

La serie "Borradores Semanales de Economía" es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los Trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

**DINERO, INTERES, INFLACION Y FLUCTUACIONES  
ECONOMICAS EN COLOMBIA DESDE 1958**

**Por:  
Carlos Esteban Posada P.**

**1995**

**No. 44**

Para comentarios favor dirigirse al autor:  
Fax: 2865936 - Teléfono 3421035.

# **DINERO, INTERES, INFLACION Y FLUCTUACIONES ECONOMICAS EN COLOMBIA DESDE 1958**

**Carlos Esteban Posada P.\***

**Santafé de Bogotá, diciembre de 1995**

---

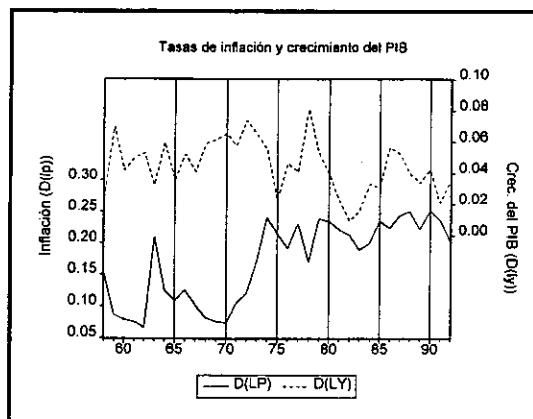
Investigador, Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Las opiniones contenidas en este documento son de responsabilidad del autor y no comprometen al Banco de la República. Se agradecen los comentarios de José Darío Uribe.

## I. Introducción

No es fácil entender la naturaleza de las funciones del dinero y sus efectos económicos. La forma clásica de abordar este asunto, relacionada sin duda con su dificultad, ha sido partir de algunos supuestos simplificadores. Con ellos se avanza por el camino exploratorio y, eventualmente, se revisa su pertinencia a la luz de los hallazgos.

El primer supuesto es considerar que la esencia del dinero es ser aquello que la sociedad acepta como el medio general de compras y pagos. El segundo consiste en suponer que la cantidad ofrecida (y lanzada al mercado) de dinero es exógena con respecto a las variables económicas, y que lo que tiene determinación económica es la cantidad demandada de dinero. Con estos supuestos se hacen las investigaciones iniciales en el campo de los efectos macroeconómicos del dinero, es decir, en el campo de la inflación, las tasas de interés y la evolución coyuntural del producto real, sin perjuicio de revisar algún supuesto al final del camino. Este es el enfoque de este documento, y su motivación es obvia como se verá a continuación.

Los casi 40 años corridos desde 1958 han sido testigos de variaciones intensas de la inflación, aunque más al principio que al final. En efecto, entre 1958 y 1974 se observan inflaciones con un nivel medio de 11.7% anual y desviación estándar de 5%, y después de 1974 oscilaciones menos bruscas alrededor de un nivel más alto: 22% anual, con una desviación estándar de 2.3%. También han sido años de oscilaciones de la tasa de crecimiento del producto que, aunque modestas a juzgar por los patrones latinoamericanos, no han sido despreciables. Cabe anotar que la desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB real fue 1.7% entre 1958 y 1992, lo cual equivale a 38% de inestabilidad si se la compara con la tasa media de crecimiento, que fue 4.5% anual entre 1958 y 1992.



Un conjunto clásico, y más específico, de hipótesis adicionales es el siguiente: siendo relativamente estable la demanda de dinero, medido éste en términos de poder de compra, las variaciones de su oferta pueden explicar no solo el comportamiento de mediano o largo plazo del nivel de precios sino también buena parte de las fluctuaciones económicas de corto plazo en economías con rigideces transitorias de precios y expectativas. La investigación empírica que se reporta en las siguientes páginas no logró rechazar estas hipótesis.

Pero, claro está, siempre será posible explicar el comportamiento de la oferta monetaria. Por el camino aquí seguido sólo se llegó a una explicación parcial y superficial. Quizás otros trabajos, sobretodo aquellos basados en "microeconomía política", logren generar una función de oferta monetaria plenamente adecuada para el caso colombiano.

## **II. Determinantes de largo plazo de la demanda de dinero**

La teoría económica afirma que la demanda de saldos reales de dinero ejercida por un individuo racional depende positivamente del nivel de su ingreso real e inversamente de la tasa de interés nominal. El dinero es, en este contexto, el medio de compra y pagos.

La dependencia positiva con respecto al nivel de ingreso real es justificada bajo formas ampliamente conocidas<sup>1</sup> y, para nuestros propósitos, no es necesario justificarla en detalle. La dependencia inversa con respecto a la tasa de interés nominal se sostiene bajo los siguientes supuestos:

- 1) Mantener un saldo monetario no genera el derecho a un rédito, y es despreciable el costo explícito de hacerlo. Se entiende que la tenencia de un saldo monetario es la posesión de efectivo o de una cuenta corriente girable mediante cheques pagaderos a la vista, esto es  $M_1$ .

---

<sup>1</sup>

Las dos formas contemporáneas más usuales de justificar la demanda por saldos reales de dinero son las siguientes: introducir el dinero en la función de utilidad (la tenencia de dinero como fuente directa de satisfacción o como mecanismo para reducir el tiempo destinado a transacciones y búsquedas y, por tanto, ampliar el tiempo de ocio) o considerar que una parte de las transacciones requiere un pago en efectivo por adelantado.

2) Quién sustituya una parte de sus saldos de dinero por un activo financiero distinto de  $M$ , pero carente de toda clase de riesgos, salvo el de desvalorizaciones reales imprevistas, como el propio dinero, puede obtener un rendimiento nominal, neto de corretajes y otros costos de transacción, a una tasa que llamaremos  $i$ . El valor real de este activo alternativo lo podemos denominar, para seguir en la tradición,  $B$ . En ausencia de incertidumbre sobre variaciones futuras de los rendimientos de los activos financieros, no existirá el riesgo de pérdidas de capital asociadas a la tenencia del activo financiero  $B$  y, por tanto, no existirá motivo precautelativo ni, por tanto, especulativo, para una "preferencia por liquidez".

Bajo estos supuestos es claro que  $i$  es el costo de oportunidad de mantener dinero en vez del activo financiero  $B$ . En la práctica de los analistas lo usual es considerar que  $i$  se mide adecuadamente por la tasa de interés nominal "pasiva" más representativa entre aquellas de los activos financieros menos riesgosos.

Cuando se pasa del análisis individual al agregado y se supone que la demanda total de saldos reales de dinero depende del PIB real y de la tasa de interés nominal representativa pueden surgir algunos problemas.

El primer problema se refiere a la utilización usual del PIB real como un indicador del ingreso de la sociedad. El segundo se refiere a la omisión de eventuales efectos de cambios en la distribución del ingreso sobre la demanda agregada de saldos reales de dinero si las elasticidades-ingreso de las demandas individuales de saldos reales de dinero son diferentes entre los agentes que soportan una redistribución del ingreso agregado. Y si hay redistribuciones del patrimonio también podría cambiar la demanda agregada de saldos reales de dinero si las elasticidades-interés de las demandas individuales son diferentes entre los distintos agentes que soportan la redistribución patrimonial.

Finalmente puede existir un problema de identificación entre la magnitud observable de los saldos reales de dinero y la cantidad de estos que la sociedad puede considerar óptima dados los niveles de la tasa de interés pertinente y del ingreso real.

El siguiente conjunto de ecuaciones es estándar y fue diseñado por un sinnúmero de economistas para afrontar varios de esos problemas en el análisis empírico o, al menos, reducir la magnitud de los errores de medición asociados a su presencia<sup>2</sup>. Sea:

$$(1) \quad \frac{M^*}{P} = \beta_0 e^{\beta_1 t} Y^{\beta_2} (1 + i)^{-\beta_3}; \quad \beta_2, \beta_3 > 0$$

Donde  $M^*/P$  es el indicador de la demanda óptima de saldos reales de dinero (poder de compra de  $M1$ ),  $t$  es la variable tiempo (incluída para compensar la omisión de variables indicativas de cambios seculares en la distribución del ingreso o riqueza o en otros factores que pueden incidir en las elasticidades agregadas de la demanda de saldos reales de dinero con respecto a sus variables determinantes),  $Y$  es el PIB real,  $i$  es la tasa de interés nominal,  $\beta_1$  mide el cambio de los saldos reales de dinero frente al cambio del tiempo y  $\beta_j$  ( $j = 2, 3$ ) mide la elasticidad de  $M/P$  frente al PIB real y a la tasa de interés nominal.

En términos logarítmicos ( $L=\log$ ) la ecuación 1 equivale a:

$$(1a) \quad L\left(\frac{M^*}{P}\right) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 LY - \beta_3 L(1 + i)$$

Las dos últimas hipótesis (a. la posible diferencia entre la magnitud de los saldos reales óptimos y los observados y b. el cambio de los saldos reales depende de la brecha entre los óptimos y los observados previamente) se expresan mediante la ecuación 2:

$$(2) \quad L\left(\frac{M}{P}\right)_t - L\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} = \lambda [L\left(\frac{M^*}{P}\right) - L\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}], \quad 0 < \lambda \leq 1$$

Reemplazando 1a en 2 tenemos:

---

<sup>2</sup>

Véase Goldfeld y Sichel (1990).

$$(3) \quad L\left(\frac{M}{P}\right)_t = \lambda \beta_0 + \lambda \beta_1 t + \lambda \beta_2 L(Y)_t - \lambda \beta_3 L(1+i)_t + (1 - \lambda) L\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}$$

La ecuación 3 es susceptible de estimación econométrica y arrojar resultados para sus coeficientes que son fácilmente interpretables. Básicamente el primer ejercicio a realizar consiste en poner a prueba la hipótesis de que en Colombia, en el largo plazo, la demanda por saldos reales de dinero depende del PIB real y de la tasa de interés nominal<sup>3</sup>, y de que la especificación correspondiente a la ecuación 3 es adecuada.

