

P-estrella en Colombia: un punto de vista sobre la inflación

Martha Misas A. - Carlos Esteban Posada P.

Introducción, 109. I. El modelo, 111. II. Mediciones y resultados básicos, 113. III. Simulaciones y causalidad, 122. Conclusiones, 127. Referencias, 129. Anexo, 132.

Introducción

En el momento actual -principios de diciembre- se puede estimar que la inflación de 1994, medida con el índice de precios al consumidor, alcanzará una cifra cercana a un 22.5%. 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 un 32.4%; en 1991, 1992 y 1993 fue, 26.8%, 25.1 %, y 22.6%, respectiva-

mente. 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 Venezuela,² o con la tasa media del período 1951/1970, 9% -medida con el

2 La 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, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón, México, Perú, Reino Unido y Uruguay; falta Bolivia por información estadística; fuente: *Revista del Banco de la República*, marzo, 1994.

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 además 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 economistas.³ 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 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 al 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

3 Algunos trabajos recientes elaborados en el Banco de la República como los de Carraquilla -1994a y 1994b-, Carrasquilla et alii -1994- y Uribe -1994a y b- muestran el renovado vigor de la preocupación

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 hacer 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.

I. 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 trimestrales.⁴ 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

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

conocida como la ecuación cuantitativa del dinero:

$$1) M.V \equiv P.Y$$

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:

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

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 $-Y^*$ -.⁵

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

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

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 inflación.⁶ Por supuesto, lo contra-

5 En 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 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.

6 Hasta aquí estamos siguiendo a Tödter y Reimers -1994-.

rio se deduce de una brecha positiva de precios.⁷

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:

$$4) (M/P^*) = \beta_0 \cdot e^{\beta_1 t} \cdot Y^{\beta_2} \cdot (1+i)^{-\beta_3}$$

$$\beta_0, \beta_2, \beta_3 > 0$$

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 negativa.⁸ 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:

$$5) m-p^* = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_2 \cdot y^* - \beta_3 \cdot li$$

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

Por tanto:

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

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

II. 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 capturable a través de la variable tiempo.

7 El 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.

8 Tödter 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.

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 $p^*/m = 1$. Esto equivale a utilizar, después de probar, la hipótesis de que la variable $p^* \cdot m$ 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 , obtenida de una regresión de mínimos cuadrados ordinarios entre la variable lpm ($p \cdot m = \ln P - \ln M$) 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 estadís-

tico se utilizó como muestra, por razones de disponibilidad y conveniencia, un conjunto de series anuales del período 1951/92.⁹

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 0 y la variable tiempo, pasa una prueba de solidez, la de Engle-Yoo.¹⁰ Esto quiere decir que se puede rechazar la hipótesis de que los resultados de

9 Las 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-Urbe 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-.

10 El 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

la regresión son ilusorios o, de manera específica, que se puede rechazar la hipótesis de que sólo obe-

decen a que todas las variables, entre 1951 y 1992, ascendieron a través del tiempo.

Cuadro 1
Pruebas de existencia de raíz unitaria Dickey-Fuller¹¹

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

11 Véase Dickey y Fuller, 1981

Cuadro 2
Pruebas sobre cointegración Engle-Yoo¹²

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.

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-, signi-

ficativos -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 Estándar	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 estándar regresión	0.053956	Suma res. cuadrados		0.110627
Verosimilitud (log)	65.129020	F		1045.570
Durbin-Watson	0.610522	Prob (F)		0.000000

12 Véase Engle y Yoo, 1987

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 1951-92.¹³ 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 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 un 15% y

un 35% aproximadamente, como ha sido lo usual entre 1951 y 1992.¹⁴ Esta elasticidad se asemeja a lo que economistas y econométristas pueden considerar como normal.*

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 , lyp , $linplus$ 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 -Véase Anexo 1-

En vista de que puede suponerse que $p^*/m = 1$ 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

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

14 Con 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: $-2 \times 50\% = -10\%$.

* Misas y Suescún -1993 encontraron una elasticidad de -0.21 de la demanda de $M1$ 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.

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.

Cuadro 4
Prueba de existencia de raíz unitaria Dickey-Fuller

Variable	Estadística	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 equi-

librio. 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:

$$7) \Delta p_t = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{res}_{t-1} + \sum_{j=1}^n \alpha_{j,j} \cdot \Delta \text{lpm}_{t-j} + \sum_{i=0}^m \alpha_{k,i} \cdot \Delta \text{lyp}_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{l,i} \cdot \text{linplus}_{t-i} + \Delta m_t + \varepsilon_t$$

$\alpha_1, \alpha_j, \alpha_l > 0, \alpha_k < 0, \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$

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

16 Véase Engle y Granger -1987-.

De acuerdo con la ecuación 7, la tasa de inflación del período t - Dp o primera 7 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 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 antes.¹⁸

