

LA HIPÓTESIS DE EXPECTATIVAS EN EL MERCADO DE CETES EN MÉXICO: 1990-1995

Luis M. Galindo*
UACPyP, UNAM

Resumen: El objetivo de este trabajo es analizar la hipótesis de expectativas bajo el supuesto de expectativas racionales, en el mercado de CETES en México. Los resultados obtenidos rechazan la hipótesis de expectativas con expectativas racionales, pero indican que existe una relación estable de largo plazo entre las tasas de interés de corto y largo plazo. Asimismo, la evidencia indica que la estructura de tasas de interés y los cambios en las tasas de corto plazo aportan información relevante para predecir futuros cambios en las tasas de interés.

Abstract: The objective of this essay is to analyse the expectations hypothesis under the assumption of rational expectations for the public bond market in Mexico. The results indicate that the expectations hypothesis with rational expectations is rejected. The empirical evidence also indicates that there is a stable long term relationship between short and long term interest rates and that the term structure and the changes in the short term interest rates contain information with which future changes in interest rates can be forecasted.

1. Introducción

La estructura de tasas de interés se ha convertido en años recientes en uno de los temas más analizados en economía aplicada (Green, 1991; Shiller,

* Agradezco los comentarios de Martín Puchet, Hernán Sabau, Fidel Aroche, Salvador Orozco y un dictaminador anónimo. Desde luego, todos los errores son mi responsabilidad. El programa de cómputo utilizado para el VAR es una versión modificada del programa original en GAUSS del artículo de Campbell y Shiller (1987).

y McCulloch, 1990, y Shiller, 1991). Ello se debe no sólo a su importancia para explicar la evolución del sector financiero, el nivel de la actividad económica, la tasa de inflación y los patrones de inversión y consumo, sino también a su utilidad para predecir futuras tasas de inflación, movimientos en el nivel de actividad o cambios en la política monetaria (Fama, 1984; Miles y Wilcox, 1991; Mishkin, 1981, 1992, y Fuhrer, 1993).

La teoría económica moderna ha desarrollado diversas teorías para explicar la reciente volatilidad en la estructura de tasas de interés. Entre las explicaciones destaca la hipótesis de expectativas (HE). Dicha hipótesis sostiene que la pendiente de la curva de rendimientos en el mercado de bonos refleja las expectativas del mercado, de tal forma que ésta puede utilizarse para predecir futuras trayectorias en las tasas de interés.

La evidencia empírica obtenida en diversos países sobre esta hipótesis no es concluyente. No obstante, pueden destacarse los siguientes resultados: la existencia de una relación estable de largo plazo entre las diversas tasas de interés (Cuthbertson y Nietzsche, 1993); la presencia de información relevante en la estructura de tasas de interés para predecir la dirección del cambio, pero no la magnitud de las tasas de interés futuras (Shiller, 1979); las restricciones cruzadas en el VAR asumiendo la hipótesis de expectativas racionales generalmente son rechazadas (Campbell y Shiller, 1987; Cuthbertson, 1992; Hurn, Moody y Muscatelli, 1993, y Cuthbertson y Nietzsche, 1993).

En conjunto, tal evidencia corresponde a mercados financieros con un alto grado de desarrollo como Estados Unidos o Inglaterra. En este ensayo se analiza la hipótesis de expectativas para el caso de México, ello permite estudiar la hipótesis en un mercado financiero emergente sometido a movimientos bruscos en las tasas de inflación.¹

El trabajo se divide en cuatro secciones. En la primera se presenta una síntesis de la hipótesis de expectativas y de las pruebas econométricas correspondientes. En la segunda se resume la metodología del VAR. La tercera analiza la evidencia empírica. Finalmente, la cuarta incluye conclusiones y comentarios generales.

¹ Esta situación implica también importantes restricciones en la información disponible. En particular, no existen series continuas semanales para periodos prolongados.

2. La hipótesis de expectativas

La hipótesis de expectativas, en su forma más simple, argumenta que la tasa de interés de largo plazo es un promedio ponderado de las tasas corrientes y esperadas de corto plazo, más un término constante asociado a la presencia del riesgo por liquidez. La hipótesis puede escribirse utilizando la aproximación logarítmica como (Green, 1991; Shiller y McCulloch, 1990, y Modigliani y Shiller, 1973):

$$R_t^n = E_t[R_t^{n*}] + \Phi_{it} = (1 - \delta)R_t^m + \sum_{i=0}^{k-1} \delta^i E_t(R_t^m) + \Phi_{it} \quad (1)$$

Donde R^n y R^m representan las tasas de interés de largo y corto plazo respectivamente, R^{n*} es la tasa racional *ex-post* de largo plazo, Φ_{it} es el premio de liquidez, y E_t es el operador de expectativas condicionado a la información disponible al tiempo t . La ecuación (1), en el caso de un bono descontado, puede escribirse como (Shiller, 1979):

$$R_t^n = [1/k] \sum_{i=0}^{k-1} [E_t(R_{t+im}^m)] + \Phi_{it} \quad (2)$$

Donde $k = [n/m]$.

