

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.

**P-ESTRELLA EN COLOMBIA: UN PUNTO DE VISTA
SOBRE LA INFLACION**

**Por:
Martha Misas A.
Carlos E. Posada P.**

1994

No. 16

Para comentarios favor dirigirse a los autores:
Fax: 2865936 - Teléfono 3421035

P-ESTRELLA EN COLOMBIA: UN PUNTO DE VISTA SOBRE LA INFLACION

**Martha Misas A.
Carlos Esteban P.***

Santafé de Bogotá, Diciembre 1994

* Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República. Este trabajo se hizo por iniciativa de José Darío Uribe. Aunque las opiniones son de nuestra responsabilidad exclusiva, agradecemos de manera especial la ayuda y los comentarios de Hernando Vargas y Hugo Oliveros.

I. Introducción

La inflación de 1994, medida con el índice de precios al consumidor, fué del 22.59%. Este nivel resulta moderado e incluso compatible, *grosso modo*, con un movimiento a la baja de la tasa de inflación que, a nuestro juicio, se observa desde 1990. En ese año la inflación llegó a 32.4%; en 1991, 1992 y 1993 fue, 26.8%, 25.1 %, y 22.6%, respectivamente. Y también se podría calificarla como "normal" frente a la inflación media de 1971-92, 23%.

Aún así, la inflación en Colombia continúa siendo objeto de preocupación para las autoridades económicas, los economistas y, sin duda, el público en general. La razón es simple: su ritmo actual no es bajo, si se compara con la media de los 15 principales socios comerciales del país, 12 % aproximadamente, sin contar a Brasil ni a Venezuela¹, o con la tasa media del período 1951-1970, 9% (medida con el deflactor de la demanda agregada de las Cuentas Nacionales), en tanto que parece fortalecerse, aquí y en todo el mundo, la creencia de que la inflación es dañina para la economía y la sociedad y que las autoridades deben combatirla. Es más, la nueva legislación del país refleja la creencia.

Lo anterior invita a nuevos exámenes de la inflación colombiana, cosa que, por lo demás, ya están haciendo los economistas². El presente trabajo se agrega a la lista. Su enfoque puede llamarse "macroeconómico": de un lado, parte de la teoría macroeconómica convencional para proporcionar una estructura analítica al examen del trabajo empírico; de otro lado, pero consecuente con lo anterior, utiliza la técnica econométrica de "cointegración y corrección de errores", es decir, aquella técnica que supone que los comportamientos temporales de las variables económicas pueden interpretarse a cabalidad si se postula (y pone a prueba) la existencia de relaciones de

¹La cifra de inflación de los principales socios comerciales se refiere al promedio simple de las tasas de inflación al consumidor para 1993 (datos hasta noviembre de 1993) de Alemania, Argentina, Canadá, Chile, Costa Rica, Ecuador, España, EU, Francia, Italia, Japón, México, Perú, Reino Unido y Uruguay; falta Bolivia por información estadística; fuente: *Revista del Banco de la República*, marzo, 1994.

²Algunos trabajos recientes elaborados en el Banco de la República como los de Carrasquilla (1994a y 1994 b), Carrasquilla et alli (1994) y Uribe (1994a y b) muestran el renovado vigor de la preocupación.

equilibrio estable de largo plazo entre variables y procesos coyunturales de ajuste de éstas hacia sus niveles de equilibrio, de acuerdo con lo sugerido por la teoría económica.

Eso en cuanto a la forma. Por su contenido, este trabajo es una réplica del modelo llamado *P-Estrella* (*P-Star* es su nombre original). En términos sencillos, el modelo se basa en la idea de que el nivel general de precios debe tener algún nivel de equilibrio (de allí el adjetivo estrella), aún sí su nivel "observado" difiere ocasionalmente del de equilibrio. El nivel de precios de equilibrio dependería, continuando con los postulados del modelo, de algunos factores básicos fundamentales sugeridos por la teoría macroeconómica estándar, mientras que el observado puede sufrir la influencia de factores aleatorios y de reacciones de ajuste, además de su dependencia del de equilibrio. La inflación, entendida como la tasa de variación del nivel observado de precios, debería seguir, por ende, una trayectoria dominada por el ritmo de evolución del nivel de equilibrio y por la corrección de los desajustes entre el nivel observado y el de equilibrio. Si esto es correcto, la brecha entre los niveles de precios observado y de equilibrio debería ser un indicador anticipado, "líder", del movimiento de la inflación, bajo el supuesto de que la corrección de un desequilibrio toma algún tiempo.

Lo anterior suena bien, así que en las páginas siguientes se reportará con mayor detalle el modelo, su especificación para el caso colombiano, la naturaleza y calidad de sus resultados y se ilustrará su uso con un ejercicio de simulación. Con todo, conviene anticiparnos a los escépticos: casi siempre, como en esta ocasión, surgen los problemas, hasta los teóricos, cuando se trata de medir y predecir. En efecto, los resultados parecen relativamente adecuados sólo para quien busque evaluar y descartar algunas hipótesis sobre la historia de la inflación de los últimos 40 años y sólo si le bastan los órdenes de magnitud gruesos y la dirección probable de los movimientos; pero para quienes buscan resultados suficientemente sólidos y perdurables ("robustos"), como lo prometía el planteamiento inicial, a fin de contar con un aparato capaz de predicciones de máxima confiabilidad, el producto probablemente será decepcionante.

Al final, como es lo usual, se presentan las conclusiones. En este caso particular adoptamos el único camino sensato: intentar rescatar lo rescatable.

II. El modelo

El modelo *P-Estrella* fue presentado originalmente por Hallman, Porter y Small en 1989 para interpretar la inflación de Estados Unidos registrada con posterioridad a la guerra de Corea, utilizando cifras trimestrales³. Una réplica para el caso alemán del período 1974–92 (también con cifras trimestrales) fue presentada por Tödter y Reimers (1994). Nosotros nos basamos en esta última versión, con algunas diferencias que se comentarán en su momento.

Aunque el modelo se acoge al esquema teórico convencional de determinación del nivel de precios con base en factores de oferta y demanda agregada, su punto de partida es la identidad contable conocida como la ecuación cuantitativa del dinero:

$$(1) \quad M \cdot V \equiv P \cdot Y$$

Siendo M la cantidad de dinero en circulación en un período dado, V su velocidad media de circulación (contra las unidades del producto final), P el nivel general de precios del producto final vigente en promedio en el período y Y el nivel del producto real del período.

