



ENSAYOS

sobre política económica

Inflación y tasas de interés en Colombia

Martha Misas
Hugo Oliveros
Roberto Steiner

Revista ESPE, No. 22, Art. 04, Junio de 1992
Páginas 109-130



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Inflación y tasas de interés en Colombia

Martha Misas *
Hugo Oliveros
Roberto Steiner

Resumen

Con el objeto de entender si la tasa de interés real es susceptible de ser alterada a través de manejos monetarios que modifiquen la tasa de inflación, presentamos nueva evidencia para Colombia respecto a la relación entre la tasa de interés nominal y la inflación. Siguiendo los desarrollos empíricos más recientes, no se pretende verificar la Hipótesis de Fisher en su versión más tradicional, referida al hecho de que cambios en la tasa esperada de inflación se traducen, uno a uno, en cambios en la tasa nominal de interés. En su lugar, constatamos que existe una relación estable de largo plazo entre la inflación esperada y la tasa nominal de interés, relación de la cual deducimos implicaciones empíricas sobre la dinámica de corto plazo de las dos series. Los resultados son robustos a diferentes definiciones de inflación esperada.

* Las opiniones expresadas son responsabilidad exclusiva de los autores. Se agradecen comentarios de A. Barajas, A. Carrasquilla, E. López y R. Suecún.

I Introducción

La relación entre la tasa esperada de inflación y la tasa nominal de interés ha sido materia de estudio, tanto a nivel teórico como empírico, desde los trabajos pioneros de Irving Fisher, quien planteó la hipótesis de que en el largo plazo la tasa real de interés es constante, razón por la cual la tasa nominal de interés debe reflejar, uno a uno, cambios en la inflación esperada.

La relevancia teórica de la relación entre inflación y tasa de interés ha sido discutida, entre otros, por Mundell (1963) y Gibson (1970). Sugieren que de cumplirse la hipótesis de Fisher (HF), se estaría probando la ineffectividad de la política monetaria, por cuanto cambios en la cantidad de dinero, que afectan la trayectoria inflacionaria, no conducirían a alterar las tasas reales de interés. Consideran esa posibilidad poco viable teóricamente, por cuanto alteraciones en el nivel de precios deben producir efectos riqueza con sus usuales implicaciones reales.

En el mismo sentido, y tal como se discute en Orphanides y Solow (1990), la presencia o no de la relación de Fisher es un método indirecto para probar la *superneutralidad* del dinero. En particular, la ausencia de la relación de Fisher da soporte al planteamiento de Tobin de que el dinero no es *superneutral*. Es decir, independientemente de que sea *neutral*, en el sentido de que cambios en la *cantidad absoluta de dinero* se traducen en cambios en igual proporción en los precios, puede no ser *superneutral*, en el sentido de que cambios en el *ritmo de expansión* de la oferta monetaria sí producen efectos sobre la acumulación de capital y, consiguientemente, sobre la actividad económica real.

Desde otro punto de vista, la relación entre la tasa nominal de interés y la inflación ha sido estudiada por Fama (1975) a la luz de la teoría de los "mercados eficientes". Un mercado es eficiente cuando, en la fijación de la tasa de interés nominal, se utiliza en forma correcta toda la información disponible para determinar la distribución de la tasa de inflación. Entre otras, ello implica que la tasa nominal de interés observada en $t-1$ es el mejor predictor de la inflación entre $t-1$ y t .

En lo que se refiere a estudios de carácter empírico, los mismos han sido muy frecuentes para el caso de los Estados Unidos¹. La evidencia está lejos de ser concluyente; incluso, ha surgido una literatura que sugiere que las constataciones empíricas de la hipótesis,

¹ Véanse, por ejemplo, los trabajos de Fama (1975) y Robinson (1988).

elaboradas a partir del rendimiento nominal de activos financieros, pueden ser contrarias al espíritu de Fisher ².

Para el caso colombiano, el tema ha sido abordado recientemente por Rodríguez y Carrasquilla (1991). Utilizando datos mensuales desde junio de 1985 hasta finales de 1990, encuentran que "la correlación entre la inflación esperada y las tasas de interés nominales es muy baja y dista mucho de arrojar resultados compatibles con la hipótesis de Fisher ... Sin embargo, al examinar el problema con una perspectiva de largo plazo se encuentra que la inflación observada exhibe una relación estrecha con las tasas de interés nominales".

El propósito de este trabajo es presentar evidencia adicional para Colombia respecto a la relación entre la inflación y la tasa nominal de interés. El tema no es abordado con el fin de probar si los mercados son eficientes o no; su objetivo es menos ambicioso y está, en esencia, vinculado a un interés por entender si la tasa de interés real es susceptible de ser alterada a través de manejos monetarios que alteren la tasa de inflación.

Siguiendo de cerca los desarrollos empíricos más recientes, no se pretende probar si cambios en la tasa esperada de inflación se traducen, uno a uno, en cambios en la tasa nominal de interés. Es decir, en sentido estricto no se trata de verificar la HF en su definición más tradicional. Más bien, nos limitamos a probar que existe una relación estable de largo plazo entre las dos variables, y que de dicha relación se pueden deducir implicaciones empíricas sobre la dinámica de corto plazo de las dos series.

El documento contiene cinco secciones adicionales a esta introducción. En la segunda, presentamos un resumen de algunos de los enfoques que se pueden seguir para estudiar la relación entre la tasa esperada de inflación y la tasa de interés, y precisamos aquel que vamos a utilizar. En la tercera sección constatamos algunos supuestos básicos que necesariamente se deben cumplir, para asegurar que la prueba que desarrollamos no está sesgada a rechazar un vínculo entre las dos variables, a pesar de que en la práctica el mismo sí se presente. En la cuarta, proponemos distintas alternativas para generar la serie de inflación esperada. En la quinta, probamos la existencia de una relación de largo plazo, desarrollamos algunas pruebas de causalidad y planteamos un modelo de corrección de errores, para precisar el vínculo de corto plazo entre la inflación y la tasa nominal de interés. Adicionalmente, presentamos pruebas sobre estacionariedad de la tasa de interés real ex-post. Finalmente, en la sexta sección planteamos algunas conclusiones.