La ecuación 7 se estimó por m.c.o. y, claro está, bajo la restric-

ción de que el coeficiente de Dm es igual a 1. Esta restricción es equivalente a considerar que la variable dependiente en la regresión es $Dlpm$, es decir, $Dp-Dm$. 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 - Dm -, de los excesos de inflación ($Dp-Dm$) del año anterior y de 3 años antes -rezago difícil de explicar- y del aumento contemporáneo de la tasa de interés. En esta regre-

17 Recuérdese que la teoría dice que β 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.

18 Salvo 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-

Cuadro 5
Modelo de corrección de errores

MCO // Variable dependiente: DLPM				
Período muestral: 1955 - 1992				
Número de observaciones: 38				
Variable	Coficiente	Error estándar	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 estándar 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.

sión 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 0.2¹⁹-. Salvo el coeficiente del exceso de inflación

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

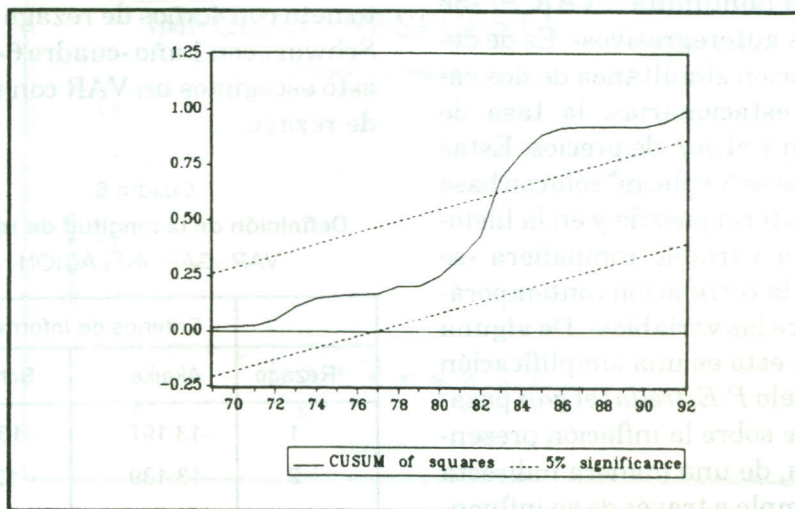
del período anterior, los demás coeficientes tienen niveles de confiabilidad de un 99%, según sus estadísticos "T". El coeficiente de excepción sólo tiene confiabilidad de un 90%.

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 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 dinero.²¹

Gráfica 1
Prueba Cusum Inestabilidad de la relación de largo plazo



20 Véase Greene 1993.

21 El resultado de inestabilidad se relaciona, sin duda, con los de inestabilidad de la demanda de dinero encontrados por Misas et al. -1994-.

III. 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 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 nomi-

nales 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, INFLACION-

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

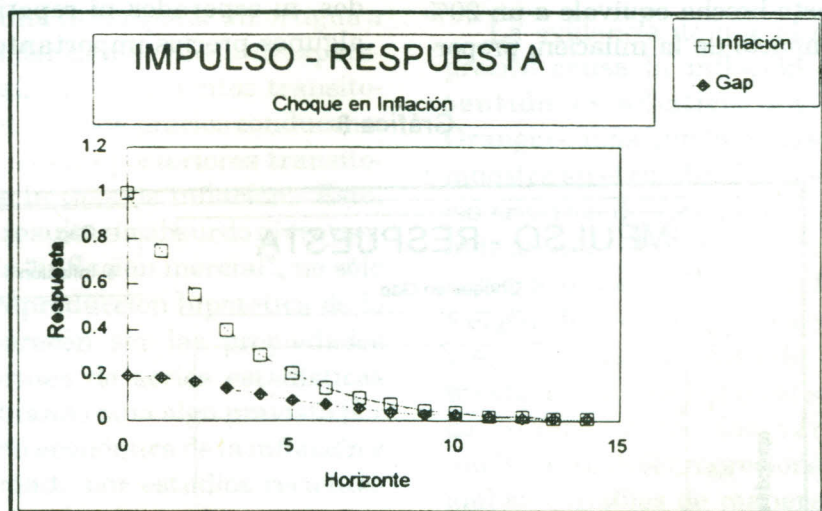
22 Véase Judge, et al. -1988-

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 ellas.²³ Las

gráficas 2 y 3 ilustran el patrón de tales respuestas.

