

# El comportamiento monetario en Colombia: 1980-1993. Una hipótesis cambiaria

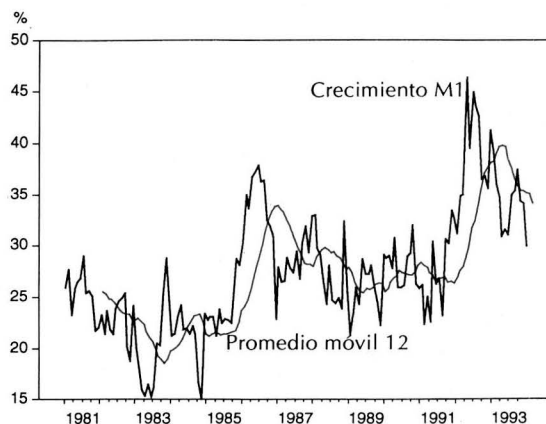
Alberto Carrasquilla  
Arturo Galindo\*

## I. INTRODUCCION

El Gráfico 1 muestra la evolución de los medios de pago en Colombia en términos de su tasa de crecimiento anual y el Gráfico 2 ilustra el stock de medios de pago en términos reales (deflactado por el IPC sin alimentos). Las series son mensuales y cubren el período comprendido entre enero de 1980 y diciembre de 1993. También se incluyen promedios móviles de orden 12.

Un hecho estilizado importante en la muestra está dado por el salto en el dinero real ocurrido en dos instancias. La primera, entre 1983/1984 y 1988, y la segunda, a partir de 1990. A la luz del comportamiento del dinero real, la tarea de un analista de la historia monetaria reciente es explicar cuatro fenómenos. El primero es la relativa estabilidad en el stock de dinero real entre 1980 y 1983 (crecimiento anual de -0.7%). Segundo, el salto que ocurrió entre 1983 y 1988, que elevó en 28% el saldo (4% anual). Tercero, la estabilidad, con ligera tendencia decreciente, observada entre 1989 y 1991

Gráfico 1. CRECIMIENTO DE M1 1981-1993



Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

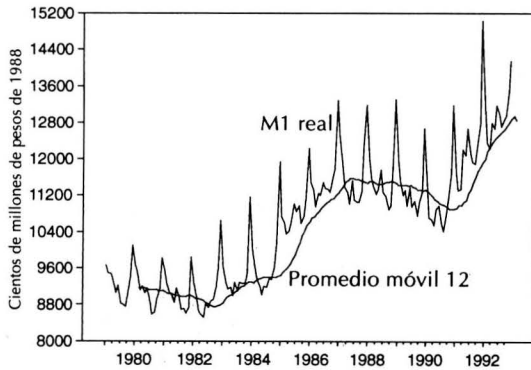
(-1.45% anual). Por último, el rápido crecimiento ocurrido en 1992 y 1993 (8.04% anual, 16.7% en el saldo). Este problema es el objeto del presente documento.

## II. EXPLICACIONES CONVENCIONALES

En primer término, vale la pena recordar que durante este período, el stock real de dinero creció a una tasa de 2.6% anual en promedio, ciertamente por debajo

\*Banco de la República. Se agradecen comentarios de R. Junguito, E. Lora, R. Steiner y los asistentes a un seminario en Fedesarrollo donde se presentó una versión anterior.

## Gráfico 2. M1 REAL Y PROMEDIO MOVIL 12



Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

de la tasa de crecimiento real de la economía que fue de 3.4%. Ello sugiere que, como un todo, estos últimos 13 años estuvieron caracterizados por un incremento en la velocidad de circulación igual a aproximadamente un 0.8% anual. Una tasa de crecimiento de 0.8% anual en la velocidad no es de ninguna manera problemática y equivale -comodamente- a lo que cabría suponer es el ritmo de largo plazo de las mejoras técnicas en el proceso de transacción.

Lo que resulta problemático no es el comportamiento monetario en el conjunto de la muestra, sino las enormes variaciones al interior de ella. Para ponerlo más gráficamente, estamos transitando una senda de largo plazo que intertemporalmente es sostenible (dadas las mejoras técnicas) pero hemos experimentado períodos prolongados en los cuales las diferencias entre los valores observados y los de equilibrio a largo plazo son bastante notorias.

