

TASAS DE INTERÉS E INFLACIÓN: UN ANÁLISIS DE LA HIPÓTESIS DE FISHER

*José D. Liquitaya Briceño y
Eddy Lizarazu Alanez**

RESUMEN

Con base en información mensual del periodo 1985:02-2002:06 y utilizando la metodología econométrica moderna, en este artículo se examina si la hipótesis de Fisher se verifica en la economía mexicana. 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 no se verifica la hipótesis de Fisher en su sentido estricto, ni en el corto ni en el largo plazos: 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; y en el corto plazo se mueven inclusive en direcciones opuestas,

* Profesores-investigadores del Área de Teoría Económica. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa.

probablemente debido a que las variaciones en la tasa de inflación están asociadas a cambios en sentido opuesto de la tasa real de interés (como lo sugieren otros estudios). Sin embargo, 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, posibilidad que se acentúa en el marco de un modelo de corrección de errores, donde 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.

Introducción

En este artículo nos proponemos examinar si en la economía mexicana se verifica la hipótesis que Irving Fisher (1930) postuló respecto a la relación entre las tasas de interés y la inflación esperada. 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. Admite, sin embargo, 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.

Consideramos que este estudio puede ser relevante para el análisis de la política monetaria, pero también para el examen de los mercados financieros, máxime si se toma en cuenta que la vinculación postulada por la HF es insoslayable para comprender la dinámica de la tasa de interés, cuyo rol, a su vez, es clave en el análisis temporal de los precios de activos financieros. Recordemos, por añadidura, que la HF es una «piedra angular» de los modelos teóricos que generan neutralidad del dinero (véase Handa, 2000), pero debe someterse a la verificación empírica a través de un análisis como el presente.

El documento se encuentra organizado de la siguiente manera: En la primera sección, efectuamos una somera descripción de los antecedentes teóricos y los hallazgos empíricos de la HF. En la segunda, exponemos el modelo teórico de referencia para el modelo econométrico a estimar. En la tercera sección realizamos el análisis empírico, utilizando la metodología econométrica moderna (pruebas de raíz unitaria, análisis de cointegración, pruebas de diagnóstico, aplicación de modelos VAR, etc.). Por último, presentamos las conclusiones y comentarios adicionales.

1. Antecedentes

En vista de que la tasa de inflación representa la pérdida de poder de compra en el tiempo, 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; sin embargo, 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 dificultades a su estudio, pues la tasa de inflación esperada no puede ser medida ni directa ni objetivamente, por lo que debemos recurrir a alguna aproximación de la misma.

A pesar de la dificultad de las variables no observables, 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. La explicación estriba en que los cambios en el valor del dinero redistribuyen el

poder de compra tanto de deudores como de acreedores, por lo que 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. No obstante, Fisher reconoció 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 relación se verifica en el largo plazo.

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 (EU) (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. De acuerdo con su reporte estadístico, los coeficientes de correlación más elevados (0.86 para EU y 0.98 para RU) se presentaron para una estructura de rezagos de varios años (20 años para EU y 28 años para RU), indicando que los agentes tienen dificultades para predecir la tasa de inflación. De este modo, Fisher sólo encontró evidencia estadística de que la tasa nominal 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 proponen tres tipos de variaciones de la magnitud ajustada: una relación exacta 1-a-1 (Fisher, 1930), mayor que 1-a-1 (Darby, 1975, y Feldstein, 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.

Al 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 las *expectativas racionales*, por cuanto postula que los agentes hacen un uso eficiente de la información que disponen al momento de la formulación de sus expectativas de precios futuros, y si cometen errores, no lo hacen de modo sistemático (a diferencia del mecanismo de formación de las expectativas adaptativas). 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 eran no estacionarias), y se aplica el análisis de cointegración para verificar si las variables bajo estudio mantienen una relación de “equilibrio” de largo plazo. Este procedimiento es el mismo que emplearemos en el estudio.