Al restar la tasa de interés de corto plazo en ambos lados de la ecuación (2), se obtiene que la hipótesis de expectativas expresa el diferencial entre las tasas de largo y corto plazo como equivalente al pronóstico óptimo de los cambios futuros en las tasas de interés, más un término de riesgo (Campbell y Shiller, 1991, y Cuthbertson, 1992):

$$S_t^{nm} = E_t[PFS_t] \quad (3)$$

Donde

$$S_t^{nm} = [R^n - R^m]_t \quad (4)$$

y

$$PFS_t = (1/k) \sum_{i=0}^{k-1} [E_t(\Delta R_{t+jm})] = E_t \sum_{i=0}^{k-1} [1 - i/k] \Delta^m R_{t+im}^m + \Phi_{ij} \quad (5)$$

En la que PFS representa la perfecta predicción del diferencial (“*Perfect Foresight Spread*”) que se genera bajo el supuesto de un

conocimiento perfecto acerca de las tasas de interés futuras. Las ecuaciones (3) y (5) reflejan que el diferencial proyectado será un promedio ponderado de los cambios en las tasas de corto plazo sobre n periodos (Campbell y Shiller, 1987, 1991, y Cuthbertson y Nietzsche, 1993). Una forma adicional de presentar la ecuación (2) es (Campbell y Shiller, 1991):

$$s_t^{nm} = \left(\frac{m}{n-m} \right) S_t^{nm} = E_t [R_{t+m}^{n-m} - R_t^m] + \Phi_{it} \quad (6)$$

Donde s_t^{nm} representa el diferencial de rendimiento obtenido para un vencimiento específico.

Las ecuaciones anteriores permiten realizar diversas pruebas sobre la hipótesis de expectativas. Sin embargo, debe mencionarse que las pruebas están basadas en los supuestos que se establezcan sobre la formación de expectativas. En este artículo se asume una formación de expectativas con base en las expectativas racionales, lo que implica que las pruebas realizadas corresponden a la hipótesis conjunta de expectativas con formación de expectativas racionales. El uso de una hipótesis conjunta tiene consecuencias importantes para el análisis de los resultados; por ejemplo, en este trabajo el rechazo de la hipótesis de expectativas es en su forma de expectativas racionales. Por desgracia, no es posible diferenciar si éste se debe al rechazo de la hipótesis de expectativas o al uso de la hipótesis de expectativas racionales. Es decir, podría suceder que la hipótesis de expectativas con una formación de expectativas diferente no fuera rechazada.²

De este modo, la hipótesis de expectativas más el supuesto adicional de expectativas racionales (HERE) puede analizarse utilizando las siguientes pruebas estadísticas.³

El orden de integración de las series puede utilizarse como una prueba débil de la presencia de expectativas racionales (Campbell y Shiller, 1991). Las tasas de interés en niveles son $I(1)$ y por tanto su primera diferencia deberá ser un proceso estocástico de orden $I(0)$. De

² Agradezco a un dictaminador anónimo los comentarios sobre la relevancia de asumir correctamente la realización de una hipótesis conjunta de expectativas con expectativas racionales para el análisis de los resultados.

³ Una forma alternativa de obtener un modelo estimable es incluir la hipótesis de expectativas racionales: $[R_t^m = E_t(R_t^m) + e_{t+1}]$ en la ecuación (5), de donde se obtiene: $PFS_t = S_t^{nm} + e_t$.

este modo, el diferencial entre tasas de interés dado en la ecuación (3) deberá ser de orden $I(0)$.

Asimismo, puede utilizarse la siguiente regresión, bajo la condición de cointegración, entre las tasas de interés de corto y largo plazo:

$$R_t^n = \beta_0 + \beta_1 R_t^m + u_t \quad (7)$$

La HERE implica que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$. Esto equivale también a que S_t deberá ser $I(0)$. En el caso de que las series estén cointegradas, entonces el premio de liquidez será un proceso estacionario ($I(0)$).

La HERE implica que la pendiente de la curva de rendimiento entre $\{R^n - R^m\}_t$ refleja las expectativas acerca de los cambios corrientes y futuros en las tasas de interés de corto plazo (Shiller, 1979; Taylor, 1992; Shiller y McCulloch, 1990 y Cuthbertson, 1992). Así, el diferencial de tasas de interés deberá ser igual, bajo el supuesto de HERE, a la perfecta predicción del diferencial de tasas de interés (PFS), más un término de riesgo condicionado a la información conocida al tiempo t . En términos formales:

$$PFS_t = \beta_0 + \beta_1 S_t^{nm} + \sum_{j=2}^J \beta_{2j} \Omega_t + u_t \quad (8)$$

Donde PFS se calcula mediante la ecuación (5). La HERE implica que: $\beta_0 = \beta_{2j} = 0$ y $\beta_1 = 1$. Asimismo, puede esperarse que u_t presente autocorrelación de orden $(n - m - 1)$ y quizá heteroscedasticidad. La posible presencia de autocorrelación se explica porque la información proporcionada por el término de error al tiempo $t + 1$ y $t + 2$ no está disponible en el periodo t para pronosticar hasta el periodo $t + 3$. La posible presencia de heteroscedasticidad se asocia a la existencia de cierta variabilidad en el término de riesgo.

La estimación de la ecuación (8) por variables instrumentales no es necesaria porque S_t^{nm} y u_t son independientes (Cuthbertson, 1992). No obstante, la ecuación (8) se estimó por el método general de momentos (GMM) (Hansen, 1982) utilizando el método de Newey y West (1987), que da ponderaciones decrecientes que garantizan una matriz de varianzas y covarianzas positiva semidefinida, con el objeto de flexibilizar la distribución de los errores. GMM corrigió por autocorrelación de orden uno y por heteroscedasticidad, utilizando el método de Bartlett.