De la ecuación 1 es posible derivar el precio de equilibrio, P^* , bajo el supuesto de que la cantidad efectiva de dinero en circulación es igual, *ex post*, a la cantidad de equilibrio o deseada. En efecto, y bajo el mencionado supuesto, esa identidad sugiere que:

$$(2) \quad P^* = M \cdot V^* / Y^*$$

Es decir, suponemos que el nivel de precios de equilibrio está asociado directamente a la cantidad de dinero efectiva y a su velocidad de circulación de equilibrio (V^*) e inversamente al producto real de equilibrio (Y^*)⁴.

³La versión académica de referencia es Hallman et al. 1991.

⁴En un contexto teórico de expectativas racionales podríamos considerar que P^* es el nivel de precios racionalmente esperado por los agentes al comienzo del período si hacen una previsión correcta de M . En tal contexto, y con un modelo con la restricción de que una parte de los bienes de consumo debe

Puestas en términos logarítmicos ambas ecuaciones y restando la 2 de la 1 nos queda lo siguiente:

$$(3) \quad p - p^* = (y^* - y) + (v - v^*)$$

Como es lo usual, las letras minúsculas indican los logaritmos de sus mayúsculas. Según 3, si existe una brecha entre los niveles de precios efectivo ("observado") y de equilibrio, ésta se asocia a una diferencia entre el producto de equilibrio y el "observado" o entre la velocidad observada y la de equilibrio. Si la brecha de precios (lado izquierdo de 3) es negativa, bien porque hay un "recalentamiento" de la economía ($y > y^*$) o bien porque la velocidad observada es inferior a la de equilibrio ($v < v^*$, un caso que podría llamarse de "nube monetaria en el horizonte"), debería esperarse, tarde o temprano, una presión al alza sobre la tasa de inflación⁵. Y, por supuesto, lo contrario se deduce de una brecha positiva de precios⁶.

A fin de aplicar lo anterior utilizaremos la ecuación 2. Según ésta, la demanda de saldos reales de dinero, expresada con respecto al nivel de precios de equilibrio (M/P^*), se asocia al producto de equilibrio y a la velocidad de equilibrio del dinero. Esto nos permite suponer la siguiente función de demanda de dinero:

$$(4) \quad (M/P^*) = B_0 \cdot e^{\beta_1 t} \cdot Y^{*\beta_2} \cdot (1+i)^{-\beta_3} ; B_0, \beta_2, \beta_3 > 0$$

comprarse de contado ("*Cash-in-advance Economy*"), Lucas (1987) dedujo una velocidad de equilibrio del dinero que se asocia positivamente a la tasa de interés nominal y por ende a las previsiones de la expansión monetaria futura.

⁵Hasta aquí estamos siguiendo a Tödter y Reimers (1994).

⁶El lector notará que este esquema resulta plenamente compatible con la teoría macroeconómica convencional (la síntesis neoclásico-keynesiana con curva de Phillips con expectativas adaptativas de inflación), como insisten Hallman et al. (1991) o con el monetarismo de principios de los 70. En cambio resulta incompatible con la tesis de que el precio observado es flexible (prácticamente igual al de equilibrio, salvo por elementos aleatorios breves) y su tasa de cambio es la anticipación racional de una expansión monetaria prevista por encima del crecimiento del producto.

Así, estamos suponiendo una cierta función específica y según la cual M/P^* tiende a variar a través del tiempo (t) y depende, además, del producto de equilibrio de manera positiva y de la tasa nominal de interés (i) de manera negativa⁷. Salvo por P^* y Y^* , la ecuación 4 es una función bastante convencional de demanda de saldos reales de efectivo y depósitos en cuentas corrientes por los agentes privados, cuyo rendimiento nominal es nulo.

En términos logarítmicos, lo anterior equivale a:

$$(5) \quad m - p^* = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_2 \cdot Y^* - \beta_3 \cdot li,$$

$$li = \ln(1 + i)$$

Por tanto:

$$(6) \quad p^* - m = -\beta_0 - \beta_1 \cdot t - \beta_2 \cdot Y^* + \beta_3 \cdot li$$

$$\rightarrow p^* = m - \beta_0 - \beta_1 \cdot t - \beta_2 \cdot Y^* + \beta_3 \cdot li$$

III. Mediciones y resultados básicos

La ecuación 6 es la base de la estimación econométrica. En primer lugar, se considera que tal ecuación sugiere una relación estadística estable de largo plazo entre el logaritmo (natural) del nivel de precios y los logaritmos del producto de equilibrio y del factor interés ($li = (1 + i)$), teniendo en cuenta las modificaciones por causas no especificadas pero capturables a través de la variable tiempo. Así, se utilizó la hipótesis de que el logaritmo del nivel de precios observado sostiene una relación de cointegración con las variables logaritmo del producto de equilibrio y logaritmo del factor interés, bajo la restricción (correspondiente a la ecuación 6) de que $\partial p^*/\partial m = 1$. Esto equivale a

⁷Tödter y Reimers no incluyen la tasa de interés. Su explicación es empírica (en Alemania y en el período estudiado por ellos la tasa se comporta, dicen, como variable "estacionaria"), pero con ello obvian una dificultad teórica, como se verá más adelante.

utilizar, después de probar, la hipótesis de que la variable p^*-m se encuentra cointegrada con y^* y li (teniendo en cuenta la constante y el tiempo).

De probarse la hipótesis anterior (es decir, si no hay que aceptar la contraria: de no cointegración), podríamos considerar que p^* es igual a una estimación estadística de p , p , obtenida de una regresión de mínimos cuadrados ordinarios entre la variable lpm ($p-m=\ln P-\ln M$) y una constante y las variables t (tiempo), lyp ($=y^*=\ln Y^*$) y $linplus$ ($=li=\ln(1+i)$), basada en la hipótesis de cointegración de largo plazo mencionada. En el trabajo estadístico se utilizó como muestra, por razones de disponibilidad y conveniencia, un conjunto de series anuales del período 1951-92⁸.

Entre variables no estacionarias una regresión puede dar lugar a resultados vanos ("espurios"). El cuadro 1 muestra que, en efecto, las variables lpm , lyp y $linplus$ no son estacionarias y son integradas de orden 1, es decir, que sus primeras diferencias sí son estacionarias. Teniendo en cuenta que todas las series tienen una y sólo una raíz unitaria (que su primera diferencia es "estacionaria"), puede afirmarse que sólo bajo ciertas condiciones el resultado de una regresión de lpm contra las otras puede no ser engañoso. El cuadro 2 muestra que tal regresión, llamada de cointegración, que incluye una constante y la variable tiempo, pasa una prueba de solidez, la de Engle-Yoo⁹. Esto quiere decir que se puede rechazar la hipótesis de que los resultados de la regresión son ilusorios o, de manera específica, que se puede rechazar la hipótesis de que sólo obedecen a que todas las variables, entre 1951 y 1992, ascendieron a través del tiempo.

