

---

## EFFECTO FISHER, EFFECTO MUNDELL-TOBIN Y MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERRORES PARA LA RELACIÓN TASAS DE INTERÉS - INFLACIÓN ESPERADA

José D. Liquitaya Briceño<sup>1</sup>  
Gerardo Gutiérrez Jiménez<sup>2</sup>

### Resumen

*Con base en información mensual del período 1985:02-2006:09 en este artículo se examina la relación entre las tasas de interés y la inflación esperada en la economía mexicana atendiendo a la hipótesis de Fisher. Como se sabe, esta hipótesis sostiene que, en el largo plazo, la tasa de interés nominal es igual a la tasa esperada de inflación más la tasa esperada de interés real, y que la tasa de interés nominal se ajusta uno-a-uno con los movimientos en la inflación esperada.*

*Los resultados obtenidos permiten afirmar que en la economía mexicana se verifica débilmente la hipótesis de Fisher en el corto plazo, y en el largo plazo la variación de la tasa nominal de interés es menos que proporcional a los cambios en la tasa de inflación esperada, lo cual vindica la pertinencia del efecto Mundell-Tobin. No obstante, la misma evidencia indica que la tasa de inflación mantiene una relación “de equilibrio” de largo plazo con dichas tasas (cointegra) y que, en el corto plazo, es posible predecir la dinámica de la inflación utilizando los valores rezagados de la misma variable y de las tasas nominales de interés. Esta posibilidad se acentúa en el marco de los modelos de corrección de errores en los que se combina la relación de “equilibrio” de largo plazo con el influjo que tienen, en el corto plazo, las variables relevantes sobre los cambios ulteriores de la tasa de inflación.*

---

<sup>1</sup> Profesor investigador del Área de Teoría Económica. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana, Iztapalapa.

<sup>2</sup> Profesor Titular Tiempo Parcial. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana, Iztapalapa.

## Introducción

En el presente documento se examina formalmente la relación entre las tasas de interés y la inflación esperada en la economía mexicana atendiendo a la hipótesis que Irving Fisher [1930] postuló. Esta hipótesis sostiene que, en el largo plazo, la tasa de interés nominal es igual a la tasa esperada de inflación más la tasa esperada de interés real, y que la tasa de interés nominal se ajusta uno-a-uno con los movimientos en la inflación esperada, aunque admite que en el corto plazo los movimientos cíclicos en la tasa de interés real pueden atemperar la relación de la tasa de interés nominal y la inflación. En este sentido, la hipótesis de Fisher [HF] vindica su pertinencia para el largo plazo, ámbito en el que el incremento en la tasa de inflación esperada estaría asociado a un aumento equiproporcional en la tasa de interés nominal.

Un estudio de este tipo puede constituir una referencia conveniente para el análisis de la política monetaria y para el examen de los mercados financieros, máxime si se toma en cuenta que la vinculación postulada por la HF, de ser cierta, tendría que ser insoslayable para comprender la dinámica de la tasa de interés, la que, a su vez, tiene un rol clave en el análisis temporal de los precios de activos financieros. Además, esta hipótesis es considerada como una “piedra angular” de los modelos teóricos que generan neutralidad del dinero [Handa, 2000], y su validación pasa por la verificación empírica.

El artículo, que constituye una actualización y ampliación de un trabajo previamente realizado,<sup>3</sup> se organiza de manera simple: En la primera sección se refiere a los antecedentes teóricos y los hallazgos empíricos de la HP. En la segunda, realiza el análisis empírico donde se evalúa la pertinencia de la hipótesis de Fisher en el largo y corto plazos; la **existencia** del efecto Mundell-Tobin, y se construyen los *modelos de corrección de errores* para la dinámica de las expectativas inflacionarias. Por último, se presentan las conclusiones.

---

<sup>3</sup> Liquitaya, J. D. y Lizarazu, E. (2004): “Tasas de interés e inflación: un análisis de la hipótesis de Fisher”, *Anuario 2003-2004*, Departamento de Economía, UAM-I. En este puede examinarse también el modelo de referencia.

---

## 1. Aspectos liminares<sup>4</sup>

Como se sabe, la inflación significa la disminución sostenida del poder adquisitivo del dinero. Por ello se aduce que, al aumentar las expectativas de inflación, los prestamistas estarán dispuestos a demandar tasas de interés más elevadas para compensar la pérdida de valor de su capital, pero también los prestatarios propenderán a desembolsar por tasas de interés más altas; es decir, tendrán mayor disposición a pagar sus préstamos depreciados. Aparentemente, la relación concierne a las expectativas de inflación y la tasa de interés esperada, y en la teoría prevalece el punto de vista de que el fenómeno atañe a la tasa de interés *observada* y a la tasa de inflación esperada. Esto contrae una dificultad a su estudio, pues la tasa de inflación esperada no puede ser medida, por lo que debemos recurrir a alguna aproximación de la misma.

A pesar de la dificultad mencionada, la evidencia indica que hay cierta relación entre la tasa de interés y la tasa de inflación. La primera cuantificación estadística la hizo el mismo Fisher [1930] quien, en el contexto de su teoría de las fluctuaciones en la inversión, postuló que la tasa de interés nominal debe ajustarse íntegramente a los movimientos en la tasa de inflación esperada; esto es, la transmisión debe efectuarse en el decurso del mismo periodo en que ha tenido lugar la variación en la tasa de inflación, pues los cambios en las expectativas de inflación hacen variar las tasas de rentabilidad esperadas de los activos nominales y reales. Su explicación estriba en el hecho de que los cambios en el valor del dinero redistribuyen el poder de compra tanto de deudores como de acreedores, por lo se requiere una respuesta unitaria de la tasa de interés nominal a cambios en la inflación esperada a fin de evitar tales redistribuciones. De otro modo, no podrían compensarse los cambios en el poder de compra del dinero. Fisher reconoció, no obstante, que en el corto plazo los movimientos cíclicos en la tasa de interés real podrían disfrazar la relación; pero si los movimientos de la tasa de inflación esperada y de la tasa de interés no se dan uno-a-uno en el corto plazo, esta se verifica en el largo plazo.