Con todo, es necesaria la verificación de una hipótesis implícita en la ecuación 3. Que en el caso de que las variables  $L(M/P)$ ,  $LY$  y  $L(1+i)$  no sean estacionarias y, específicamente, sean integradas de orden 1 o mayor, tengan el mismo orden de integración. De lo contrario se corre el riesgo de encontrar estimadores inadecuados de los coeficientes  $\lambda$  y  $\beta$ .

El cuadro 1 muestra los resultados de las pruebas convencionales referidas al orden de integración de las variables en cuestión (además de los resultados sobre otras variables a mencionar más adelante) cuando se miden a través de cifras de frecuencia anual para el período 1958-1992. Según estas pruebas las 3 variables son integradas de orden 1<sup>4</sup>.

Más aún, si estuviésemos convencidos *a priori* de que el factor  $\lambda$  es igual a 1 (esto es, que el ajuste de los saldos reales existentes a los óptimos se realiza dentro del mismo año), cabría poner a prueba la hipótesis de que las 3 variables están cointegradas entre

---

<sup>3</sup> El indicador del nivel de precios es el deflactor implícito de la demanda agregada de Cuentas Nacionales (Banco de la República y DANE). El indicador de M1 es el índice de un promedio de valores trimestrales de las series mensuales del Banco de la República. La serie de tasa de interés nominal resulta de empatar el indicador de Carrizosa (1985) del período 1958-1979 y la tasa de depósitos a término a partir de 1980. Para más detalles véase Posada y Misas (1995).

<sup>4</sup> Estas pruebas de raíz unitaria están sujetas a controversia (véase una posición crítica en Julio 1995); pero el punto pertinente en lo que al presente documento se refiere es el de asegurarnos que las regresiones se ejecutan entre variables con el mismo orden de integración, una vez sometidas a las mismas pruebas.

si. El cuadro 2 presenta los resultados de la regresión cointegrante (para el período 1958-1992)

**Cuadro 1. Pruebas de raíz unitaria (1958-1992)**

Variable	Componente determinístico	ADF(c)	Valor crítico al 5%	Parte agregada (d)
$L(M/P) = (LMP)$	constante	-1.63	-2.96	4
$L(1+i) = linplus$	constante	-1.44	-2.95	0
$L(Y) = LY$	constante	-1.67	-2.95	1
resm	constante	-3.69	-2.95	1
$D(L(M/P)) = D(LMP)$	constante	-4.92	-2.95	0
$D(L(1+i))$	-----	-4.14	-1.95	0
$D(L(Y))$	constante	-3.96	-2.95	0
$D(L(P))$	const. y tend.	-3.78	-3.54	0
$D(L(M)) = D(LM1)$	const. y tend.	-4.09	-3.54	0

**Notas cuadro 1:** a) A lo largo del documento se explica el significado de cada variable. b) Se utilizó la prueba de contrastes de raíz unitaria que postula, bajo la hipótesis nula, la existencia de no estacionariedad. Como valores críticos se utilizan los tabulados por Engle y Granger, y con el fin de no violar el supuesto de no autocorrelación de los residuos se introdujeron retardos de la variable en diferencias que se eliminaron cuando carecieron de significancia. c) El valor de este estadístico ("t") se confronta con el valor crítico (al 5%); si su valor absoluto es mayor que éste se puede afirmar que no existe evidencia para aceptar la hipótesis nula. d) Número de términos de la variable en diferencias incluidos en el modelo.

y el cuadro 1 incluye el resultado de la prueba de estacionariedad del residuo de esta regresión (denominado *resm*). Según estos se podría seguir considerando plausible la hipótesis de cointegración<sup>5</sup>. Con todo, la regresión de cointegración, que llamaremos RC, es inestable, como lo hace evidente el gráfico 1.

<sup>5</sup>

Pero, ¿cuantas posibles ecuaciones (vectores) cointegrantes pueden establecerse entre esas variables? ¿Dependen el PIB real y la tasa de interés nominal de los saldos reales de dinero? La respuesta clásica (ortodoxa) es no. Más aún, la posición ortodoxa implica considerar que la tasa de interés nominal es independiente del nivel del PIB real. En este sentido la única relación estable y de causalidad, en el largo plazo, es la que se sostiene entre una variable dependiente, la demanda de saldos reales de dinero, y dos variables independientes, frente a ésta y entre si: el producto real y la tasa de interés nominal. Este trabajo adopta la posición ortodoxa en el análisis del largo plazo.

## Cuadro 2. Resultados de regresión cointegrante (RC) para L(M/P)

(m.c.o. Variable dependiente: LMP=L(M/P))

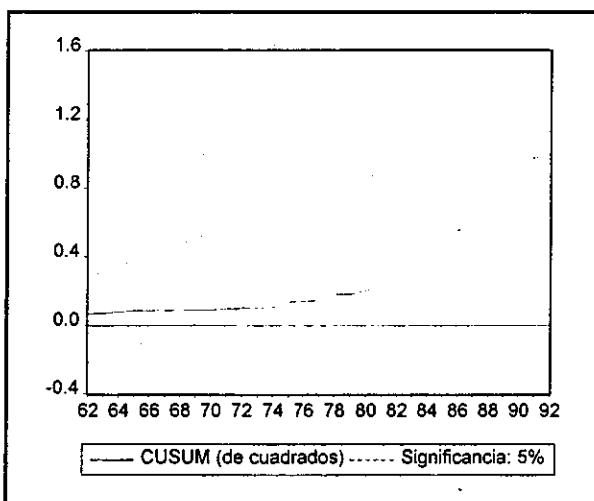
Período muestral: 1958-1992

Observaciones incluidas: 35

Observaciones excluidas: 0

Variable	Coeficiente	Error est.	T	Prob.
Constante	-28.84102	2.160034	-13.35211	0.0000
Tiempo	-0.071655	0.007757	-9.237729	0.0000
LY	2.351969	0.180548	13.02681	0.0000
LINPLUS	-0.839125	0.259366	-3.235296	0.0029
$R^2$	0.984225	Media var. dependiente		-0.070015
$R^2$ (aj.)	0.982698	D. est. var. dependiente		0.345229
Error est. de regresión	0.045410	criterio de Akaike		-6.076832
Sum resid <sup>2</sup>	0.063924	criterio de Schwartz		-5.899078
Versosim. (Log)	60.68172	F		644.7069
Durbin-Watson stat	0.637248	Prob(F)		0.000000
Q(Ljung-Box) para 8 rezagos:	29.2	(Prob.: 0)		

## Gráfico 1. Prueba de estabilidad de RC



Pero bajo el supuesto más general de un valor de  $\lambda$  positivo pero menor o igual a 1 se sometió a prueba la hipótesis de que la estimación de la ecuación 3 arroja resultados significativos para el caso colombiano. El cuadro 3 muestra que los resultados de esta estimación son adecuados, y el gráfico 2 muestra que la regresión es aceptablemente

estable (para el período de su estimación). Esta regresión será denominada RT (regresión tradicional).

### Cuadro 3. Resultados de regresión tradicional (RT) para L(M/P)

m.c.o. Variable dependiente: LMP=L(M/P)

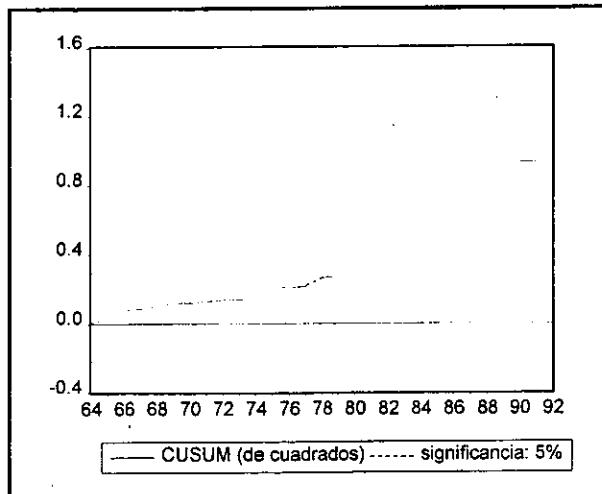
Período muestral: 1959-1992

Observaciones incluidas: 34

Observaciones excluidas: 0

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>Error estd.</u>	<u>T</u>	<u>Prob.</u>
Constante	-12.13342	4.657058	-2.605382	0.0143
Tiempo	-0.028960	0.012723	-2.276219	0.0304
LY	0.997102	0.379331	2.628582	0.0136
LINPLUS	-0.809877	0.218228	-3.711155	0.0009
LMP(-1)	0.606455	0.158769	3.819720	0.0007
$R^2$	0.988267	Media var. depend.	-0.049570	
$R^2$ -(aj.)	0.986649	D. est. var. dep.	0.328209	
Error est. de reg.	0.037924	crit. de Akaike	-6.409283	
Sum. resid <sup>2</sup>	0.041709	crit. de Schwartz	-6.184818	
Verosim. (Log)	65.71390	F	610.6584	
Durbin-Watson	1.501321	Prob(F)	0.000000	
Q (Ljung-Box) para 8 rezagos:	8.04 (Prob.: 0.429)			

### Gráfico 2. Prueba de estabilidad para RT



El primero de los resultados de la RT a resaltar es el valor del coeficiente del log. de los saldos reales de dinero del año anterior,  $1 - \lambda$ : 0.6. Esto implica que  $\lambda$  es 0.4. Aparentemente es un valor bajo pero podría explicarse no solo por una (extraña) lentitud de los agentes a ajustar sus saldos monetarios a lo que consideren como suma óptima; también podría deberse a dificultades y demoras asociadas con la identificación de su nivel de ingreso y el reconocimiento de la tasa de interés pertinente para sus decisiones de asignación patrimonial entre saldos monetarios y otros activos. Sea lo que fuere, los resultados dicen que los agentes se demoran, en promedio, 30 meses ( $= 12/0.4$ ) para ajustar sus saldos reales a los óptimos (en ausencia de perturbaciones inesperadas).