3. El modelo de valor presente y vectores autorregresivos

La metodología del VAR4 (Sargent, 1979) está basada en el modelo de valor presente, que compara el diferencial teórico con el verdadero entre las tasas de interés (Campbell y Shiller, 1987). Esta metodología interpreta las ecuaciones (1) y (2) como un modelo de valor presente, con ello se analiza la validez del modelo, atendiendo a la significancia estadística y económica de las desviaciones entre el valor teórico y el esperado. Se trata entonces de comparar los pronósticos del modelo de valor presente con las proyecciones del VAR sin restringir.⁵ La ecuación (3) indica que el diferencial entre las tasas de interés es igual al pronóstico óptimo de las tasas futuras de corto plazo condicionado al conjunto de información (H_t) (Campbell y Shiller, 1987). Bajo la condición de que tanto S_t^m como ΔR_t^m son procesos estacionarios $I(0)$ entonces $Z = [S_t^m, \Delta R_t^m]'$ tiene una representación de Wold Bivariada (Hannan, 1970) que puede aproximarse utilizando un sistema de vectores autorregresivo (VAR) de orden p (Campbell y Shiller, 1987, 1991; Cuthbertson, 1992, y Taylor, 1992):

$$\begin{bmatrix} \Delta R_t^m \\ \dots \\ \dots \\ \Delta R_{t-p}^m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & \dots & \dots & a_p b_1 & \dots & \dots & b_p \\ 1 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 1 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 1 & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta R_{t-1}^m \\ \dots \\ \dots \\ \Delta R_{t-p}^m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$\begin{bmatrix} S_t \\ \dots \\ \dots \\ S_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 & \dots & \dots & \dots & d_1 & \dots & \dots & d_p \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 1 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 1 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 1 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-1} \\ \dots \\ \dots \\ S_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{2t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

⁴ Esta metodología puede conducir a estimaciones más eficientes y flexibiliza el esquema de formación de expectativas (Campbell y Shiller, 1987).

⁵ Los pronósticos óptimos de los cambios futuros de las tasas de interés de corto plazo y el diferencial real entre las tasas, serán iguales dado el mismo conjunto de información disponible. Así, la prueba de Wald no rechaza el modelo de valor presente si ambos pronósticos son iguales.

Lo anterior también puede representarse como:

$$Z_t = AZ_{t-1} + v_t \quad (10)$$

Tal que:

$$g1'Z_t = S_t^{im} \quad (10.a)$$

$$g2'Z_t = S_t^{im} \quad (10.b)$$

Donde A es la matriz de acompañamiento del VAR y $g1$ y $g2$ son vectores de $2p \times 1$ con unos en la primera y segunda fila respectivamente y ceros en el resto.⁶ De este modo, los pronósticos de Z_t pueden obtenerse utilizando:

$$E_t[Z_{t+1} / H_t] = A^i Z_t \quad (11)$$

La ecuación (11) puede interpretarse para el cambio en las tasas de interés como:

$$E_t[\Delta R_{t+1}^m / H_t] = g2' A^i Z_t \quad (12)$$

En la que H_t representa el conjunto de información restringido que contiene a las variables corrientes y rezagadas del diferencial teórico y el real. Así, la ecuación (12) representa una predicción débil con expectativas racionales de los cambios futuros en las tasas de interés de corto plazo, dadas por el conjunto de información incluido en H_t . Las restricciones que se imponen en el VAR pueden derivarse atendiendo a la siguiente identidad:

$$\Delta^m R_{t+im}^m = \sum_{i=0}^{im} \Delta R_{t+j}^m \quad (13)$$

Donde $q = m(i - 1) + 1$. Al utilizar las ecuaciones (3) y (10.b) se obtiene:

⁶ Por lo tanto, Z_t tiene $2p$ elementos dados por la suma de ΔR^m y S^{im} más $p - 1$ rezagos de cada variable.

$$E_t \Delta^m R_{t^*+m}^m = g2' \sum_{j=q}^{im} A^j Z_t \quad (14)$$

Con las ecuaciones (3), (5) y (11) se obtiene:

$$g1' Z_t = \sum_{k=1}^{k-1} [1 - i/k] \sum_{j=q}^{im} A^j Z_t \quad (15)$$

La ecuación (15) puede entonces ser reparametrizada para representar la restricción en el VAR directamente:

$$g1' - g2'A[I - (m/n)((I-A)^n(I-A^m))^{-1}](I-A)^{-1} = 0 \quad (16)$$

La ecuación (16) puede expresar el diferencial teórico S_t' :

$$S_t' = g2'A[I - (m/n)((I-A)^n(I-A^m))^{-1}](I-A)^{-1} Z_t \quad (17)$$

Bajo la hipótesis de expectativas racionales, el valor real del diferencial y el valor teórico de la estructura de tasas de interés deberán coincidir, $S_t = S_t'$.⁷ Este análisis puede realizarse a través de la ecuación (17), comparando el pronóstico del modelo de valor presente del diferencial teórico con los pronósticos dados por el VAR sin restricciones.

En el caso en que la HERE se cumpla, el valor teórico y el real del diferencial de tasas de interés deberán coincidir, independientemente de la definición del conjunto de información utilizada. Por el contrario, si la HERE es rechazada, entonces el VAR no contiene información apropiada dada por el mercado.

El VAR sugiere tres pruebas básicas:

1) El diferencial de tasas de interés debe causar, en el sentido de Granger, los cambios futuros en las tasas de interés de corto plazo. Esto es así porque el diferencial de las tasas de interés (S_t') es el pronóstico óptimo de los futuros cambios en las tasas (ΔR_t^m) dados por el conjunto de información H_t . S_t' contiene así toda la información para predecir los cambios futuros en las tasas de interés de corto plazo. En este caso, la información pasada deberá ser irrelevante para predecir cambios en las

⁷ Es importante destacar que entre más imprecisas sean las estimaciones de la matriz A , menor será la prueba de Wald y por tanto se incrementa la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula. Esto señala la importancia de obtener estimaciones apropiadas de los errores estándares, ello puede hacerse utilizando GMM.

tasas de corto plazo. Cuando no exista ninguna información adicional relevante en el diferencial de las tasas para predecir los cambios en las tasas de interés, entonces el diferencial será una función lineal exacta de los cambios corrientes y pasados de las tasas de interés.