2. El modelo de referencia

$P_t V_t V_{t+m}$

En una economía con incertidumbre acerca de la inflación futura, la distinción entre las tasas real y nominal de interés es importante, pero también lo es el formarse una idea de sus valores futuros. Por ejemplo, si en el periodo $t+m$ se compra un activo con valor nominal $P_{t+m} V_{t+m}$ —donde P_{t+m} es el nivel de precios del periodo $t+m$ y V_{t+m} es la canasta de bienes a la que equivale el valor del activo (suma monetaria prestada)— para después de m periodos venderlo al valor de $P_t V_t$, la tasa de rendimiento nominal $R_{t,t+m}$ en $t+m$ estará dada por:

$$R_{t,t+m} = \frac{P_t V_t - P_{t+m} V_{t+m}}{P_{t+1} V_{t+m}} \quad (1)$$

Sin embargo, al inversionista no le interesa el rendimiento nominal, puesto que $P_{t+m} V_{t+m}$ podría exceder a $P_t V_t$ y aun así V_{t+m} ser más grande que

V_t debido a la inflación. Lo que importa es la tasa real de rendimiento $r_{t,t m}$, que se define como:

$$r_{t,t m} = \frac{V_t - V_{t m}}{V_{t m}} \quad (2)$$

Ergo, las tasas nominal y real de interés se relacionan del siguiente modo:

$$1 + R_{t,t m} = \frac{1 + r_{t,t m} P_t}{P_{t m}} \quad (3)$$

donde $i_{t,t m}$ es la tasa de inflación, definida como $P_t = P_{t m} / P_{t m}$.

Ahora bien, debido a la incertidumbre, en el periodo t se desconocen los valores de P_t y V_t , por lo que sólo tenemos una expectativa para el periodo t del precio P_t y de la cesta de mercancías real esperada V_t^e . En este caso, la tasa de rendimiento nominal $R_{t,t m}$ se debe calcular en concordancia con el nivel de precios y la canasta de mercancías esperadas:

P_t^e

$$R_{t,t m} = \frac{P_t^e V_t^e - P_{t m} V_{t m}}{P_{t m} V_{t m}} \quad (4)$$

Esto implica que los determinantes de P_t^e y V_t^e también lo son de la tasa de rendimiento nominal $R_{t,t m}$. Como a un inversionista lo que realmente le interesa es la tasa real de rendimiento, buscará alguna compensación por la inflación anticipada. En tal caso, la tasa real esperada de rendimiento $r_{t,t m}^e$ es:

$$r_{t,t m}^e = \frac{V_t^e - V_{t m}}{V_{t m}} \quad (5)$$

Por tanto:

$$1 + R_{t,t m} = \frac{1 + r_{t,t m}^e P_t^e}{P_{t m}} \quad (6)$$

donde $r_{t,t m}^e$ es la tasa de inflación, definida como $P_t^e = P_{t m} / P_{t m}^e$.

Nótese que no se garantiza que el inversionista reciba la tasa real esperada de rendimiento $r_{t,t m}^e$. En la medida que P_t difiera de P_t^e también discreparán $r_{t,t m}^e$ y $r_{t,t m}$. Sin embargo, el pago nominal del prestatario es el mismo en cualquier caso, estableciéndose la siguiente relación:

$$P_t^e V_t^e = P_t V_t \quad (7)$$

Obsérvese que $1 + r_{t,t m}^e = V_t^e / V_t = V_t / V_{t m}^e$; por tanto, de (3) y (7) la conexión de $r_{t,t m}$ y $r_{t,t m}^e$ se establece tal como se expresa en (8).

$$1 + r_{t,t m} = \frac{1 + r_{t,t m}^e P_t^e}{P_t} \quad (8)$$

Si la predicción del inversionista es afortunada (desafortunada) y P_t resulta menor (mayor) que P_t^e , mayor (menor) será el rendimiento $r_{t,t m}$ que reciba.