---

<sup>4</sup> Esta sección se basa en Liquitaya y Lizarazu (2004)

La modelización de Fisher de las expectativas inflacionarias se basó en una estructura de rezagos distribuidos con ponderaciones decrecientes. Con datos anuales para los Estados Unidos de América (EUA) [1890-1927] y el Reino Unido (RU) [1820-1924] encontró que los retardos de ajuste de muchos periodos no hallan una respuesta equiproporcional en la tasa nominal de interés. Su reporte estadístico indica que los coeficientes de correlación más elevados [0.86 para EUA y 0.98 para RU] se presentaron para una estructura de rezagos de varios años (20 años para EUA y 28 años para RU), sugiriendo que los agentes tienen dificultades para predecir la tasa de inflación. Fisher sólo encontró evidencia estadística de que la tasa nominal de interés y la tasa de inflación siguen la misma dirección con algún grado de distribución en el tiempo y una transmisión imperfecta debido a que el efecto esperado resultó ser menor de lo que su hipótesis predecía.

Desde entonces, ha existido un interés latente por reconciliar el hallazgo empírico de Fisher con la teoría pura. Actualmente se postulan tres tipos de variaciones de la magnitud ajustada: una relación exacta 1-a-1 [Fisher, 1930], mayor que 1-a-1 [Darby, 1975 y Feldestin, 1976] y menor que 1-a-1 [Mundell, 1963; Tobin, 1965]. Tanzi (1976) mostró que la tasa nominal de interés varía más que el cambio en la inflación esperada si la tasa real de interés neta de impuestos es insensible a cambios anticipados en el valor del dinero. Darby [1975] sugiere que la tasa nominal debe cambiar 1.3 a 1.5 veces la variación en la inflación esperada. Sin embargo, la mayoría de estudios empíricos tienden a apoyar la noción de que los movimientos en la tasa de interés son menos que proporcionales a la inflación esperada.

Respecto, a los resultados subyace el problema de modelizar adecuadamente las expectativas de la inflación. La concepción más congruente desde el punto de vista de su compatibilidad con los postulados de racionalidad es la de *expectativas racionales*, por cuánto postula que los agentes hacen un uso eficiente de la información que disponen al momento de la formulación de sus anticipaciones de precios futuros y, si cometen errores, no lo hacen de modo sistemático (a diferencia del mecanismo de formación de las expectativas adaptables). En esta vertiente, se comprueban las propiedades de las series de tiempo a fin de evitar trabajar con regresiones “espurias” por la presencia de tendencias estocásticas

en la mayoría de las variables macroeconómicas [Nelson y Plosser (1982) mostraron que un amplio conjunto de variables no son estacionarias], y se aplica el análisis de cointegración para verificar si las variables bajo estudio mantienen una relación de “equilibrio” de largo plazo. Este es el procedimiento que emplearemos en el estudio.

## 2. Análisis empírico

La información que se utiliza en el estudio procede del Banco de Información Económica del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE INEGI)<sup>5</sup> y abarca, mes a mes, el lapso 1985:02–2006:09 (258 observaciones).

El indicador del nivel de precios es el Índice Nacional de Precios al Consumidor,  $P$ , y las tasas nominales de interés se representan con el rendimiento anualizado de los Certificados de Tesorería (CETES) a veintiocho días,  $R_{m,t}$ , y a tres meses,  $R_{t,t}$ .

### 2.1. Análisis de largo plazo

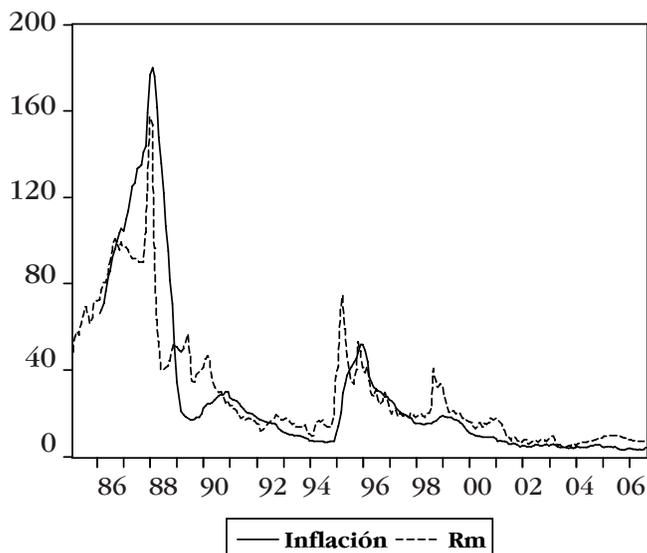
Las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentada (ADF) y de Phillips-Perron (PP) (Cuadro 1) indican, al nivel de significancia del 1%, que las tasas de interés nominales de uno y tres meses y la tasa de inflación son procesos no estacionarios de orden  $I(1)$ . En el período de análisis, la economía mexicana experimentó cambios bruscos de estos indicadores (véanse las Gráficas 1 y 2); no obstante, como se indica en otra oportunidad (Liquitaya, 1998), no existe razón para pensar que las “tasas” deban tener tendencia creciente o decreciente en un lapso mayor, por lo que deberían revelarse como  $I(0)$ .

Por su parte, ambas pruebas concuerdan en que tanto las tasas de interés real a uno y tres meses como la diferencia entre las tasas nominales de interés –la de tres meses menos la de un mes ( $R_{t,t-m} - R_{m,t-m}$ )– son procesos estacionarios  $I(0)$  (al nivel de significancia del 1 por ciento).

