

LAS TASAS DE INTERÉS EN MÉXICO. EL PAPEL DE LAS EXPECTATIVAS DE LA TASA DE CAMBIO Y DE LA CREDIBILIDAD INTERNACIONAL *

HOE E. KHOR y LILIANA ROJAS-SUÁREZ ¹

Se explora la relación entre las tasas de interés sobre activos financieros internos en México y las expectativas de modificaciones en la tasa de cambio y las advertencias del riesgo de incumplimiento en la deuda externa de México. Se muestra que los diferenciales de tasa de interés entre activos denominados en pesos y en dólares de Estados Unidos han reflejado la preocupación respecto a la política de tasa de cambio durante el periodo considerado. La evidencia sugiere también que la tasa de interés sobre un activo interno mexicano, denominado en dólares de Estados Unidos,² está vinculada al rendimiento implícito en el precio del mercado secundario para la deuda externa emitida por México.

Este trabajo investiga el comportamiento reciente de las tasas de interés en México explorando su relación con las expectativas de variación en la tasa de cambio y las nociones acerca del riesgo asociado con la tenencia de activos financieros Mexicanos. Un tema central es el grado en que se relacionan la deuda interna y la deuda externa denominada en dólares emitidas por México; en otras palabras, con base en el ries-

* Traducido por Ma. Delfina Ramírez del Posgrado de la Facultad de Economía de la UNAM.

¹ Hoe E. Khor es un economista del Departamento de Estudios Asiáticos del Fondo Monetario Internacional. Tiene el grado de doctor de la Universidad de Princeton.

Liliana Rojas-Suárez, economista en la División de Estudios Financieros del Departamento de Investigación del FMI, tiene grado de doctor de la Universidad de Western Ontario.

Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Charles Adams, Steris T. Beza, Guillermo Calvo, Mohamed El-Erian, Robert Flood, Eliot Kalter, Claudio Loser, J. Saul Lizondo y Sweder van Wijnbergen, así como a Agustín Carsten y otros miembros del Banco de México por los datos usados en este estudio.

² Toda mención a dólares se refiere a moneda de Estados Unidos aunque no se indique explícitamente.

go de incumplimiento, ¿qué tan estrechamente se asocian la tasa de interés sobre deuda interna denominada en dólares y la tasa de rendimiento implícito de la deuda externa?

Durante el periodo de enero de 1987 a julio de 1990,³ las autoridades mexicanas emprendieron un esfuerzo importante de ajuste macroeconómico y de reformas estructurales, incluyendo la liberalización de los mercados financieros. En respuesta a estos esfuerzos, la inflación se redujo de 8 por ciento mensual durante 1987 a un promedio de 1.5 por ciento mensual, nivel en que ha permanecido desde mediados de 1988. Sin embargo, la baja en las tasas de interés nominales internas fue menos acentuada; en términos reales, las tasas de interés *ex post* sobre activos financieros internos, que fueron negativas durante 1987, alcanzaron subsecuentemente niveles positivos altos, a pesar de la mejora en la situación fiscal global resultante de la iniciativa de reforma de las autoridades.

Es en este contexto que probamos la validez de la siguiente hipótesis: el comportamiento reciente de las tasas de interés en México ha estado estrechamente vinculado tanto a las expectativas de modificaciones en la tasa de cambio, como a las advertencias internacionales sobre la credibilidad en México, la cual supuestamente está representada por el rendimiento implícito en el precio del mercado secundario de la deuda externa emitida por México. Se argumenta que esta hipótesis será válida si no se notan diferencias en el estado de crédito para la deuda interna y externa de México, porque, en tal caso; tanto la deuda interna como la externa estarían sujetas a la misma prima de riesgo-país.

En la sección 1 se presenta la metodología adoptada para dar contenido empírico a esta hipótesis. Debido a algunas diferencias importantes en las características de la deuda interna *versus* la deuda externa emitidas por México, la hipótesis se divide en dos componentes. La primera parte se concentra en el papel de las expectativas sobre las variaciones en la tasa de cambio y se establece que debería existir alguna forma de paridad en la tasa de interés (cubierta y/o no cubierta) entre los dos tipos de activos emitidos por el gobierno mexicano, mismos que son idénticos en todos los aspectos, excepto en la moneda

³ Para algunas de las pruebas desarrolladas en este trabajo, nos fue posible extender el periodo muestral.

de denominación. La segunda parte se refiere al componente riesgo-país de las tasas de interés mexicanas y establece que la tasa de interés sobre activos internos denominados en dólares, debería estar estrechamente ligada al rendimiento implícito en el precio del mercado secundario de la deuda externa emitida por México.

