero con series estacionales es desestacionalizar las series y luego utilizar las técnicas usuales de integración y cointegración.

Siguiendo esta estrategia, desestacionalizamos todas las variables utilizando la metodología X-11 y realizamos pruebas sobre la existencia de una primera y segunda raíz unitaria utilizando la prueba aumentada de Dickey-Fuller. Aunque no se reportan los resultados, se encontró que todas las variables de interés exhibían una sola raíz unitaria. Luego se procedió a probar la existencia o no de cointegración. En el Cuadro 4, se muestra que los agregados M1 y M2 están cointegrados. En el mismo cuadro se reportan los vectores cointegrantes. Las elasticidades parciales de la demanda nominal de M1 son similares a las obtenidas en la sección anterior. Para M2 las diferencias son más importantes pruebas CUSUM SQUARE<sup>1</sup> de estabilidad de los parámetros de las regresiones de cointegración para M1 y M2 muestran que no existe evidencia de cambio estructural en la relación de largo plazo. En las Gráficas 1 y 2 se observa que el estadístico Cusum square se mantuvo dentro de los intervalos de confianza durante todo el período muestral, sugiriendo estabilidad de los parámetros de la regresión. De esta prueba se deduce que M1 y M2 están relacionados en el largo plazo de manera estable y predecible con la tasa de interés, los precios y el ingreso.

<sup>1</sup> El CUSUM SQUARE es una prueba basada en la construcción de residuales recursivos obtenidos a partir de los residuos de un modelo de regresión que va adicionando una a una las observaciones y que comienza con una estimación inicial que incluye sólo  $k$  de las  $n$  observaciones. El estadístico  $S$  se construye, para cada  $t$ , de la siguiente forma:

$$S_t = \frac{\sum_{i=1}^t W_i^2}{\sum_{i=1}^n W_i^2} \quad t = k + 1, \dots, n$$

donde  $W_i$  es el último residuo de una regresión parcial que incluye  $i-1$  observaciones,  $i \geq k$ .  $E[S_t]$  es aproximadamente  $(t-k)/(n-k)$ . Bajo la hipótesis nula se plantea que el vector de coeficientes es constante en el período de tiempo estudiado, en tanto que la hipótesis alterna plantea que no lo es. Dicha prueba no requiere una especificación *a priori* del momento en que puede haberse llevado a cabo un cambio estructural. La prueba se lleva a cabo graficando las bandas de confianza construidas para  $E[S_t]$  y  $S_t$  contra  $t$ . Movimientos de  $S_t$  fuera del intervalo de confianza sugieren inestabilidad en los parámetros de la regresión, (véase Green, 1990).

## CUADRO 4

## Regresión de cointegración medios de pago

MCO Variable dependiente LM1				
Rango: 1980.1 - 1992.4				
Número de observaciones: 52				
Variable	Coefficiente	Error est.	T	2-colas sig.
C	-6.6794028	1.7468114	-3.8237687	0.0004
LPIBK	1.4749515	0.1544419	9.5502047	0.0000
LDTF	-0.2903603	0.0367132	-7.9088705	0.0000
LIPC	0.8461985	0.0253266	33.411488	0.0000
R-Cuadrado	0.999340	Var. dependiente media		13.45803
R-Cuadrado ajustado	0.999298	Desviación estándar variable dependiente		0.893495
Error estándar regr.	0.023668	Suma de resid. cuadrados		0.026887
Log likelihood	122.9662	Prueba F		24212.58
Durbin-Watson	1.535687	Prob (Estadística F)		0.000000
Dickey-Fuller 't': -5.52		Valor crítico (Mackinnon) $\alpha = 5\%$ : -4.32		