Ahora bien, si la tasa de inflación es relativamente baja, la tasa esperada de inflación, como Fisher lo postula, será igual a la tasa nominal de interés menos la tasa real de interés esperada (nótese que (9) es una implicación de (6) a condición de que $r_{t,t m}^e = r_{t,t m}^e$ sea soslayable).

$$r_{t,t m}^e = R_{t,t m} - r_{t,t m}^e \quad (9)$$

Por su lado, bajo la hipótesis de expectativas racionales, la tasa esperada de inflación se puede definir como:

$$r_{t,t m}^e = r_{t,t m} + u_{t,t m} \quad (10)$$

donde $u_{t,t m}$ es una variable aleatoria con media $E_{t m} u_t = 0$ y varianza $E_{t m} u_t^2 = \sigma^2$.

Si además asumimos que la tasa de interés real es relativamente constante, podemos esperar que las series de la tasa de interés nominal y de la inflación sean integradas de orden I(1), por lo que el análisis de la HF en el largo plazo debe realizarse bajo la condición de que éstas se encuentren cointegradas:

$$(11)$$

En particular, bajo el supuesto de cointegración, la HF implica que $\rho = 0$ y $\beta = 1$, que la inflación y la tasa nominal de interés tienen una relación estable de largo plazo y que la tasa real de interés es un proceso estacionario I(0).

Si sustituimos (10) en (9) obtenemos:

$$R_{t,t+m} = r_{t,t+m}^e + u_{t,t+m} \quad (12)$$

Bajo el supuesto de expectativas racionales, $u_{t,t+m}$ es un proceso estacionario I(0); por tanto, según (12) el orden de la tasa de interés real corresponderá al orden de integración de la diferencia entre la tasa nominal y la inflación; es decir, bajo la HF será I(0).

El efecto de corto plazo de la HF puede deducirse de (11), que es una versión de (12), restando la misma ecuación para el periodo $t-m-j$:

$$R_{t,t+m} - R_{t-m-j,t-m-j} = r_{t,t+m}^e - r_{t-m-j,t-m-j}^e + u_{t,t+m} - u_{t-m-j,t-m-j} \quad (13)$$

donde $u_{t,t+m} - u_{t-m-j,t-m-j}$ es un «camino aleatorio».

En (13) la HF implica que $\rho = 0$, $\beta = 1$; es decir que, en el corto plazo, los cambios en la tasa de interés o el diferencial entre las tasas establece la dirección del cambio en las expectativas de inflación. El parámetro

incluye la diferencia entre las dos ordenadas al origen, $\Delta R_{t,t-m} - \Delta R_{t,t-m-j}$ es la diferencia entre los dos términos de error $u_{t,t-m} - u_{t,t-m-j}$ indicando que $\Delta R_{t,t-m} - \Delta R_{t,t-m-j}$ puede estar correlacionado con $R_{t,t-m} - R_{t,t-m-j}$, ya que la hipótesis de expectativas racionales no desecha la posibilidad de que $\Delta R_{t,t-m} - \Delta R_{t,t-m-j}$ esté correlacionado con el conjunto de información al tiempo $t-m-j$. Incluso se espera normalmente que $\Delta R_{t,t-m} - \Delta R_{t,t-m-j}$ sea un proceso autocorrelacionado de orden $m-j-1$ (Galindo, 1995).

En (13) también se establece que las tasas nominales y la inflación se corresponden directamente con las tasas reales. Restando $\Delta R_{t,t-m} - \Delta R_{t,t-m-j}$ de ambos lados de la ecuación:

$$(14)$$

siendo $r_{t,t-m}$ y $r_{t,t-m-j}$ tasas *ex post* de interés real.

Si $b_1 = 1$, $(1-b_1) = 0$. En este caso el diferencial de la tasa nominal de interés no contiene información relevante acerca de la tasa de interés real. Pero, si $b_1 < 1$, la tasa de interés real no se mueve proporcionalmente con la pendiente de la tasa nominal.