El coeficiente del log del PIB ( $\lambda \cdot \beta_2$ ) resultó prácticamente igual a 1. Esto implica que  $\beta_2$  es igual a 2.5 ( $= 1/0.4$ ). Esta fue, según la RT, la elasticidad-ingreso real media de la demanda de saldos reales de dinero en Colombia entre 1958 y 1992 (similar a la arrojada por la RC, 2.4 según lo muestra el cuadro 2)<sup>6</sup>.

Según la RT, el coeficiente del log de  $1 + i$  ( $\lambda \cdot \beta_3$ ) fue 0.81. Por tanto,  $\beta_3$  se puede estimar en 2 ( $= 0.81/0.4$ ). Ahora bien, dado que  $\beta_3$  es igual a  $\partial(L(M/P)/\partial(L(1 + i))$  y que  $L(1 + i)_t$  es aproximadamente igual a  $i_t - i_{t-1}$  (para el rango de valores de la tasa de interés observado en el período de análisis), entonces se puede estimar el valor medio de la elasticidad-interés de la demanda de saldos reales de dinero como igual a  $-\beta_3 \cdot i_m$ , siendo  $i_m$  la media de la tasa de interés entre 1958 y 1992 ( $= 0.239$ ). Con estas aproximaciones el valor estimado de esta elasticidad es -0.48 para ese período. La elasticidad-interés implícita en los resultados de la RC (cuadro 2) es distinta de ésta: -0.2<sup>7</sup>.

¿Cuál es, entonces, la elasticidad-interés correcta? Si se comparan los resultados generales de las dos regresiones (RC versus RT) la conclusión parecería obvia: es más

---

<sup>6</sup> Esta elasticidad es bastante alta. Una regresión similar para la demanda de saldos reales de M1 en la India (1951-1992) implicó, según los resultados económicos, un  $\lambda$  similar (0.45) pero una elasticidad-ingreso igual a 1.4 (Bhaskara Rao y Shalabh 1995).

<sup>7</sup> Según esto, el rango de las elasticidades-interés probables es -0.2, -0.5. También con métodos estadísticos Carrizosa (1983) encontró una elasticidad de -0.5 y Misas et al. (1994) una ubicada entre -0.2 y -0.3. Con un método de simulación numérica encontré (Posada 1995) una elasticidad (de estado estacionario) de -0.4.

confiable la RT: su error estándar de estimación es menor, sus residuos carecen de autocorrelaciones apreciables y es aceptablemente estable, como ya se mencionó.

### III. Demanda y oferta de dinero en el corto plazo

Pero no basta lo anterior para juzgar esas regresiones. Es necesario examinar sus implicaciones de corto plazo.

Con respecto a la RT (regresión tradicional), una implicación suya para el corto plazo, entendida como la predicción que genera sobre los cambios anuales, es la siguiente, según la ecuación 3:

$$\begin{aligned}
 L\left(\frac{M}{P}\right)_t - L\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} &= \lambda \cdot \beta_1 + \lambda \cdot \beta_2 (L(Y)_t - L(Y)_{t-1}) - \lambda \cdot \beta_3 (L(1+i)_t \\
 &\quad - L(1+i)_{t-1}) + (1 - \lambda) (L\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} - L\left(\frac{M}{P}\right)_{t-2}) \\
 &\Rightarrow \\
 (3a) \quad D\left(L\left(\frac{M}{P}\right)\right)_t &= \lambda \cdot \beta_1 + \lambda \cdot \beta_2 D(L(Y))_t - \lambda \cdot \beta_3 D(L(1+i))_t + (1 - \lambda) D\left(L\left(\frac{M}{P}\right)\right)_{t-1}
 \end{aligned}$$

Siendo  $D$  el operador primera diferencia de los logaritmos, equivalente a la tasa de crecimiento anual de cada variable. Así, la ecuación 3a predice que la tasa de crecimiento de los saldos reales demandados de dinero depende lineal y positivamente de las tasas de crecimiento del PIB real contemporáneo y de los saldos reales del período anterior e inversamente de la diferencia de las tasas de interés contemporánea y anterior; además, predetermina de manera específica los coeficientes de esta relación de dependencia. Por lo demás, la ecuación 3a supone que sus variables tienen el mismo orden de integración. Y, en realidad, todas son estacionarias ("integradas de orden 0", como se observa en el cuadro 1).

Un ensayo de verificación econométrica de la ecuación 3a produjo resultados decepcionantes mostrados en el cuadro 4.

#### Cuadro 4. Regresión tradicional para la tasa de cambio de los saldos reales de dinero

m.c.o. Variable dependiente:  $D(L(M/P))=D(LMP)$

Período muestral: 1960 1992

Observaciones: 33

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>Error est.</u>	<u>T</u>	<u>Prob.</u>
Constante	-0.035631	0.016768	-2.124934	0.0422
$D(LMP(-1))$	-0.074089	0.139536	-0.530968	0.5995
$D(LY)$	1.690182	0.380012	4.447703	0.0001
$D(LINPLUS)$	-1.188461	0.244046	-4.869830	0.0000
$R^2$	0.586560	Media var. depend.	0.032800	
$R^2$ (aj.)	0.543790	D. est. var. depend.	0.048643	
Error est. de reg.	0.032855	criterio de Akaike	-6.718077	
Sum. resid. <sup>2</sup>	0.031304	criterio de Schwartz	-6.536683	
Verosim. (Log)	68.02331	F	13.71439	
Durbin-Watson	1.684080	Prob (F)	0.000009	
Q(Ljung-Box; 8 rezagos)	5.9 (Prob.: 0.656)			

En efecto, los coeficientes de las variables de cambio en el PIB y en la tasa de interés son apreciablemente distintos de los generados por la RT, el coeficiente del cambio de los saldos reales en el período anterior tiene el signo equivocado (aunque no es significativo) y el error estándar de la regresión es demasiado grande, prácticamente igual al valor medio de la variable dependiente.

Una solución alternativa es la utilización de la RC para generar una ecuación de corto plazo. Esta es la denominada ecuación de corrección de error (ECE)<sup>8</sup>, cuya forma general es la siguiente:

<sup>8</sup>

Bhaskara Rao y Shalabh (1995) también consideran más confiable el modelo de cointegración y corrección de error que el tradicional para la estimación de la demanda de dinero; véase también, de nuevo, Goldfeld y Sichel (1990).

$$(4) \quad D(L(\frac{M}{P}))_t = \gamma_0 + \gamma_1 resm_{t-1} + \gamma_{2J} \sum_{j=0}^n D(L(\frac{M}{P}))_{t-1-j} \\ + \gamma_{3J} \sum_{j=0}^n D(L(Y))_{t-j} + \gamma_{4J} \sum_{j=0}^n D(L(1+i))_{t-j}$$

En el cuadro 5 se presentan los resultados de una regresión de la ECE para 1958-1992 que parecería ser la mejor en términos de la significancia de los coeficientes y grado de parsimonia ( $j = 1$ ).

#### Cuadro 5. regresión de corrección de error

m.c.o. Variable dependiente: D(LMP)

Período muestral: 1961 1992

Observaciones: 32

Variable	Coeficiente	Error est.	T	Prob.
Constante	-0.031628	0.019882	-1.590754	0.1248
RESM(-1)	-0.451299	0.146602	-3.078402	0.0051
D(LMP(-1))	0.273715	0.176401	1.551665	0.1338
D(LMP(-2))	-0.117180	0.137779	-0.850492	0.4035
D(LY)	2.262956	0.390445	5.795831	0.0000
D(LY(-1))	-0.808913	0.487703	-1.658619	0.1102
D(LINPLUS)	-1.159549	0.233152	-4.973359	0.0000
D(LINPLUS(-1))	0.291345	0.331273	0.879471	0.3879

R<sup>2</sup> 0.745616 Media var. depend. 0.034260

R<sup>2</sup>(aj.) 0.671421 D. est. var. depend. 0.048681

Err. est. de regresión 0.027905 criterio de Akaike -6.945576

Sum resid.<sup>2</sup> 0.018689 criterio de Schwartz -6.579142

Verosim. (Log) 73.72319 F 10.04938

Durbin-Watson 1.622828 Prob (F) 0.000008

Q (Ljung-Box; 8 rezagos) 6.78 (Prob.: 0.56)

**Nota:** la eliminación de las dos variables cuyos coeficientes carecen de significancia (menor a 85%: D(lmp(-2)) y D(linplus(-1))) no altera significativamente los coeficientes de las otras ni los demás resultados de la regresión.

Sin embargo, surge una duda: ¿los cambios de la tasa de interés y del PIB real son independientes con respecto a los cambios de la demanda de saldos reales de dinero?.

La respuesta ortodoxa sería sí, en el largo plazo, lo cual justificó el análisis de la sección anterior. Pero en el corto plazo es posible que ciertos cambios en la demanda de saldos reales de dinero (cambios que podríamos denominar "autónomos") afecten la tasa de interés nominal; y también es posible que los cambios en la tasa de interés o en la demanda de saldos reales de dinero afecten el producto si el nivel de precios o las expectativas de inflación son rígidos.

Estas posibilidades implican que las predicciones basadas en los resultados de la estimación de la ECE consignados en el cuadro 5 pueden adolecer de sesgos asociados a la omisión de eventuales influencias de variaciones autónomas de la demanda de saldos reales de dinero sobre la tasa de interés y el producto o a la omisión de efectos indirectos del crecimiento del producto sobre la demanda de saldos reales de dinero.