## Regresión de cointegración oferta monetaria ampliada

MCO Variable dependiente LM2				
Rango: 1980.1 - 1992.4				
Número de observaciones: 52				
Variable	Coefficiente	Error est.	T	2-colas sig.
C	9.9814335	4.4402775	2.2479301	0.0292
LIPC	1.1587859	0.0658542	17.596224	0.0000
LPIBK	0.1082522	0.3952111	0.2739098	0.7853
LTM2	-0.5702771	0.0695200	-8.2030659	0.0000
R-Cuadrado	0.996659	Var. dependiente media		14.45681
R-Cuadrado ajustado	0.996450	Desviación estándar variable dependiente		0.008818
Error estándar regr.	0.060108	Suma de residuos cuadrados		0.173420
Log likelihood	74.50054	Prueba F		4772.692
Durbin-Watson	0.719882	Prob (Estadística F)		0.000000
Dickey-Fuller 't': -4.06		Valor crítico (MacKinnon) $\alpha = 10\%$ : -3.97		

GRAFICO 1  
Regresión de cointegración para M1

Pruebas de estabilidad de los coeficientes  
CUSUM CUADRADO  $\alpha = 5\%$

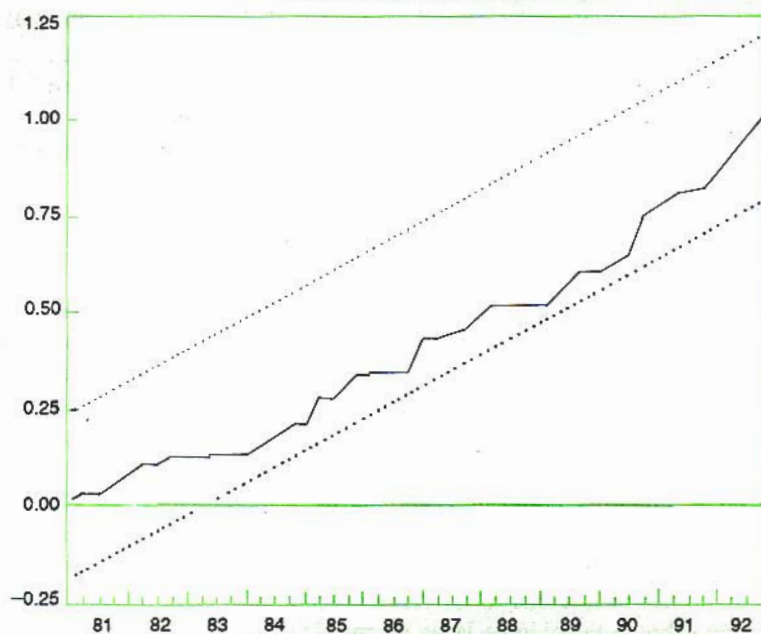
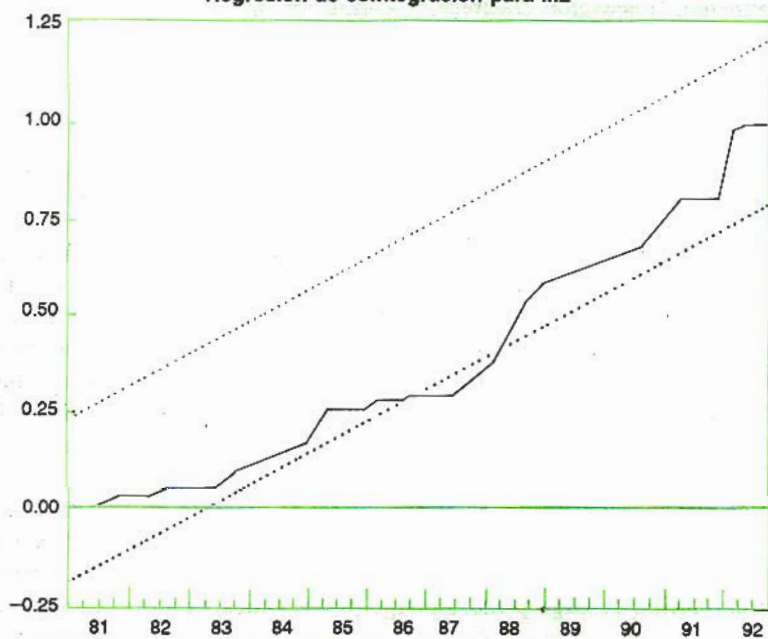