2) La razón de varianzas $VR = \text{var}(S_t) / \text{var}(S'_t)$ deberá ser igual a uno bajo el supuesto de expectativas racionales, y el coeficiente de correlación entre S_t y S'_t deberá ser también igual a la unidad.

3) La prueba de Wald de las restricciones cruzadas en la ecuación (15).

4. Análisis empírico

4.1. Orden de integración y cointegración

La información utilizada comprende datos semanales de tasas de interés compuestas⁸ del mercado de CETES, para uno (R^1) y tres (R^3) meses, en el periodo del 1 de marzo de 1990 al 11 de mayo de 1995. Asimismo, se realizaron las mismas pruebas para un periodo menor que abarca del 1 de marzo de 1990 a la segunda semana de mayo de 1992, con el objeto de establecer comparaciones entre ambas muestras. Los resultados de la muestra pequeña se incluyen en el Apéndice 2.⁹

Las pruebas de raíces unitarias (Dickey-Fuller, 1981, y Phillips-Perron, 1988) sintetizadas en el Cuadro 1, indican que R^1 y R^3 son procesos no estacionarios de orden $I(1)$. El diferencial entre la tasa de uno y tres meses no rechaza la hipótesis nula de orden de integración cero $I(0)$. Estos resultados indican que el diferencial entre las tasas de interés es un proceso estacionario, lo que constituye una evidencia débil de la presencia de una relación estable de equilibrio de largo plazo entre las tasas de interés de corto y largo plazo.

⁸ $R_t^m = m \log(1 + (R_t^m / m))$.

⁹ Agradezco a un dictaminador anónimo la sugerencia para utilizar estimaciones más recientes y su comparación con el periodo inicialmente analizado.

Cuadro 1
Pruebas de raíces unitarias
 Periodo: 1990-1995

	<i>ADF (rezagos)</i>	<i>Phillips-Perron (4)</i>
R^1	-0.88(4)[.374]	-1.50[.067]
ΔR^1	-5.98(4)[.000]	-7.20[.000]
R^3	0.44(4)[.654]	-1.19[.117]
ΔR^3	-9.06(4)[.000]	-3.30[.001]
$S^3 I$	-7.10(4)[.000]	-2.60[.005]

Notas: ADF = Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (1981). Número de rezagos en paréntesis, elegido para eliminar signos de autocorrelación en los residuales. La prueba de Phillips-Perron (1988) está calculada con cuatro rezagos. [...] = valores p .

El análisis de cointegración se realizó utilizando tres métodos diferentes: la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (Engle y Granger, 1987) y los procedimientos de Johansen (1988) y Phillips-Hansen (1990). Los resultados del análisis de cointegración indican que existe una relación estable de largo plazo entre las tasas de interés de uno y tres meses (Cuadro 2). β_0 tiene un valor relativamente cercano a cero y β_1 muy cerca de uno. Los diferentes procedimientos de cointegración proporcionan estimaciones muy similares, lo que tiende a confirmar los resultados obtenidos. Asimismo, estos resultados son consistentes con Cuthbertson (1992), Cuthbertson y Nietzsche (1993) y MacDonald y Speight (1991).

Cuadro 2
Pruebas de cointegración
 $R_t^3 = \beta_0 + \beta_1 R_t^1 + u_t$
 Periodo: 1990-1995

<i>Ecuación</i>	β_0	β_1	<i>Prueba</i>	<i>Método</i>
(18)	0.0227	0.8936	71.18	Johansen
(19)	0.0274(.0070)	0.8940(.0229)	-7.66[.000]	Phillips-Perron
(20)	0.0197	0.9092	-4.92[.000]	ADF
(21)	-0.0108	1.0492	-5.00[.000]	ADF

Notas: Phillips-Hansen (PH) incluye los errores estándares corregidos en paréntesis. PH corrige por autocorrelación de orden uno. En DF y Phillips-Hansen se reportan las pruebas de raíces unitarias de los errores de la regresión. En Johansen se reporta la razón de máxima-verosimilitud (LR) con la hipótesis nula de $r = 0$. Número de rezagos en el VAR = 4.

Las pruebas estadísticas realizadas sobre el valor de los parámetros rechazan la hipótesis nula de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ (Cuadro 3). En efecto, la prueba de razón de máxima-verosimilitud en el procedimiento de Johansen y la prueba de Wald en el procedimiento de Phillips-Hansen rechazan la hipótesis nula sobre el valor de los parámetros, y tienden a confirmar el valor de los parámetros del Cuadro 2. Estos resultados representan evidencia en contra de la HERE.

Cuadro 3
Restricciones en los vectores de cointegración
 $R_t^3 = \beta_0 + \beta_1 R_t^1 + u_t$

<i>Ecuación</i>	$\beta_1 = 1$	$\beta_0 = 0$ $\beta_1 = 1$	<i>Método</i>
(18)	$X^2(1) = 26.66[.000]$	$X^2(2) = 26.71[.000]$	Johansen
(19)		$X^2(2) = 41.34[.000]$	Phillips-Hansen

Nota: Muestra: 1990-1995. X^2 = chi-cuadrada.