Ahora bien, bajo el supuesto de cointegración, es posible definir el modelo de corrección de errores que combina la dinámica de corto plazo con el equilibrio de largo plazo:

$$\Delta R_{t,t-m} - \Delta R_{t,t-m-j} = \alpha (R_{t,t-m} - R_{t,t-m-j}) + \epsilon_{t,t-m} - \epsilon_{t,t-m-j} \quad (15)$$

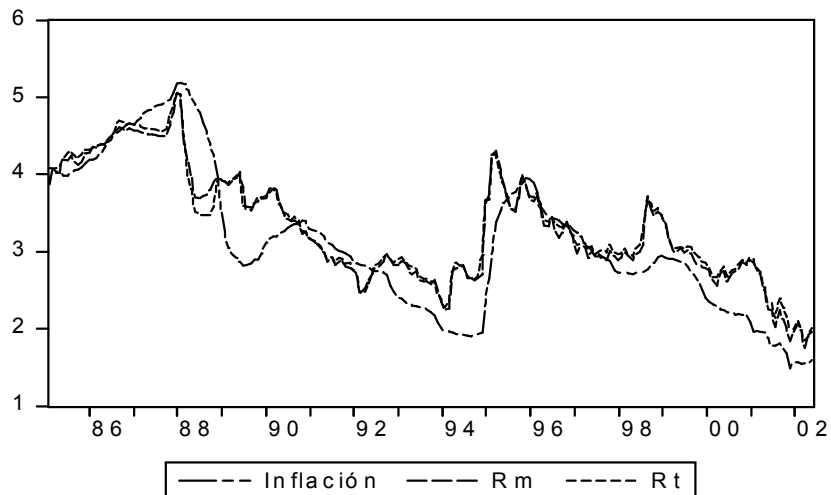
donde $t=0$ sería el periodo inicial.

3. Análisis empírico

En este trabajo utilizamos información original (sin desestacionalizar) del Banco de Información Económica del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE INEGI), con una periodicidad mensual para el lapso 1985:02–2002:06 (209 observaciones).

El indicador del nivel de precios es el Índice Nacional de Precios al Consumidor, P , y las tasas nominales de interés las representamos con el rendimiento anualizado de los Certificados de Tesorería (CETES) a veintiocho días, R_m , y a tres meses, R_t .

GRÁFICA 1. TASAS ANUALES DE INFLACIÓN Y TASAS DE INTERÉS A UNO (R_m) Y TRES MESES (R_t)*
(Periodo 1985:02-2002:06)



* En logaritmos.

CUADRO 1. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS
(Periodo 1985:02 - 2002:06)

VARIABLES	ADF(4) ¹	PP(4) ²
p_t	1.08232	4.20193
$t_{t,m}$	-1.15945	-1.29419
$t_{t,m}$	-3.58822**	-4.77265**
$Rm_{t,t-m}$	-1.22470	-1.04056
$Rm_{t,t-m}$	-7.25414**	-11.47246**
$Rt_{t,t-m}$	-1.17768	-1.02352
$Rt_{t,t-m}$	-7.05615**	-10.47305**
$(Rm_{t,t-m} - \pi_{t,t-m})$	-2.46303*	-2.28822*
$(Rt_{t,t-m} - \pi_{t,t-m})$	-2.33438*	-2.17832*
$(Rt_{t,t-m} - Rm_{t,t-m})$	-3.52794**	-5.36882**

¹ Prueba de Dickey-Fuller, aumentada con cuatro rezagos.

² Prueba de Phillips-Perron con cuatro rezagos.

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

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). Durante el periodo de análisis, la economía mexicana experimentó cambios bruscos de estos indicadores (véase gráfica 1); no obstante, si invocamos el sentido común, tendríamos que concordar con Licitaya (1998) en que, en un lapso mayor (pensemos en cincuenta años), no existe razón para pensar que las **tasas** puedan tener tendencia creciente o decreciente, por lo que deberían revelarse como I(0).

Las pruebas ADF y PP concuerdan, por su parte, en que tanto las tasas de interés real a uno y tres meses como la diferencia entre las tasas nominales

CUADRO 2. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA π_t, R_t

Núm. de E.C.	Valor propio	Estadíst.	Valor crítico	Valor crítico
		Traza	5%	1%
Ninguna **	0.121692	29.21848	19.96	24.60
A lo más 1	0.022172	4.304983	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 π_t, R_m

Núm. de E.C.	Valor propio	Estadíst.	Valor crítico	Valor crítico
		Traza	5%	1%
Ninguna **	0.112380	27.00116	19.96	24.60
A lo más 1	0.021192	4.112530	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%.

de interés –la de tres meses menos la de un mes– son procesos estacionarios $I(0)$ (las dos primeras, al nivel de significancia del 5%, y la última, al 1 por ciento).