⁸Las series son: (a). P : deflactor implícito de la demanda agregada (consumo más inversión totales), Cuentas nacionales (Banco de la República y DANE). (b). M : promedio anual de los saldos trimestrales de $M1$ (Banco de la República). (c). Y^* : producto real "de equilibrio" calculado con la metodología de Hodrick-Prescott (Uribe 1994a). (d). i : tasa de interés nominal: 1951-1979 rendimientos financieros promedios (Carrizosa 1985); 1980-1992: promedios anuales de las tasas mensuales de CDT/DTF 90 días (Banco de la República).

⁹El análisis de cointegración también se llevó a cabo a través de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de los residuales de la regresión de largo plazo: $LPM=f(C,T,LYP,LINPLUS)$ El coeficiente de correlación al rezago 1 es de 0.526 con una desviación estándar de 0.154, lo cual indica que la serie de residuales es estacionaria y el conjunto de variables está cointegrado.

CUADRO 1
PRUEBAS DE EXISTENCIA DE RAIZ UNITARIA DICKEY-FULLER¹⁰

Variable	Estadística	Valor crítico 5%	P. aumentada # de rezagos	Ljung-Box "P-Value" ^{1/}
Primera raíz:				
LPM	$\tau_{\tau} = -1.929$	-3.524	0	0.204
LYP	$\tau_{\tau} = -2.022$	-3.543	6	0.158
LINPLUS	$\tau_{\mu} = -1.178$	-2.936	0	0.772
Segunda raíz:				
∇ LPM	$\tau_{\tau} = -3.521$	-3.199 [*]	3	0.828
∇ LYP	$\tau_{\tau} = -3.775$	-3.534	3	0.070
∇ LINPLUS	$\tau = -4.401$	-1.949	0	0.694
∇ LM1 ^{2/}	$\tau_{\tau} = -4.952$	-3.528	0	0.731
∇ LP	$\tau_{\tau} = -3.851$	-3.528	0	0.643

Valores críticos: MacKinnon.

* Nivel de significancia: 10%

1/ "Pvalue": máxima probabilidad de estar por fuera de la región de aceptación de H_0 : "No correlación de la serie de residuales de la regresión de Dickey-Fuller" es por tanto el máximo error tipo I que reporta el test.

2/ El orden de diferenciación de la variable LM1, en su nivel, se establece a través de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie. El coeficiente de correlación de LM1 al rezago 1 es igual a 0.926 con una desviación estándar de 0.154, es decir, se puede establecer un modelo ARIMA parsimonioso.

CUADRO 2
PRUEBAS SOBRE COINTEGRACION
ENGLE - YOO¹¹

Regresión cointegrante	Estadística	V. Crítico 5.0%	Ljung-Box "P-Value"
LPM = f (C,T,LYP,LINPLUS)	-4.581	-3.98	0.638

* Valor crítico a un nivel de significancia del 5.0% y número de observaciones igual a 50.

Valor crítico: Engle-Yoo.

¹⁰Véase Dickey y Fuller 1981.

¹¹Véase Engle y Yoo 1987

El cuadro 3 muestra los resultados de la regresión de cointegración. Aunque la constante tiene un coeficiente alto, todas las variables explicativas tienen coeficientes apreciables (según su magnitud), significativos (gracias al tamaño pequeño de sus errores estándar con respecto al de los coeficientes y, por tanto, a los estadísticos "T") y sus signos son los esperados por la teoría económica.

Cuadro 3
Regresión de Cointegración

MCO // Variable dependiente: LPM Período Muestral: 1951 - 1992 Número de Observaciones: 42				
VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STANDAR	T	"P-VALUE"
C	66.070649	4.3759823	15.098473	0.0000
T	0.2147290	0.0171447	12.524520	0.0000
LYP	-5.5540932	0.3733019	-14.878290	0.0000
LINPLUS	1.2528985	0.2628124	4.7672729	0.0000
R ²	0.988030	Media Var. Dependiente		0.223016
R ² ajustado	0.987085	Desviación estándar var. dep.		0.474788
Error Stándard Regresión	0.053956	Suma res. cuadrados		0.110627
Verosimilitud (log)	65.129020	F		1045.570
Durbin-Watson	0.610522	Prob (F)		0.000000

Llaman la atención, sobretodo, 3 resultados. El primero es la dependencia positiva de lpm del tiempo; esto significa que la demanda de saldos reales de dinero (M_1 : poder de compra del efectivo fuera de bancos más los depósitos en cuenta corriente), *ceteris paribus*, ha tendido a caer a lo largo del período 1951-92¹². El segundo es el referido a la alta elasticidad de los saldos reales de dinero con respecto al producto potencial (5.5), resultado aparentemente exagerado y que no nos atrevemos a tratar de explicar. El tercero es más tranquilizante: la elasticidad de la demanda de saldos reales de dinero

¹²Recuérdese que $lpm = p - m$, por tanto $m - p = -lpm$, así que $\partial lpm / \partial t > 0 \rightarrow \partial (m - p) / \partial t < 0$.

al factor linplus, -1.25 , equivale aproximadamente a una elasticidad negativa a la tasa de interés ubicada en un rango $0.1, 0.3$, cuando nos referimos a órdenes de magnitud de la tasa de interés nominal pasiva entre 15% y 35% aproximadamente, como ha sido lo usual entre 1951 y 1992 ¹³. Esta elasticidad se asemeja a lo que economistas y econométricos pueden considerar como normal¹⁴.

La regresión de cointegración implica un supuesto que ya se justificó teóricamente: que si se ejecuta otra similar (largo plazo, etcétera) de p contra una constante y las variables t , lpm , $linplus$ y m se generará un coeficiente para m igual a 1 , al menos desde el punto de vista estadístico. Se puso a prueba este supuesto y pasó ileso (ver Anexo 1).