4.2. Cambios en el diferencial real de tasas de interés y el valor pronosticado

La evaluación de la ecuación (22) proporciona evidencia¹⁰ en contra de la HERE (Cuadro 4). El coeficiente estimado utilizando GMM para β_0 es casi igual a cero, y para β_1 es de .66 (Cuadro 4). Sin embargo, el coeficiente de β_1 es estadísticamente significativo, lo que sugiere que contienen información para pronosticar los cambios en las tasas de interés. Por su parte, la prueba de Wald rechaza la hipótesis nula de que $\beta_1 = 1$ y la prueba conjunta de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ (Cuadro 5). El rechazo de la HERE puede explicarse por los cambios en los premios por liquidez, en la excesiva sensibilidad de las tasas o en la intervención del Banco Central (Mankiw y Summers, 1984; Mankiw y Miron, 1986; Hurn, Moody y Muscatelli, 1993).

Al incluir cuatro rezagos de S_{t-i}^{nm} y ΔR_{t-i}^1 como aproximación del conjunto de información relevante se confirma el rechazo de la HERE

¹⁰ El análisis de esta sección se concentra más en estudiar la significancia de determinadas hipótesis económicas, que en realizar una evaluación informal del grado de ajuste estadístico del modelo (Campbell y Shiller, 1987).

(ecuación (23) en el Cuadro 4). La prueba de Wald rechaza la hipótesis nula de que $\beta_1 = 1$ y la hipótesis conjunta de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ (Cuadro 5). No obstante, la prueba de Wald no rechaza la hipótesis nula de que $\sum^i \beta_i = 0$, aunque por escaso margen (Cuadro 5). Lo que indica que el mercado de CETES tiende a ajustar relativamente rápido. Asimismo, se observa que algunos de los coeficientes son estadísticamente significativos individualmente, lo que muestra que existe información relevante en el diferencial de tasas de interés y en el cambio de la tasa de interés para predecir el PFS.¹¹ Estos resultados proporcionan evidencia de que el mercado de CETES no ajusta inmediatamente, lo que sugiere la presencia de ciertas ineficiencias en el procesamiento de la información.

Cuadro 4
*Perfecta predicción del diferencial de tasas de interés
y el cambio en el diferencial real*

$$PFS_t = -.0007 + .6602S_t^{31} \quad (22)$$

(se) (-1.0157) (.0699)

Periodo: 1990-1995 $R^2 = .55$ $SE = .0084$

$$PFS_t = -.0015 + .7845S_t^{31} - .0465S_{t-1}^{31} - .3891S_{t-2}^{31} - .0498S_{t-3}^{31}$$

(se) (.0006) (.0672) (.0850) (.0660) (.0707)

$$+ .2239S_{t-4}^{31} + .2089\Delta R_t^1 + .1065\Delta R_{t-1}^1 + .0407\Delta R_{t-2}^1$$

(.0631) (.0917) (.0588) (.0664)

$$- .0864\Delta R_{t-3}^1 - .0906\Delta R_{t-4}^1 \quad (23)$$

(.0523) (.0779)

Periodo: 1990-1995 $R^2 = .66$ $SE = .0073$

¹¹ El resultado es consistente con Fama (1984).

Cuadro 5
*Restricciones en la perfecta predicción del diferencial
 y el diferencial real*
Periodo: 1990-1995

<i>Ecuación</i>	$\beta_1 = 1$	$\beta_0 = 0$	$\beta_1 = 1$	$\Sigma\beta_{t-i} = 0$
(22)	$X^2(1) = 13.52$	$X^2(2) = 26.08$		
(23)	$X^2(1) = 10.35$	$X^2(2) = 14.91$		$X^2(1) = 3.69$

El rechazo de la hipótesis de expectativas basado en la evidencia proporcionada por las ecuaciones (22) y (23) puede estar asociado a la política monetaria instrumentada por el Banco Central durante el periodo. En particular, parece existir evidencia de que el Banco de México influyó en el mercado de los CETES con dos propósitos: controlar los movimientos de capitales e incidir en las expectativas inflacionarias (Galindo, 1994). En tales condiciones, las tasas de interés de largo plazo tienden a reaccionar excesivamente, dependiendo de las políticas monetarias instrumentadas (Campbell y Shiller, 1987, y Mankiw y Summers, 1984).

4.3. VAR, resultados empíricos¹²

El Cuadro 6 sintetiza los resultados del modelo VAR para S_t y ΔR_t^m . El número de rezagos en el VAR se elige para minimizar el Criterio de Información de Akaike, evitando que los residuales estén autocorrelacionados. La prueba de causalidad de Granger indica que el diferencial de tasas de interés y los cambios en las de corto plazo tienden a retroalimentarse. El resultado indica que ambas variables contienen información relevante para predecir cambios futuros en las tasas de interés, lo que puede interpretarse como evidencia en contra de la HERE. Es de destacarse el alto valor del coeficiente de determinación del modelo.

Las restricciones impuestas en el VAR son rechazadas por los datos, la prueba de Wald rechaza la hipótesis nula, y la razón de varianzas es menor que uno (Cuadro 7). No obstante el rechazo de la HERE, debe destacarse el alto coeficiente de correlación entre el valor real y el teórico del diferencial de tasas de interés. Ello indica, que el conjunto de información limitado utilizado en el VAR contiene información relevante

¹² El modelo analiza los errores estándar dados por el VAR estimado por el GMM.

para predecir la futura dirección del cambio en las tasas de interés. De este modo, el modelo de valor presente resulta muy restrictivo para modelar la complejidad del mercado de bonos en México. La diferencia en los resultados con las estimaciones de las ecuaciones (22) y (23) puede explicarse arguyendo el uso de diferentes conjuntos de información (Cuthbertson, 1992).