Los resultados del análisis de cointegración siguiendo el procedimiento de Johansen evidencian, al 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 1¹. Además, refrenda la idea, ya sugerida con base en nuestras estimaciones (cuadro 1), de que las tasas reales de interés de uno y tres meses son series estacionarias.

Luego de normalizar los vectores como ecuaciones de inflación, obtenemos:

$$\pi_{t,t-m} = -1.587463 + 1.387045 R_{t,t-m} \quad (16)$$

$$\pi_{t,t-m} = -1.408307 + 1.346170 R_{m_{t,t-m}} \quad (17)$$

Por su parte, los estimadores que resultan de aplicar el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) son (véanse los cuadros A1 y A2 del anexo):

$$\pi_{t,t-m} = -0.897878 + 1.161360 R_{t,t-m} \quad (18)$$

$$\pi_{t,t-m} = -0.752347 + 1.127153 R_{m_{t,t-m}} \quad (19)$$

Las pruebas de raíz unitaria efectuadas a los residuales de (18) y (19), siguiendo el método de Engle y Granger (1987), confirman una vez más que las series se encuentran cointegradas (véase el cuadro 4).

Los estimadores de $\hat{\alpha}_0$ son diferentes a cero en las ecuaciones (16) a (19), pero los valores de $\hat{\alpha}_1$ son cercanos a uno, por lo que se podría conjeturar que son estadísticamente unitarios. Sin embargo, las distintas pruebas de Wald efectuadas (véase cuadro 5) rechazan al unísono la hipótesis de Fisher en su sentido estricto ($\hat{\alpha}_0 = 0$, $\hat{\alpha}_1 = 1$). Estos resultados coinciden con los obtenidos por Galindo (1995) para un periodo menor (1985:06-1990:12).

¹ Advertimos 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 4. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

RESIDUALES	ADF(4)	pp(4)
De la ecuac. (18)	-3.328801**	-3.121718**
De la ecuac. (19)	-3.250322**	-3.052215**

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

Debido a que las variables bajo estudio son endógenas, es legítimo efectuar las regresiones inversas, máxime si consideramos que los resultados de las *pruebas de no causalidad en el sentido de Granger* no son concluyentes en una dirección específica (cuadro anexo A5):

$$R_{t,t-m} = 1.634798 + 0.580852 \pi_{t,t-m} \quad (20)$$

$$R_{m,t,t-m} = 1.624031 + 0.576128 \pi_{t,t-m} \quad (21)$$

Como se observa con mayor claridad en (20) y (21), las variaciones de la magnitud ajustada de las tasas nominales de interés, respecto de la inflación esperada, son menores que uno-a-uno. Esto concuerda con los hallazgos de Mundell (1963) y Tobin (1965).

Al analizar la dinámica de la tasa de inflación respecto a sus valores rezagados y a las tasas de crecimiento contemporánea y pretéritas de la tasa nominal de interés, advertimos que únicamente los coeficientes de la variación en la tasa de inflación (en t-1) y del cambio en la tasa nominal de interés (en t-1) son estadísticamente significativos (véanse cuadros anexos A3 y A4); además observamos que las variaciones de la tasa nominal de interés tienen un efecto contrario, en proporción de -0.1, en el cambio de la tasa de inflación del periodo siguiente, lo cual discrepa con la HF. En efecto, esta hipótesis implica, para el corto plazo, que los cambios en la tasa nominal de interés o