² Según Carmichael y Stebbing (1983), Fisher se refería a capital físico, cuyo rendimiento real viene dado por su productividad marginal, la cual él suponía estable en el tiempo. Probar este planteamiento utilizando información de activos financieros puede no ser correcto, ya que éstos, siendo sustitutos del dinero, deben tener rendimientos que se comportan en la misma línea que el de aquel, el cual posee tasa nominal constante y *tasa real que varía inversamente con la inflación*.

II Marco analítico

La validación empírica de la HF ha sido abordada recientemente utilizando dos alternativas que se diferencian en la forma de caracterizar la tasa de interés real esperada. Si se parte de la definición simple de tasa de interés real esperada,

$$(1+I^e_r)_t = \frac{(1+I_n)_t(1-T)}{(1+\pi^e)_t} \quad (1)$$

donde I^e_r : Tasa de interés real esperada
 π^e : Tasa de inflación esperada
 I_n : Tasa nominal de interés observada
 T : Tasa de impuestos

y se asume $T = 0$, se tiene que la tasa de interés nominal observada puede ser vista como:

$$I_n = I^e_r + \pi^e + \pi^e \cdot I^e_r \quad \forall t \quad (2)$$

La primera alternativa considera la tasa de interés real esperada como una serie estacionaria, en un sentido fuerte o en uno débil. Fuerte, en el caso de que tenga un comportamiento similar al de una serie "ruido blanco"; débil, si pudiendo ser modelada, fluctúa alrededor de una constante. A continuación se presentan los criterios de validación para los casos de estacionariedad fuerte y débil:

A) Primer criterio

Está relacionado con la posibilidad de probar que I^e_r es "constante" a partir de comprobar que $(I_n - \pi^e)$ es una serie estacionaria, estacionariedad en el sentido fuerte. Si $I^e_r = a$, se tiene que la tasa de interés nominal definida en (2) es una función de la inflación esperada y de una constante, tomando la siguiente expresión:

$$R_t = a + E_t(P_{t,h}) + e_t \quad \text{siendo} \quad E_t(P_{t,h}) = \pi^e_{t,h} + \eta_t \quad (3)$$

donde R_t es la tasa de interés nominal del período t ; $E_t[P_{t,h}]$ es la tasa esperada de inflación relevante sobre un horizonte de previsión de longitud h ³ con base en la

³ La longitud del horizonte es usualmente desconocida; sin embargo, algunos supuestos sobre la dinámica de π^e garantizan que la validación empírica pueda ser desarrollada.

información al momento t ; a es una aproximación a la tasa real de interés esperada y e_t, η_t son errores aleatorios ortogonales.

En consecuencia, la estimación de una ecuación de la forma:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1}^e + e_t \quad (4)$$

restringiendo el valor de $\alpha_1 = 1$ y considerando α_0 como una aproximación de la tasa de interés real esperada, a , en (3), serviría como marco de referencia para la validación de la HF. Este es el argumento que utiliza Viren (1989) para probar la HF en su estudio para varios países desarrollados, el cual, como sugerimos en la Introducción, representa la constatación empírica más fidedigna al planteamiento original de Fisher. Claro está, en caso de que los residuos de dicha regresión no sean estacionarios, difícilmente se puede hablar de una relación de equilibrio de largo plazo entre las dos variables.

B) Segundo criterio

Está asociado con la posibilidad de probar que existe una relación de largo plazo estable ⁴ entre I_n y π^e , que garantiza que la discrepancia que existe entre una combinación lineal de las dos variables es estacionaria, estacionariedad en el sentido débil. La validación empírica que se utiliza en este caso exige que las series I_n y π^e , que regularmente se comportan como series no-estacionarias $I(1)$, estén cointegradas ⁵, de tal forma que el carácter de "constante" asociado a I^e , pueda comprobarse ⁶.

Por ejemplo, en el caso de MacDonald y Murphy (1989) se parte del supuesto de que I^e sigue una distribución cuya media no cambia a través del tiempo. Así, si se reemplaza en (2) $I^e = \alpha + \delta$, con $E(\delta) = 0$; $V(\delta) = \sigma_\delta$, la relación entre las dos variables se puede verificar empíricamente en la medida en que exista cointegración entre I_n y π_e al estimar la ecuación (4).

En tanto la "pendiente" de la regresión de cointegración no se restringe a que sea igual a la unidad, la "constante" de la misma no puede interpretarse como la tasa real de interés, razón por la cual se trata de una prueba sobre la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, y no una prueba de si el coeficiente de la regresión es igual a 1.

⁴ A pesar de que en el corto plazo los movimientos de ambas series no sean simétricos e iguales, como lo exige Viren (1989), es posible comprobar que la atracción que existe entre las variables (garantizada por el hecho de que existe al menos una función que las relaciona) se rompe bruscamente tan sólo en contados momentos.

⁵ Si dos o más series están cointegradas (lo que significa que las series comparten una tendencia común) existe una combinación lineal de ellas que es estacionaria alrededor de algún valor. Es decir, existe una función que garantiza que la distancia que separa a una de las variables de una proyección basada en el comportamiento de las otras, es estadísticamente constante.

⁶ Véanse Engle y Yoo (1987).

La segunda alternativa de verificación de la HF parte de tener acceso a series "observadas" de expectativas de tasas reales de interés. Para aquellos que consideran que la tasa de interés real esperada observada se puede caracterizar como una serie no estacionaria, la validación empírica de HF puede hacerse usando análisis de cointegración. Bonham (1991), usando series de tasa de interés real esperada, desprecia ⁷ el tercer término de (2), prueba la presencia de tendencia estocástica en I_r^e , y mantiene la hipótesis en la medida en que una relación de largo plazo estable entre I_r^e , I_n y π^e puede ser comprobada.

En este documento no se utilizará esta última alternativa, en la medida en que no se dispone de una tasa de interés real esperada observada. De otra parte, entre los criterios A y B optamos por el B, ya que con el análisis de cointegración no sólo se elimina la imposición de restricciones sobre los valores de los parámetros, sino que se facilita la construcción de un modelo de "corrección de errores", el cual permite conocer los determinantes de los cambios puntuales en ambas variables.