GRAFICO 2  
Regresión de cointegración para M2



Para resumir, las pruebas de esta sección mostraron que existía una relación de cointegración entre M1 y M2 y un conjunto de variables macroeconómicas claves. Y en particular, para M1 y M2 pruebas de estabilidad mostraron que estas relaciones no han sufrido cambios estructurales, al menos durante el período muestral 1980-1992, lo que lleva a concluir que en el largo plazo la relación es estable y predecible. Las elasticidades de largo plazo estimadas evidencian que las restricciones que se subrayan en la literatura teórica sobre demanda de dinero, como homogeneidad con respecto a los precios y economías de escala en el uso del dinero, no se validan para ambos agregados.

### A) La dinámica de corto plazo

Hasta ahora hemos hablado de una relación de largo plazo entre variables macroeconómicas; sabemos que existe una restricción que se satisface en el largo plazo y podemos además intuir que algo debe suceder en la dinámica de corto plazo que asegure que el sistema retorne al equilibrio; el equilibrio de largo plazo debe restringir de alguna forma la dinámica de corto plazo. La prueba formal de la relación entre la restricción de largo plazo y el ajuste de corto plazo del sistema se reproduce en Engle y Granger (1987) y se conoce en la literatura como el "Teorema de Representación de Granger". Este teorema dice simplemente que un conjunto de variables cointegradas puede ser representado por un modelo de corrección de errores. La idea detrás del mecanismo de corrección de errores es que una fracción del desequilibrio en el mercado monetario, o una desviación sobre la relación de largo plazo ( $U_t$ ) se corrige en el período siguiente.

Más formalmente, la ecuación dinámica de corrección de errores puede expresarse así:

$$\Delta M_t = \alpha_4 + \alpha_5 U_{t-1} + \sum_{i=1}^1 \alpha_{6i} \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{7i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{8i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{9i} \Delta CO_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

Este modelo de corrección de errores muestra que el ajuste de corto plazo de un agregado monetario es afectado por el error de equilibrio del período anterior ( $U_{t-1}$ ) que proviene de (2) y de cambios rezagados de las variables que comúnmente entran en la función de demanda de dinero. Si el sistema ha de retornar al equilibrio el coeficiente de  $U_{t-1}$ ,  $\alpha_5$ , debe ser negativo. En la literatura sobre corrección de errores esta ecuación se interpreta como la función de reacción de la autoridad monetaria: la respuesta endógena de la oferta monetaria a cambios en variables macroeconómicas (véase Miller, 1991).

Esto significa que si, por ejemplo, en el período  $t-1$  se presentó un exceso de oferta de dinero (si ésta oferta es mayor que la demanda  $U_t > 0$  en (2)) en el período siguiente la oferta debe disminuir para tratar de eliminar el desequilibrio y tender así a recuperar o restablecer la relación de largo plazo. El largo plazo, vimos, es una situación en la cual

los desequilibrios desaparecen. Para el período muestral 1980-1992 probamos que los desequilibrios son estacionarios (para las funciones de demanda de M1 y M2) y tienden a desaparecer, a revertir hacia su media: a cero.

Obviamente, no todo el ajuste en el mercado de dinero tiene que darse a través de ajustes en la oferta monetaria. En el corto plazo, un exceso de oferta de dinero puede presionar hacia la baja de la tasa de interés y/o elevar el producto y/o los precios, todo lo cual se refleja en una mayor demanda monetaria y en una tendencia a eliminar el exceso de oferta. Es claro, entonces, que todas las variables incluidas en el vector  $x_t$  son conjuntamente endógenas. Esto simplemente se traduce en que el mecanismo de corrección de errores es en realidad un sistema de cuatro ecuaciones similares a (4) para  $\Delta M_t$ ,  $\Delta P_t$ ,  $\Delta Y_t$  y  $\Delta CO_t$ .