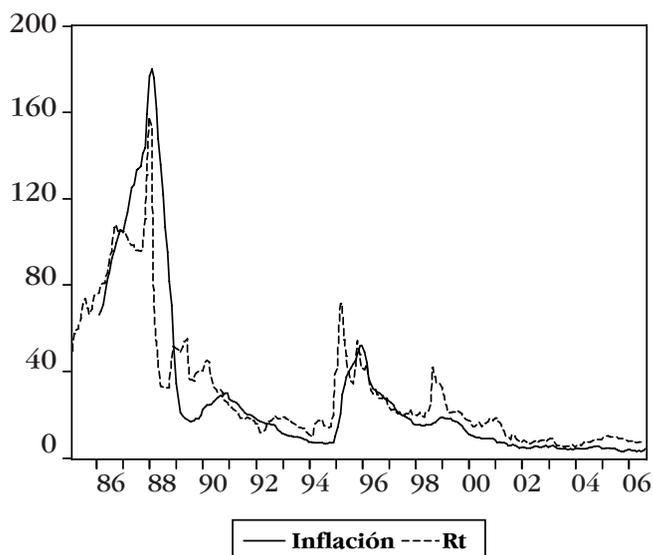
---

<sup>5</sup> <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/>

GRÁFICA 1. TASAS DE INFLACIÓN ANUAL Y TASAS DE INTERÉS ANUALIZADAS A UN MES (Rm) (PERIODO 1985:02-2006:09)



GRÁFICA 2. TASAS DE INFLACIÓN ANUAL Y TASAS DE INTERÉS ANUALIZADAS A TRES MESES (Rt) (PERIODO 1985:02-2006:09)



CUADRO 1. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS  
(Periodo 1985:02 – 2006:09)

Variables	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>
$P_t$	0.62245	2.05605
$\pi_{t,t-m}$	-2.16418*	-2.45406*
$\Delta\pi_{t,t-m}$	-4.57803**	-18.78301**
$Rm_{t,t-m}$	-1.26135	-1.09987
$\Delta Rm_{t,t-m}$	-7.25414**	-11.67885**
$Rt_{t,t-m}$	-1.17768	-1.13025
$\Delta Rt_{t,t-m}$	-8.58415**	-11.52209**
$(Rm_{t,t-m} - \pi_{t,t-m})$	-2.87963**	-2.58033**
$(Rt_{t,t-m} - \pi_{t,t-m})$	-2.76673**	-2.58731**
$(Rt_{t,t-m} - Rm_{t,t-m})$	-4.10815**	-5.26811**

<sup>1</sup> Prueba de Dickey - Fuller, aumentada con un número de rezagos de las variables en niveles, primeras y segundas diferencias, en concordancia con el criterio de Akaike.

<sup>2</sup> Prueba de Phillips – Perron aumentada con rezagos de las variables en niveles, primeras y segundas diferencias, respectivamente, de acuerdo con el método de estimación espectral de Bartlett Kernel.

\* (\*\*) Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significancia del 5 (1) por ciento.

Del análisis de cointegración con base al procedimiento de Johansen dimanan los resultados que evidencian, el nivel de significancia del 1 por ciento, que la tasa de interés a tres meses (Cuadro 2) y la de un mes (Cuadro 3) están respectivamente cointegradas con la tasa de inflación. Esto significa que ambos pares de variables mantienen una relación “de equilibrio” de largo plazo, y corrobora formalmente el alto grado de asociación en el comportamiento de dichas variables, observado en la Gráfica 1<sup>6</sup>. Además, refrenda la idea, ya sugerida con base en nuestras estimaciones de  $(Rm_{t,t-m} - \pi_{t,t-m})$  y  $(Rt_{t,t-m} - \pi_{t,t-m})$  (Cuadro 1), de que las tasas reales de interés de uno y tres meses son series estacionarias.

<sup>6</sup> Se advierte también que los grados de asociación lineal de la tasa de inflación con la tasa de interés a tres meses y con la de un mes son, respectivamente, 0.886 y 0.897. Entre estas dos últimas, dicho grado es casi perfecto (0.995).

CUADRO 2. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA  $\pi_t, Rt_t$

Núm. de E.C.	Valor propio	Estadíst.	Valor crítico	Valor crítico
		Traza	5%	1%
Ninguna **	0.087046	26.25170	19.96	24.60
A lo más 1	0.016819	4.121756	9.24	12.97

\*(\*\*) Denota rechazo de la hipótesis al nivel de 5%(1%)

La prueba de la traza indica 1 ecuación de cointegración al nivel de 1%.

CUADRO 3. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA  $\pi_t, Rm_t$

Núm. de E.C.	Valor propio	Estadíst.	Valor crítico	Valor crítico
		Traza	5%	1%
Ninguna **	0.098741	29.40696	19.96	24.60
A lo más 1	0.016909	4.144046	9.24	12.97

\*(\*\*) Denota rechazo de la hipótesis al nivel de 5% (1%)

La prueba de la traza indica 1 ecuación de cointegración al nivel de 1%.

Luego de normalizar los vectores como ecuaciones de inflación obtenemos:

$$\pi_{t,t-m} = -0.994105 + 1.231659 Rm_{t,t-m} \quad [1]$$

$$\pi_{t,t-m} = -1.135106 + 1.265156 Rt_{t,t-m} \quad [2]$$

Por su parte, los estimadores que resultan de aplicar el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) son (véanse los Cuadros A 1 y A 2 del Anexo):

$$\pi_{t,t-m} = -0.843471 + 1.190988 Rm_{t,t-m} \quad [3]$$

$$\pi_{t,t-m} = -0.923542 + 1.205538 Rt_{t,t-m} \quad [4]$$

Las pruebas de raíz unitaria aplicadas a los residuales de [3] y [4], siguiendo el método de Engle y Granger (1987), confirman una vez más que las series se encuentran cointegradas (véase el Cuadro 4).

CUADRO 4. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Residuales	ADF	PP
De la ecuac. [3]	-4.269313**	-3.723992**
De la ecuac. [4]	-4.812615**	-3.831903**

(\*\*) Denota rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1 por ciento

Los estimadores de  $\beta_0$  son diferentes a cero en las ecuaciones [1] a [4], pero los valores de  $\beta_1$  son cercanos a uno, por lo que se podría conjeturar que, estadísticamente, son unitarios. Sin embargo, todas las pruebas de Wald aplicadas (véase Cuadro 5) rechazan la hipótesis de Fisher en su sentido estricto ( $\beta_0=0, \beta_1=1$ ). Estos resultados coinciden con los obtenidos por Galindo (1995) para un periodo menor (1985:06-1990:12).