Cuadro 6

El modelo VAR del diferencial de tasas de interés y de los cambios en las tasas de interés de corto plazo

Diferencial	Rezagos	$S_t \rightarrow \Delta R_t$	$\Delta R_t \rightarrow S_t$	LB(4)	R^2
(13,4)	4	5.10[.001]	8.95[.000]	1.65[.480]	.90

Notas: Diferencial de semanas. Muestra: 1990-1995. LB=Liung-Box. Número de rezagos entre paréntesis. [...] = valores p .

Cuadro 7

La hipótesis de expectativas y el modelo VAR

Diferencial	Prueba de Wald	$var(s)/var(s')$	$corr(S_t, S'_t)$
(13,4)	$\chi^2(8) = 19.24[.013]$.74(.99)	.89(.07)

Notas: Muestra: 1990-1995. (...) = errores estándar. [...] = valores p .

5. Conclusiones

Los resultados presentados en este ensayo sostienen la presencia de una relación estable de largo plazo entre las tasas de interés de uno y tres meses en el mercado de CETES. El diferencial entre las dos tasas es un proceso estacionario, lo que sugiere la presencia de un riesgo por liquidez también estacionario. La fuerte relación entre la tasa de corto y la de largo plazo puede estar asociada a la presencia del efecto Fisher en la economía mexicana (Shiller, 1991). La relación entre los cambios en las tasas de interés de corto plazo es más débil y compleja.¹³

En conjunto, la evidencia empírica es francamente desfavorable con respecto a la hipótesis de expectativas con expectativas racionales

¹³ El resultado también es consistente con la evidencia que apoya más la existencia de la hipótesis de Fisher que el fenómeno de Kitchin (Shiller, 1991, y Galindo, 1994).

para el mercado de CETES. Prácticamente, todas las pruebas realizadas en este ensayo rechazan la *HERE*. No obstante, existe evidencia de que los valores corrientes y pasados del diferencial de tasas de interés, y los de cambios en las tasas de corto plazo contienen información relevante para predecir cambios futuros en las tasas de interés. Los resultados pueden explicarse por la presencia de participantes en el mercado que tienden a generar ruido, “*noise traders*”, la política monetaria seguida por el Banco de México (De-long, Schleifer, Summers y Wildman, 1990; Cuthbertson y Nietzsche, 1993, y Mankiw y Miron, 1986), o el uso de esquemas de formación de expectativas alternativos. Esto es, el rechazo de la hipótesis de expectativas bajo el supuesto de expectativas racionales puede deberse a una especificación incorrecta del proceso de formación de expectativas, y no necesariamente a la hipótesis de expectativas.

Una explicación preliminar del mercado de CETES durante el periodo incluye entonces los siguientes factores:

1) La política monetaria estuvo orientada a controlar los movimientos de capitales y a generar expectativas inflacionarias a la baja. El Banco Central intentó, durante ciertos periodos, generar una expectativa de tasas de interés constantes, $\Delta R_t = 0$. En estas condiciones, los cambios en la pendiente de la curva de rendimiento de las tasas de interés no contienen información relevante para predecir movimientos futuros en la tasa de interés (Mankiw y Miron, 1986, y Shiller, Campbell y Schoenholtz, 1983).¹⁴

2) La influencia en las tasas de interés por parte del Banco Central y la incertidumbre generada por la volatilidad en las tasas de inflación hizo que las tasas de interés de uno y tres meses respondieran a diversos propósitos. Por ejemplo, la tasa de interés de corto plazo respondió a la preocupación de controlar las fugas de capitales, mientras que la tasa de tres meses se asoció a la reducción de las expectativas inflacionarias. Esto pudo originar una diferencia sistemática en el comportamiento de las tasas de interés, que condujo a una segmentación del mercado (Shiller, Campbell y Schoenholtz, 1983).

Los resultados de este trabajo sugieren también la existencia de información adicional relevante para predecir futuros cambios en las tasas de interés, concentrada en otras variables como: déficit público, agregados monetarios, tipo de cambio, etc. (Shiller, Campbell y Schoenholtz, 1983).

¹⁴ Los autores también sostienen que la hipótesis de expectativas es estadísticamente más robusta en el periodo previo a la introducción de la ley de la Reserva Federal en 1979.

En este sentido, el rechazo de la HERE sugiere también que los cambios en las tasas de interés responden no sólo a la estructura de las mismas, sino además a otros factores, como cambios en las tasas de inflación, en las tasas reales de interés, o movimientos en la prima de riesgo (Engle, Lilien y Robins, 1987, y Tzavalis y Wickens, 1993). Asimismo, el rechazo de la HERE puede estar asociado al uso de esquemas alternativos de formación de expectativas y al hecho de que la periodicidad de la información no permite incluir toda la información relevante.

La diferencia entre los valores esperados y los valores reales en el mercado de CETES supone la posible realización de ganancias extraordinarias. Sin embargo, esto sólo es posible al término de la maduración del bono seleccionado, y representa por tanto una estrategia de largo plazo. De tal modo, los “*noise traders*” pueden tratar de realizar ganancias extraordinarias en el corto plazo en detrimento de las estrategias de largo plazo, “*smart money*”. El periodo de la discrepancia entre ambas estrategias se refleja en el comportamiento atípico del mercado, el cual puede continuar dependiendo de las restricciones presupuestales de los agentes económicos.