III Constatación de supuestos básicos

En Viren (1989) se muestra cómo el estudio de la relación entre la tasa esperada de inflación y la tasa nominal de interés utilizando la estimación de (4), bajo el supuesto de estacionariedad fuerte de I_r^e , puede verse sesgado cuando la inflación no está autocorrelacionada, en cuyo caso se tiende a rechazar dicha relación, aunque la misma exista. Este hecho también afecta la validación en el contexto de análisis de cointegración, como se muestra a continuación:

Por definición, sabemos que α_1 en la ecuación (4) puede expresarse así:

$$\alpha_1 = \frac{\text{cov}(R_t, \pi_{t+L}^e)}{\text{var}(\pi_{t+L}^e)}$$

Reemplazando R_t de acuerdo con la ecuación (3) tenemos que:

$$\alpha_1 = \frac{\text{cov}(a + \pi_{t+h}^e + \eta_t + e_t, \pi_{t+L}^e)}{\text{var}(\pi_{t+L}^e)}$$

Suponiendo términos de error no correlacionados y ortogonales a π^e se tiene que:

⁷ En la medida en que utiliza tasas de interés de corto plazo y niveles de inflación pequeños.

$$\alpha_1 = \frac{\text{cov}(\pi_{t-h}^e, \pi_{t,L}^e)}{\text{var}(\pi_{t,L}^e)}$$

Por lo tanto, bajo el supuesto de no autocorrelación de la serie de inflación, se tiene que $\alpha_1 = 0$ ⁸. El anterior argumento muestra cómo la estimación de la ecuación (4) no soportaría la HF, aunque ésta sea cierta, si la inflación no está autocorrelacionada⁹.

En el caso de análisis de cointegración, también se estima (4) y se imponen restricciones de estacionariedad sobre el término de error, e_t , es decir, e_t debe ser $I(0)$. Si α_1 tiende a 0¹⁰, lo que significa que π^e está bajamente correlacionado, la existencia de una relación entre las dos variables no se rechazará en tanto los residuos de (4) sean $I(0)$. Si la serie R_t es $I(1)$, y en caso de que α_1 tienda a 0, e_t tendrá propiedades estadísticas similares a R_t , incrementando así las posibilidades de rechazar la hipótesis de cointegración y en consecuencia, de no validar la existencia de una relación entre la tasa esperada de inflación y la tasa nominal de interés a pesar de que ésta fuese cierta.

CUADRO 1

IDENT IIPC: Inflación anual
 SMPL range: 1987.01 - 1992.06
 Number of observations: 66

Autocorrelations	Partial Autocorrelations	ac	pac
. *****	. *****	1	0.911 0.910
. *****	*** .	2	0.788 -0.254
. *****	** .	3	0.645 -0.153
. *****	. .	4	0.505 -0.034
. *****	. **	5	0.405 0.160
. *****	. *	6	0.342 0.078
. *****	. *	7	0.310 0.041
. *****	*** .	8	0.260 -0.241
. *****	. *	9	0.197 -0.094
. *****	. .	10	0.121 -0.016

Box Pierce Q-Stat (18) 185.08 Prob: 0.0000 SE of Correlations 0.12
 Ljung-Box Q-Stat (18) 203.00 Prob: 0.0000

⁸ Nótese que cuando el horizonte de pronóstico relevante h es igual a L , la HIF se cumple en su versión fuerte. Sin embargo, dado que los agentes económicos podrían tomar decisiones basados en conjuntos de información que incluyen parcialmente al horizonte L , los requerimientos de una estructura de correlación fuerte, si bien, implican que α_1 sea diferente de 0 no garantizan obtener α_1 igual a 1.

⁹ Un resultado similar se obtiene si se toma como expectativa de inflación el valor observado de ésta, asumiendo una predicción exacta por parte de los agentes, o cuando la inflación está muy bajamente correlacionada.

¹⁰ El caso en que el coeficiente fuese igual a 0 no tendría sentido hablar de cointegración para dos variables.

En el Cuadro 1 se presentan las funciones muestrales de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie de inflación anual observada, así como los estadísticos de Box-Pierce y Ljung-Box, que muestran que la serie está correlacionada. Por lo tanto, no se induce $\alpha_1 = 0$ en la estimación de la ecuación (4).

Por su parte, en el Cuadro 2 se presenta una de las tantas posibles estimaciones de un modelo ARIMA de la tasa de inflación, que permite concluir que la inflación es predecible con varianza diferente de 0, es decir, no sigue una caminata aleatoria, confirmando que, para el caso de Colombia, la metodología que vamos a utilizar no está sesgada a encontrar que no existe relación entre la inflación esperada y la tasa nominal de interés.

CUADRO 2

LS // Dependent Variable is D(IIPC: Inflación anual observada)

SMPL range: 1987.01 - 1992.06

Number of observations: 66

Variable	Coefficient	Std. error	T-stat.	2-Tail sig.
C	0.2003832	0.1042874	1.9214521	0.0592
MA(12)	-0.9177013	0.0244515	-37.531458	0.0000
AR(1)	0.1803422	0.0784260	2.2995217	0.0248
R-squared	0.617891	Mean of dependent var		0.108986
Adjusted R-squared	0.605761	S.D. of dependent var		0.961728
S.E. of regression	0.603855	Sum of squared resid		22.97234
Log likelihood	-58.82293	F-statistic		50.93723
Durbin-Watson stat	1.811592	Prob (F-statistic)		0.000000
Box-Pierce	Q-stat	12.85	Lags 18	Prob: 0.8002
Ljung-Box	Q-stat	15.22	Lags 18	Prob: 0.8465

IV Formación de expectativas

Puesto que las pruebas se llevarán a cabo utilizando la tasa de interés de los CDT a 90 días del mercado primario, construimos el conjunto de expectativas de inflación de la siguiente manera:

Se calculan los pronósticos fuera de muestra (en $t+3$) de modelos ARIMA (A en adelante) siguiendo la metodología desarrollada por Box-Jenkins o, de modelos de regresión (MR en adelante) donde los regresores son valores rezagados del crecimiento monetario, la devaluación y la inflación. La variable endógena son cambios mensuales de la inflación anual e inflación anual respectivamente. Usando datos observados hasta (t) y manteniendo fijo el número de observaciones (70 en A y 36 en MR) se obtienen los conjuntos de expectativas de inflación anual, 3 períodos adelante.

Se mantienen los tamaños de los conjuntos de información para cada una de las metodologías, con el propósito de asignar un peso relativo similar tanto al pasado lejano como al pasado reciente.