CUADRO 5. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE WALD

Var. Ind.	Hipót. Nula	Est. de Prueba	Valor	Grados de L.	Probab.
Rm	$\beta_0=0, \beta_1=1$	Estad. "F"	68.61839	(2,246)	0.0000
		Chi Cuadrado	137.2368	2	0.0000
Rt	$\beta_0=0, \beta_1=1$	Estad. "F"	76.80598	(2,246)	0.0000
		Chi Cuadrado	153.6120	2	0.0000
Rm	$\beta_0=0$	Estad. "F"	70.60962	(1,246)	0.0000
		Chi Cuadrado	70.60962	1	0.0000
Rm	$\beta_1=1$	Estad. "F"	35.00952	(1,246)	0.0000
		Chi Cuadrado	35.00952	1	0.0000
Rt	$\beta_0=0$	Estad. "F"	74.08427	(1,246)	0.0000
		Chi Cuadrado	74.08427	1	0.0000
Rt	$\beta_1=1$	Estad. "F"	337.7776	(1,246)	0.0000
		Chi Cuadrado	337.7776	1	0.0000

## 2.2 Análisis de corto plazo

Siguiendo a Mishkin y Simon (1995) y Galindo (1995), el efecto Fisher en el corto plazo implica que los cambios en la tasa de nominal interés o el diferencial entre las tasas establece un cambio inmediato en las expectativas de inflación, por lo que se puede esperar un coeficiente  $\alpha_1$  de la ecuación  $\pi_{t,t-m}^e - \pi_{t-m-j}^e = \alpha_0 + \alpha_1 (R_{t,t-m} - R_{t-m,t-m-j}) + \varepsilon_{t,t-m-j}$  positivo y

estadísticamente significativo, con un parámetro  $\alpha_0 = 0$ . Los resultados (Cuadros 6 y 7) refrendan la influencia mencionada, aunque en bajo grado (entre 0.187 y 0.201 de las variaciones unitarias de las tasas de interés). Se advierte además que el porcentaje en que varía la inflación esperada debido a los cambios en las tasas de interés alcanza a lo sumo al 10 por ciento.

CUADRO 6. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$\Delta\pi_{t,t-m}^e = \alpha_0 + \alpha_1\Delta R_{t,t-m}$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$\alpha_0$	-0.009492	0.005217	-1.819381	0.0701
$\Delta R_{t,t-m}$	0.187809	0.040605	4.625278	0.0000
R-cuadrado	0.080307	Estad. "F"		21.39320
D-W	0.672496	Prob (Estad. "F")		0.000006

CUADRO 7. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$\Delta\pi_{t,t-m}^e = \alpha_0 + \alpha_1\Delta R_{m,t,t-m}$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$\alpha_0$	-0.009385	0.005170	-1.815360	0.0707
$\Delta R_{m,t,t-m}$	0.201038	0.039267	5.119815	0.0000
R-cuadrado	0.096649	Estad. "F"		26.21250
D-W	0.713207	Prob (Estad. "F")		0.000001

### 2.3 Análisis del Efecto Mundell-Tobin

Como las variables bajo estudio son endógenas, se efectúan las regresiones inversas con las tasas nominales de interés en función de las expectativas de inflación, de modo concordante con los estudios de Mundell [1963] y Tobin [1965]. La pertinencia de este procedimiento se refrenda con las *pruebas de no causalidad en el sentido de Granger* (Cuadro 8) que sugieren la existencia de causalidad bidireccional entre las

tasas nominales de interés –especialmente la de tres meses– y tasas previstas de inflación<sup>7</sup>.

**CUADRO 8. PRUEBAS DE NO CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER\*  
 (Series estacionarizadas)**

<b>Hipótesis Nula:</b>	<b>Estad. “F”</b>	<b>Probab.</b>
$\Delta R_m$ no causa en el sentido de Granger a $\Delta \pi^e$	1.67567	0.07392
$\Delta \pi^e$ no causa, en el sentido de Granger, a $\Delta R_m$	2.76816	0.00162
$\Delta R_t$ no causa, en el sentido de Granger, a $\Delta \pi^e$	1.92647	0.03281
$\Delta \pi^e$ no causa, en el sentido de Granger, a $\Delta R_t$	1.99980	0.02563

\* Las pruebas incluyen 12 rezagos.

Los resultados de las regresiones mínimocuadráticas se presentan en los cuadros 9 y 10 y, para una apreciación directa, expresamos los estimadores en forma de ecuaciones en [5] y [6]. Como se observa, las variaciones de la magnitud ajustada de las tasas nominales de interés respecto de la inflación esperada son menores que 1-a-1. Esto concuerda con Mundell [1963] y Tobin [1965], quienes mostraron que la tasa nominal de interés varía de modo menos que proporcional a la tasa de inflación esperada a través del impacto de esta última sobre la tasa real: la inflación, al actuar como un impuesto sobre los saldos monetarios reales, haría que el público disminuya su tenencia de dinero y lo sustituya por otros activos que generan rendimientos. Este hecho presionaría a la baja a las tasas reales de interés.

**CUADRO 9. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:**

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi^e_{t,t-m}$$

<b>Variable</b>	<b>Coficiente</b>	<b>Error Est.</b>	<b>Estad. “t”</b>	<b>Prob.</b>
$\alpha_0$	1.078442	0.053529	20.14702	0.0000
$\pi^e_{t,t-m}$	0.715576	0.018204	39.30773	0.0000
R-cuadrado	0.862654	Estad. “F”		1545.098
D-W	0.169858	Prob (Estad. “F”)		0.000000

<sup>7</sup> Por añadidura, los resultados de la misma prueba a las tasas nominales e inflación observada indican una causalidad unidireccional de  $R_{m,t,t-m}$  y  $R_{t,t,t-m}$  (particularmente esta última) a  $\pi_{t,t-m}$  (véase Cuadro anexo A 3).