En vista de que puede suponerse que $\partial p^*/\partial m = 1$ y juzgarse la regresión anterior de calidad aceptable, como regresión de largo plazo, se consideró viable utilizar la diferencia entre el valor observado lpm y el valor de lpm estimado por la regresión, es decir, el residuo de la regresión, como equivalente a la brecha entre el logaritmo del nivel de precios observado (p) y el logaritmo del nivel de precios de equilibrio (p^*)¹⁵. Esta brecha cumple con una propiedad requerida por la teoría del nivel de precios de equilibrio y, en tanto que residuo de la regresión de cointegración, por la teoría estadística de tales regresiones: que sea "estacionaria" en el tiempo. En el cuadro 4 se observa el cumplimiento del requisito: la brecha (" gap " = $p - p^*$) pasa la prueba de estacionariedad.

¹³Con un ejemplo basta para entender esto. Supóngase que el factor $1+i$ pasa de 1.2 a 1.3 . Esto significa que su variación porcentual es de 8.3% . Según el resultado de la regresión, la demanda por saldos reales de dinero debe caer en 10.3% ($-1.25 \times 8.3\%$). Pero lo anterior significa que la tasa de interés nominal subió en 50% ; si la elasticidad de la demanda de dinero real a la tasa de interés es -0.2 , entonces tendríamos el mismo resultado: $-.2 \times 50\% = -10\%$.

¹⁴Misas y Suescún (1993) encontraron una elasticidad de -0.21 de la demanda de M_1 a la tasa de interés (DTF) en una regresión de cointegración con cifras trimestrales de $1980.1-1992.4$; además encontraron que podía considerarse estable la regresión (que incluía también las variables nivel de precios y PIB). Con todo, el coeficiente de la variable precio encontrado no fue 1 sino 0.85 . Pero su indicador de nivel de precios no fue el nuestro (el deflactor de la demanda agregada) sino el IPC.

¹⁵Bajo el supuesto (ya probado) de que $\partial p^*/\partial m = 1$, podemos considerar que $lpm - (lpm)$ estimado $\approx (p - m) - ((p - m)$ estimado), así que $lpm - (lpm)$ estimado $\approx p - \hat{p}$.

Cuadro 4
Prueba de Existencia de Raíz Unitaria Dickey-Fuller

Variable	Estadística T	Valor crítico 5%	P. aumentada # de rezagos	Ljung-Box "P-Value"
GAP	-3.173	-1.949	0	0.638

Según lo previsto, la brecha entre el precio observado y el de equilibrio debe ser un factor determinante de la inflación futura: si el *gap* es positivo ($p > p^*$) deberíamos observar, después de un cierto tiempo, *ceteris paribus*, una reducción de la inflación en la medida en que el nivel de precios efectivo tienda hacia su nivel de equilibrio; si el *gap* es negativo ($p < p^*$) deberíamos esperar lo contrario: que el precio efectivo acelere su velocidad de ascenso en busca de su nivel de equilibrio. La teoría de las regresiones cointegrante y de corrección de errores¹⁶ nos autoriza a considerar que si una regresión de cointegración inspirada en la ecuación 6 resulta válida, entonces es legítimo ensayar una regresión basada en la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}
 (7) \quad Dp &= \alpha_0 - \alpha_1 \cdot res_{-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{j,i} \cdot Dlp_{m-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^m \alpha_{k,i} \cdot Dlyp_{-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{l,i} \cdot linplus_{-i} \\
 &\quad + Dm + \epsilon, \\
 \alpha_1, \alpha_j, \alpha_l &> 0, \alpha_k < 0, \epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon)
 \end{aligned}$$

De acuerdo con la ecuación 7, la tasa de inflación del período t (Dp o primera diferencia de p) depende negativamente del *gap* de precios del período anterior (denominado "res" en la ecuación 7 o residuo de la regresión de cointegración) y de las tasas de crecimiento del producto de equilibrio de los períodos actual y anteriores, en tanto que depende positivamente de las inflaciones pasadas (más precisamente, de los aumentos de precios por encima de las expansiones monetarias pasadas), de los

¹⁶Véase Engle y Granger (1987)

aumentos presente y pasados de las tasas de interés nominal¹⁷ y de la expansión monetaria contemporánea ($Dm=m-m_{-1}$); esta última incide con un coeficiente igual a 1, en consideración a lo que se había supuesto y puesto a prueba antes¹⁸.

Cuadro 5
Modelo de Corrección de Errores

MCO // Variable dependiente: DLPM Período Muestral: 1955 - 1992 Número de Observaciones: 38				
VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STANDAR	T	"P-VALUE"
C	-0.0211849	0.0080649	-2.6268061	0.0130
RES(-1)	-0.5000573	0.1472436	-3.3961224	0.0018
DLPM(-1)	0.2123256	0.1300109	1.6331368	0.1119
DLINPLUS	1.1846823	0.2565795	4.6172130	0.0001
DLPM(-3)	0.3189111	0.1137640	2.8032690	0.0084
R ²	0.516437	Media Var. Dependiente		-0.034519
R ² ajustado	0.457823	Desviación estándar var. dep.		0.047218
Error Standard Regresión	0.034768	Suma res. cuadrados		0.039891
Verosimilitud (log)	76.40518	F		8.810853
Durbin-Watson	1.893296	Prob (F)		0.000059
Estadístico Q de Box - Pierce	7.29	Prob. 0.8378		Rezago: 12
Estadístico Q de Ljung-Box	9.26	Prob. 0.6803		Rezago: 12

RES : Residuales obtenidos en la estimación de la regresión presentada en el cuadro 3.

¹⁷Recuérdese que la teoría dice que β_3 es positivo y que se encontró evidencia favorable a esta hipótesis. Los economistas creen que bajo ciertas condiciones las alzas de la tasa de interés pueden tener un efecto indirecto negativo sobre la tasa de inflación, por la vía de su impacto negativo sobre la demanda agregada por el producto, que es distinto a este efecto directo y positivo. Por lo demás, la principal limitación teórica de este modelo es considerar exógena la tasa de interés nominal. En efecto, esta tasa (según lo dice la teoría y cualquier inspección informal del caso colombiano) depende en el largo plazo de la tasa de inflación o de los determinantes de ésta.

¹⁸Salvo por el factor interés, esta ecuación tiene similitudes con la que utilizó Galindo (1993, ecuación 11) para sus estimaciones empíricas de la inflación, si se tiene en cuenta que el factor de expectativas de inflación incluido en tal ecuación depende, según Galindo, de las inflaciones pasadas (a través de un proceso ARIMA).

La ecuación 7 se estimó por m.c.o. y, claro está, bajo la restricción de que el coeficiente de D_m es igual a 1. Esta restricción es equivalente a considerar que la variable dependiente en la regresión es D_{ipm} , es decir, $D_p - D_m$. Bajo técnicas de correlación cruzada para encontrar las variables independientes más significativas y los rezagos más adecuados se seleccionó la presentada en el cuadro 5.