Este sistema de ecuaciones conforma un sistema "near VAR", debido a que no todas las ecuaciones tienen el mismo conjunto de variables explicativas. Sin embargo, sólo reportamos la estimación mínimo cuadrática de la ecuación (8) para M1 y M2 (véase Cuadro 5).

Para determinar la longitud de los rezagos que se incluyen en la estimación, se emplearon los criterios de selección de Akaike, Schwarz y Hannan y Quinn (para detalles véase Judge, 1988). Los criterios muestran (véase Anexo 1) que la longitud apropiada del rezago para M1 es cero, mientras que para M2 está entre 0 y 1; en la estimación se empleó un rezago, un trimestre.

Debido a que existen relaciones de cointegración para M1 y M2 con un conjunto de variables macroeconómicas, es apropiado estimar para ellos modelos de corrección de errores. En el Cuadro 5 se presentan las estimaciones del mecanismo de corrección de errores para M1. Desde un punto de vista estadístico los resultados son muy satisfactorios. Económicamente, la variable de corrección de desequilibrios o de errores,  $U_{t-1}$ , resulta significativa y con el signo correcto; indicando que la intervención de la autoridad monetaria ha sido estabilizadora en el sentido de que la dirección de su intervención es hacia tratar de eliminar y no exacerbar los excesos de oferta o de demanda monetarios. Muestra que cerca del 50% del desequilibrio del período anterior se corrige con una disminución del crecimiento de la oferta monetaria en el período inmediatamente siguiente. La serie de desequilibrios se obtiene de la regresión de cointegración para M1.

En este cuadro se presenta el mismo ejercicio para M2. Los resultados son similares e indican también que casi el 25% del desequilibrio de un período se corrige con una disminución del agregado en el período siguiente. La serie de desequilibrios, en este caso, corresponde a los residuos de la regresión de cointegración para M2.

## CUADRO 5

## Modelo de corrección de errores medios de pago

MCO variable dependiente D(LM1) Rango: 1980.2 - 1992.4 Número de observaciones: 51				
Variable	Coefficiente	Error est.	T	2-colas sig.
C	0.0431126	0.0114430	3.7675891	0.0005
REM1(-1)	-0.4994841	0.1325863	-3.7672367	0.0005
D(LPIBK)	0.7962373	0.1957541	4.0675376	0.0002
D(LIPC)	0.1684782	0.1957218	0.8608041	0.3938
D(LDTF)	-0.1805145	0.0507214	-3.5589427	0.0009
R-Cuadrado	0.406744	Variable dependiente media		0.059723
R-Cuadrado ajustado	0.355157	Desviación estándar variable dependiente		0.023857
Error estándar regr.	0.019158	Suma de residuos cuadrados		0.016883
Log likelihood	131.9731	Prueba F		7.884553
Durbin-Watson	1.771131	Prob (Estadística F)		0.000063
Box-Pierce Q = 10.34		Rezagos = 12	Prob. 0.585	
Ljung-Box Q = 12.39		Rezagos = 12	Prob. 0.415	