CUADRO 10. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$R_m = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t,t-m}^e$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$\alpha_0$	1.002702	0.052576	19.07139	0.0000
$\pi_{t,t-m}^e$	0.732227	0.017881	40.95097	0.0000
R-cuadrado	0.872074	Estad. "F"		1676.982
D-W	0.179828	Prob (Estad. "F")		0.000000

$$R_{t,t-m} = 1.078442 + 0.715576 \pi_{t,t-m} \quad [5]$$

$$R_{m,t,t-m} = 1.002702 + 0.732227 \pi_{t,t-m} \quad [6]$$

Adicionalmente, la proporción en que, a largo plazo, la tasa nominal de interés varía en relación a la tasa de inflación parece relacionarse en forma inversa con la volatilidad de los precios; es decir, tiende a acercarse a la unidad a medida que las tasas de inflación son más bajas y acercase a cero cuando éstas van aumentando. Tal hecho se advierte por las estimaciones del tipo de las ecuaciones [5] y [6] para los periodos 1985:02-1988:12 ("muy elevada volatilidad de precios"); 1989:01-1994:12 ("volatilidad declinante"); 1995:01-1998:12 ("elevada volatilidad"), y 1999:01-2006:09 ("baja volatilidad")<sup>8</sup>. Estas pueden apreciarse en el anexo A 4.

Por su parte, los cambios en la tasa esperada de inflación inciden también, en el corto plazo, en la dirección del cambio de las tasas nominales en grado significativo (entre 0.43 y 0.48, véanse los Cuadros 11 y 12).

CUADRO 11. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$\Delta R_{t,t-m} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \pi_{t,t-m}^e$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$\alpha_0$	-0.004697	0.007919	-0.593142	0.5536
$\Delta \pi_{t,t-m}^e$	0.427599	0.092448	4.625278	0.0000
R-cuadrado	0.080307	Estad. "F"		21.39320
D-W	1.550113	Prob (Estad. "F")		0.000006

<sup>8</sup> La periodización y caracterización fue establecida de modo ad hoc

CUADRO 12. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$\Delta Rm_{t,t-m} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \pi_{t,t-m}^e$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$\alpha_0$	-0.004005	0.008044	-0.497849	0.6190
$\Delta \pi_{t,t-m}^e$	0.480752	0.093900	5.119815	0.0000
R-cuadrado	0.096649	Estad. "F"		26.21250
D-W	1.624528	Prob (Estad. "F")		0.000001

### 2.4 Modelos de corrección de errores

Una de las principales características de las variables cointegradas es que cualquier desviación del equilibrio de largo plazo influye en sus trayectorias temporales. Para capturar los efectos de corto y largo plazo se requiere una especificación dinámica de la relación entre las variables, por lo que se suele construir un *Modelo de Corrección de Errores* (MCE). En efecto, de acuerdo con el *Teorema de Representación* de Engle y Granger (1987), es posible combinar la relación de "equilibrio" de largo plazo con la dinámica de corto plazo de las series bajo estudio a través de este tipo de modelos, cuya especificación general para las variables bajo estudio es:

$$\Delta \pi_{t,t-m}^e = \beta_0 + \sum_{i=0}^k \beta_{1i} \Delta R_{t,t-m-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta \pi_{t,t-m-i}^e + \gamma mce_{t,t-m-1} + \xi_t$$

Donde  $\xi_t$  es un término de perturbación de ruido blanco;  $k$  indica el número de rezagos y  $\gamma$  es el coeficiente del mecanismo de corrección de errores (*mce*) con restricción ( $-1 < \gamma < 0$ ).

Luego de aplicar la metodología *de lo general a lo específico*, que implica un proceso de reducción y reparametrización, se obtuvieron los siguientes estimadores, estadísticos y probabilidades asociadas:

$$\Delta \pi_{t,t-m} = 0.6942 \Delta \pi_{t,t-m-1} - 0.0767 \Delta R_{t,t-m} - 0.0612 \Delta R_{t,t-m-2} - 0.0428 mce_{t,t-m-1} \quad [7]$$

Estadísticos calculados y probabilidades asociadas (P):

$\mathfrak{R}^2=0.5736$ ; D-W=1.9777; J-B: 381.5582 (P=0.0000); LM(2): 1.6815 (P=0.1883); ARCH(1): 2.8551 (P=0.0923); ARCH(2): 1.9812 (P=0.1401); White(nc): 2.5547 (P=0.0109); White(c): 3.3583 (P=0.0000); Ramsey-R(1): 0.2646 (P=0.6074); Ramsey-R(2): 1.1749 (P=0.3106).

$$\Delta\pi_{t,t-m} = 0.6802 \Delta\pi_{t,t-m-1} - 0.0748 \Delta Rm_{t,t-m} - 0.0341 mce_{t,t-m-1} \quad [8]$$

Estadísticos calculados y probabilidades asociadas (P):

$\mathfrak{R}^2=0.5623$ ; D-W=1.9343; J-B: 416.2155 (P=0.0000); LM(2): 0.6742 (P=0.5105); ARCH(1): 2.9273 (P=0.0884); ARCH(2): 1.7725 (P=0.1721); White(nc): 2.6251 (P=0.0175); White(c): 3.2416 (P=0.0010); Ramsey-R(1): 0.3560 (P=0.5513); Ramsey-R(2): 2.3733 (P=0.0953).