Una manera de solucionar este problema consiste en examinar los resultados de un modelo de "vectores autorregresivos" (VAR) diseñado de tal manera que respete la estructura de la ECE. Así, el VAR diseñado tiene estas características: a) es un modelo de determinación simultánea de 3 variables: la tasa de variación de los saldos reales de dinero, el cambio de la tasa de interés y la tasa de variación del producto (variables que son estacionarias, como ya se observó); b) la ecuación de determinación del cambio en los saldos reales de dinero respeta estrictamente la estructura de la ECE y, por ende, se ciñe a la RC (regresión de cointegración) y, entonces, a la teoría ortodoxa de la demanda de dinero de largo plazo, y c) como es obvio, acepta la posibilidad de que los cambios del producto o de la tasa de interés puedan ser modificados, al menos en el corto plazo, por los de las otras variables dependientes del modelo.

La estructura general del VAR diseñado (en adelante VAR1) se define, mediante notación matricial compacta, así:

$$(5) \quad X^* = \sum_{J=0}^2 A_J \cdot L^J X + D \cdot resm_{t-1} + E$$

Donde:

- 1)  $X^*$  es el vector de las tres variables dependientes:  $D(L(M/P))$ ,  $D(L(1+i))$ ,  $D(L(Y))$ , pero con una característica: la primera variable, la tasa de crecimiento de los saldos reales de dinero, corresponde al período  $t$  en tanto que las otras dos variables (cambio de la tasa de interés y tasa de cambio del producto) corresponden al período  $t+1^9$ .
- 2)  $X$  es el vector de las variables dependientes en un mismo período;  $L^J$  es el operador de rezagos temporales de orden 0, 1 o 2 ( $L^0 = 1$ , etc.) ,  $A_J$  es la matriz correspondiente al rezago  $J$  (los elementos de la primera columna de la matriz  $A_0$  y de las columnas 2 y 3 de la matriz  $A_2$  son nulos).
- 3)  $D$  es el vector de coeficientes correspondientes al impacto de la variable  $resm_{t-1}$  en las variables dependientes y  $E$  es el vector de errores (aleatorios).

Con esa estructura específica el modelo 5 puede incluir una ecuación para la demanda de saldos reales de dinero idéntica a la ECE reportada en el cuadro 5.

---

<sup>9</sup>

Esto equivale a decir que el modelo determina simultáneamente el valor observado de los saldos reales de dinero y los valores esperados para el próximo período de la tasa de interés y del producto.

### Cuadro 6. Resultados del modelo VAR1

Período muestral: 1961 1991

Observaciones: 31

Observaciones excluídas : 1

Errores estándar y estadísticos t en paréntesis

	<u>D(LMP)</u>	<u>D(LINPLUS(+1))</u>	<u>D(LY(+1))</u>
D(LMP(-1))	0.302316 (0.18648) (1.62121)	-0.004719 (0.16408) (-0.02876)	0.123541- (0.09399) (1.31442)
D(LMP(-2))	-0.112080 (0.14014) (-0.79977)	-0.045452 (0.12331) (-0.36859)	0.028681 (0.07064) (0.40605)
D(LINPLUS)	-1.258468 (0.29758) (-4.22908)	-0.044608 (0.26184) (-0.17036)	-0.340095 (0.14999) (-2.26750)
D(LINPLUS(-1))	0.315872 (0.33917) (0.93130)	0.050916 (0.29844) (0.17061)	0.155971 (0.17095) (0.91236)
D(LY)	2.268597 (0.39640) (5.72305)	0.609260 (0.34880) (1.74675)	0.244480 (0.19980) (1.22365)
D(LY(-1))	-0.854057 (0.50177) (-1.70208)	0.316677 (0.44152) (0.71724)	0.152107 (0.25291) (0.60143)
Constante	-0.029894 (0.02042) (-1.46361)	-0.036442 (0.01797) (-2.02769)	0.023177 (0.01029) (2.25136)
RESM(-1)	-0.477251 (0.15614) (-3.05665)	-0.014772 (0.13739) (-0.10752)	0.060229 (0.07870) (0.76533)
$R^2$	0.712481	0.237904	0.476477
$R^2$ (aj.)	0.624975	0.005962	0.317144
Sum. resids <sup>2</sup>	0.018448	0.014283	0.004687
Err. est. ecuación	0.028321	0.024920	0.014275
Verosim. (log)	71.12856	75.09425	92.36725
Crit. de Akaike	-6.910680	-7.166531	-8.280918
Crit. de Schwartz	-6.540619	-6.796470	-7.910857
Media var. dep.	0.031198	0.004017	0.044747
Desv. est. v. dep.	0.046246	0.024995	0.017274

En el cuadro 6 se observan los resultados del VAR1. Las diferencias entre los resultados para su primera variable ( $D(L(M/P))$ ) y los reportados en el cuadro 5 son pequeñas y obedecen sólo a que el período de estimación del VAR1 apenas llega a 1991, ya que hay dos variables adelantadas 1 período.

Entre los resultados a resaltar del cuadro 6 tenemos los siguientes: es significativo y positivo el impacto de la tasa de crecimiento del producto sobre el cambio, 1 año después, de la tasa de interés. Si nos atenemos exclusivamente a las variables de impacto significativo en la ecuación del cambio de la tasa de interés, se puede concluir que el VAR afirma que para mantener constante la tasa de interés nominal, sin contar con el efecto de la inflación observada en ese entonces, se hubiese requerido una tasa de crecimiento del producto constante e igual a 6% anual<sup>10</sup>. De otra parte, este VAR estima negativo y significativo el impacto, rezagado 1 año, del aumento de la tasa de interés sobre la tasa de crecimiento del PIB. Así, el aumento de un punto de la tasa de interés (por ejemplo, pasar de 30% a 31% anual a causa de un aumento autónomo de la demanda de dinero) genera, *ceteris paribus*; una reducción de la tasa de crecimiento del producto en un tercio de un punto (pasar de 6% a 5.6% aproximadamente).

De todas maneras, el poder explicativo del VAR1 sobre la variación de las tasas de interés y de crecimiento del producto es relativamente bajo. Además, por su propia estructura no puede capturar el impacto contemporáneo de un cambio en los saldos reales de dinero sobre la tasa de interés o el producto.

Para apreciar este impacto necesitaríamos redefinir el VAR de tal manera que el vector del lado izquierdo de variables dependientes sea igual al conjunto de las mismas 3 variables que antes pero definidas en términos de sus valores contemporáneos (es decir, redefinir así  $X^* = X = (D(L(M/P))_t, D(L(1+i))_t, D(L(Y))_t)$ ). Redefinido así el VAR ya no puede tener una estructura que respete plenamente la ECE.

Esto permite intuir que un VAR que no se restringa a reproducir la estructura de la ecuación de corrección de error para la demanda de saldos reales de dinero podría tener una utilidad diferente a la concebida inicialmente: su utilidad consistiría en generar los

---

<sup>10</sup>

Al despreciar las variables de coeficiente no significativo, la ecuación 2 del VAR1 nos dice que  $i_{t+1} - i_t = -0.0364 + 0.61 \times \text{la tasa de crecimiento del PIB en el año } t$ .

resultados esperables, en el corto plazo, de un aumento de la oferta de saldos reales de dinero.

### Cuadro 7. Resultados del modelo VAR2

Período muestral: 1958 1992

Observaciones: 35

Errores estándar y estadísticos t en paréntesis

	<u>D(LY)</u>	<u>D(LM1)</u>	<u>D(LP)</u>	<u>D(LINPLUS)</u>
D(LY(-1))	0.261972 (0.23348) (1.12205)	-0.337881 (0.60068) (-0.56249)	0.422238 (0.58820) (0.71785)	0.503432 (0.34997) (1.43852)
D(LY(-2))	0.076950 (0.23721) (0.32440)	0.630871 (0.61028) (1.03374)	0.107044 (0.59760) (0.17912)	0.275886 (0.35556) (0.77593)
D(LM1(-1))	0.010093 (0.10447) (0.09661)	0.404333 (0.26878) (1.50432)	0.320768 (0.26319) (1.21875)	-0.045515 (0.15659) (-0.29066)
D(LM1(-2))	0.061912 (0.10448) (0.59256)	-0.214594 (0.26881) (-0.79831)	0.175655 (0.26323) (0.66732)	0.106641 (0.15661) (0.68092)
D(LP(-1))	0.001569 (0.10429) (0.01504)	0.411147 (0.26832) (1.53229)	0.477487 (0.26275) (1.81730)	-0.028769 (0.15633) (-0.18403)
D(LP(-2))	-0.138328 (0.09610) (-1.43944)	0.115107 (0.24724) (0.46557)	0.104854 (0.24210) (0.43310)	0.017803 (0.14404) (0.12360)
D(LINPLUS(-1))	-0.304697 (0.18080) (-1.68528)	0.013681 (0.46516) (0.02941)	0.234815 (0.45549) (0.51552)	-0.068046 (0.27101) (-0.25109)
D(LINPLUS(-2))	0.124279 (0.18338) (0.67771)	-0.010879 (0.47180) (-0.02306)	-0.150318 (0.46199) (-0.32537)	0.049418 (0.27487) (0.17978)
C	0.039343 (0.01617) (2.43324)	0.062782 (0.04160) (1.50921)	-0.050708 (0.04073) (-1.24483)	-0.040688 (0.02424) (-1.67881)
$R^2$	0.366490	0.593921	0.714617	0.240243
$R^2$ (aj.)	0.171563	0.468974	0.626806	0.006471
Sum. resids <sup>2</sup>	0.006353	0.042053	0.040323	0.014274
Err. est. ecuación	0.015632	0.040217	0.039381	0.023431
Verosim. (Log)	101.0847	68.01019	68.74529	86.91841
C. de Akaike	-8.099852	-6.209881	-6.251887	-7.290350
C. de Schwartz	-7.699906	-5.809934	-5.851940	-6.890404
Media var. dep.	0.044933	0.203098	0.170241	0.004075
D. est. var. dep.	0.017174	0.055189	0.064465	0.023507

#### IV. Dinero, interés, inflación y fluctuaciones.

Así, para observar con mayor precisión los efectos de corto y largo plazo de un aumento de la oferta de los saldos monetarios se construyó un nuevo VAR. Este nuevo VAR (VAR2) se diseñó con el fin de medir e ilustrar los efectos de la oferta de saldos nominales de dinero en un esquema similar al anterior, excepto por: a. la separación explícita de los cambios de la cantidad nominal de dinero de los cambios del nivel de precios, b. definir el vector de variables dependientes como el conjunto de estas en el mismo año  $t$  y c. eliminar la variable exógena del VAR anterior ( $resm_{t-1}$ : el residuo de la regresión de cointegración para la demanda de saldos reales de dinero), que era una variable de corrección de error de la demanda de saldos reales de dinero.