La sección II prueba el primer componente de la hipótesis. La investigación muestra que cuando se trata de activos financieros específicos, respecto a la condición de paridad de interés cubierta (PIC) las desviaciones han sido pequeñas y aleatorias la mayor parte del tiempo. Sin embargo, se han observado desviaciones importantes, aunque breves, respecto a la PIC en periodos en que la incertidumbre en la economía era particularmente grande —por ejemplo, entre fines de 1987 y principios de 1988 cuando las autoridades aplicaron un programa de ajuste compresor. Los resultados al probar la hipótesis de la paridad de interés no-cubierta (PIN) sugieren que la política de tasa de cambio sufrió una completa falta de credibilidad (conocida como el problema-del-peso) durante el periodo estudiado. Con tales circunstancias, no se pueden derivar conclusiones contundentes respecto a la validez de la PIN.

La sección III utiliza el precio del mercado secundario para la deuda externa mexicana obteniendo así el rendimiento implícito asociado con la tenencia en el exterior de activos emitidos por México. En esta sección se usan técnicas de cointegración para mostrar que las tasas de interés internas de los activos mexicanos denominados en dólares están estrechamente vinculados al comportamiento del rendimiento implícito derivado del mercado secundario para la deuda mexicana. Este resultado, combinado con nuestros hallazgos sobre la paridad de la tasa de interés, conduce a un factor importante de política: A una declinación sostenida en las tasas de interés internas, no sólo ligada a la eliminación de la brecha entre las expectativas de devaluaciones de la tasa de cambio y la tasa preanunciada de depreciación, sino también asociada con una mejoría en las condiciones subyacentes en la economía mexicana, las cuales afectan las opiniones internacionales respecto a la credibilidad del país. La sección IV presenta algunas conclusiones preliminares.

I. METODOLOGÍA DE ESTUDIO

La hipótesis principal de este estudio puede expresarse como:

$$\frac{(1 + i_t)S_t}{E_t(S_{t+1})} = [1 + g(i^{sm}_t)] \quad [1]$$

donde i_t es el interés nominal interno en el tiempo t sobre bonos de la tesorería denominados-en-pesos; i^{sm}_t es el rendimiento implícito en el tiempo t del mercado secundario de la deuda externa de México; S_t es la tasa de cambio *spot* en el tiempo t , definida como el precio de un dólar expresado en pesos mexicanos; y $E(S_{t+1})$ es el valor esperado en el tiempo t de la tasa de cambio *spot* en $t + 1$ condicional a la información disponible en el tiempo t . La tasa esperada de depreciación (o apreciación) del peso mexicano se denota por $E_t(S_{t+1})/S_t$.

La ecuación [1] establece que las tasas de interés internas en México; ajustadas por las expectativas de modificación en la tasa de cambio, están relacionadas (a través de una función "g") al rendimiento implícito del mercado secundario de la deuda externa de México. En otras palabras, las tasas de interés internas están asociadas estrechamente con la credibilidad en México, a nivel internacional en la cual se capta el comportamiento de i^{sm}_t .⁴ La hipótesis implícita tras este supuesto es que no se notan diferencias en el *status* de crédito de la deuda interna y externa de México, por lo que ambos tipos de deuda comparten la misma prima de riesgo-país.

La ecuación [1] expresaría una forma de PIN entre i_t e i^{sm}_t , si g fuera igual a la unidad. Esto es improbable, sin embargo, dado que los activos involucrados en la ecuación [1] tienen maduraciones muy diferentes. Es decir, mientras que los bonos representativos de la Tesorería de México tienen un plazo de maduración de 28 días, los títulos de los bancos comerciales con cargo a México, que son negociados en el mercado secundario, tienen una maduración de largo plazo

⁴ Desde 1982, el acceso de México a los mercados de capital internacional ha estado severamente restringido, y virtualmente, todos los nuevos préstamos al país han tomado la forma de facilidades concertadas en el contexto de arreglos de restructuración de la deuda. Las pocas emisiones voluntarias de bonos que han tenido lugar en años recientes han estado sujetas a altas —aunque declinantes— tasas cupón, lo que evidencia más el bajo nivel de crédito de México en relación a los países industriales.

que oscila entre los 20 y los 30 años. Más aún, en contraste con el mercado para los bonos de la Tesorería de México, el mercado secundario para la deuda externa de México está sujeto a barreras a la entrada; porque cada transacción requiere altos costos de ingreso y documentación compleja. Con tales diferencias, no se puede esperar que las tasas de interés internas en México, después de tomar en cuenta las expectativas sobre transformaciones en la tasa de cambio, igualarán siempre el rendimiento implícito sobre la deuda externa de México. En lugar de esto, se postula que dichas variables "se mueven juntas", al menos en el largo plazo; que están cointegradas, donde g es el parámetro de cointegración.