**Significado de los símbolos<sup>9</sup>:**

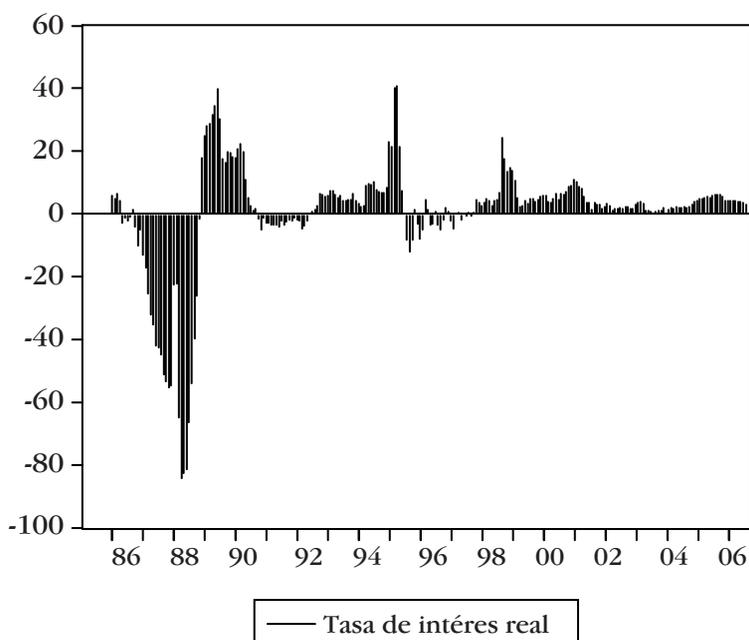
$\mathfrak{R}^2=$	Coefficiente de determinación.
D-W =	Estadístico de Durbin y Watson
J-B =	Estadístico de Jarque y Bera para prueba de normalidad.
LM(i) =	Multiplicador de Lagrange, para correlación serial de grado i, de Breusch – Godfrey.
ARCH(i) =	Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad condicional auto-regresiva de orden i.
White (nc)=	Estadístico de White sin términos cruzados.
White (c.) =	Estadístico de White con términos cruzados.
Ramsey-R(i)=	Estadístico para la prueba del error de especificación

Como en nuestro estudio anterior, los resultados son algo más alentadores que el seminal estudio de Galindo (1995), por cuánto los coeficientes son estadísticamente significativos, el valor de los coeficientes del *mce* concuerda con las restricciones, la bondad de ajuste de los modelos

<sup>9</sup> Las siglas corresponden a su uso convencional en inglés, para facilitar su identificación.

es satisfactoria (máxime si se tiene en cuenta que las variables se establecen en términos de diferencias) y se superan las pruebas de heteroscedasticidad<sup>10</sup>, autocorrelación y de forma funcional. Se especula que tal hecho obedece principalmente a la cobertura temporal cinco veces mayor que dicho estudio. En el nuestro, al extender la información hasta 2006:09 abarcamos periodos de franco descenso de las tasas de inflación y de interés nominal; sobre todo desde 1999, año en el que, como se aprecia en las gráficas 3 y 4, los precios y tasas nominales de interés tienden a estabilizarse de modo más fehaciente y se observan tasas reales positivas y menos variables que en periodos anteriores.

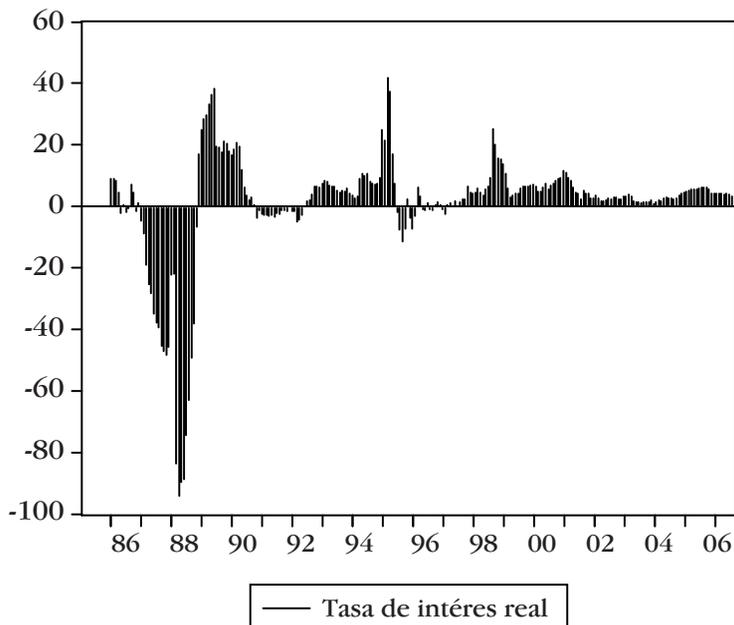
GRÁFICA 3. TASA REAL DE INTERÉS ANUALIZADA\*