Los pronósticos de inflación son construidos bajo el siguiente esquema:

ARIMA: el pronóstico de inflación para el mes t es el tercer pronóstico fuera de muestra de un modelo ARIMA de IPC que usa como conjunto de información los valores observados del IPC en el intervalo $(t-3-i, t-3)$ con $i = 70$. La estructura de los modelos se mantiene constante para cada año como puede observarse en el Anexo 1.

REGRESION: el pronóstico en $t+3$ se construye a partir de aplicar la combinación lineal obtenida bajo MCO, en la estimación de ecuaciones cuyas variables exógenas son: crecimientos anuales en M1, devaluación anual e inflación anual rezagada, y cuya variable endógena es la inflación, a los datos observados de las variables exógenas o a sus predicciones ¹¹.

El Anexo 2 contiene las series de tasa de interés nominal de los CDT a 90 días e inflación observada para el período t , así como la inflación esperada (ARIMA y MR) para el período t con base en la información del período $t-3$. En los Gráficos 1 y 2 se presenta la inflación y sus expectativas versus la tasa de interés nominal en $(t-3)$, donde $EA(P_t)$ es la inflación esperada generada con el modelo ARIMA; $ER(P_t)$ es la inflación esperada generada con el modelo de regresión y $E(P_t)$ es la inflación esperada suponiendo previsión perfecta.

¹¹ En algunos casos se utilizaron proyecciones univariadas de las variables exógenas. Estas proyecciones fueron calculadas siguiendo la metodología ARIMA.

GRAFICO 1
CDT vs. EA (Pt)

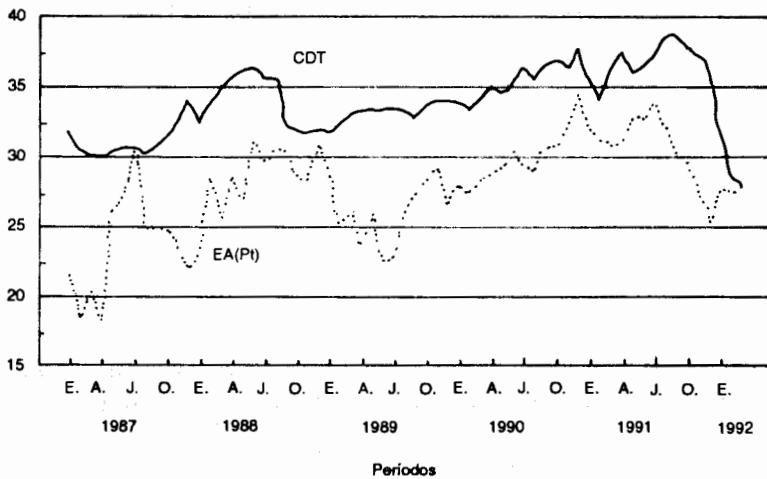
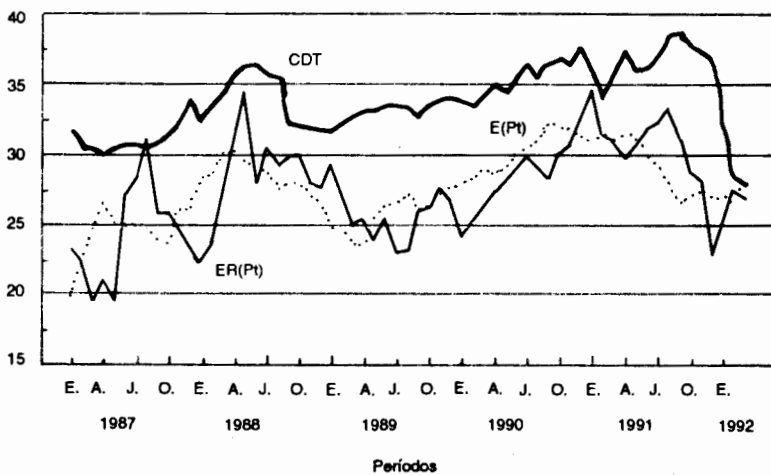


GRAFICO 2
CDT vs. ER(Pt) y E(Pt)



V Constatación empírica

A) Validación de la relación bajo análisis de cointegración:

Exploramos la hipótesis de que existe una relación de equilibrio en el largo plazo entre la tasa de interés nominal observada y las expectativas de inflación. La existencia de una relación estable de largo plazo entre la tasa de interés del CDT primario a 90 días y la inflación (observada o esperada) se probará mostrando la existencia de un vector de cointegración ¹². En este caso, el vector X_t está conformado así:

$$X_t^T = (\text{Tasa de interés, inflación})$$

La tasa de interés es el CDT del mercado primario a 90 días, CDT, y la inflación es la observada o la esperada, ARIMA o del MR, (Pt, EA[Pt], ER[Pt]), donde todas las componentes son integradas de orden 1, I(1); es decir, cada una de las series requiere de una diferenciación para ser estacionaria y la combinación lineal de ellas mediante un vector $\alpha = (b_1, -\alpha_1)$, imponiendo $b_1 = 1$, Z_t es integrado de orden 0, I(0).

El Cuadro 3 presenta los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller ¹³, tipo τ , llevadas a cabo con el fin de mostrar que cada una de las variables que conforman X_t son integradas de orden 1, I(1). Como se observa, en ningún caso existe evidencia para rechazar la hipótesis nula H_0 : existencia de raíz unitaria, es decir, integración de orden 1. Las estadísticas Box-Pierce y Ljung-Box muestran que los residuales conforman un proceso de ruido blanco.

En los Cuadros 4 y 5 se presenta la estimación de la ecuación (4), así como el test de Engle y Yoo sobre los residuos de la regresión de cointegración ¹⁴. Este test tiene como objeto el chequeo de existencia de raíces unitarias en las series de residuales de las regresiones de variables que posiblemente están cointegradas, lo cual implica la inexistencia de una relación estable de equilibrio de largo plazo entre las series que conforman el vector X .