En general, si consideramos ambos periodos, los resultados estadísticos obtenidos son relativamente similares. Lo cual no es de sorprender, si tomamos en cuenta que una de las muestras es un subconjunto del otro. Sin embargo, existen algunas diferencias por destacar. Por ejemplo, el rechazo de la HERE es más contundente en el periodo corto, lo que puede deberse a que al ampliarse el periodo de análisis los comportamientos más atípicos tiendan a desaparecer. Esto supone que las fases de ineficiencia en el mercado no pueden sostenerse indefinidamente. Asimismo, existe una tendencia hacia un ajuste más rápido del mercado de CETES en el periodo largo. Finalmente, cabe señalar que las pruebas basadas en el VAR son extremadamente sensibles al tamaño de la muestra, al número de rezagos, etc., lo que sugiere tomar con precaución los resultados.

Apéndice 1

VARIABLES: R_t^3 R_t^1 β_0
Procedimiento de Johansen:
 Valores característicos
 .22952 .0064172 .0000

Prueba de máxima-verosimilitud basada en el valor máximo de los valores característicos de la matriz estocástica:

Hipótesis

Nula	Alternativa	Estadístico	95% valor crítico	90% valor crítico
$r=0$	$r=1$	71.18	15.67	13.75
$r \leq 0$	$r=2$	1.75	9.24	7.52

Prueba de máxima-verosimilitud basada en la traza del valor máximo de los valores característicos de la matriz estocástica:

Hipótesis

Nula	Alternativa	Estadístico	95% valor crítico	90% valor crítico
$r=0$	$r \geq 1$	74.94	19.96	17.85
$r \leq 0$	$r=2$	1.75	9.24	7.52

Vector de cointegración:

R_t^3	3.4072 (- 1.00)
R_t^1	- 3.0449 (.89367)
B_0	- .07759 (.022773)

Apéndice 2

Pruebas econométricas para el periodo 1990-1992

Cuadro 1.a
Pruebas de raíces unitarias
Periodo: 1990:2(4)-1992:5(2)

	ADF (rezagos)	Phillips-Perron (4)
R^1	- 2.45(2)[.016]	- 1.22[.111]
ΔR^1	- 0.06(2)[.000]	- 9.78[.000]
R^3	- 2.24(2)[.026]	- 0.86[.195]
ΔR^3	- 6.48(2)[.000]	- 6.33[.000]
S^{31}	- 2.97(2)[.004]	- 5.20[.000]

Notas: ADF = Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (1981). Número de rezagos en paréntesis, el cual fue elegido para eliminar signos de autocorrelación en los residuales. La prueba de Phillips-Perron (1988) está calculada con cuatro rezagos. [...] = valores p .

Cuadro 2.a
Pruebas de cointegración
 Periodo: 1990:2(4)-1992:5(2)

<i>Ecuación</i>	β_0	β_1	<i>Prueba</i>	<i>Método</i>
(18.a)	.0148	.9224	21.88	Johansen
(19.a)	.01829(.0038)	.9190(.0147)	-6.22[.000]	Phillips-Perron
(20.a)	.0191	.9194	-3.58[.000]	ADF
(21.a)	-.0151	1.0645	-3.73[.000]	ADF

Notas: Phillips-Hansen (PH) incluye los errores estándares corregidos en paréntesis. PH corrige por autocorrelación de orden uno. En DF y Phillips-Hansen se reportan las pruebas de raíces unitarias de los errores de la regresión. En Johansen se reporta la razón de máxima-verosimilitud (LR) con la hipótesis nula de $r = 0$. Número de rezagos en el VAR = 2.

Cuadro 3.a
Restricciones en los vectores de cointegración

<i>Ecuación</i>	$\beta_1 = 1$	$\beta_0 = 0$	$\beta_1 = 1$	<i>Método</i>
(18.a)	$X^2(1) = 6.19[.013]$	$X^2(2) = 7.33[.026]$		Johansen
(19.a)		$X^2(2) = 30.33[.000]$		Phillips-Hansen

Cuadro 4.a
*Perfecta predicción del diferencial de tasas de interés
 y el cambio en el diferencial real*

$$PFS_t = -.0198 + .0184S_t^{31} \quad (22.a)$$

(se) (.0831) (.0479)

Periodo: 1990-1992 $R^2 = .003$ $SE = .1791$

$$PFS_t = .0121 + .3054S_t^{31} - .1564S_{t-1}^{31} + .0806S_{t-2}^{31} + .0186S_{t-3}^{31}$$

(se) (.0865) (.1498) (.1178) (.1212) (.1328)

$$- .0566S_{t-4}^{31} + .5101\Delta R_t^1 + .2891\Delta R_{t-1}^1 + .1602\Delta R_{t-2}^1$$

(se) (.0946) (.2231) (.2328) (.2542)

$$+ .0137\Delta R_{t-3}^1 - .0490\Delta R_{t-4}^1 \quad (23.a)$$

(se) (.1991) (.1082)

Periodo: 1990-1992 $R^2 = .05$ $SE = .1814$

Cuadro 5.a
*Restricciones en la perfecta predicción del diferencial
 y el diferencial real*
Periodo 1990-1992

Ecuación	$\beta_1 = 1$	$\beta_0 = 0$	$\beta_1 = 1$	$\Sigma\beta_{t-i} = 0$
(22.a)	$X^2(1) = 4419.22$	$X^2(2) = 12226.87$		
(23.a)	$X^2(1) = 1.87$	$X^2(2) = 21.47$		$X^2(1) = 45.18$

Cuadro 6.a
*El modelo VAR del diferencial de tasas de interés
 y de los cambios en las tasas de interés de corto plazo*

Diferencial	Rezagos	$S_t \rightarrow \Delta R_t$	$\Delta R_t \rightarrow S_t$	LB (4)	R^2
(13,4)	4	4.71[.002]	4.06[.004]	2.49[.645]	.89

Notas: Muestra: 1990-1995. LB = Liung-Box. Número de rezagos entre paréntesis. [...] = valores p.