\* Estimada con base en el rendimiento de los CETES a 28 días

<sup>10</sup> De acuerdo con la prueba ARCH, pero no la de White

GRÁFICA 4. TASA REAL DE INTERÉS ANUALIZADA\*

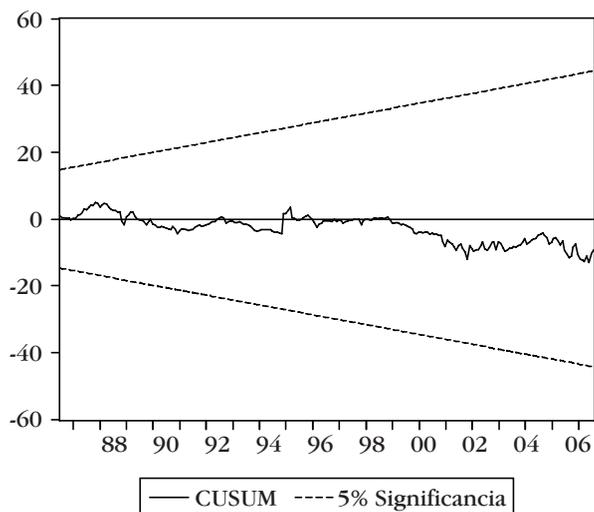


\* Estimada con base en el rendimiento de los CETES a 90 días

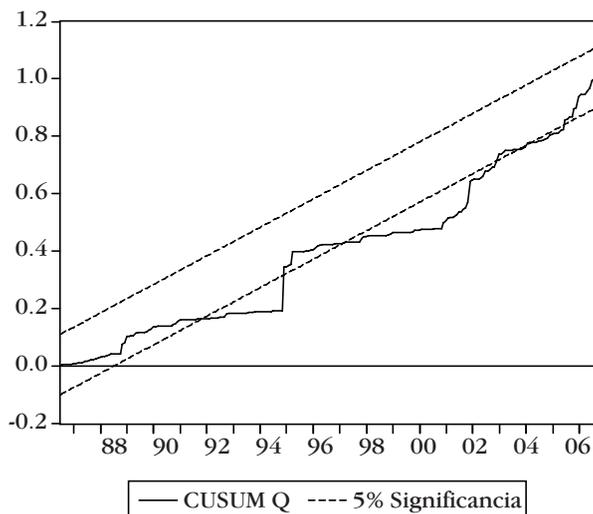
Empero, no se puede aseverar que las ecuaciones [7] y [8] representan una adecuada aproximación al *proceso generador de información*: a juzgar por la prueba de Jarque-Bera, los errores no se distribuyen normalmente y este hecho atempera la potencia de las demás pruebas de diagnóstico.

Respecto a su estabilidad, las pruebas CUSUM (cumulative sum of residuals) arrojan resultados discordantes: la CUSUM (Gráficas 5 y 7) no denota cambios estructurales, pero la CUSUM Q (Gráficas 6 y 8) los hace patentes en los primeros meses de 1992 y 1997. Privilegiamos el resultado de esta última prueba porque, al elevar al cuadrado los errores, se elimina la posibilidad de distorsión de los signos. La prueba CUSUM simple sólo añade los errores de predicción que se van obteniendo a medida que se amplía la muestra; pero estos pueden tener signos contrarios e ir así cancelando el efecto.

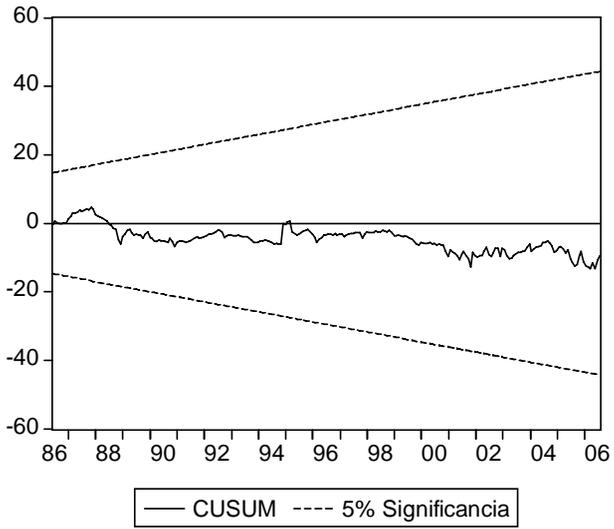
GRÁFICA 5. PRUEBA CUSUM DEL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES (Ecuación 7)



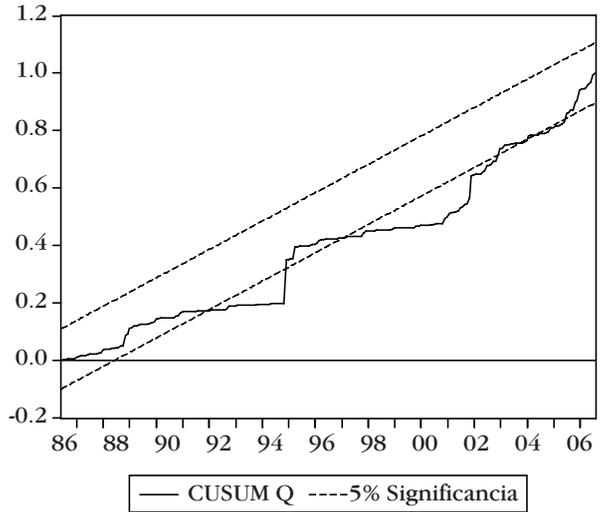
GRÁFICA 6. PRUEBA CUSUM Q DEL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES (Ecuación 7)



GRÁFICA 7. PRUEBA CUSUM DEL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES (Ecuación 8)



GRÁFICA 8. PRUEBA CUSUM Q DEL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES (Ecuación 8)



## Conclusiones

A través del análisis y pruebas econométricas de la relación tasas de interés-expectativas de inflación, se obtienen algunos hallazgos generales y otros específicos a la economía mexicana. Aquí se señala los que, a juicio de los autores, debe ser tomado en cuenta en estudios ulteriores:

- Los resultados del análisis de cointegración evidencian que las tasas nominales de interés mantienen una relación “de equilibrio” de largo plazo con la tasa de inflación esperada y que las tasas reales de interés de uno y tres meses son series estacionarias.
- En el corto plazo se refrenda la influencia del efecto Fisher; es decir, que los cambios en la tasa de nominal interés o el diferencial entre las tasas establece un cambio inmediato en las expectativas de inflación pero en bajo grado (entre 0.187 y 0.201 de las variaciones unitarias de las tasas de interés).
- Las variaciones de la magnitud ajustada de las tasas nominales de interés respecto de la inflación esperada son menores que 1-a-1, lo cual concuerda con los análisis de Mundell y Tobin. Estos autores aducen que la tasa nominal de interés varía de modo menos que proporcional a la tasa de inflación esperada a través del impacto de esta última sobre la tasa real: la inflación, al actuar como un impuesto sobre los saldos monetarios reales, haría que el público disminuya su tenencia de dinero y lo sustituya por otros activos que generan rendimientos, lo que presionaría a la baja a las tasas reales de interés. El también conocido como efecto Mundell-Tobin (más debido a Tobin, 1965) descansa en la posibilidad de que exista una sustitución entre el dinero y el capital, por lo que un aumento en la tasas de inflación da pábulo a un incremento en el costo de mantener dinero y en un cambio de cartera de dinero a capital. Dicho cambio contrae un aumento en la acumulación de capital y una declinación de la tasa real de interés. Finalmente, el incremento en la acumulación de la tasa de capital induce una mayor tasa de crecimiento de la producción.