¹² Bajo la presentación de Engle y Granger las componentes de un vector X_t están cointegradas de orden d , b: $X_t \sim CI(d,b)$ si:

i) Todas las componentes de X_t son integradas de orden d : I(d)
 ii) Existe un vector $\alpha (\neq 0)$ tal que: $Z_t = \alpha' X_t - I(d-b)$, $b > 0$ donde α es el vector de cointegración. Es decir, existe una relación de equilibrio entre el grupo de variables que conforman X_t si existe una combinación lineal de ellas $Z_t = \alpha' X_t$, que sea estacionaria.

¹³ Dickey y Fuller (1981).

¹⁴ Engle y Yoo (1987).

CUADRO 3

Variable	Test 2/	Parte aumentada	Box-Pierce Ljung-Box 3/	n
Pt 1/	$\tau_{\mu} = -2.42$	10	14.59 18.20	66
EA[Pt] 1/	$\tau_{\mu} = -2.44$	12	10.92 13.21	66
ER[Pt] 1/	$\tau_{\mu} = -2.20$	5	12.96 16.59	57
CDT 1/	$\tau_{\mu} = -1.59$	9	10.46 13.14	66

- 1/ Pt : Inflación anual observada
 EA[Pt] : Expectativas de inflación generadas bajo ARIMA
 ER[Pt] : Expectativas de inflación generadas bajo regresión
 CDT : Tasa de interés nominal CDT a 90 días.
 2/ Valores críticos al 5% para $n=50$ τ_{μ} : -2.93, $n = 100$ τ_{μ} : -2.89.
 3/ Las estadísticas Box-Pierce y Ljung-Box consideran 18 rezagos.

CUADRO 4

LS // Dependent Variable is CDT
 Date: 10-29-1992 / Time: 9:35
 SMPL range: 1987.01 - 1992.06
 Number of observations: 66

Modelo bajo
 previsión perfecta de inflación

Variable	Coefficient	Std. Error	T-stat.	2-Tail sig.
C	19.343059	2.2635855	8.5453183	0.0000
Pt	0.5245531	0.0822952	6.3740396	0.0000
R-squared	0.388311	Mean of dependent var		33.68894
Adjusted R-squared	0.378754	S.D. of dependent var		2.488476
S.E. of regression	1.961396	Sum of squared resid		246.2128
Log likelihood	-137.0958	F-statistic		40.62838
Durbin-Watson stat	0.459657	Prob (F-statistic)		0.000000

CUADRO 4A

LS // Dependent Variable is CDT
 Date: 10-29-1992 / Time: 9:36
 SMPL range: 1987.01 - 1992.06
 Number of observations: 66

Modelo bajo
 previsión ARIMA de inflación

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Stat.	2-Tail sig.
C	22.689824	1.8134651	12.511861	0.0000
EA[Pt]	0.4017053	0.0656227	6.1214428	0.0000
R-squared	0.369285	Mean of dependent var		33.68894
Adjusted R-squared	0.359430	S.D. of dependent var		2.488476
S.E. of regression	1.991668	Sum of squared resid		253.8713
Log likelihood	-138.1066	F-statistic		37.47206
Durbin-Watson stat	0.536850	Prob (F-statistic)		0.000000

CUADRO 4B

LS // Dependent Variable is CDT
 Date: 10-29-1992 / Time: 9:37
 SMPL range: 1987.04 - 1992.06
 Number of observations: 63

Modelo bajo
 previsión MR de inflación

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Stat.	2-Tail sig.
C	22.300845	2.1042740	10.597881	0.0000
ER[Pt]	0.4183504	0.0760685	5.4996547	0.0000
R-squared	0.331479	Mean of dependent var		33.78476
Adjusted R-squared	0.320520	S.D. of dependent var		2.506151
S.E. of regression	2.065835	Sum of squared resid		260.3282
Log likelihood	-134.0856	F-statistic		30.24620
Durbin-Watson stat	0.575497	Prob (F-statistic)		0.000001

Los resultados presentados en el Cuadro 5 muestran que existe evidencia para rechazar la hipótesis nula H_0 : existencia de raíz unitaria. Esto permite concluir que los residuales Z_t son integrados de orden 0, $I(0)$. Es decir, *las series tasa de interés e inflación esperada están cointegradas y, por lo tanto, comparten la misma tendencia en el largo plazo.*

CUADRO 5

Vector cointegrante	Parte Aumentada 1/	Test 2/	Box-Pierce Ljung-Box 3/	n*
CDT- P_t (1,-.524)	3	-4.20	14.57 17.86	62
CDT-EA(P_t) (1,-.402)	3	-3.85	11.49 13.81	62
CDT-ER(P_t) (1,-.418)	2	-3.25	12.77 15.97	60

- 1/ Rezagos considerados en la regresión de residuales.
- 2/ Valores críticos al 5% y 10% del test de Engle-Yoo son:
 $n = 62$ (-3.436,-3.113) y $n = 60$ (-3.439,-3.116) respectivamente.
- 3/ Las estadísticas Box-Pierce y Ljung-Box consideran 18 rezagos
- * Número de observaciones incluidas en la regresión de residuales.

En tanto el coeficiente de la regresión de cointegración es diferente de 1 (y más bien del orden de 0.4), podemos retomar (4) así:

$$R_t = \alpha_0 + 0.4\pi_{t+1}^e + e_t$$

o, lo que es lo mismo,

$$I_r^e = R_t - \pi_{t+1}^e = \alpha_0 - 0.6\pi_{t+1}^e + e_t$$

De la anterior expresión se desprende que, como es lógico dado que $\alpha_1 < 1$, al subir las expectativas de inflación, cae la tasa real de interés. En sentido estricto, no se cumple la hipótesis de Fisher. Sin embargo, y tal como lo sugiere el Cuadro 6, sí se trata de una serie estacionaria, la cual, por definición, tiene la propiedad de que revierte a su media. Por lo tanto, si bien contemporáneamente cambios en la tasa esperada de inflación no se traducen uno a uno en cambios en la tasa nominal de interés, sí es cierto que cambios en la tasa esperada de inflación no producen cambios permanentes en la tasa real de interés. Este último resultado lo entendemos como evidencia de que para Colombia se cumple una versión débil de la hipótesis de Fisher.