A nivel teórico, es convencional entender que el stock observado de medios de pago es igual a la demanda por dinero. Formalmente:

$$M^d = F(Y, i, \pi^e, P) + \mu^d \quad (1)$$

$$M^s = M^d \quad (2)$$

donde  $M^d$  es la demanda nominal,  $M^s$  la oferta nominal y  $\mu^d$  un shock exógeno de demanda. En la

función de demanda aparece un indicador de transacciones ( $y$ ), la tasa de interés ( $i$ ), las expectativas de inflación  $\pi^e$  y el nivel de precios ( $P$ ).

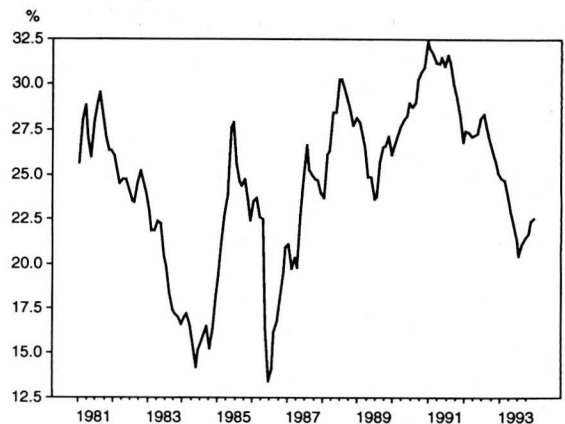
Este esquema, exactamente, es el utilizado en los modelos econométricos de demanda por dinero más conocidos, los cuales toman la serie del Gráfico 1 y corren regresiones de dicha variable contra el PIB ( $y$ ), las tasas de interés ( $i$ ) y, en algunos casos, algún indicador de expectativas de inflación, suponiendo generalmente, homogeneidad unitaria de la demanda nominal respecto al nivel de precios.

Un modelo convencional explicaría los saltos interesantes, en el stock real de dinero (1983-88 y 1991-93) como el resultado de saltos paralelos y negativos en las expectativas de inflación y/o la tasa de interés nominal, o bien como consecuencia de un PIB real sensiblemente mayor.

Miremos la evidencia para los episodios en cuestión. Sería curioso que las expectativas de inflación hubieran bajado entre 1983/88 en un contexto de dramática aceleración inflacionaria, tal como el que experimentó Colombia (Gráfico 3).

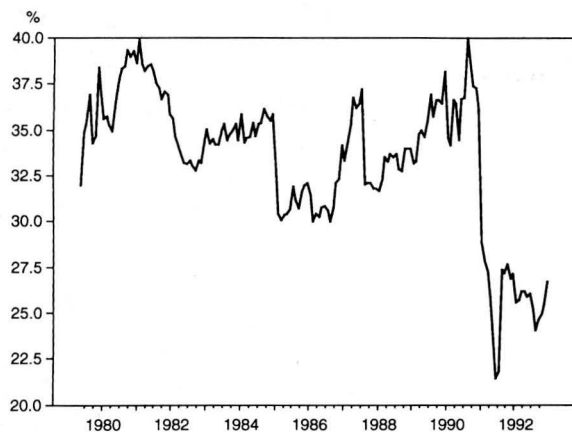
De otra parte, no es cierto, de ninguna manera, que las tasas de interés en este período hubieran experimentado bajas sustanciales, más bien lo contrario (Gráfico 4). Tampoco es cierto que la

## Gráfico 3. INFLACION ANUAL (Datos mensuales)



Fuente: Dane.

**Gráfico 4. TASA DE INTERES ANUAL**



Fuente: Banco de la República.

economía hubiera experimentado un boom en su actividad real (Gráfico 5); de hecho la tasa de crecimiento promedio es de las más bajas de la historia colombiana.

Es, por tanto, difícil de explicar el salto en el comportamiento del dinero real en el período 1983-90 con base en estas variables.

Una prueba empírica de esta hipótesis es simular las proyecciones fuera de muestra de un modelo «convencional» y compararlas con las de un modelo trivial alternativo (paseo aleatorio).