CUADRO 5. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE WALD

Var. indep.	Hipót. nula	Est. de prueba	Valor	Grados de L.	Probab.
Rm	$\beta_0 = 0, \beta_1 = 1$	Estad. "F"	35.05878	(2, 195)	0.0000
		Chi Cuadrado	70.11757	2	0.0000
Rt	$\beta_0 = 0, \beta_1 = 1$	Estad. "F"	44.98827	(2, 195)	0.0000
		Chi Cuadrado	89.97655	2	0.0000
Rm	$\beta_0 = 0$	Estad. "F"	13.43516	(1, 195)	0.0003
		Chi Cuadrado	13.43516	1	0.0002
Rm	$\beta_1 = 1$	Estad. "F"	4.596148	(1, 195)	0.0333
		Chi Cuadrado	4.596148	1	0.0320
Rt	$\beta_0 = 0$	Estad. "F"	19.90316	(1, 195)	0.0000
		Chi Cuadrado	19.90316	1	0.0000
Rt	$\beta_1 = 1$	Estad. "F"	7.803276	(1, 195)	0.0057
		Chi Cuadrado	7.803276	1	0.0052

el diferencial entre las tasas establece la dirección del cambio en las expectativas de inflación (véase ecuación 13). Probablemente, como lo señala Galindo (1995), y sugiere Liquitaya (2002)², en el corto plazo la inflación esperada y la tasa real tienden a moverse en direcciones opuestas.

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 un modelo de corrección de errores. Luego de aplicar la metodología *de lo general a lo específico*, que implica un proceso de reducción y reparametrización, se obtuvieron las siguientes especificaciones:

$$\Delta\pi_{t,t-m} = 0.8363 \Delta\pi_{t,t-m-1} - 0.0982 \Delta Rm_{t,t-m} - 0.0065 mce_{t,t-m-1} \quad (22)$$

² Con base en el análisis de *funciones de respuesta al impulso* en un modelo de vectores autorregresivos.

Estadísticos calculados y probabilidades asociadas (P):

$R^2 = 0.6634$; D-W = 2.0746; J-B: 1430.812 (P = 0.0000); LM(2): 1.6091 (P = 0.2028); ARCH(1): 0.7186 (P = 0.3976); ARCH(2): 0.4079 (P = 0.6656); White(nc): 0.8763 (P = 0.5134); White(c): 0.5944 (P = 0.8007); Ramsey-R(1): 0.6021 (P = 0.4387); Ramsey-R(2): 0.3931 (P = 0.6755).

$$\Delta\pi_{t,t-m} = 0.8349 \Delta\pi_{t,t-m-1} - 0.0986 \Delta Rm_{t,t-m} - 0.0036 mce_{t,t-m-1} \quad (23)$$

Estadísticos calculados y probabilidades asociadas (P):

$R^2 = 0.6590$; D-W = 2.0684; J-B: 1384.19 (P = 0.0000); LM(2): 1.4301 (P = 0.2418); ARCH(1): 0.7351 (P = 0.3923); ARCH(2): 0.3937 (P = 0.6751); White(nc): 0.8358 (P = 0.5436); White(c): 0.5920 (P = 0.8027); Ramsey-R(1): 0.4097 (P = 0.5229); Ramsey-R(2): 0.3394 (P = 0.7126).

SIGNIFICADO DE LOS SÍMBOLOS³:

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

³ Las siglas corresponden a su uso convencional en inglés para facilitar su identificación.

Los resultados son algo más alentadores que el seminal estudio de Galindo (1995), por cuanto los coeficientes son estadísticamente significativos, la bondad de ajuste de los modelos es satisfactorio (máxime si se tiene en cuenta que las variables se establecen en términos de diferencias) y se superan las pruebas de autocorrelación, de heteroscedasticidad y de forma funcional. Conjeturamos que esto obedece principalmente a la cobertura temporal tres veces mayor que dicho estudio, donde contemplamos periodos de franco descenso de las tasas de inflación y de interés nominal (exceptuando el año 1995 y las postrimerías de 1998). Empero, no es posible aseverar que las ecuaciones (22) y (23) representan una adecuada aproximación al *proceso generador de información*, ya que los errores no se distribuyen normalmente (lo que atempera la potencia de las demás pruebas de diagnóstico) y, a juzgar por la prueba CUSUM Q (*cumulative sum of squares*), se presenta un palmario cambio estructural en enero de 1995, cuando las tasas de interés aumentaron abruptamente de 14.95 a 37.70 (la de un mes) y de 19.31 a 39.26 (la de tres meses), llegando en abril a niveles máximos de 74.9 y 71.24, respectivamente.