CUADRO 6

LS // Dependent Variable is D(TIRE1) Ir: CDT(-3) - Inflación esperada.
 SMPL range: 1987.05 - 1992.06
 Number of observations: 62

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Stat.	2-Tail sig.
C	3.2008424	0.9449964	3.3871477	0.0013
TIRE1(-1)	-0.5360472	0.1416803	-3.7834999	0.0004
D(TIRE1(-1))	0.1363635	0.1463364	0.9318493	0.3553
D(TIRE1(-2))	0.2410992	0.1426718	1.6898867	0.0965
D(TIRE1(-3))	0.1220555	0.1383960	0.8819295	0.3815
R-squared	0.231350	Mean of dependent var		-0.162310
Adjusted R-squared	0.177409	S.D. of dependent var		2.570067
S.E. of regression	2.330968	Sum of squared resid		309.7045
Log likelihood	-137.8372	F-statistic		4.288987
Durbin-Watson stat	2.027607	Prob (F-statistic)		0.004204
Box-Pierce	Q-stat	11.93	Lags 15	Prob: 0.6841
Ljung-Box	Q-stat	14.86	Lags 15	Prob: 0.4619
Mackinon critical value: 1% : -3.53			Dickey-Fuller τ_{μ} :	-3.7835

Uno de los supuestos que se hizo para la validación de la hipótesis de que hay una relación estable de largo plazo entre la tasa esperada de inflación y la tasa nominal de interés fue el de la no-correlación entre el error en (4), e_t , y π^e . Con el propósito de verificar lo anterior y de determinar si la variabilidad del error tampoco depende π^e , se desarrollaron algunas pruebas, las cuales son presentadas en el Cuadro 7.

CUADRO 7

Vector cointegrante	Correlación (e_t, π^e)	Test White de Heterocedasticidad Test / Pvalue
CDT- P_t (1,-.524)	-0.8E-9	Obs*R ² =2.8 / .243
CDT-EA(P_t) (1,-.402)	-1.6E-10	Obs*R ² =4.2 / .122
CDT-ER(P_t) (1,-.418)	1.3E-9	Obs*R ² =2.4 / .296

Los resultados permiten concluir que tanto los residuos, como su variabilidad, no están asociados significativamente con alguna de las diferentes versiones de π^e utilizadas.

B) Evaluación de relaciones de causalidad

En la medida en que dos series están cointegradas existe una representación multivariada de sus cambios en el corto plazo. Esta puede no sólo depender de cambios de corto plazo rezagados en ambas variables, sino del (de los) desequilibrio(s) de largo plazo rezagado(s). Esto es conocido como VEC¹⁵ (Vector Error Correction).

En este contexto, derivar conclusiones acerca del sentido de la causalidad requiere necesariamente no sólo evaluar si los rezagos de las primeras diferencias en ambas variables tienen algún poder predictivo, sino, si el desequilibrio de largo plazo contiene información relevante para explicar la dinámica de ambas series. Si este último resulta importante en la explicación de la dinámica de corto plazo, la existencia de un proceso de feedback no podría descartarse [véase al respecto García y Zapata (1991)].

En el Cuadro 8 se presenta una estimación VEC restringida de un modelo cuya forma general es la siguiente:

$$\nabla W_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i \nabla W_{t-i} + \rho Z_{t-1} + \xi_t \quad (5)$$

¹⁵ Véase el Teorema de Representación de Granger en Engle y Granger (1987).

donde:

$$(\nabla W_t)^T = [\nabla CDT_t, \nabla \pi_t^e]; \Phi_t = \begin{bmatrix} \phi_{11}^I & \phi_{12}^I \\ \phi_{21}^I & \phi_{22}^I \end{bmatrix}; \rho^T = [\rho_1, \rho_2] \quad (6)$$

el cual es un VAR de las primeras diferencias de la tasa de interés nominal ∇CDT y las primeras diferencias de las tasas de inflación esperada ARIMA $\nabla IPCA$. Incluye como variable exógena el residuo rezagado un período, Z_{t-1} , de la regresión presentada en el Cuadro 4A ¹⁶.

La estadística t de los coeficientes C(5) y C(9), presentados en el Cuadro 8, permiten concluir que la incidencia de Z_{t-1} en la explicación de los cambios en la tasa de interés nominal y la tasa de inflación son importantes, y por lo tanto, un proceso de feedback no puede ser descartado ¹⁷.

Es importante señalar que no existe efecto directo de cambios rezagados de la tasa de interés sobre los cambios en expectativas de inflación; la segunda ecuación no incluye del lado derecho rezagos de ∇CDT , y por lo tanto la relación de feedback se da a través del desequilibrio de largo plazo, Z_{t-1} . Tan sólo el 28% del desequilibrio de un período se transfiere al siguiente período al considerar como endógena I_n ; además, los cambios puntuales en inflación sólo se reflejan de manera rezagada y no muy fuertemente en los cambios puntuales de la tasa de interés nominal, como puede derivarse de la ecuación 1, en el Cuadro 8, al examinar el nivel de significancia y el valor del coeficiente C(4).

C) Prueba adicional sobre estacionariedad de I_r^e

Los Cuadros 4 y 5 permiten concluir que los residuos de la regresión cointegrante cuya forma general es:

$$R_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \pi_{t+1}^e + Z_t$$

son I(0). Sin embargo, I_r^e no es igual a $\hat{\alpha}_0 + \hat{Z}_t$ en la medida en que $\hat{\alpha}_1$ no es igual a 1, pero está contenida en dicha combinación que es I(0). En consecuencia, una prueba adicional debe llevarse a cabo con el fin de mostrar que I_r^e es también I(0).

Dado que la tasa de interés real ex-ante y ex-post se definen como:

$$\text{ex-ante: } I_r^e = I_n - \pi^e \quad ; \quad \text{ex-post: } I_r = I_n - \pi$$

¹⁶ Similares resultados se obtienen utilizando las otras versiones de expectativas de inflación.

¹⁷ Véase Calvo (1989), para una discusión analítica de la relación "en ambos sentidos" entre la inflación y las tasas de interés.

y que las expectativas de inflación implican la existencia de un error (error de predicción), una alternativa para evaluar la estacionariedad de I_t^e es determinar si la tasa de interés real ex-post es también $I(0)$. Esta es una prueba adicional que no invalida los resultados obtenidos mediante el análisis de cointegración en el cual nos hemos preocupado tan solo de la tasa de interés real ex-ante.