Tal como se esperaba y se muestra en el cuadro 5, la inflación de un año t depende negativamente del *gap* pasado de precios, o brecha ocasionada en el año anterior entre el índice de precios observado y el de equilibrio (llamado "res" en el cuadro), y positivamente de la expansión monetaria contemporánea (D_m), de los excesos de inflación ($D_p - D_m$) del año anterior y de 3 años antes (rezago difícil de explicar) y del aumento contemporáneo de la tasa de interés. En esta regresión los coeficientes pueden considerarse como indicadores aproximados de las elasticidades. Las mayores influencias son las de la expansión monetaria (elasticidad = 1, por hipótesis), del *gap* de precios del año anterior (elasticidad ≈ -0.5) y del exceso de inflación de 3 años antes (elasticidad ≈ 0.3), y las menores son las del exceso de inflación del año anterior (elasticidad ≈ 0.2) y del aumento de la tasa de interés (elasticidad $\approx 0.2^{19}$). Salvo el coeficiente del exceso de inflación del período anterior, los demás coeficientes tienen niveles de confiabilidad de 99%, según sus estadísticos "T". El coeficiente de excepción sólo tiene confiabilidad de 88% (significativo al 12%).

Las propiedades estadísticas de la regresión de inflación son aceptables y en particular su residuo es "ruido blanco", según los estadísticos "Q" reportados (cuadro 5).

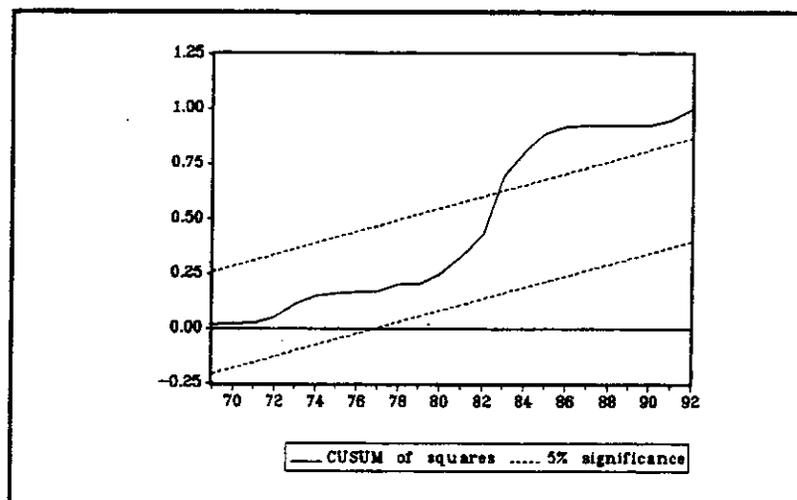
Pero hay un defecto. La regresión de cointegración (estimación del nivel de precios de equilibrio) no parece ser plenamente estable; en efecto, la prueba CUSUM cuadrado²⁰ presentada en la gráfica 1 muestra que los residuales de las ecuaciones

¹⁹Para el caso de variaciones porcentuales de la tasa de interés nominal anual de 40% entre un año y otro (por ejemplo, pasar de 25% a 35%), esto equivale a un aumento del factor linplus de 8%; puesto que su coeficiente es 1.18 (cuadro 4), entonces la inflación aumentaría, *ceteris paribus*, en 9.4%. La elasticidad implícita sería, por tanto, 24%: $0.094/0.4$.

²⁰Véase Greene 1993.

recursivas de la regresión de largo plazo se salen de su banda de 5% a partir de 1983, lo cual es evidencia de un cambio estructural en los parámetros. Este resultado es coherente con el encontrado recientemente en especificaciones de funciones de demanda de dinero²¹

Gráfica 1
Prueba CUSUM
Inestabilidad de la Relación de Largo Plazo



IV. Simulaciones y causalidad

Con todo, el modelo econométrico *P-Estrella* (el conjunto de las regresiones de cointegración y corrección de error) tiene sus méritos y, como ya se mencionó, no puede considerarse deleznable, suficientemente frágil como para tener que desecharse. Una

²¹El resultado de inestabilidad se relaciona, sin duda, con los de inestabilidad de la demanda de dinero encontrados por Misas et al. (1994). Con todo, es posible que la fuente principal de inestabilidad sea una alteración brusca de las expectativas de devaluación nominal y que, corregida la demanda por tal factor, resulte relativamente estable (Carrasquilla y Galindo 1994).

de las formas de aprovecharlo es mediante su uso para la construcción de un modelo estrictamente estadístico y dinámico pero subsidiario y justificable a partir de aquel.

El modelo subsidiario es de la clase denominada "VAR"²² (de vectores autoregresivos). Es de determinación simultánea de dos variables estacionarias: la tasa de inflación y el *gap* de precios. Estas variables se "explican" sólo con base en su historia pasada y en la historia de la variable compañera (se excluye la correlación contemporánea entre las variables). De alguna manera esto es una simplificación del modelo *P-Estrella*: el *gap* pasado incide sobre la inflación presente y ésta, de una manera indirecta (por ejemplo a través de su influencia sobre las tasas de interés nominales y otras vías no especificadas) tiende a incidir sobre el nivel de precios de equilibrio, sólo que ahora de manera rezagada. ¿Cuántos años deben tomarse en cuenta? La respuesta depende de algún criterio de "parsimonia" o compensación del costo adicional de complejidad con el beneficio adicional de información reportado al prolongar el número de años de rezago. Dos criterios específicos que expresan formalmente lo anterior y permiten calcular el número óptimo de rezagos son los de Akaike y Schwarz. En nuestro caso, el criterio de Akaike minimiza la función de costo neto con 4 años de rezago y el de Schwarz con 1 año (cuadro 6). Dado esto escogimos un VAR con un año de rezago.