El cuadro 7 presenta los resultados del nuevo modelo (VAR2). El orden de los rezagos es 2, como en el caso de VAR1<sup>11</sup>.

Según se observa en el cuadro 7, sólo la tasa de crecimiento del PIB del año anterior y la constante resultaron con incidencia significativa sobre el aumento de la tasa de interés<sup>12</sup>. Una reestimación de la ecuación para la variable "aumento de la tasa de interés" permitió concluir que el valor más confiable de la constante es -0.02. Según estos resultados, cuando la tasa de crecimiento del producto del año anterior es inferior a 4%, la tasa de interés del año siguiente se inclina a caer ( $D(linplus)_t = -0.02 + 0.5x D(ly)_{t-1}$ ) si

---

<sup>11</sup> En principio existen por lo menos 4 criterios alternativos para escoger el orden de rezagos (el de Akaike, el de Schwartz, el de Hannan y Quinn y el (del log) del error final de predicción (Reinhart y Reinhart 1991). Despues de examinar los resultados contradictorios de estos criterios el trabajo citado optó por escoger el rezago de orden 1, en vista de que su muestra sólo tenía 30 observaciones de cada variable. En el presente trabajo se optó por mantener para VAR2 el orden de rezagos de VAR1 para facilitar la comparación de resultados, porque disponemos de 35 observaciones y porque este VAR con un solo rezago genera resultados absurdos.

<sup>12</sup> Nos referiremos sólo a variables cuyos coeficientes lograron estadísticos  $t$  mayores que 1.1 en valor absoluto (una confiabilidad mayor de 83%). Estos se mantuvieron aproximadamente iguales, y también significativos, en regresiones individuales luego de quitar las variables de coeficientes no significativos.

las variables de determinación contemporánea de la tasa de interés permanecen constantes.

De otra parte, 32% de la expansión monetaria y 48% de la inflación presentes se convierten en inflación del año siguiente, y 40% de la expansión monetaria y 41% de la inflación presentes generan un aumento del dinero en el año siguiente, permaneciendo constantes los factores contemporáneos de la inflación. En este sentido puede decirse que la oferta de dinero ha sido parcialmente endógena, probablemente como reacción de los gobiernos a minimizar algún costo político (o social de corto plazo) que se presenta cuando la mayor inflación pasada, que induce más inflación futura (según VAR2), no es sucedida por más expansión monetaria en el año siguiente<sup>13</sup>. Y ello sin contar con la "endogeneidad" mecánica que resulta de un incremento de las reservas internacionales en un régimen de tasa de cambio fija y sin política de esterilización.

Finalmente, según VAR2 la tasa de crecimiento del PIB real depende positivamente de la tasa de aumento del PIB del año anterior (en 26%) y negativamente de la inflación de dos años antes (en 14%) y del aumento previo de la tasa de interés (en 30%).

El único conjunto de elementos exógenos de VAR2 fue el de constantes, y resultó significativa su contribución en todas sus regresiones.

La capacidad de este modelo para explicar la variación de cada una de las variables dependientes no es alta. En efecto, prácticamente no explica la varianza del aumento de la tasa de interés, sólo 63% de la varianza de la inflación, 17% de la

---

<sup>13</sup>

El coeficiente de la inflación en la regresión de la tasa de aumento de la cantidad de dinero futura en VAR2 es igual al que resulta de una simple regresión entre estas dos variables en el mismo período (y el estadístico t más alto aún) y, en general, se puede decir que es robusto a la exclusión de las variables no significativas. Este factor de endogeneidad de la oferta monetaria puede hacer parte de la llamada "causación en reversa" (*reverse causation*), derivada de políticas de evitar alteraciones de la tasa de interés asociadas a mayores demandas de dinero (sobre el particular, véase Brunner y Meltzer 1990).

correspondiente a la tasa de aumento del producto y 47% de la asociada a la expansión monetaria, según el estadístico  $r^2$  ajustado<sup>14</sup>.

Aún así, el modelo contribuye a describir el proceso complejo que sigue la evolución de cada una de esas variables gracias a la posibilidad de asociar el cambio de cada una de ellas a impactos contemporáneos asociados a ellas mismas y a sus reacciones a través del tiempo. A continuación se explicará formalmente esta idea y, posteriormente, se aplicará con ilustraciones que exhiben las propiedades dinámicas de VAR2.

El modelo VAR 2 se expresa formalmente así:

$$(6) \quad X_t = \sum_{i=1}^2 B_i X_{t-i} + C + \mu_t$$
$$E(\mu_t, \mu_t') = \Omega$$

siendo  $X$  el mismo vector de variables ya mencionado,  $B_i$  la matriz de coeficientes cuyos valores fueron presentados en el cuadro 7,  $C$  el vector de coeficientes presentado también en el cuadro 7,  $\mu_t$  el vector de errores contemporáneos o "innovaciones" de las variables dependientes, es decir, los componentes no explicados por la historia de estas, y  $\Omega$  la matriz de los valores esperados de las varianzas (en su diagonal principal) y covarianzas de las innovaciones.

Ahora bien, se puede demostrar que 6 es la forma resumida del siguiente sistema:

---

<sup>14</sup>

VAR2 es relativamente estable, sobretodo en lo que se refiere a las ecuaciones de crecimiento del producto, del aumento de la cantidad de dinero y de la inflación. En el anexo se presentan los gráficos de una de las pruebas *Cusum* de estabilidad.

$$(7) \quad X_t = \sum_{i=0}^2 A_i X_{t-i} + C + e_t$$

$$E(e_t, e_t') = E$$

$$B_t = [(I - A_0)^{-1} \cdot A_1]$$

$$\Omega = [(I - A_0)^{-1}] E [(I - A_0)^{-1}]$$

Siendo  $e_t$  el vector de perturbaciones "originales" o "estructurales" (es decir, sin incluir la variación de la variable dependiente que resulta como reacción, en el mismo año, de la propia perturbación); se supone, por tanto, que las perturbaciones originales son independientes entre sí (por ejemplo, una perturbación monetaria original es independiente de la ocurrida en la correspondiente a la inflación); esto implica que la matriz  $E$  es diagonal (elementos nulos si no son los de su diagonal principal). Además,  $B_t$  y  $\Omega$  son las matrices de la forma resumida 6.

Ahora bien, una inspección de 6 y 7 permite concluir que:

$$(8) \quad \mu_t = A_0 \mu_t + e_t$$

$$\Rightarrow$$

$$(8a) \quad e_t = \mu_t (I - A_0); \quad (8b) \quad \mu_t = e_t (I - A_0)^{-1}$$

Para poder ejecutar y analizar los resultados de ejercicios de impulso-respuestas asociados al sistema 6 (es decir a VAR2) necesitamos un método para conocer los impulsos originales ( $e$ ) asociados a las innovaciones de la forma resumida ( $\mu$ ) o, de manera equivalente, asociar estas innovaciones a los impulsos originales de una manera específica. Para ello existen dos métodos; el primero se denomina "descomposición de Choleski"<sup>15</sup> y el segundo "Var estructural"<sup>16</sup>. La descomposición de Choleski supone que

<sup>15</sup>

Propuesto por Sims (1980) y aplicado por primera vez al caso de la macroeconomía colombiana por Clavijo (1987); 3 trabajos recientes para el caso colombiano bajo este

la matriz inversa  $I-A_0$  tiene elementos nulos y sólo nulos al lado derecho de la diagonal principal. El segundo método consiste en suponer que las innovaciones  $\mu$  guardan una determinada relación con las perturbaciones originales  $e$  según alguna teoría macroeconómica estática (dentro de las corrientes clásicas ó keynesianas<sup>17</sup>).

El método seguido en este documento es el de Choleski, pero es también, en buena medida, el "estructural". En efecto, supondremos que las relaciones entre las innovaciones  $\mu$  y las perturbaciones originales  $e$  son aquellas que definiría un modelo clásico (en el cual el producto es exógeno) con oferta monetaria nominal endógena. Al hacer este supuesto podemos lograr un ordenamiento del sistema 8b tal que los elementos a la derecha de la diagonal principal de la matriz inversa  $I-A_0$  sean nulos; con esto, además de proporcionar un marco teórico, estamos utilizando la descomposición de Choleski<sup>18</sup>. El sistema 8b queda así (denominando cada innovación y cada perturbación con un superíndice asociado a cada variable dependiente):

$$\mu^y = e^y,$$

$$\mu^m = f_1 \cdot e^y + e^m,$$

$$\mu^p = f_2 \cdot e^y + f_3 \cdot e^m + e^p,$$

$$\mu^i = f_4 \cdot e^y + f_5 \cdot e^m + f_6 \cdot e^p + e^i$$

---

método son los de Echeverry (1993), Kamas (1994) y Vargas (1995).