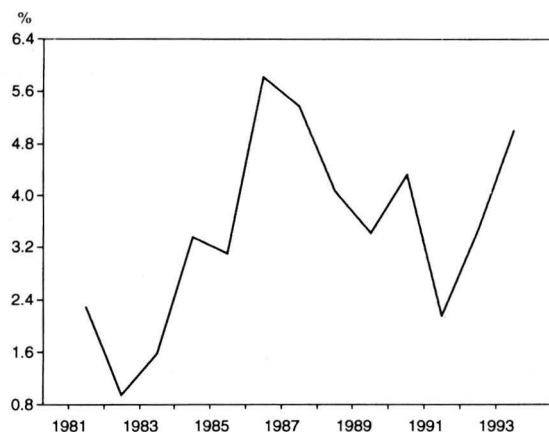
Lo anterior se puede hacer operativo empíricamente mediante el análisis de la capacidad predictiva de un modelo típico de demanda por saldos reales en cada momento de la muestra considerada. El modelo a estudiar es de la forma:

$$\Delta M1R_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_t + \beta_2 \Delta i_t + \beta_3 \Delta M1R_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2_e)$$

con M1R siendo los saldos reales, «y» el ingreso real e «i» la tasa de interés. El símbolo  $\Delta$  indica que se trabaja con las variables en diferencias<sup>1</sup>. La frecuencia de la información es trimestral y las series se encuentran en logaritmos.

**Gráfico 5. CRECIMIENTO PIB REAL**



Fuente: Dane.

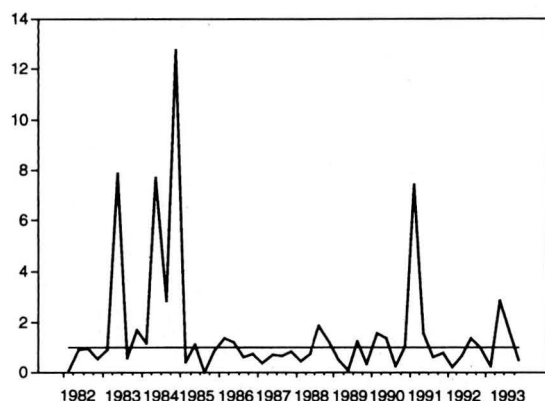
El modelo se estimó repetidamente añadiendo en cada estimación una nueva observación. Se realizó en cada una de ellas una proyección para el siguiente período y se evaluó la «calidad» de esa proyección construyendo un estadístico U de Theil. El objetivo del ejercicio es determinar si el modelo puede predecir los dos saltos que se presentan a lo largo de la muestra en los saldos reales. En caso contrario se puede pensar que se ha excluido alguna variable importante en la función de demanda. El U de Theil establece una relación entre la suma al cuadrado del error de la proyección por fuera de muestra y la suma al cuadrado de las diferencias de las series<sup>2</sup>. Si el coeficiente es menor que uno significa que la proyección es «buena» si es mayor que uno quiere decir que el error que se comete al proyectar es

1 El modelo se corre en diferencias para evitar problemas de correlación espuria, dado que las variables que se incluyen son integradas de orden uno (I(1)) y no se encuentran cointegradas. La demostración de esto se encuentra en el anexo.

2 Formalmente el estadístico U de Theil se define como:

$$U_{Theil} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^m e_t^2}{\sum_{t=1}^m (Z_t - Z_{t-1})^2}}$$

## Gráfico 6. U-THEIL, ESTIMACION RECURSIVA



Fuente: Cálculos de los autores.

bastante alto. Es claro que mientras más alto sea el U de Theil, más mala es la proyección.

El Gráfico 6 muestra los resultados de construir el U-Theil con base en la estimación recursiva.

En el gráfico se hace evidente que el modelo proyecta bien durante una parte considerable de la muestra (un porcentaje alto de los coeficientes calculados se encuentra por debajo de la línea horizontal trazada a la altura de uno). Los U de Theil más altos a lo largo de la estimación recursiva coinciden con los puntos de quiebre de la serie de saldos monetarios reales. La evidencia empírica -por ende- sugiere que hace falta alguna variable en el modelo tradicional de demanda de dinero lo cual limita su capacidad predictiva en coyunturas específicas.

Queda claro que, ateniéndonos a los determinantes convencionales incluidos en las funciones típicas de demanda por dinero, y dentro del esquema del modelo que comprende las ecuaciones (1) y (2) hay interrogantes importantes respecto de la dinámica monetaria en Colombia en los ochenta.

Si bien como relación de largo plazo, la velocidad de circulación está ubicada en un rango sostenible y fundamentado, no es posible explicar el comportamiento particular durante estos dos episodios a la luz de un modelo convencional de demanda<sup>3</sup>.