- Los resultados de los modelos de corrección de errores son satisfactorios; pero, para ser considerados como instrumentos-guía para la política monetaria y/o para fines de pronóstico, se deberá tomar en cuenta el hecho de que no superan las pruebas de distribución normal de los errores ni acusan estabilidad estructural.

## Bibliografía

- Atkins, F. (2002). *Multiple Structural Breaks in the Nominal Interest Rate and Inflation in Canada and the United States*, University of Calgary, Alberta, Canadá.
- Bomhoff, E. (1994). *Financial Forecasting for Business and Economics*, Academic Press. G. Britain.
- Darby, M. (1975). “The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates”, *Economic Inquiry* 13, 266-276.
- Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987). “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing” *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Feldstein, M. (1976). “Inflation, Income Taxes, and the Rate of Interest: A Theoretical Analysis”, *American Economic Review* 66, 809-820
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*, McMillan, New York, USA
- Cooray, A. (1994). “The Fisher Effect: A Review of the Literature”, *Working Paper* E40.
- Galindo, L. M. (1995). “La Hipótesis de Fisher en la Economía Mexicana”, *Monetaria*, CEMLA, vol. XVIII, abril-junio, México, pp. 347-361.
- Gujarati, D. (1997). *Econometría*, McGraw-Hill Interamericana, S.A. Bogotá, Colombia.
- Handa, J. (2000). *Monetary Economics*, Routledge, London, G. B.
- INEGI, (2002). *Banco de Información Económica (BIE INEGI)*, México.
- Johansen, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, pp. 231 – 254.

- Johnston, J. (1984). *“Econometric Methods”*, Mc Graw Hill, Tercera Edición, Singapur.
- Liquitaya, J. D. y Lizarazu, E. (2004). “Tasas de interés e inflación: un análisis de la hipótesis de Fisher” *Anuario 2003-2004*, Departamento de Economía, UAM-I.
- Liquitaya, J. D. (2002). “Crecimiento, Inflación y Dinero en México: 1980-2000”, *Denarius, Revista de Economía y Administración*, núm. 4, UAMI, México, D.F.
- Liquitaya, J. D. (1998). “Dinero, Producto, Tasas de Interés y Precios: Un Análisis de Cointegración”, *Investigación Económica*, Facultad de Economía, UNAM, vol. LVIII: 225, pp. 99 – 128.
- Maddala, G. S. (1996). *Introducción a la Econometría*, ed. Prentice – Hall Hispanoamericana, México.
- Mishkin, E.S. (1992). “Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates”, *Journal of Monetary Economics*, 30, pp.195-215
- Mishkin, E.S. and Simon, J. (1995). “An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia”, *Working Paper 5080*, NBER Working Paper Series, Massachusetts, Ca., USA.
- Mullineaux, D. (1980). “Inflation Expectations and Money Growth in the United States”, *American Economic Review*, vol. 70, núm. 1, march, pp. 149 – 161.
- Mundell, R. (1963). “Inflation and Real Interest”, *Journal of Political Economy* 71, 280-283.
- Nelson Ch. and Plosser Ch. (1982). “Trends Versus Random Walks in Macroeconomics Times Series: Some Evidence and Implications”, *Journal of Monetary Economics* 10, 139-162

- Tanzi V. (1976). "Inflation, Indexation, and Interest Income Taxation", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 29, 54-76
- Tobin, J. (1965). "Money and Economic Growth", *Econometrica* 33, 671-684
- Weidmann, J. (1997). "New Hope for the Fisher Effect?" *Discussion Paper* b-385, University of Bonn, Institut für Internationale Wirtschaftspolitik.

ANEXO

CUADRO A 1. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$\pi_{t,t-m} = \beta_0 + \beta_1 Rt_{t,t-m}$$

Variable	Coef.	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$\beta_0$	-0.880849	0.102338	-8.607222	0.0000
$Rt_{t,t-m}$	1.195221	0.032601	36.66239	0.0000
R-cuadrado	0.845296	Estad. "F"		1344.131
D-W	0.135029	Prob. (Estad. "F")		0.000000

CUADRO A 2. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$\pi_{t,t-m} = \beta_0 + \beta_1 Rm_{t,t-m}$$

Variable	Coef.	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$\beta_0$	-0.806278	0.095952	-8.402953	0.0000
$Rm_{t,t-m}$	1.182314	0.030812	38.37129	0.0000
R-cuadrado	0.856840	Estad. "F"		1472.356
D-W	0.143490	Prob(Estad. "F")		0.000000

CUADRO A 3. PRUEBAS DE NO CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER\*

(Series estacionarizadas)

Hipótesis Nula:	Estad. "F"	Probab.
$\Delta Rm$ no causa en el sentido de Granger a $\Delta\pi$	1.67031	0.07517
$\Delta\pi$ no causa, en el sentido de Granger, a $\Delta Rm$	1.04643	0.40767
$\Delta Rt$ no causa, en el sentido de Granger, a $\Delta\pi$	2.12351	0.01676
$\Delta\pi$ no causa, en el sentido de Granger, a $\Delta Rt$	0.65227	0.79549

\* Las pruebas incluyen 12 rezagos

CUADRO A 4. ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES: TASA NOMINAL DE INTERÉS EN FUNCIÓN DE LA TASA DE INFLACIÓN ESPERADA, SEGÚN PERIODOS

Periodo	Var. Dep.	$\alpha 0$	$\alpha 1$
1985:02 – 1988:12	$R_{t,t-m}$	1.711510	0.568312
1985:02 – 1988:12	$R_{m,t,t-m}$	1.956663	0.519357
1989:01 – 1994:12	$R_{t,t-m}$	1.338163	0.641869
1989:01 – 1994:12	$R_{m,t,t-m}$	1.280213	0.655742
1995:01 – 1998:12	$R_{t,t-m}$	1.446632	0.609375
1995:01 – 1998:12	$R_{m,t,t-m}$	1.243401	0.658795
1999:01 – 2006:09	$R_{t,t-m}$	0.847305	0.822867
1999:01 – 2006:09	$R_{m,t,t-m}$	0.820120	0.810897