<sup>16</sup> Asociado originalmente a los trabajos de Blanchard y Watson (1986), Bernanke (1986) y Sims (1986). Para la macroeconomía colombiana, entre los trabajos elaborados bajo este método se pueden mencionar los de Reinhart y Reinhart (1991), Urrutia y Suescún (1993), Carrasquilla et al. (1994, aunque éste sólo aborda las relaciones entre inflación y devaluación), Gaviria y Posada (1994) y Zarta (1994).

<sup>17</sup> En Gaviria y Posada (1994) ensayamos alternativamente dos estructuras de economía abierta: una clásica y una keynesiana, siguiendo parcialmente a Reinhart y Reinhart (1991). Zarta (1994) también lo hizo.

<sup>18</sup> El ordenamiento no es importante para la estimación de los coeficientes del VAR; su importancia yace en que puede influir (no necesariamente) en los resultados de impulso-respuesta y en el análisis de la distribución de las innovaciones (o "descomposición de varianza") cuando se ejecutan con el método de Choleski.

Para que el sistema 8b sea una réplica perfecta de un modelo teórico clásico estático con oferta monetaria endógena sólo le falta que la innovación en la tasa de expansión monetaria ( $\mu^m$ ) incluya la perturbación en la tasa de inflación (multiplicada por un factor  $f_k$  correspondiente) y aclarar la magnitud de los coeficientes requerida por la teoría ( $f_j > 0$ <sup>19</sup>, excepto por  $f_2 (< 0)$ ). De todas maneras se puede suponer que una innovación monetaria puede asociarse a una perturbación previa en la inflación.

El método estructural implica la estimación econométrica de los coeficientes  $f_j$  o asignar sus valores *a priori*; calcular, entonces, las perturbaciones originales (si los resultados son confiables y compatibles con lo predicho por la teoría) y proceder a los análisis de impulso-respuestas.

En lo que sigue se utilizará, como ya se dijo, el método de Choleski, lo cual implica que dejaremos que sean las propias cifras estadísticas, bajo el mencionado ordenamiento clásico, las que "digan" cuales son los valores  $f_j$ , es decir, cuales son las relaciones entre choques originales e innovaciones de las variables.

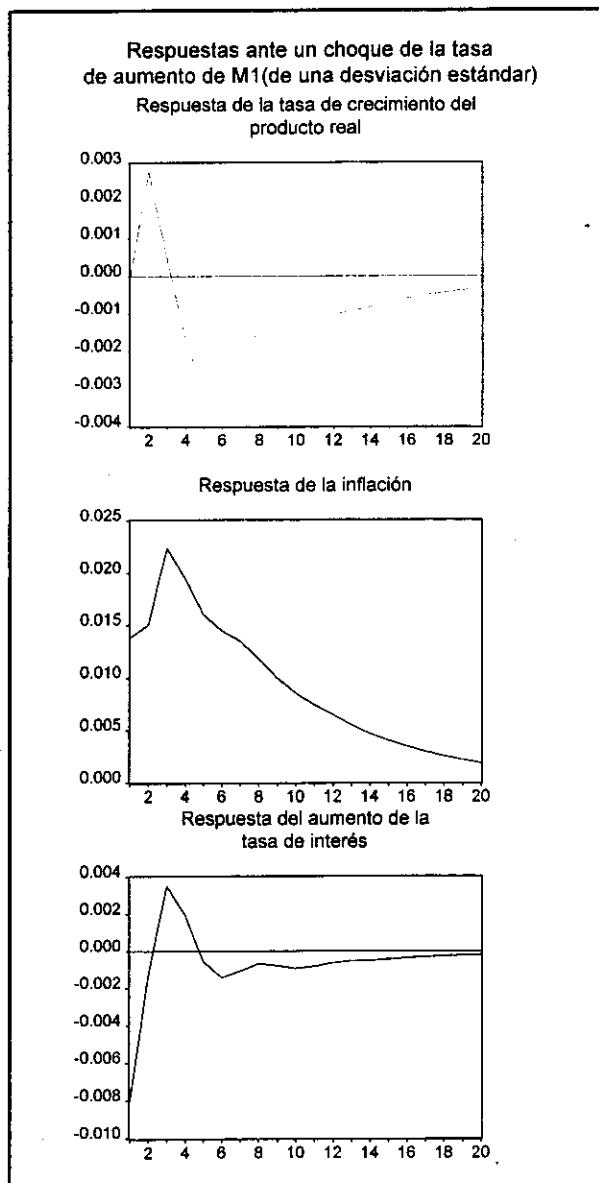
Con las aclaraciones previas podemos utilizar el modelo VAR2 para elaborar ejercicios de impulso-respuesta que describen las trayectorias seguidas por las diferentes variables. El primer ejercicio muestra las trayectorias de la expansión del producto, la inflación y el aumento de la tasa de interés originadas en un aumento transitorio de la tasa de expansión monetaria (gráfico 3).

---

<sup>19</sup>

Una perturbación monetaria positiva puede ser interpretada como un síntoma de mayor inflación futura; en tal caso la predicción teórica clásica es que su influencia es positiva sobre la tasa de interés; en los demás casos es claro el signo positivo.

Gráfico 3



Como se aprecia en el gráfico 3, una expansión monetaria transitoria equivalente a una desviación estándar (5.5%, es decir igual a 27.5% de la tasa media de expansión monetaria, que fue 20% anual) induce una caída inicial de la tasa de interés (en casi un punto) y, luego, un aumento de la tasa de crecimiento del producto (en casi la tercera parte de un punto); pero la inflación también reacciona al alza (llega a subir hasta casi 2.5

puntos); posteriormente sube la tasa de interés (tanto como había caído previamente) y cae la tasa de crecimiento del producto, en tanto que la inflación empieza lentamente a declinar. Las reacciones posteriores de la tasa de interés y de la tasa de crecimiento del producto, una vez culminada la reacción inicial, son cíclicas y amortiguadas mientras que la de la inflación es monótona. Además, los efectos más significativos del choque monetario desaparecen más lentamente en el caso de la inflación<sup>20</sup>. El cuadro 8 presenta la descomposición de varianza de las innovaciones de este ejercicio. Para el período 1 (el inicial) se hace evidente que la distribución del impulso obedece al ordenamiento clásico.

**Cuadro 8.**  
**Descomposición de varianza**  
**(de las innovaciones asociadas a un choque monetario)**

**Descomposición de D(LY):**

Período	Er.est.	D(LY)	D(LM1)	D(LP)	D(LINPLUS)
1		0.013473 100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
3		0.015902 80.88006	3.144519	6.996786	8.978634
5		0.016474 75.70458	7.479148	8.319280	8.496995
7		0.016860 72.33359	9.971767	9.553840	8.140800
9		0.017127 70.44632	11.55226	10.09588	7.905536

**Descomposición de varianza de D(LM1):**

Período	Er.est.	D(LY)	D(LM1)	D(LP)	D(LINPLUS)
1		0.034663 13.09372	86.90628	0.000000	0.000000
3		0.044959 9.185870	71.66331	18.71705	0.433769
5		0.050829 10.66408	69.49169	19.10449	0.739747
7		0.053739 10.20659	69.66392	19.45513	0.674364
9		0.055242 10.34186	69.16312	19.83087	0.664148

**Descomposición de varianza de D(LP):**

Período	Er.est.	D(LY)	D(LM1)	D(LP)	D(LINPLUS)
1		0.034663 13.92478	16.62057	69.45465	0.000000
3		0.044959 8.880912	39.58179	50.66308	0.874215
5		0.050829 7.794383	47.20190	44.37020	0.633516
7		0.053739 8.183001	49.82822	41.40346	0.585319
9		0.055242 8.341441	51.22880	39.87322	0.556544

**Descomposición de varianza de D(LINPLUS):**

Período	Er.est.	D(LY)	D(LM1)	D(LP)	D(LINPLUS)
1		0.033943 0.773937	15.69656	26.22996	57.29955
3		0.048219 17.47452	15.09304	21.52850	45.90395
5		0.057374 17.56104	15.57496	21.75317	45.11083
7		0.062458 17.44621	16.05122	21.72082	44.78175
9		0.065248 17.38238	16.18157	21.86290	44.57316

Ordenamiento: D(LY), D(LM1), D(LP), D(LINPLUS)

<sup>20</sup>

El gráfico 3 incluye la reacción del cambio de la tasa de interés ante un choque monetario (de M1); esta reacción es similar a la encontrada por Echeverry (1993), también con un VAR, utilizando series de frecuencia trimestral del período 1975-1991 (véase su gráfico 4).

Otra manera de apreciar el modelo consiste en su utilización para establecer la importancia relativa de distintas clases de choques en el origen y propagación de las fluctuaciones de la actividad agregada. En efecto, del gráfico 3 se deduce que si un choque monetario positivo y aislado (ocurrido una sola vez) genera una oscilación cíclica amortiguada de la tasa de crecimiento del producto, la serie de un número indefinido de choques monetarios, todos positivos y de magnitud similar, dará lugar a una oscilación cíclica permanente de la tasa de crecimiento del producto<sup>21</sup>. En este caso, la inflación exhibiría un patrón de ascensos indefinidos en medio de saltos, como correspondería al desplazamiento persistente de la curva de respuestas de la inflación mostrada en el gráfico 3.