## III. HACIA EXPLICACIONES MAS CONVINCENTES

Al examinar el período 1980-93 en Colombia, un aspecto histórico sobresaliente es el proceso ajuste de 1984-86, dentro del cual cabe subrayar con énfasis la devaluación nominal de 1985.

La inclusión de la tasa de cambio y de la política económica en este frente, permite efectuar una interpretación más adecuada del fenómeno y es la siguiente. Entre 1980 y 1984 la tasa de cambio real estuvo sobrevaluada y los agentes económicos percibieron la necesidad de una devaluación. Síntoma de ello es, entre otras cosas, el comportamiento de la tasa de cambio «libre». Entre 1980 y 1982 el «premio» de la tasa de cambio, definido como la relación entre la tasa paralela o negra y la tasa oficial, fue cercano a cero, e incluso algo negativo. Entre 1983 y 1985 este premio se elevó, llegando a niveles de 10% y más<sup>4</sup>. El Gráfico 7 muestra la diferencia en términos porcentuales entre las dos tasas de cambio<sup>5</sup>.

El ajuste que se presentó en la tasa de cambio nominal (oficial) entre 1984 y 1985, eliminó estas expectativas de devaluación. Por tanto, implicó un cambio en la rentabilidad percibida por los agentes en cuanto a los activos denominados en moneda extranjera y condujo, consecuentemente, a un ajuste en el portafolio financiero del sector privado. De un

4 Ver Herrera, S. (1990).

5 Una interpretación alternativa es la que está contenida en Lora (1990) según la cual el modelo (1), (2) carece de un indicador del stock de riqueza financiera en pesos y por ende de un proceso de ajuste en el portafolio entre moneda local y extranjera que, empíricamente, es relevante, para la dinámica de corto plazo de la velocidad.

3 Por ejemplo, Carrasquilla y Rentería (1990) muestran que la serie exhibe inestabilidades de corto plazo, la cual es particularmente notoria en 1984. Resultado similar obtienen Herrera y Julio (1993).

portafolio amplio en activos denominados en dólares, los agentes se pasaron a otro portafolio amplio en activos denominados en pesos. Consecuentemente, el dinero real, un activo en pesos, se elevó junto con la cuenta de capitales y las reservas internacionales.

La evidencia preliminar sugiere, por tanto, que el rápido salto en el stock monetario ocurrido entre 1984 y 1988 se debió a un problema cambiario. Una manera de comprobar la existencia de una relación entre las expectativas de devaluación y los saldos reales es realizando una prueba de causalidad del tipo de Granger. Se dice que existe causalidad en el sentido de Granger de una variable hacia otra cuando el pasado de alguna de ellas contribuye a explicar a la otra. La manera de probar si las expectativas de devaluación tienen influencia sobre el crecimiento de los saldos reales es realizando una prueba conjunta sobre la significancia estadística de los rezagos de las expectativas de devaluación (EDEV) en:

$$CM1R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i CM1R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i EDEV_{t-i} + \eta_t$$

La hipótesis nula de la prueba es que no existe causalidad. En caso de rechazarse esta hipótesis se puede concluir que las expectativas de devaluación

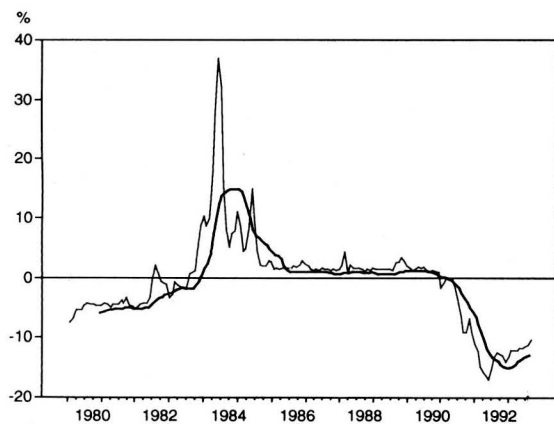
«causan» los saldos reales en el sentido de Granger. La prueba se realizó con datos mensuales desde 1980 hasta 1993 considerando doce rezagos. El estadístico  $F(12,102)$  para la prueba realizada fue de 2.17. El valor crítico al 5% de significancia para esta prueba es aproximadamente 1.83. La hipótesis nula de que no existe causalidad de EDEV hacia CM1R se rechaza.