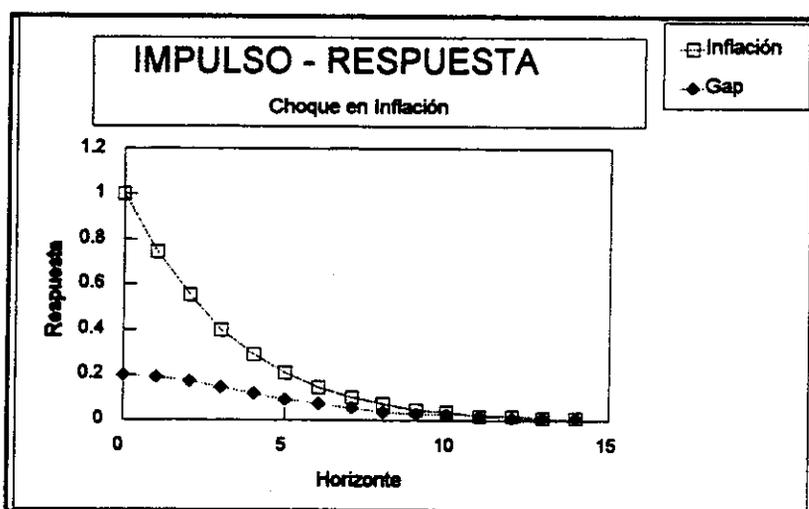
Cuadro 6
Definición de la Longitud de Rezago
VAR(GAP, Inflación)

Rezago	Criterios de Información	
	Akaike	Schwarz
1	-13.197	-13.029*
2	-13.139	-12.798
3	-13.088	-12.571
4	-13.378*	-12.682
5	-13.215	-12.336

²²Véase Judge et al. (1988)

Establecido el VAR más adecuado, vale la pena mencionar su capacidad para generar trayectorias temporales que ponen a prueba los supuestos comportamientos dinámicos de las variables endógenas del modelo original. El modelo permite la representación de hipotéticas respuestas temporales de cada una de las dos variables ante impactos aleatorios ("choques") soportados por alguna de ellas²³. Las gráficas 2 y 3 ilustran el patrón de tales respuestas.

Gráfica 2

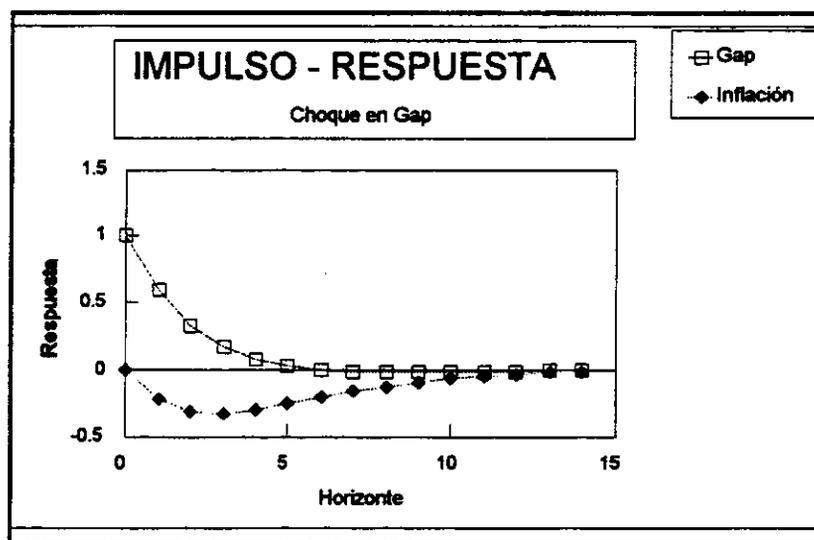


En la gráfica 2 se simula el efecto que tendría un impacto positivo soportado por la tasa de inflación en el año 0 similar al 100% de su desviación estándar. Este impacto es muy intenso, ya que la desviación estándar de la inflación entre 1951 y 1992 (período muestral del VAR) fue 7.4%, equivalente a 46% de su valor medio, 15.5% (medida, como recordará el lector, por el deflactor de la demanda agregada). La trayectoria resultante seguida por la inflación es decreciente y al cabo del quinto año ha desaparecido ya 80%

²³ Debe insistirse en que el análisis de impulso ("choque") y respuesta se realiza bajo el esquema de no correlación instantánea entre componentes y con tal propósito se utiliza en la transformación de la representación de media móvil una matriz triangular superior. El orden de entrada de las variables al sistema VAR es: inflación, gap.

del aumento transitorio de ésta ocasionado por el impacto. Si esto es un "reflejo", aunque burdo, de la realidad, como lo creemos, habría que rechazar la hipótesis de que el componente inercial de la inflación colombiana es alto, cuando se la examina en períodos anuales²⁴. Por lo demás, ante tal impacto el nivel efectivo de precios se hace, obviamente, superior al de equilibrio y, al principio, esta brecha equivale a un 20% del impacto de la inflación, proporción muy grande frente al valor medio del *gap* entre 1951 y 1992, -0.5%. Pero a continuación la brecha inicia una trayectoria hacia su eliminación de manera continua. Al cabo de 6 o 7 años el equilibrio se restablece.

Gráfica 3



La gráfica 3 ilustra un ejercicio análogo pero referido a las consecuencias de un incremento súbito y accidental del nivel efectivo de precios. Los incrementos imprevistos y observados por una sola vez del precio de la gasolina, de la tarifa del IVA, etcétera, o los incrementos aislados, ni esperados ni repetidos, de algunos precios importantes de

²⁴Calificar de "alto" o "bajo" es subjetivo; pero, en todo caso creemos que si después de un impacto casi similar al 50% de su valor medio previo la inflación retorna al cabo de 8 años a dicho nivel, se puede concluir que no estamos en presencia de una "inflación inercial" ni "casi inercial", tal como la conciben quienes creen en tal tipo de inflación.

la canasta familiar por causas accidentales pueden ser un buen ejemplo. El impacto inicial simulado es grande, igual a 1, es decir, 100% de la desviación estándar del *gap*, 4%, equivalente a 26% de la inflación media de 1951–92. Ante tal impacto la reacción inicial de la inflación es nula, por construcción del modelo, aunque podemos aceptar que en la realidad si tendría algún aumento inmediato. Pero lo importante es que a medida que el nivel observado de precios comienza a declinar para aproximarse al de equilibrio la tasa de inflación inicia una caída que se amortigua a través del tiempo hasta desaparecer. Así, los incrementos transitorios del nivel de precios conducen a declinaciones posteriores transitorias de la tasa de inflación. Esto, que le resultaría absurdo al creyente de la "inflación inercial", no sólo es la reproducción hipotética de lo que parecen ser las propiedades temporales de series estadísticas colombianas sino algo previsto por la teoría económica de la inflación y confirmado por estudios recientes del caso colombiano²⁵.