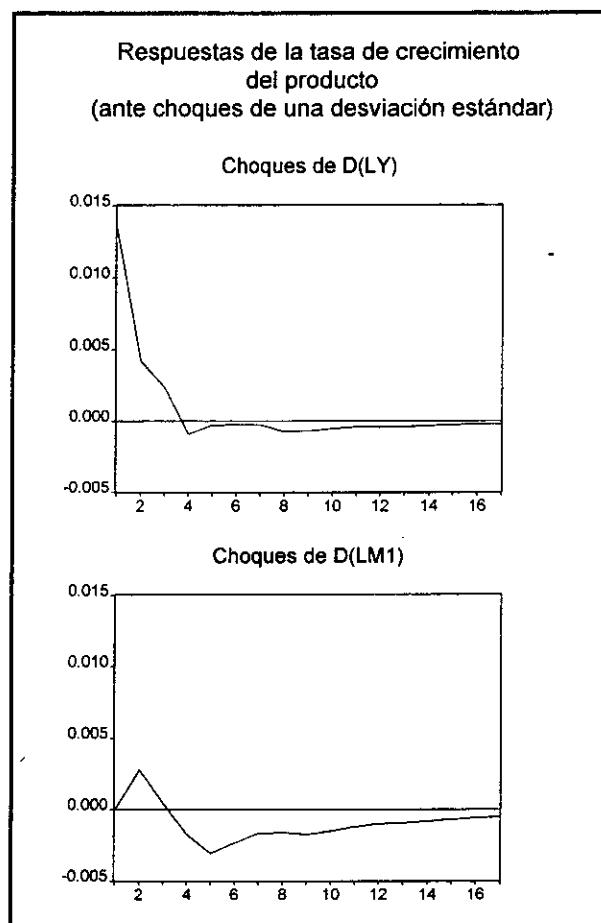
Para evaluar la importancia relativa de los choques monetarios en las fluctuaciones de la economía colombiana con posterioridad a 1958 vale la pena comparar las trayectorias seguidas por la tasa de crecimiento del producto ante impactos provenientes de choques (transitorios) monetarios, de la tasa de interés, de la inflación y choques provenientes de la misma tasa de crecimiento del producto. Estos últimos pueden provenir de variaciones autónomas (con respecto a las variables del modelo) del gasto (privado o público), de choques tecnológicos o de precios relativos (por ejemplo de los términos de intercambio o de la tasa de cambio real) y los llamaremos "choques reales".

---

<sup>21</sup>

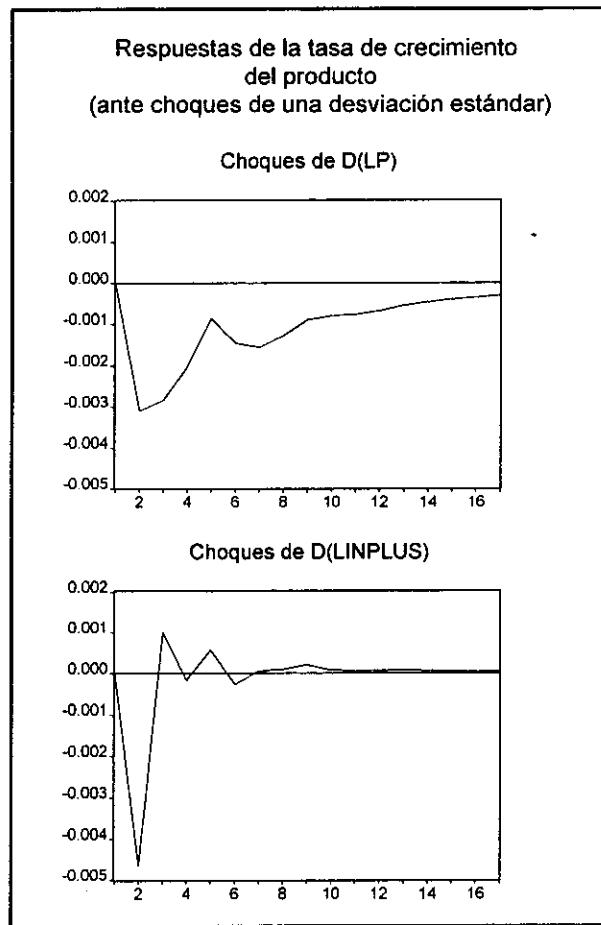
Sin negar que si algunos choques monetarios son negativos la oscilación cíclica podrá mantenerse igual, amplificarse o amortiguarse.

Gráfico 4



En los gráficos 4 y 5 se observa que de las 4 clases de choques, el que tiene un impacto mayor sobre la tasa de crecimiento del producto es el "choque real". Sin embargo, el choque real no genera una reacción cíclica. Si esto es confiable, la única forma de explicar las fluctuaciones colombianas con base en choques reales implicaría recurrir a una serie de choques reales, pero unos positivos y otros negativos, como ha sido el caso en Colombia. Y algo similar se puede decir de los choques de tasa de interés y de inflación. Sin embargo, desde el punto de vista del análisis del ciclo económico lo más interesante surge de la observación del choque monetario, ya que es el único que induce una reacción cíclica significativa.

Gráfico 5



Estos ejercicios de impulso-respuesta hacen evidente que este modelo (VAR2) es útil principalmente para describir el corto plazo, es decir, las fluctuaciones de la tasa de crecimiento del PIB real alrededor de una tendencia que, en muy buena medida, permanece inexplicada por este modelo.

Con todo, no deja de ser interesante el examen de la respuesta de la tasa de crecimiento del producto a choques positivos autónomos de la inflación (no inducidos por impactos monetarios previos). Al parecer, el retorno de la tasa de crecimiento del producto a su nivel anterior al choque es tan lento (como se observa en el gráfico 5) que se podría decir que bastaría con la ocurrencia de 4 choques inflacionarios en un lapso de 20 años, equivalentes cada uno a la tercera parte del valor medio de la inflación (como los del

ejercicio mostrado en el gráfico, que son de magnitud igual a una desviación estándar de la inflación: 6.5%, para una tasa media de inflación de 17.1% anual), para que la tasa media de crecimiento anual del PIB real fuese inferior en un punto (por ejemplo, 4.5% en vez de 5.5% anual) a la que se habría observado en ausencia de tales choques<sup>22</sup>.

Parte de la explicación de esto se aprecia en el mismo gráfico 5. En efecto, cuando ocurre el choque inflacionario (recuérdese que nos estamos refiriendo a uno de tipo no monetario), no hay ningún efecto positivo sobre el producto en ningún momento; algo así como lo que ocurriría cuando un choque inflacionario es adecuadamente previsto y anticipado por los trabajadores y los propietarios de otros factores productivos, de manera que los alicientes empresariales a generar mayor producción no se presentan.

Si esa conjetura es correcta, habría que considerar que en el caso de choques monetarios lo usual es su ocurrencia bajo formas que cojen por sorpresa a trabajadores u otros propietarios de factores productivos, permitiendo caídas de salarios reales o de las tasas de interés real al principio del choque. Esto último parece verificarse ya que la tasa de interés nominal cae en el primer año, a raíz de un choque monetario positivo, a pesar de que desde el primer año la inflación empieza a ascender.

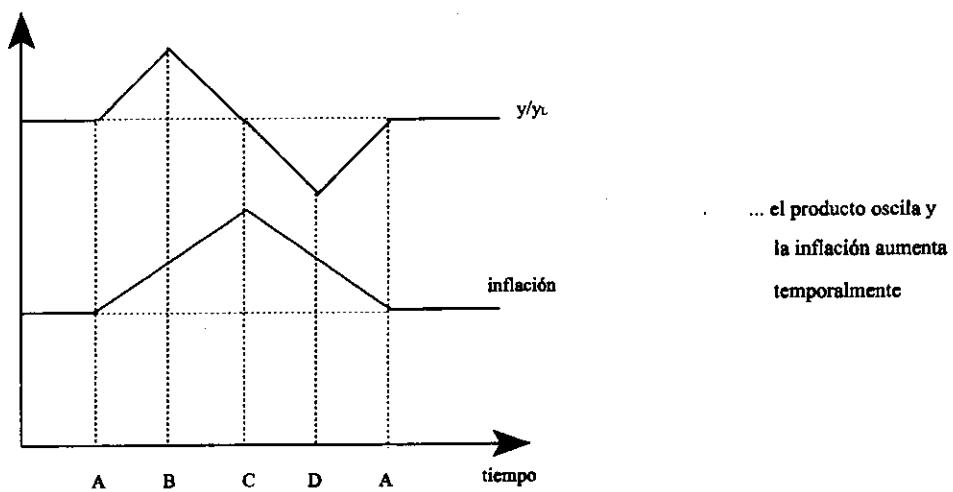
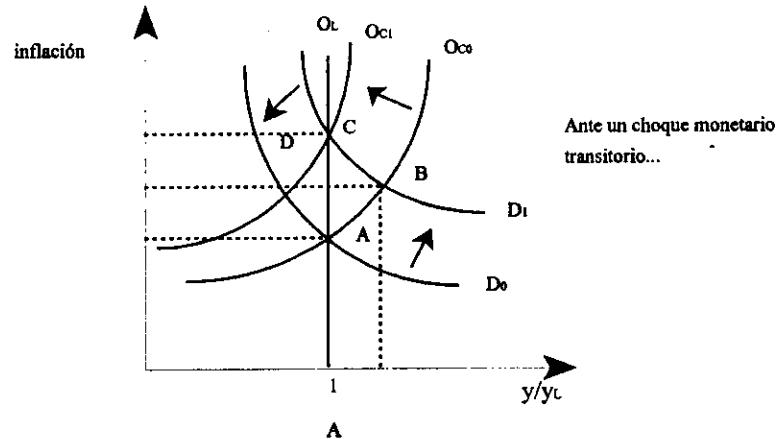
En el caso de choques monetarios, los ejercicios de impulso-respuesta generan un patrón de reacciones de la tasa de inflación y de la tasa de crecimiento del PIB similares a los del modelo macroeconómico convencional de oferta y demanda agregadas, cuya curva de oferta tiene elasticidad positiva a la tasa de inflación en el corto plazo gracias a algún mecanismo que permite que un choque monetario (transitorio e imprevisto) induzca una inflación no anticipada, pero elasticidad nula en el largo plazo gracias a la corrección del error de expectativas<sup>23</sup>. El diagrama 1 ilustra esta conjetura y hace evidente la generación de un patrón de trayectorias temporales de la inflación y del producto (con respecto a su nivel de largo plazo,  $y_L$ ) similares a las del gráfico 4.