## Modelo de corrección de errores oferta monetaria ampliada

MCO variable dependiente D(LM2) Rango: 1980.3 - 1992.4 Número de observaciones: 50				
Variable	Coefficiente	Error est.	T	2-colas sig.
C	0.0450656	0.0148406	3.0366411	0.0041
REM2(-1)	-0.2551108	0.0570175	-4.4742568	0.0001
D(LPIBK)	0.1279622	0.2054752	0.6227620	0.5369
D(LIPC)	0.0638012	0.2115126	0.3016425	0.7644
D(LTM2)	-0.0900796	0.0376727	-2.3911094	0.0215
D(LM2(-1))	0.5577994	0.1186847	4.6998440	0.0000
D(LPIBK(-1))	-0.1576433	0.2119148	-0.7438994	0.4612
D(LIPC(-1))	-0.2812115	0.2094155	-1.3428403	0.1867
D(LTM2(-1))	0.1688876	0.0393778	4.2889091	0.0001
R-Cuadrado	0.569244	Variable dependiente media		0.070704
R-Cuadrado ajustado	0.485194	Desviación estándar variable dependiente		0.027384
Error estándar regr.	0.019648	Suma residuos cuadrados		0.015828
Log likelihood	130.5037	Prueba F		6.772674
Durbin-Watson	2.020445	Prob (Estadística F)		0.000012
Box-Pierce Q = 10.75		Rezagos = 12	Prob. 0.551	
Ljung-Box Q = 12.82		Rezagos = 12	Prob. 0.382	

Los parámetros del mecanismo de corrección de errores fueron estimados utilizando mínimos cuadrados ordinarios. Los estimadores así obtenidos son consistentes, como se demuestra en Engle y Granger (1987).

De nuevo, para estas últimas estimaciones se realizaron pruebas CUSUM SQUARE (véase Gráficas 3 y 4) indicando que no hay evidencia de cambio estructural en los parámetros del mecanismo de corrección de errores.

En conclusión, no sólo hemos probado que existe una relación estable de largo plazo entre M1 y M2 y un conjunto de variables macroeconómicas claves, sino que en el corto plazo el ajuste o la corrección de las desviaciones sobre el equilibrio también es estable y predecible.

GRAFICO 3  
Modelo de corrección de errores para M1

Pruebas de estabilidad de los coeficientes  
CUSUM CUADRADO  $\alpha = 5\%$

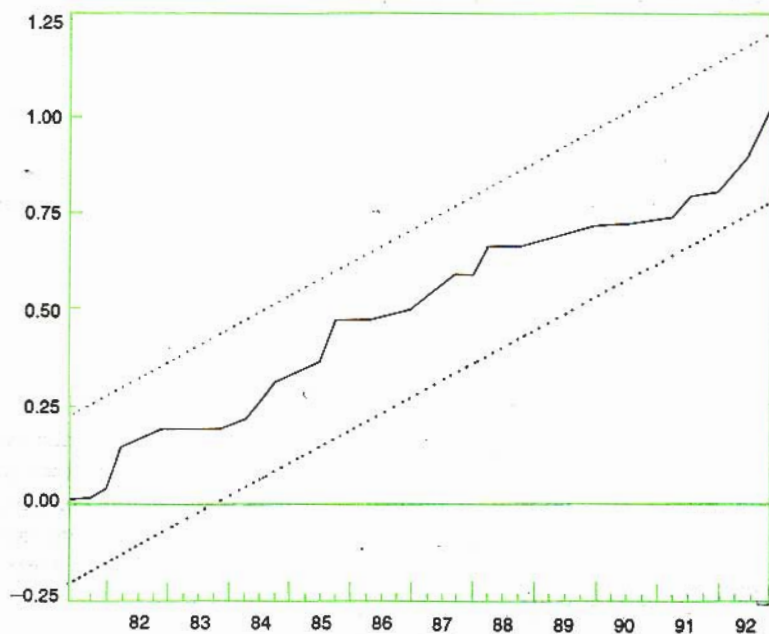
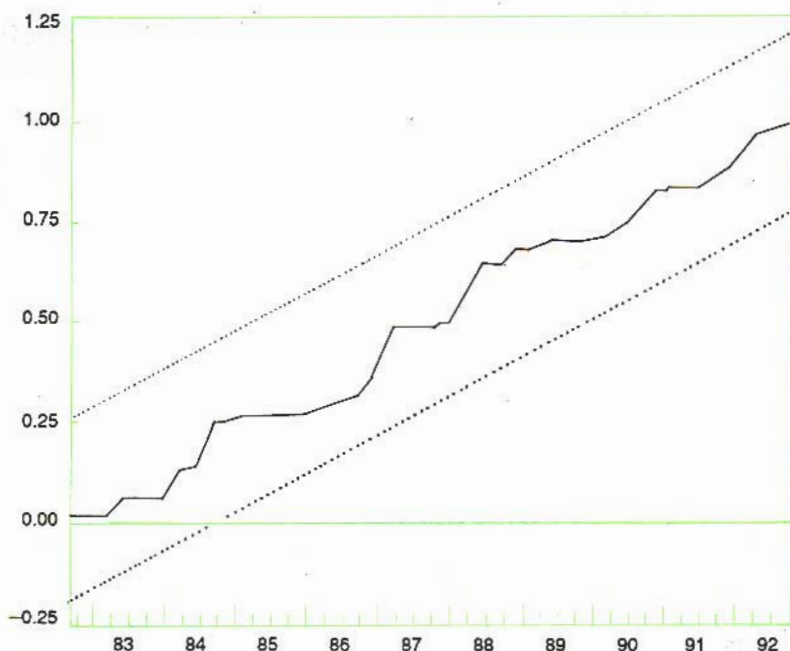