Aunque el VAR diseñado implica que los ejercicios de simulación ilustrados en los dos gráficos son igualmente válidos, hay alguna evidencia adicional de que lo pertinente es considerar que el *gap* de precios es más una causa (desde un punto de vista estadístico) de la inflación que su efecto, tal como lo sostiene el modelo *P-Estrella*. Así, lo adecuado sería concentrar la atención en lo que ilustra la gráfica 3 (las reacciones de la inflación y del propio *gap* ante una variación transitoria de éste) y no en la gráfica 2.

La evidencia de que el *gap* de precios causa la inflación en un sentido estadístico (en el de Granger), más que lo contrario, se muestra en el cuadro 7. Puesto que los criterios de Akaike y Schwarz indican que el número óptimo de rezagos para el VAR entre inflación y el *gap* de precios se ubica entre 1 y 4, y en vista también de que la prueba de causalidad en el sentido de Granger entre dos variables implica establecer regresiones para ambas variables de manera similar al VAR, con la propia variable y la otra rezagadas, se ensayaron los *tests* de causalidad con los diferentes rezagos mencionados. Según lo

²⁵Uribe (1994b) encuentra que el componente inercial de la inflación anual probablemente esté entre 0.2 y 0.3. Esto es similar a lo que implican los resultados de nuestro análisis de impulso-respuesta.

observado en el cuadro 7, los resultados de las pruebas no son concluyentes con 1, 2 o 3 años de rezago, pero si con un rezago de orden 4 al trabajar a un nivel de significancia de 5%²⁶. Con tal rezago, la hipótesis de que el *gap* de precios no causa la inflación debe rechazarse, en tanto que debe considerarse plausible la hipótesis de que la inflación no causa dicho *gap*.

Cuadro 7
Prueba de Causalidad de Granger
(Inflación, GAP)

Hipótesis nula	Estadística - F	Probabilidad	Ljung-Box P-value Residuales
Longitud de rezago: 1			
GAP <i>no causa</i> INFLACION	2.26	0.140	0.7197
INFLA <i>no causa</i> GAP	1.06	0.309	0.4658
Longitud de rezago: 2			
GAP <i>no causa</i> INFLACION	3.01	0.062	0.7985
INFLA <i>no causa</i> GAP	0.19	0.824	0.3918
Longitud de rezago: 3			
GAP <i>no causa</i> INFLACION	1.96	0.139	0.8814
INFLA <i>no causa</i> GAP	0.21	0.890	0.4951
Longitud de rezago: 4			
GAP <i>no causa</i> INFLACION	3.87	0.012	0.7102
INFLA <i>no causa</i> GAP	0.64	0.639	0.6057

²⁶Pero al considerar un nivel de significancia del 10% se sostiene la hipótesis de causalidad de gap a inflación con un rezago de orden 2.

V. Conclusiones

No es fácil sacar conclusiones de un trabajo como el reportado en estas páginas sin correr el riesgo de abusos ideológicos. De un lado, el tema es delicado, tanto en materia conceptual como de política económica, y el mismo modelo teórico que guió la investigación adolece de las limitaciones propias a un esquema de economía cerrada y que considera exógenas, simultáneamente, la tasa de interés nominal y la cantidad de dinero²⁷; de otro lado, el método de análisis empírico posiblemente no sea infalible, y aunque los resultados son, en general, aceptables para el estadístico, compatibles con la teoría económica convencional y con nuestras intuiciones y conjeturas apriorísticas, parecen caer en un "limbo": ni tan frágiles como para desecharlos ni tan sólidos como para confiar a ciegas en ellos.

Con todo, tal vez sea posible sacar conclusiones sensatas y válidas en el campo empírico si se tiene suficiente cuidado y se recuerdan continuamente los defectos del modelo teórico y de su contraparte estadística. Lo que sigue es un intento, y ya el lector lo juzgará.

Milton Friedman dijo, quizás para ser enfático, que la inflación es un fenómeno monetario. *P-Estrella* y su versión colombiana no alcanzan a decir eso, ni siquiera se lo proponen; pero si nos olvidamos de la tasa de interés (por razones ya comentadas) y consideramos que el producto real tiene la tendencia a una oscilación convergente, aunque lenta, en torno de su nivel de equilibrio, hasta un keynesiano convencional que aceptase el *P-Estrella* teórico como punto de partida tendría que reconocer que, en el caso colombiano, la evidencia empírica asociada a este modelo sugiere que la inflación básicamente no es el resultado de una brecha permanente entre una demanda efectiva real y un producto de equilibrio ni inercial sino algo que tiene que ver principalmente con:

²⁷Aunque esto no necesariamente es contradictorio: siguiendo la referencia de Lucas (1987) mencionada en una nota anterior, podríamos tener que la tasa de interés nominal depende de la tasa real y de la previsión actual de la expansión monetaria futura; determinada así la tasa de interés, y dado el producto de equilibrio, quedaría determinada en consecuencia la demanda por saldos reales de dinero; ante esto o se registra un desequilibrio entre oferta y demanda de saldos reales de dinero o se logra el ajuste por el lado del nivel de precios (a la manera clásica).

i. aquello que produce expansión monetaria y ii. los intentos del nivel observado de precios de mantenerse a la altura del de equilibrio, aunque usualmente difiera de éste. Además, y hechas las aclaraciones anteriores, el nivel de precios de equilibrio está directamente asociado a la cantidad de dinero.

No quiere decir lo anterior que la relación entre tasa de crecimiento de dinero e inflación es única, lineal y que aquella es causa, al menos en el sentido estadístico (por ejemplo, de Granger) de ésta. Incluso se podría considerar (con base en un análisis de cifras mensuales o trimestrales, diferente al nuestro, que es de cifras anuales) que la expansión conjunta de precios y producto causa, en el sentido estadístico, la expansión monetaria²⁸. Pero lo que si creemos correcto es que los resultados empíricos de nuestro trabajo sugieren que la inflación es algo cuya responsabilidad atañe, *prima facie*, a las autoridades monetarias (incluyendo a quienes han sido y son su cabeza: los ministros de hacienda)²⁹, aún si las verdaderas causas de las expansiones monetarias son los intentos *ex ante* de estas autoridades de proteger la tasa de cambio, estabilizar la tasa de interés³⁰, utilizar ésta como herramienta anticíclica³¹ o, como sucedía en el pasado, proporcionar crédito "suficiente", en términos reales, al fisco o a diferentes sectores de la economía.

²⁸Echeverry (1993) encuentra un comportamiento procíclico de M_t en análisis de cifras trimestrales, en tanto que encuentra que la tasa de interés se comporta estadísticamente como un instrumento relativamente exógeno de política contracíclica.