Conclusiones

En este estudio hemos constatado que, en la economía mexicana, no se verifica la hipótesis de Fisher en su sentido estricto, ni en el corto ni en el largo plazos. En efecto, en el largo plazo, se puede aseverar que la variación de la tasa nominal de interés es menos que proporcional a los cambios en la tasa de inflación esperada; y en el corto plazo se mueven inclusive en direcciones opuestas, probablemente debido a que las variaciones en la tasa de inflación están asociadas a cambios en sentido opuesto de la tasa real de interés (como lo sugieren Galindo, 1995, y Liquitaya, 2002). Sin embargo, la misma evidencia nos indica que la tasa de inflación cointegra con las tasas nominales de interés, es decir, mantiene una relación ‘de equilibrio’ de largo plazo con dichas tasas. Además, los análisis suplementarios ponen de manifiesto que, en el corto plazo, es factible predecir la dinámica de la inflación utilizando los valores rezagados de la misma variable y de las tasas nominales de interés. Esta posibilidad se haría más patente en el marco de los modelos de corrección de errores –donde 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—, si colegimos, como Fisher, que en el corto plazo los movimientos cíclicos de la tasa real de interés oscurecen la relación entre la inflación esperada y la tasa nominal, produciéndose con frecuencia variaciones opuestas entre la tasa real y la tasa de inflación.

Según Galindo (1995), el rechazo de la hipótesis de Fisher sugiere la existencia de una relación inversa entre las ganancias reales y la inflación; además considera que la HF es muy sensible a los cambios en la política monetaria: si el banco central instrumenta una política monetaria pasiva, cuando la inflación es un proceso estacionario $I(0)$, y activa, cuando es un proceso no estacionario $I(1)$, la validez de la HF dependerá del tipo de política adoptada, y propenderá a ser verificada con más frecuencia cuando la política monetaria sea pasiva. También aportaría su cuota de incidencia en el rechazo de la HF, el hecho de que las tasas de interés en México no se ajustan sólo a la inflación interna, sino también a las tasas de interés de los Estados Unidos, economía con la que mantiene una relación asimétrica. Naturalmente, se requiere de una investigación adicional que corrobore o descarte estas conjeturas acerca del movimiento en el corto plazo de las variables que fueron objeto de nuestro estudio.

BIBLIOGRAFÍA

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

- Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, 1988, pp. 231-254.
- Johnston, J. *Econometric Methods*. Tercera edición, McGraw-Hill, Singapur, 1984.
- Liquitaya, J. D. "Crecimiento, inflación y dinero en México: 1980-2000". *Denarius*, núm. 4. Revista de Economía y Administración, UAM-I, México, 2002.
- Liquitaya, J. D. "Dinero, producto, tasas de interés y precios: Un análisis de cointegración". *Investigación Económica*, vol. LVIII: 225, Facultad de Economía, UNAM, México, 1998, pp. 99-128.
- Maddala, G. S. *Introducción a la econometría*. Prentice-Hall Hispanoamericana, México, 1996.
- Mishkin, E. S. "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates". *Journal of Monetary Economics*, 30, 1992, pp. 195-215.
- Mullineaux, D. "Inflation Expectations and Money Growth in the United States". *American Economic Review*, vol. 70, núm. 1, marzo, 1980, pp. 149-161.
- Mundell, R. "Inflation and Real Interest". *Journal of Political Economy* 71, 1963, pp. 280-283.
- Nelson, Ch. y Ch. Plosser. "Trends Versus Random Walks in Macroeconomics Times Series: Some Evidence and Implications". *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, pp. 139-162.
- Tanzi, V. "Inflation, Indexation, and Interest Income Taxation". *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review* 29, 1976, pp. 54-76.