---

<sup>22</sup> El coeficiente de la tasa de inflación de dos años antes en la ecuación de la tasa de crecimiento del producto (cuadro 7) es -0.14, pero el verdadero efecto de un choque inflacionario es mayor (suponiendo que otros factores de crecimiento no lo compensen) en vista de que la caída de la tasa de crecimiento del PIB en un año cualquiera induce la caída de esta en el año siguiente (cuadro 7).

<sup>23</sup> Diferentes versiones de lo que llamamos modelo convencional (la de la curva de oferta de Lucas y las neo-keynesianas) se encuentran en Blanchard (1990).

## DIAGRAMA 1



B

No obstante, hay que hacer una advertencia con respecto a las consideraciones anteriores. Lo que se denomina choque monetario en estos ejercicios puede ser el efecto de algún choque real que induzca simultáneamente una variación significativa de la oferta monetaria. En economías abiertas con tasa de cambio fija, al menos en el corto plazo, este caso puede darse fácilmente a raíz de un incremento en el precio real externo de un importante producto de exportación (o de una entrada autónoma de capitales). Este fue el caso colombiano a lo largo de la bonanza cafetera de los años 1975-79, que fue una bonanza inicial de precio y final de cantidades del grano. En esos años la base monetaria tuvo un incremento sustancial asociado al mayor valor de las exportaciones de café. Así, todo lo anteriormente afirmado debe supeditarse al entendimiento de que un choque monetario es un impacto de oferta monetaria que puede tener, a su vez, un origen bien sea real o bien de política monetaria (es decir, monetario en un sentido demasiado laxo).

Aún con la aclaración anterior, los resultados de los ejercicios de impulso-respuesta son llamativos en un doble sentido: 1. de una parte, resultan de un VAR cuyas innovaciones se asociaron, en el período inicial, a choques de acuerdo con un ordenamiento inspirado en un modelo clásico de oferta monetaria endógena y tasa de crecimiento del producto insensible a choques monetarios; pero, claro está, los resultados se sostienen en lo fundamental si las innovaciones se asocian, en el período inicial, a choques según un ordenamiento keynesiano (sólo que el auge económico inicial empieza desde el primer instante)<sup>24</sup>. La estructura de la economía parece mejor descrita por un modelo de información imperfecta tipo Lucas o uno del tipo keynesiano dinámico en los cuales la tasa de crecimiento del producto reacciona positivamente ante choques de demanda agregada nominal y luego sobrereactiona negativamente pero tiende hacia niveles de equilibrio de pleno empleo en medio de oscilaciones amortiguadas, esto es, auges y recesiones cada vez más suaves y breves<sup>25</sup>. 2. De otra parte, para la

---

<sup>24</sup> La similitud de las reacciones de la tasa de crecimiento del producto y de la inflación ante choques monetarios en un VAR estructural bien sea con una estructura clásica o una keynesiana para sus innovaciones quedó en evidencia en el trabajo con Gaviria (Gaviria y Posada 1994).

interpretación de los ciclos económicos y la inflación colombianos es especialmente importante observar la secuencia de los choques monetarios, y para la interpretación del comportamiento de las tasas medias de crecimiento del producto en plazos de 5, 10, 15 o 20 años pueden ser muy importantes las observaciones que detecten la ocurrencia de choques inflacionarios.

## V. Conclusiones

La demanda de saldos reales de dinero ha sido relativamente estable en Colombia con posterioridad a 1958, una vez tenidos en cuenta los movimientos del producto real y de la tasa de interés nominal. Esto puede afirmarse con base en un examen estadístico basado en un método tradicional. Un método reciente, el uniecuacional de cointegración y corrección de error, puede ser más apropiado, sin embargo, para generar predicciones con menor margen de error.

El método de cointegración-corrección de error se constituyó en la base de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) que permite observar las interrelaciones dinámicas entre saldos de dinero, tasa de inflación, tasa de interés y tasa de crecimiento del PIB. Sus principales resultados se resumen en las siguientes afirmaciones: a. los choques monetarios nominales son la principal fuente del ciclo económico; b. los choques inflacionarios positivos que en su inicio no son monetarios tienen un efecto negativo prolongado sobre la tasa media de crecimiento del producto real; c. para la interpretación de los comportamientos de las tasas de crecimiento del producto e inflación asociados a choques monetarios o inflacionarios es irrelevante o muy poco importante la decisión sobre la confección de un "VAR estructural" versus la de un VAR tradicional, y un ordenamiento (o un esquema "estructural") clásico versus uno keynesiano en el momento de relacionar innovaciones de las variables con choques originales en alguna de ellas.

---

<sup>25</sup> En este sentido esta conclusión es similar a la de Reinhart y Reinhart (1991): "The estimates of both the temporal linkage (VARs) and the contemporaneous relationship (...) present evidence that, in the case of Colombia, a neoclassical-Keynesian framework describes the dynamics of output better than an alternative that accords no role to monetary shocks." (p. 730).

Con cualquiera de estos arreglos se obtienen dinámicas de mediano plazo (2 a 10 años, es decir, dejando de lado la reacción inicial o del primer año al choque) de las tasas de crecimiento del producto e inflación similares a las que genera el modelo convencional dinámico de oferta y demanda agregadas, sea en la versión nueva clásica de Lucas o en la neo-keynesiana.

## Referencias

- Bernanke, Ben; "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carneige-Rochester Conference Series on Public Policy*, No. 25, 1986.
- Blanchard, Olivier Jean y Mark Watson; "Are Business Cycles All Alike?", *The American Business Cycle*, University of Chicago Press, Chicago, 1986.
- Blanchard, Olivier Jean; "Why Does Money Affect Output? A Survey", cap. 15 de *Handbook of Monetary Economics*, (Ed.: B. Friedman y F. Hahn), North-Holland, Amsterdam, 1990.
- Bhaskara Rao, B. y Shalabh; "Units roots cointegration and the demand for money in India", *Applied Economics Letters*, no. 2, 1995.
- Brunner, Karl y Allan Meltzer; "Money Supply", cap. 9 de *Handbook of Monetary Economics*, (Ed.: B. Friedman y F. Hahn), North-Holland, Amsterdam, 1990.
- Carrasquilla, Alberto, Arturo Galindo e Hilde Patrón; "Devaluación nominal, tasa de cambio real e inflación: un enfoque estructural", en *Mercado de Capitales, XIV Simposio, Asociación Bancaria y de Entidades financieras de Colombia*, Bogotá, 1994.
- Carrizosa, Mauricio; "Las tasas de interés y el ahorro financiero en Colombia", en *La coyuntura del sector financiero y las tasas de interés*, Asociación Bancaria de Colombia, 1985.
- Carrizosa, Mauricio; "La definición de dinero, los medios de pago y los cuasi-dineros en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 3 (abril), 1983.
- Clavijo, Sergio; "Macroeconometrics of a Small Open Economy using Vector Autoregression Analysis", Ph. D. Thesis, Universidad de Illinois, Urbana, 1987.
- Echeverry, Juan Carlos; "Indicadores de política y canales de transmisión monetaria. Colombia 1975-1991", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 24 (diciembre), 1993.
- Gaviria, Alejandro y Carlos Esteban Posada; "Inflación y crecimiento en Colombia (Estadística con Teoría)", *Archivos de Macroeconomía (DNP)*, No. 23 (febrero), 1994.

- Goldfeld, Stephen y Daniel Sichel; "The Demand for Money", cap. 8 de *Handbook of Monetary Economics*, (Ed.: B. Friedman y F. Hahn), North-Holland, Amsterdam, 1990.
- Julio, Juan Manuel; "Choques grandes/choques pequeños: evidencia del log IPC e inflación colombianos", *Borradores semanales de Economía*, no. 43, 1995.
- Kamas, Linda; "Inflación y política monetaria bajo un régimen de minidevaluaciones: el caso colombiano", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 25 (junio), 1994.
- Misas, Martha, Hugo Oliveros y José Darío Uribe; "Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia", *Borradores semanales de Economía* (B. de la R.), No. 11, 1994.
- Posada, Carlos Esteban y Marta Misas; "La tasa de interés en Colombia", *Borradores semanales de Economía*, no. 26, 1995.
- Posada, Carlos Esteban; "El costo de la inflación con racionalidad y previsión perfectas", *Revista del Banco de la República*, vol. LXVIII, no. 810 (abril), 1995.
- Reinhart, Carmen y Vincent Reinhart; "Output Fluctuations and Monetary Shocks", *Staff Papers* (IMF), vol. 38, No. 4 (diciembre), 1991.
- Sims, Christopher; "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1980.
- Sims, Christopher; "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, invierno, 1986
- Urrutia, Miguel y Rodrigo Suescún; "Bonanzas cafeteras y enfermedad holandesa: la experiencia colombiana, 1950-1990", en *Cusiana, un reto de política económica*, DNP y Banco Mundial, Bogotá, 1994.
- Vargas, Hernando; "La relación entre el crédito y la inflación", *Revista del Banco de la República*, vol. LXVIII, No. 812 (junio), 1995.
- Zarta, Alvaro; "Crecimiento e inflación bajo la influencia del dinero y el crédito en la economía colombiana", mimeo. (DNP), Bogotá, 1994.

## Anexo: Pruebas de estabilidad del modelo VAR2