Cuadro 7.a
La hipótesis de expectativas y el modelo VAR

Diferencial	Prueba de Wald	$var(s)/var(s')$	$corr(s_t, s_t')$
(13,4)	$X^2(8) = 270.46[.000]$	3.20(7.44)	.66(45)

Notas: Muestra: 1992-1995. (...) = errores estándar. [...] = valores p.

VARIABLES: R_t^3 R_t^1 β_0

Procedimiento de Johansen:

Valores Característicos:

.17192 .048339 .0000

Prueba de máxima-verosimilitud basada en el valor máximo de los valores característicos de la matriz estocástica:

Hipótesis

Nula	Alternativa	Estadístico	95% valor crítico	90% valor crítico
$r = 0$	$r = 1$	21.88	15.67	13.75
$r \leq 0$	$r = 2$	5.74	9.24	7.52

Prueba de máxima-verosimilitud basada en la traza del valor máximo de los valores característicos de la matriz estocástica:

Hipótesis

Nula	Alternativa	Estadístico	95% valor crítico	90% valor crítico
$r = 0$	$r \geq 1$	27.63	19.96	17.85
$r \leq 0$	$r = 2$	5.74	9.24	7.52

Vector de cointegración:

R_t^3	8.1630 (- 1.00)
R_t^1	- 0.1213 (0.0148)
B_0	- 7.5299 (0.9224)

Referencias

- Campbell, J. Y., y R. J. Shiller (1987). "Cointegration and Tests of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, vol. 95, núm. 5, pp. 1062-1088.
- (1991). "Yield Spreads and Interest Rates Movements: A Birds Eye View", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 495-514.
- Cuthbertson, K. (1992). *The Expectations Hypothesis of the Term Structure: The U.K. Interbank Market*, Discussion Paper 92-04, Universidad de Newcastle Upon Tyne.
- y Nietzsche D. (1993). *Term Interest Rates: Smart Money and Noise Traders*, Discussion Paper, Universidad de Newcastle Upon Tyne.
- De-long, J. B., A. Schleifer, L. H. Summers, y R. J. Wildman (1990). "Noise Trader Risk in Financial Markets", *Journal of Political Economy*, núm. 98, pp. 703-738.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1072.
- Engle, R. F. y R. J. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 52, núm. 2, pp. 251-276.
- Engle, R. F., D. M. Lilien y R. P. Robins (1987). "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 391-407.
- Fama, E. (1984). "The Information on the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 13, pp. 509-528.
- Fuhrer, J. (1993). "Commodity Prices, the Term Structure of Interest Rates and Exchange Rates: Useful Indicators for Monetary Policy", *New England*

- Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, noviembre-diciembre, pp. 18-32.
- Galindo, L. M. (1994). *The Demand for Money, Interest Rates and Exchange Rate in Mexico*, tesis doctoral, Universidad de Newcastle.
- Green, C. J. (1991). "The Determination of Interest Rates and Asset Prices: A Survey of Theory and Evidence", en C. J. Green y D. T. Llewellyn (comps.), *Surveys on Monetary Economics*, Money Study Group, Basil Blackwell, pp. 74-149.
- Hannan, H. J. (1970). *Multiple Time Series Analysis*, Londres, J. Wiley.
- Hansen, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, pp. 1029-1054.
- Hurn, A. S., T. Moody y V. A. Muscatelli (1993). *The Term Structure of Interest Rates in the London Interbank Market*, Discussion Paper 10, Universidad de Strathclyde.
- Mankiw N. G. y J. A. Miron (1984). "The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates", *Quarterly Journal of Economics*, vol. CI, núm. 2, pp. 211-228.
- y L. H. Summers (1984). "Do Long Term Interest Rates Overreact to Short Term Interest Rates?", *Brookings Papers of Economic Activity*, pp. 223-242.
- Miles, D. y J. Wilcox (1991). "The Money Transmission Mechanism", en C. J. Green y D. T. Llewellyn (comps.), *Surveys on Monetary Economics*, Money Study Group, Basil Blackwell, pp. 225-262.
- Mishkin, F. S. (1981). "Monetary Policy and Long Term Interest Rates. An Efficient Market Rational Expectations Approach", *Journal of Monetary Economics*, 7, pp. 195-215.
- (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.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, pp. 231-254.
- Modigliani F. y R. J. Shiller (1973). "Inflation, Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates", *Economica*, febrero, pp. 12-43.
- Newey, W. K. y K. D. West (1987). "A Simple Positive Semi-definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, pp. 703-706.
- Sargent, T. J. (1979). "A Note on the Estimation of the Rational Expectations Model of the Term Structure", *Journal of Monetary Economics*, pp. 133-143.
- Shiller, R. J. (1991). *Market Volatility*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- (1979). "Alternative Tests of Rational Expectations Model of the Term Structure", *Journal of Political Economy*, vol. 87, núm. 6, pp. 1190-1219.
- , J. Y. Campbell y J. H. Schoenholz (1990). "Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates", *Brookings Papers of Economic Activity*, 1, pp. 173-217.

- Shiller, R. J. y J. H. McCulloch (1990). "The Term Structure of Interest Rates", en B. Friedman y F. H. Hahn (comps.), *Handbook of Monetary Economics*; vol. 1, pp. 627-722.
- Taylor, M. P. (1992). "Modelling the Yield Curve", *Economic Journal*, 102, pp. 524-537.
- Tzavalis, E. y M. Wickens (1993). *The Persistence of Volatility in the US Term Premium 1970-1986*, Discussion Paper 11-93, London Business School.