Tobin, J. “Money and Economic Growth”. *Econometrica* 33, 1965, pp. 671-684.

Weidmann, J. “New Hope for the Fisher Effect?”. *Discussion Paper* b-385, Institut für Internationale Wirtschaftspolitik, University of Bonn, 1997.

ANEXO

CUADRO A1. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

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

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
β_0	-0.897878	0.201259	-4.461296	0.0000
$R_{t,t-m}$	1.161360	0.051764	20.10529	0.0000
R-cuadrado	0.674578	Estad. "F"		404.2226
D-W	0.100886	Prob (Estad. "F")		0.000000

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
β_0	-0.752347	0.205257	-3.665401	0.0003
$R_{m,t,t-m}$	1.127153	0.059310	19.00436	0.0000
R-cuadrado	0.649385	Estad. "F"		361.1655
D-W	0.103710	Prob (Estad. "F")		0.000000

CUADRO A3. ESTIMACIONES DEL MODELO
AUTORREGRESIVO

(Variable dependiente: $\Delta\pi_{t,t-m}$)

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
C	-0.003728	0.003819	-0.976288	0.3302
$\Delta\pi_{(-1)}$	0.775659	0.074212	10.45192	0.0000
$\Delta\pi_{(-2)}$	-0.024032	0.094445	-0.254458	0.7994
$\Delta\pi_{(-3)}$	0.119164	0.095720	1.244914	0.2148
$\Delta\pi_{(-4)}$	-0.020824	0.078438	-0.265477	0.7909
ΔR_t	-0.029757	0.031828	-0.934929	0.3511
$\Delta R_{t(-1)}$	-0.102042	0.032193	-3.169655	0.0018
$\Delta R_{t(-2)}$	-0.014986	0.032863	-0.456006	0.6489
$\Delta R_{t(-3)}$	-0.017088	0.032150	-0.531497	0.5957
$\Delta R_{t(-4)}$	-0.001308	0.030642	-0.042688	0.9660
R-cuadrado	0.664009	Estad. "F"		39.96463
D-W	1.986714	Prob (Estad. "F")		0.000000

CUADRO A4. ESTIMACIONES DEL MODELO
AUTORREGRESIVO

(Variable dependiente: $\Delta\pi_{t,m}$)

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
C	-0.003837	0.003775	-1.016224	0.3109
$\Delta\pi_{(-1)}$	0.771305	0.074135	10.40410	0.0000
$\Delta\pi_{(-2)}$	0.023323	0.093866	-0.248468	0.8041
$\Delta\pi_{(-3)}$	0.145188	0.094641	1.534081	0.1267
$\Delta\pi_{(-4)}$	-0.048796	0.077069	-0.633145	0.5274
ΔRm	-0.046749	0.028177	-1.659136	0.0988
$\Delta Rm_{(-1)}$	-0.103619	0.028521	-3.633133	0.0004
$\Delta Rm_{(-2)}$	0.000570	0.029485	0.019348	0.9846
$\Delta Rm_{(-3)}$	-0.026935	0.028724	-0.937731	0.3496
$\Delta Rm_{(-4)}$	0.019038	0.027654	0.688416	0.4921
R-cuadrado	0.672223	Estad. "F"		41.47282
D-W	1.977918	Prob (Estad. "F")		0.000000

CUADRO A5. PRUEBAS DE NO CAUSALIDAD EN EL SENTIDO
DE GRANGER*

(Series estacionarizadas)

Hipótesis nula:	Estad. F"	Probab.
ΔRm no causa, en el sentido de Granger, a $\Delta\pi$	1.92571	0.03489
$\Delta\pi$ no causa, en el sentido de Granger, a ΔRm	5.24786	2.1E-07
ΔRt no causa, en el sentido de Granger, a $\Delta\pi$	1.54997	0.11169
$\Delta\pi$ no causa, en el sentido de Granger, a ΔRt	4.54064	2.8E-06

* Las pruebas incluyen 12 rezagos.

Tasas de interés e inflación: Un análisis de la hipótesis de Fisher