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 un 7.4%, equivalente a 46% de su valor medio, 15.5%

Gráfica 2



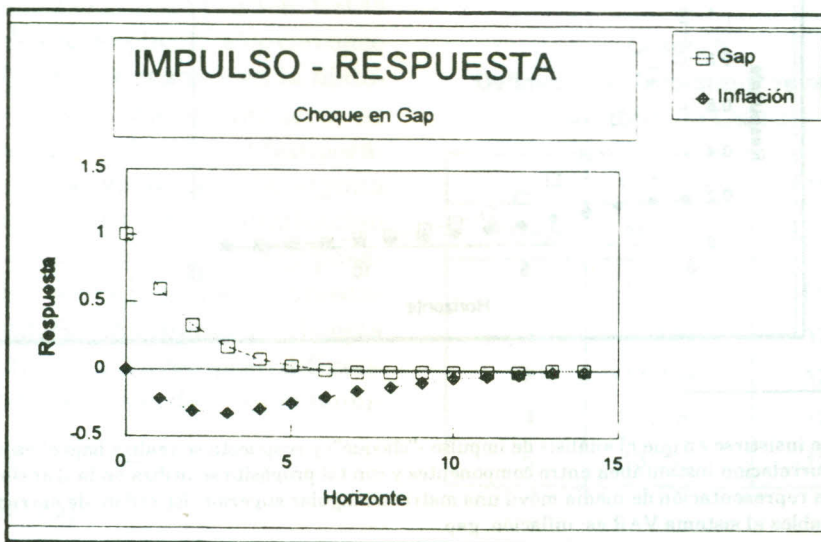
23 Debe insistirse en que el análisis de impulso -"choque"- y respuesta se realiza bajo el esquema de no correlación instantánea entre componentes y con tal propósito se utiliza en la transformación de la representación de media móvil una matriz triangular superior. El orden de entrada de las variables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

-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% 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 anuales. 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, propor-

ción 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.

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 -Impuesto al Valor Agregado, etcétera, o los incrementos aislados, ni esperados ni repetidos, de algunos precios importantes de la

Gráfica 3



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*, un 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 sí 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 colombiano.²⁴

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

24 Uribe -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.

la otra rezagadas, se ensayaron los *tests* de causalidad con los diferentes rezagos mencionados. Según lo 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 un 5%.²⁵ 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 INFLA <i>no causa</i> GAP	2.26 1.06	0.140 0.309	0.7197 0.4658
Longitud de rezago: 2 GAP <i>no causa</i> INFLACION INFLA <i>no causa</i> GAP	3.01 0.19	0.062 0.824	0.7985 0.3918
Longitud de rezago: 3 GAP <i>no causa</i> INFLACION INFLA <i>no causa</i> GAP	1.96 0.21	0.139 0.890	0.8814 0.4951
Longitud de rezago: 4 GAP <i>no causa</i> INFLACION INFLA <i>no causa</i> GAP	3.87 0.64	0.012 0.639	0.7102 0.6057

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

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 dinero;²⁶ 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

26 Aunque 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-

que ver principalmente con: 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 nues-

tro, que es de cifras anuales- que la expansión conjunta de precios y producto causa, en el sentido estadístico, la expansión monetaria.²⁷ 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-,²⁸ 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 interés,²⁹ utilizar ésta como herramienta anticíclica³⁰ o, como sucedía en el pasado, proporcionar crédito "sufi-

27 Echeverry -1993- encuentra un comportamiento procíclico de M1 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.

28 Creemos 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-.

29 Carrasquilla 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.

30 De nuevo, cabe la referencia a Echeverry -1993-

ciente", en términos reales, al fisco o a diferentes sectores de la economía.

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 inflación³¹ 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, no mucho como ya se vió, 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.

Referencias

- Carrasquilla, Alberto, a). *Desarrollo reciente de las políticas monetaria y cambiaria en Colombia*. Borradores semanales de economía -Banco de la República-, No. 8, 1994.
- Carrasquilla, Alberto, b). *Notas sobre inflación en Colombia*. mimeo, Banco de la República, agosto, 1994.
- Carrasquilla, Alberto, Arturo Galindo e Hilde Patrón. *Evaluación nominal, tasa de cam-*

31 Recuérdense las referencias previas a la determinación de la velocidad de circulación del dinero según Lucas -1987-

- bio 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, Hugo Oliveros y José Darío Uribe. *Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia*. Borradores semanales de economía - Banco de la República-, No. 11, 1994.

Misas, Martha y Roberto Suescún.

Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario. Ensayos Sobre Política Económica, No. 23, junio, 1993.

Posada, Carlos Esteban, Elkin Castaño, José Alberto Muñoz e Imelda Restrepo. *Inflación y actividad económica: un modelo aplicado al caso colombiano -1961 a 1986-*. Informe especial de "Perfil de Coyuntura Económica", Separata de Economía Colombiana, No. 4, octubre, 1988.

Töder, 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 -Banco de la República-, 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 ESTANDAR	T	"P-Value"
C	82.954216	12.896036	6.4325359	0.0000
T	03071860	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. dependiente	4.482725	
R ² ajustado	0.999258	Desviación estándar var. dep.	1.956338	
Error estándar 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 =5% no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de igualdad del cociente de LM1 a la unidad.