²⁹Creemos que ésta conclusión también se aplica al trabajo de Galindo (1993) sobre inflación, basado en un modelo y métodos distintos. Y mediante la aplicación a Colombia de un modelo keynesiano dinámico con expectativas adaptativas de inflación se había llegado a la misma conclusión (Posada et al. 1988).

³⁰Carrasquilla 1994a es una referencia reciente acerca de la dependencia parcial de la expansión monetaria del actual régimen cambiario. Adicionalmente, si una de las causas de la expansión monetaria es la liquidación de títulos generados por una contracción monetaria previa, esto significa que el banco central no quiere (o se siente incapaz de) subir la tasa de interés hasta el nivel en el cual los agentes económicos (bancos comerciales, etcétera) desistan de su intento de liquidar la parte de su activo correspondiente a deuda no monetaria del emisor. Una de las razones podría ser la conveniencia de frenar una entrada de capitales que, dado un régimen de tasa de cambio fija (o casi fija), habría que monetizar.

³¹De nuevo, cabe la referencia a Echeverry (1993).

En 1994 el producto real efectivo probablemente ha sido igual al de equilibrio (algunos analistas han dicho que mayor). La velocidad de circulación de equilibrio del dinero quizás ha estado cayendo en los últimos años por razones no contempladas en el modelo, por ejemplo, porque los agentes privados han tenido expectativas declinantes de inflación³² o porque las tasas de interés pasivas cayeron durante algún tiempo. Pero es muy probable que en lo corrido de 1994 la velocidad de equilibrio haya tocado fondo. Este escenario significa, en términos de *P-Estrella*, que 1994 es un año de equilibrio o, incluso, de *gap* de precios negativo (nivel efectivo de precios menor al de equilibrio, asociado a una velocidad que quizás empieza a retrasarse frente a la de equilibrio). Si el modelo sirviera para predicción, habría que concluir por tanto que la inflación del año entrante sería, *ceteris paribus*, igual o, incluso, mayor que la de 1994, cosa que está en contravía de la meta para 1995.

Por fortuna el modelo no es un máquina de profecías. Pero lo anterior si indica que la coyuntura actual se caracteriza por una nube monetaria que empieza a vislumbrarse en el horizonte, si es que no la tenemos ya encima. Alcanzar la meta de 1995, desde el punto de vista del modelo, no es imposible, pero probablemente exija sacrificios adicionales a los previstos al principio de 1994.

³²Recuérdense las referencias previas a la determinación de la velocidad de circulación del dinero según Lucas (1987).

Referencias

- Carrasquilla, Alberto; (a), "Desarrollo reciente de las políticas monetaria y cambiaria en Colombia", *Borradores semanales de economía* (B. de la R.), no.8, 1994.
- Carrasquilla, Alberto; (b), "Notas sobre inflación en Colombia", mimeo, Banco de la República, agosto, 1994.
- Carrasquilla, Alberto y Arturo Galindo; "El comportamiento monetario en Colombia: 1980-1993. Una hipótesis cambiaria", *Coyuntura Económica*, vol.XXIV, no. 1 (marzo), 1994.
- Carrasquilla, Alberto, Arturo Galindo e Hilde Patrón; "Devaluación nominal, tasa de cambio real e inflación: un enfoque estructural", ponencia presentada en el XIV simposio sobre mercado de capitales, Asociación Bancaria de Colombia, Medellín, noviembre, 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.
- Dickey, David y Wayne Fuller; "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49, 1981.
- Echeverry, Juan Carlos; "Indicadores de política y canales de transmisión monetaria. Colombia: 1975-1991", *Ensayos Sobre Política Económica*, no. 24, diciembre, 1993.
- Engle, Robert. y Clive. W. Granger; "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987.
- Engle, Robert y Byung Yoo; "Forecasting and testing in co-integrated systems", *Journal of econometrics* 35, 1987.
- Galindo, Arturo; "Una nota sobre la relevancia del control monetario en procesos de estabilización", *Ensayos Sobre Política Económica*, no. 24, diciembre, 1993.
- Greene, William; *Econometrics Analysis*, segunda edición, Macmillan, New York, 1993.

- Hallman, Jeffrey J., Richard D. Porter y David H. Small; "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?", *The American Economic Review*, vol.81, no.4 (septiembre), 1991.
- Judge, George, et al.; *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, Segunda edición, John Wiley, New York, 1988.
- Lucas, Jr., Robert E.; Modelos de ciclos económicos (cap. VI) (versión española de la edición original de 1987), Alianza Editorial, Madrid, 1988.
- Misas, Martha y Rodrigo Suescún; "Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario", *Ensayos Sobre Política Económica*, no. 23, junio, 1993.
- 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, Elkin Castaño, José Alberto Muñoz e Imelda Restrepo; "Inflación y actividad económica: un modelo aplicado al caso colombiano (1961-1986)", informe especial de "Perfil de Coyuntura Económica", separata de *Economía Colombiana*, no.4, octubre, 1988.
- Tödter, Karl-Heinz y Hans-Eggert Reimers; "P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 130, no. 2.
- Uribe, José Darío; (a), "Inflación y crecimiento en Colombia: 1951-1992", *Borradores semanales de economía* (B. de la R.), no.8, 1994.
- Uribe, José Darío; (b), "Inflación inercial, tasa de cambio y anclas", Mercado de Capitales, XIV Simposio 1994, Asociación Bancaria y de Entidades Financieras de Colombia.

Anexo 1

MCO // Variable dependiente: LP Período muestral: 1951 - 1992 Número de Observaciones: 42				
VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR STANDAR	T	'P - VALUE'
C	82.954216	12.896036	6.4325359	0.0000
T	0.3071860	0.0686561	4.4742681	0.0001
LYP	-6.9915231	1.0981857	-6.3664306	0.0000
LINPLUS	1.6162536	0.3684957	4.3860856	0.0001
LM1	0.8578652	0.1022831	8.3871658	0.0000
R ²	0.999330	Media Var. depend.		4.482725
R ² Ajustado	0.999258	Desv. estándar var. dependiente		1.956338
Error Standar Regresión	0.053307	Suma res. cuadrados		0.105140
Verosimilitud (log)	66.19737	F		13796.05
Durbin- Watson	0.583064	Prob. (F)		0.000000
Hipótesis nula: Coef (LM1) = 1				
F	1.93105	Probabilidad	0.1729	
Chi	1.93105	Probabilidad	0.1646	

A un nivel de significancia $\alpha = 5\%$ no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de igualdad del coeficiente de LM1 a la unidad.