CUADRO 8

SYS - SUR // Dependent Variable is ∇CDT
 Sample range: 1987.01 - 1992.06
 Observations excluded because of missing data.
 Number of observations: 55
 System: MODELO.SYS - Equation 1 of 2
 $\nabla CDT_t = C(1) * \nabla CDT_{t-1} + C(2) * \nabla CDT_{t-7} + C(3) * \nabla CDT_{t-10}$
 $+ C(4) * \nabla IPCA_{t-11} + C(5) * Z_{t-1}$

	Coefficient	Std. Error	T-Stat.	2-Tail sig.
C(1)	0.3721312	0.1123521	3.3121879	0.0017
C(2)	-0.3220083	0.1289568	-2.4970245	0.0159
C(3)	-0.4685680	0.1306568	-3.5862513	0.0008
C(4)	0.0972364	0.0524244	1.8547919	0.0695
C(5)	-0.2837146	0.0769608	-3.6864806	0.0006
Unweighted Statistics				
R-squared	0.443909	Mean of dependent var		-0.041636
Adjusted R-squared	0.399422	S.D. of dependent var		1.261301
S.E. of regression	0.977470	Sum of squared resid		47.77241
F-statistic	9.978344	Durbin-Watson stat		1.901208
Prob (F-statistic)	0.000005			

SYS - SUR // Dependent Variable is $\nabla IPCA$
 SMPL range: 1987.01 - 1992.06
 Observations excluded because of missing data.
 Number of observations: 54
 System: MODELO.SYS - Equation 2 of 2
 $\nabla IPCA_t = C(7) * \nabla IPCA_{t-12} + C(9) * Z_{t-1}$

	Coefficient	Std. Error	T-Stat.	2-Tail sig.
C(7)	-0.4802971	0.0868356	-5.5311081	0.0000
C(9)	0.2496036	0.1160415	2.1509857	0.0361
Unweighted Statistics				
R-squared	0.380864	Mean of dependent var		0.054455
Adjusted R-squared	0.368957	S.D. of dependent var		1.981992
S.E. of regression	1.574459	Sum of squared resid		128.9039
F-statistic	31.98796	Durbin-Watson stat		1.965099
Prob (F-statistic)	0.000001			

En el Cuadro 9 se presentan los resultados del test de Dickey-Fuller aumentado sobre existencia de raíz unitaria aplicado en la tasa de interés real ex-post. Como puede observarse H_0 : existencia de raíz unitaria, es rechazada.

CUADRO 9

LS // Dependent Variable is D(TIRE) Ir: CDT(-3) - Inflación Obs.
 Test Dickey-Fuller
 SMPL range: 1987.05 - 1992.06
 Number of observations: 62

Variable	Coefficient	Std. Error	T-stat.	2-Tail sig.
C	3.4190340	0.7238895	4.7231436	0.0000
TIRE(-1)	-0.5851038	0.1108239	-5.0991112	0.0000
D(TIRE(-1))	0.3779194	0.1189066	3.1782887	0.0024
D(TIRE(-2))	0.3171808	0.1255095	2.5271458	0.0143
D(TIRE(-3))	0.2177373	0.1332699	1.6338067	0.1078
R-squared	0.332430	Mean of dependent var		-0.192916
Adjusted R-squared	0.285583	S.D. of dependent var		1.811523
S.E. of regression	1.362111	Sum of squared resid		105.7547
Log likelihood	-104.5278	F-statistic		7.096071
Durbin-Watson stat	1.930556	Prob (F-statistic)		0.000104
Box-Pierce Q-stat	12.66	Lags 15	Prob: 0.6285	
Ljung-Box Q-stat	15.23	Lags 15	Prob: 0.4349	
MacKinnon critical value: 1%	-3.53	Dickey-Fuller τ_c	-5.09	

VI Conclusiones

En este trabajo hemos obtenido resultados que corroboran los de estudios anteriores¹⁸ para Colombia, en el sentido de que las tasas nominales de interés y la inflación esperada comparten una misma tendencia en el largo plazo, resultado que es robusto a diferentes especificaciones de inflación esperada. En tanto el coeficiente de la regresión de cointegración es diferente de 1, se desprende que la tasa de interés real no permanece constante ante cambios en las expectativas de inflación. En tal forma, en sentido estricto

¹⁸ En particular, Carrasquilla y Rodríguez (1991).

no se cumple la hipótesis de Fisher. Sin embargo, y más importante aún, la tasa real esperada de interés, entendida como un subconjunto del término de error de la regresión de cointegración, es una serie estacionaria, la cual, por definición, siempre revierte a su media.

También hemos mostrado que en el corto plazo cambios en la inflación esperada no se reflejan, uno a uno, en las tasas de interés nominales y que, de hecho, se presenta causalidad en ambos sentidos entre las dos variables. La implicación práctica de todo ello radica en que si bien es poco probable alterar la tasa real de interés y consiguientemente las decisiones de gasto de los agentes en forma permanente a través de política monetaria, sí es factible obtener efectos reales en el corto plazo. Este resultado está totalmente en línea con los planteamientos analíticos más populares en torno a la relación entre la política monetaria y las tasas de interés. .

ANEXO 1

Año	Modelo 1/	P-value
86	$(1-.566B)(1-B)(1-B^{12})$ LIPC = $(1-.298B^2)(1-.658B^{12})\epsilon_t$ (4.4) (2.0) (5.2)	0.950
87	$(1-.488B)(1-B)(1-B^{12})$ LIPC = $(1-.779B^{12})\epsilon_t$ (4.0) (5.9)	0.916
88	$(1-.505B)(1-.363B^{11})(1-B)(1-B^{12})$ LIPC = $(1-.846B^{12})\epsilon_t$ (4.3) (2.6) (7.1)	0.524
89	$(1-.434B)(1-B)(1-B^{12})$ LIPC = $(1-.770B^{12})\epsilon_t$ (3.5) (6.2)	0.713
90	$(1-.389B)(1-B)(1-B^{12})$ LIPC = $(1-.782B^{12})\epsilon_t$ (3.1) (6.9)	0.862
91 2/	$(1-.361B)(1-B)(1-B^{12})$ LIPC = $(1-.512B^{12})\epsilon_t$ (2.8) (4.2)	0.894

- 1/ Sólo se presenta el modelo inicial para cada año. Este se reestima en cada nueva observación. Los restantes modelos no difieren considerablemente del reportado.
 2/ La misma formulación de 1991 se utiliza para el primer semestre de 1992.