El hecho de que la tasa de cambio real hubiera estado en relativo equilibrio entre 1986 y 1990, implica estabilidad en el dinero real, pese a que la economía creció algo más rápido, debido a la marcada aceleración inflacionaria presente durante estos años. De hecho, esta tendencia inflacionaria explicaría tanto la ligera tendencia negativa en los saldos reales, como la continuación del proceso de «profundización financiera» experimentado durante toda la década.

Entre mediados de 1989, con el ajuste cambiario de junio, y 1992, el régimen ha cambiado; fue un período de gran subvaluación e incertidumbre cambiaria, expectativas generalizadas de revaluación e incentivos fuertes a convertir el portafolio a pesos. Aunado a ello, cabe resaltar la naturaleza de la política monetaria de 1990-91 basada en el concepto de «esterilización a toda costa», que coadyuvó a profundizar los desequilibrios externos y cuasi-fiscales que a su vez repercutieron sobre las expectativas cambiarias. En vista de que el cambio estaba subvaluado, los agentes tenían incentivos para enfatizar el contenido en moneda local de sus activos (netos) totales. Es decir, derivaban beneficios importantes al elevar sus activos denominados en pesos, de una parte, y sus pasivos denominados en moneda extranjera, de otra.

Era, por tanto, esperable que en estas condiciones los saldos de activos denominados en pesos se elevaran, tal y como, en efecto, lo hicieron, y en grado importante, durante el período. De otra parte, la caída en tasas de interés (1992-93) implicó que una mayor proporción de los activos totales en pesos estuvieran representados en medios de pago. Con base en lo anterior se puede construir un modelo de vectores autorregresivos que permita

## Gráfico 7. EXPECTATIVAS DE DEVALUACION



Fuente: Cálculos de los autores.

estudiar la dinámica del crecimiento de los saldos reales frente a incrementos de las expectativas de devaluación. El modelo de vectores autorregresivos que se plantea tiene la siguiente forma:

$$X_t = B(L) X_t + \omega_t$$

$$\omega_t \sim N(0, \sigma_\omega^2)$$

$$X_t^I = (CM1R_t, EDEV_t)$$

$$\omega_t^I = (\omega_t^{CM1R}, \omega_t^{EDEV})$$

Donde  $B(L)$  es una matriz de  $2 \times 2$  de polinomios de grado doce en el operador de rezagos  $L$ . La estimación se hace utilizando promedios móviles de las series involucradas.

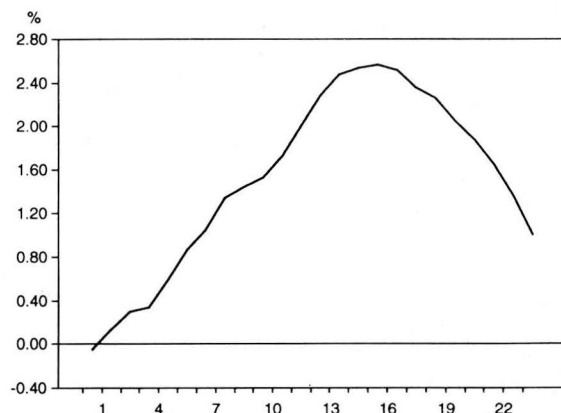
Con base en la estimación del modelo, se realizó un ejercicio de impulso repuesta para darle una mayor solidez a la hipótesis enunciada a lo largo del trabajo. Se le dio un choque de una desviación estándar negativa a las expectativas de devaluación (choque a las expectativas de revaluación) con el fin de estudiar la dinámica del crecimiento de los saldos reales. El resultado de este ejercicio se encuentra en el Gráfico 8.

Como era de esperarse, el incremento en las expectativas de revaluación produce un cambio en la rentabilidad de los activos domésticos que contribuyen a elevar la demanda por saldos reales. El análisis empírico realizado coincide con la hipótesis cambiaria formulada anteriormente.

#### IV. CONCLUSIONES

En resumen, hay varios aspectos que se deben recordar al tratar el tema de la coyuntura monetaria en una perspectiva más amplia.

**Gráfico 8. RESPUESTA DE CM1R A CHOQUE NEGATIVO EN EDEV**



Fuente: Cálculos de los autores.