GRAFICO 4  
Modelo de corrección de errores para M2



## V Conclusión

En este trabajo se han estudiado las propiedades de largo plazo de varias funciones de demanda de dinero y su ajuste dinámico en el corto plazo. Encontramos que la base monetaria, M1B y M1C no se relacionaban de manera predecible con los precios, la actividad económica y la tasa de interés; lo cual hace de ellos instrumentos potencialmente muy pobres para propósitos de control monetario debido a que no tienen un efecto predecible sobre la economía.

Por el contrario, se encontró evidencia de que agregados tales como M1, M1A y M2 estaban cointegrados, respectivamente, con un conjunto de variables macroeconómicas relevantes y de interés para las decisiones de la autoridad monetaria. Esta relación de largo plazo probó ser estable para M1 y M2. Desde el punto de vista de la autoridad

monetaria el resultado de que M1 esté cointegrado es interesante porque no valida la idea comúnmente aceptada de que se requiere una definición amplia de dinero para encontrar una relación estable entre un agregado y la economía; supuestamente, agregados monetarios amplios capturan posibles sustituciones que ocurren entre los distintos depósitos emitidos por los intermediarios financieros.

Las propiedades de largo plazo estimadas para la función de demanda de M1 y de M2 mostraron que los datos no validaban las hipótesis de economías de escala en el uso del dinero y homogeneidad a los precios.

La existencia de cointegración permite usar las técnicas de corrección de errores. Este mecanismo nos permite estudiar la dinámica de corto plazo que lleva a que se satisfaga la restricción de largo plazo dada por el vector cointegrante. Se encontró que el modelo de corrección de errores era estable tanto para M1 como para M2 y que la intervención de la autoridad monetaria en el mercado de dinero era estabilizadora, pues se dirigía a eliminar los excesos de oferta o a satisfacer los excesos de demanda.

El hecho de que M1 presente no sólo una relación estable de largo plazo con la economía sino que la dinámica de ajuste de corto plazo del mercado monetario también sea estable y predecible, además de que es un agregado potencialmente controlable por la autoridad con los instrumentos disponibles, hace que este agregado sea el mejor instrumento para alcanzar el objetivo último de la política monetaria: precios y crecimiento económico estables.