ANEXO 2

obs	CDT 90 días	$E_{t,t}(P_t)^*$ Prev. ARIMA	$E_{t,t}(P_t)^*$ Prev. MR	Pt Observ.
1987.01	31.59000	19.28639	NA	21.09186
1987.02	30.31000	21.00685	NA	19.77962
1987.03	30.18000	22.19222	NA	20.35695
1987.04	29.97000	21.32189	23.12000	19.80044
1987.05	30.28000	18.39867	22.20000	22.73437
1987.06	30.66000	20.17789	19.44000	24.80363
1987.07	30.72000	18.24083	21.18000	26.65853
1987.08	30.26000	26.16500	19.52000	25.27548
1987.09	30.70000	28.98028	27.28000	25.00424
1987.10	31.23000	30.40494	28.21000	24.80040
1987.11	32.36000	24.94627	30.92000	24.73136
1987.12	33.92000	24.82455	25.70000	24.02670
1988.01	32.26000	24.76385	25.88000	23.89598
1988.02	33.38000	23.98287	25.01000	26.13482
1988.03	34.64000	21.69687	23.89000	26.35442
1988.04	35.58000	22.78194	22.22000	28.40322
1988.05	36.08000	28.52918	23.64000	28.43428
1988.06	36.38000	25.39748	27.93000	30.27972
1988.07	35.57000	28.46006	31.32000	30.25499
1988.08	35.52000	26.81258	34.39000	29.64541
1988.09	32.14000	31.05421	27.75000	29.00598
1988.10	31.83000	29.40789	30.55000	28.58857
1988.11	31.83000	30.31225	29.33000	27.68568
1988.12	31.85000	30.47855	29.97000	28.12299
1989.01	31.70000	26.49212	28.97000	27.91392
1989.02	32.25000	28.15199	28.03000	27.03252
1989.03	32.89000	30.92471	27.53000	26.52801
1989.04	33.08000	28.33929	29.29000	24.84903
1989.05	33.13000	25.22198	26.87000	24.87833
1989.06	33.20000	25.87169	24.89000	23.62856
1989.07	33.36000	23.51751	25.50000	23.75681
1989.08	33.18000	26.09493	23.82000	25.68641
1989.09	32.70000	22.54209	25.56000	26.54737
1989.10	33.47000	22.67413	22.97000	26.60655
1989.11	33.88000	26.45955	23.08000	27.09057
1989.12	33.91000	27.09690	25.91000	26.12000
1990.01	33.90000	26.34135	26.33000	26.69454
1990.02	33.32000	29.18752	27.89000	27.11529
1990.03	34.06000	26.83400	26.87000	27.63339
1990.04	34.94000	27.93642	24.23000	27.99176
1990.05	34.47000	27.41597	25.29000	28.23943
1990.06	35.04000	28.43000	26.42000	28.97707
1990.07	36.23000	26.77090	27.41000	26.73023
1990.08	35.36000	29.11284	27.80000	28.99798
1990.09	36.37000	30.30277	28.74000	30.23624
1990.10	36.75000	29.27476	30.09000	30.85084
1990.11	36.15000	28.90405	28.92000	30.97651
1990.12	37.52000	30.66309	28.28000	32.36600
1991.01	35.61000	30.58067	30.28000	31.99264
1991.02	33.87000	32.02682	30.71000	31.66741
1991.03	36.13000	34.21668	32.25000	31.18435
1991.04	37.27000	31.90847	34.56000	31.17083
1991.05	35.79000	31.33416	31.33000	31.49369
1991.06	36.23000	30.69642	30.85000	31.01057
1991.07	36.78000	31.23160	29.83000	31.60412
1991.08	36.52000	32.94481	30.35000	31.19523
1991.09	38.62000	32.41344	31.91000	30.01852
1991.10	37.62000	33.81420	32.22000	29.24996
1991.11	37.20000	32.13951	33.28000	28.22575
1991.12	36.39000	29.99637	31.36000	26.82401
1992.01	31.94000	29.45554	28.83000	27.43080
1992.02	28.38000	28.01107	28.30000	27.34634
1992.03	27.97000	25.49904	22.77000	27.08973
1992.04	28.98000	27.59538	25.33000	27.15148
1992.05	24.26000	27.55663	27.49000	27.30737
1992.06	22.11000	27.76513	26.95000	28.14123

* Expectativas de inflación del período t con base en la información en (t-3).

Bibliografía

- Bonham, C. (1991). "Correct Cointegration test of the long run relationship between nominal interest and inflation", *Applied Economics*, pp. 1487-1492.
- Calvo, G. A. (1989). "Controlling Inflation: the Problem of Nonindexed Debt", en Edwards, S. y Larrain, F. (eds.), *Debt Adjustment and Recovery: Latin America's Prospect for Growth and Development*.
- Carmichael, J. y Stebbing, P.W. (1983). "Fisher's Paradox and the Theory of Interest", *American Economic Review*, septiembre.
- Carrasquilla, A. y Rodríguez, C. A. (1992). "Es aplicable la Hipótesis de Fisher en Colombia ", *Desarrollo y Sociedad*, marzo.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, julio.
- Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, marzo.
- Engle, R. y Yoo, B. (1987). "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems", *Journal of Econometrics*, vol. 35
- Fama, E. (1975). "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review*, junio.
- García, P. y Zapata, H. (1991). "Cointegration, Error Correction and the Fisher Effect: a Clarification", *Applied Economics*, pp. 1367-1368.
- Gibson, W.E. (1970). "Interest Rates and Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, 78.
- MacDonald, R. y Murphy, P.D. (1991). "Testing for the Long Run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation Using Cointegration Techniques", *Applied Economics*, pp. 439-447.
- Mundell, R. A. (1963). "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy*, junio.
- Orphanides, A. y Solow, R. (1990). "Money, Inflation and Growth", en Friedman, B.M. y Hahn, F. (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 1.
- Robinson, K.J. (1988). "The Effects of Monetary Policy on Long Term Interest Rates", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, marzo.
- Viren, M. (1989). "The Long-Run Relationship Between Interest Rates and Inflation", *Journal of Banking and Finance*, 13.