1. El stock de dinero real cambió fuertemente dos veces entre 1980 y 1993.
2. En ambas ocasiones hubo variaciones en las expectativas cambiarias, reflejadas -por ejemplo- en los diferenciales entre la tasa oficial y la paralela y éste es el determinante básico. Ello sugiere que la economía ha sido más abierta de lo que usualmente se cree, y lo ha sido por muchos años<sup>6</sup>. La apertura de capitales que en ocasiones se esgrime para plantear un supuesto salto en la elasticidad de la demanda a la devaluación esperada, no es particular al episodio de 1991/92.
3. No obstante estos saltos, explicados por variaciones en las expectativas de devaluación, la velocidad de circulación en Colombia tiene una tasa de crecimiento de largo plazo que no implica inconsistencias. Ello sugiere que, corregido por cambios bruscos en expectativas cambiarias, la demanda por dinero es altamente estable.

## ANEXO

La sabiduría convencional describe los saldos reales en función de la tasa de interés y el ingreso real. En el Cuadro A1 se muestran los estadísticos tipo t de las pruebas de raíz unitaria de Dickey y Fuller (Dickey y Fuller aumentadas) para cada una de las tres variables a incluir en el modelo. La hipótesis nula de la prueba es que la variable considerada es integrada de orden uno. Se utiliza información trimestral en logaritmos para el período 1978:1 -1993:4. Las series se trabajan en promedios móviles de orden cuatro.

La información contenida en el cuadro A1 indica que en ninguna de las tres series se rechaza la hipótesis nula, es decir que las tres son I(1).

Una prueba de cointegración basada en los residuales de la siguiente ecuación:

$$M1R_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_t + \alpha_2 Y_t + \eta_t$$

revela que las series no se encuentran cointegradas. El estadístico tipo t obtenido al realizar una prueba sobre la estacionariedad de  $\alpha_0$  es de -3.044. El valor crítico de esta prueba de acuerdo a la tabulación de Engle y Yoo<sup>7</sup> es de 3.75, lo que indica que no se tiene evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de no cointegración. A raíz de lo anterior se estimó el modelo en diferencias. A continuación se presentan los resultados de una estimación del modelo en diferencias para toda la muestra considerada.

**Cuadro A1. PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA DE DICKEY Y FULLER AUMENTADAS**

Serie	Estadístico t	Valor Crítico	Rezagos	Prob del Ljung Box
M1 Real	$T_t = -2.419$	-3.50	1	0.3142
Tasa de interés	$T_\mu = -2.176$	-2.93	1	0.5721
PIB Real	$T_t = -1.645$	-3.50	1	0.4392

### Regresión explicativa del crecimiento del M1 real

Cifras trimestrales de	1978: 01 a 1993: 04	Regresión F(3,58)	27.8157
Grados de libertad	58	Nivel de significancia de F	0.00000
Observaciones totales	64	Estadístico Durbin-Watson	1.932986
R cuadrado centrado	0.589952	Q(16)	21.854136
Error estándar de la estimación	0.00891	Nivel de significancia de Q	0.14796

Variable	Coefficiente	Error están.	Estad. T	Significa.
1. Constante	-0.000737828	0.001817514	-0.40595	0.68626981
2. DLI	-0.128953681	0.031138285	-4.14132	0.00011344
3. DLPIB	0.441265239	0.179512388	2.45813	0.01697435
4. DLM1R{1}	0.494251695	0.093362783	5.29388	0.00000192

6 Excepción a esta sabiduría convencional es el trabajo de Correa (1992).

7 Ver Engle y Yoo (1987).



## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Carrasquilla, A. y Rentería, C. (1990). «¿Es inestable la demanda por dinero en Colombia?», *Ensayos de Política Económica* No.17, junio.
- Correa, P. (1992) «Paridad entre la tasa de interés interna y externa: notas sobre el caso colombiano», *Coyuntura Económica*, abril.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1979). «Distribution of estimates for autorregresive time series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association.*, Vol 74.
- Engle, R. y S. Yoo (1987) «Forecasting and testing in co-integrated systems», *Journal of Econometrics*, Vol. 35.
- Herrera, S. (1990) «Eficiencia y determinantes del funcionamiento del mercado paralelo de divisas en Colombia», *Ensayos de Política Económica* No. 17, junio.
- Herrera, S. y J. M Julio (1993) «La demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia», *Coyuntura Económica*, abril.
- Lora, E. (1990) «La velocidad de circulación y la demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia», *Ensayos de Política Económica*, No.18, diciembre.