#### ANEXO 1

##### Criterio de selección de rezagos

Rezago	Medios de pago			Oferta monetaria ampliada		
	AIC(n)	SC(n)	HQ(n)	AIC(n)	SC(n)	HQ(n)
0	-30.45	-30.45	-30.45	-29.23	-29.23	-29.23
1	-30.37	-29.77	-30.14	-29.35	-28.75	-29.12
2	-30.20	-28.99	-29.74	-29.07	-27.86	-28.61
3	-30.09	-28.27	-29.40	-29.05	-27.23	-28.35
4	-30.04	-27.62	-29.12	-29.12	-27.69	-28.19
5	-30.14	-27.11	-28.98	-29.27	-26.24	-28.11
6	-30.05	-26.41	-28.66	-29.12	-25.48	-27.73
7	-30.13	-25.89	-28.51	-29.08	-24.84	-27.46
8	-30.05	-25.20	-28.19	-28.78	-23.94	-26.93
9	-29.88	-24.42	-27.79	-28.75	-23.29	-26.66
10	-29.85	-23.78	-27.53	-28.55	-22.49	-26.24

### Bibliografía

- Baumol, W. (1952). "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 56, 545-556.
- Beaulieu, J. y Miron, J. (1990). "Seasonal Unit Roots and Deterministic Seasonals in Aggregate U.S. Data", mimeo (Boston University, Boston, MA).
- Boughton, J. (1990). "Long-Run Money Demand in Large Industrial Countries", IMF, working paper, junio.
- Carrasquilla, A. y Rentería, C., (1990). "¿Es inestable la demanda por dinero en Colombia?", *ESPE*, 17, 21-37.
- Carrizosa, M. (1983). "La definición de dinero, los medios de pago y los cuasi-dineros en Colombia", *ESPE*, 3, 37-69.
- Clavijo, S. y Gómez, H. (1988). "Selección y control de agregados monetarios óptimos", *ESPE*, 14, 39-64.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D y Fuller, W. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometría*, 49, 1057-1072.
- Dolado, J. y Jenkinson, T. (1990). "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys*, 4, 249-273.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometría*, 55, 251-276.
- Engle, R. y Yoo, B. (1987). "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics*, 35, 147-159.
- Engle, R., Granger, C., Hylleberg, S. y Lee, H. (1993). "Seasonal Cointegration", *Journal of Econometrics*, 55, 275-298.
- Franses, P. (1990). "Testing for Seasonal Unit Roots in Monthly Data", Report 9032/A (Erasmus University, Rotterdam).
- Fuller, W. (1976). "Introduction to Statistical Time Series". New York: John Wiley.
- Granger, C. y Newbold, P. (1974). "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Green, W. (1990). "Econometric Analysis", New York University.
- Hendry, D. (1987). "Econometric Methodology: A Personal Perspective", en *Advances in Econometrics*, vol. 2, 29-48. Bewley, T. (ed.). Cambridge: Cambridge University Press.

- Hendry, D. y Richard, J. (1982). "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics", *Journal of Econometrics*, 20, 3-33.
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C. y Yoo, B. (1990). "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
- Judge, G. *et al.* (1988). "Introduction to the Theory and Practice of Econometrics", John Wiley and Sons.
- Lora, E. (1990). "La velocidad de circulación y la demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia", *ESPE*, 18, 193-219.
- Micro TSP Version 7.0 User's Manual*, David Lilien.
- Miller, S. (1991). "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error Correction Modelling," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, 139-154.
- Melo, F.; Misas, M. y Oliveros, H. (1991). "Seminario econométrico sobre raíces unitarias", mimeo, Documento DIE, Banco de la República.
- Said, S. y Dickey, D. (1984). "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71, 599-608.
- SAS/ETS Version 6 User's Guide* First Edition, SAS Institute Inc.
- Steiner, R. (1988). "La demanda por medios de pago, efectivo y depósitos en cuenta corriente: 1967-1986", *ESPE*, 13, 69-85.
- Tobin, J. (1956). "The Interest Rate Elasticity of the Transactions Demand for Cash", *Review of Economics and Statistics*, 38, 241-247.
- West, K. (1988). "Asymptotic Normality, When Regressors Have a Unit Root", *Econometrica*, 56, 1397-1417.