Para probar esta hipótesis, se usó el siguiente procedimiento: Primero, se corrieron pruebas para determinar si la PIN se cumplía entre dos activos mexicanos con características idénticas excepto en la moneda de denominación; y, segundo, si un activo mexicano denominado en dólares estaba cointegrado con el rendimiento implícito para la deuda externa de México. El resto de esta sección explica el razonamiento y los detalles de este procedimiento.

Desde Agosto de 1986, las autoridades mexicanas han estado emitiendo Pagafes,⁵ un instrumento denominado en dólares pero pagadero en pesos a la tasa de cambio controlada prevaleciente.⁶ Este activo es idéntico a los CETES,⁷ un bono de la tesorería denominado en pesos, excepto por la moneda de denominación. Dado que ambos activos son emitidos por el gobierno mexicano, contienen la misma prima de riesgo-país. Las tasas de interés primarias sobre Pagafes y CETES se determinan durante subastas semanales. Aunque el Banco de México ha intervenido a veces para restringir o aflojar la política monetaria, en buena medida las tasas de interés han sido determinadas libremente. Más aún, ambos activos se comercian libremente en los mercados

⁵ Pagarés de la Tesorería de la Federación.

⁶ La tasa de interés sobre Pagafes está indexada a la tasa de cambio en el mercado controlado, de modo que aún hay un riesgo de pérdida en el caso de una divergencia en la diferencia entre las tasas de cambio en los mercados controlado y libre. Dado que el inversionista usualmente tendría que remitir sus ganancias a través del mercado libre, un incremento no anticipado en la diferencia entre las tasas controlada y libre le llevaría a una pérdida de intercambio. Durante el periodo estudiado, las diferencias entre las dos tasas fueron menores al 2 por ciento, excepto durante un episodio breve en noviembre-diciembre de 1987 en que la diferencia se extendió aproximadamente al 25 por ciento. Sin embargo, el riesgo de una diferencia mayor entre las tasas de cambio en los mercados controlado y libre debería afectar igualmente las tasas de interés sobre CETES y Pagafes.

⁷ Certificados de la Tesorería.

secundarios, aunque el mercado para los Pagafes es mucho más delgado (*thinner*). En vista de que la única diferencia entre CETES y Pagafes es la moneda de denominación, si la PIN se cumple, los diferenciales de tasa de interés entre los dos activos deberían reflejar solamente la depreciación esperada (o apreciación) de la tasa de cambio en el mercado controlado; si la PIN se cumple:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \frac{E_t(S_{t+1})}{S_t} \quad [2]$$

donde, en adelante, i_t se referirá específicamente al rendimiento nominal a 30-días sobre los certificados de la tesorería internos no indexados a 28-días (CETES) en el tiempo t ; e i_t^* es el rendimiento nominal a 30-días sobre los bonos de la tesorería internos a 28-días (Pagafes) en el tiempo t .⁸

La ecuación [2] se somete a prueba en la sección II lo cual nos permite determinar el papel de las expectativas de modificaciones en la tasa de cambio sobre el comportamiento de las tasas de interés sobre CETES. También la hipótesis contenida en la ecuación [1] puede enmarcarse en términos de la PIC:

$$\frac{(1 + i_t)S_t}{F_t} = [1 + \sigma(i_t^{im})], \quad [3]$$

donde F_t es la tasa de cambio adelantada (*forward*) a 30-días en el tiempo t . Una versión PIN de la ecuación [2] es

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*)F_t/S_t \quad [4]$$

En la sección II se explorará la validez de ambas versiones, la no-cubierta y la cubierta, de la paridad de la tasa de interés; en otras palabras, se probará si las ecuaciones [2] y [4] son válidas para México durante el periodo estudiado.

⁸ Los Pagafes a veintiocho días se empezaron a emitir en enero de 1988. Por tanto, datos de Pagafes en 1987 se calcularon a través de tasas de interés sobre Pagares, de 91 y 182 días de maduración. Los datos para tasas de interés y de cambio son determinados al cierre correspondiente al último miércoles de cada mes.

Posteriormente examinamos el componente riesgo-país de las tasas de interés internas. Derivando que las ecuaciones [1] y [2] (o las ecuaciones [3] y [4]) implican

$$i_t^* = g(i_t^{im}) \quad [5]$$

Por tanto, la ecuación [5] establece que la tasa de interés sobre Pagafes es una función del rendimiento de la deuda externa de México. Esta ecuación es cierta tanto para la versión cubierta como la no-cubierta de la paridad de interés.

Como se mencionó antes, los vencimientos (y algunas otras características del mercado) de la deuda externa de México y de los Pagafes son muy diferentes. Sin embargo, si la hipótesis principal de este trabajo es cierta: que después de tomar en cuenta (las expectativas de modificaciones en la tasa de cambio, las tasas de interés internas están ligadas al rendimiento implícito sobre la deuda externa de México), derivaríamos que las dos tasas de interés se “muevan juntas”, al menos en el largo plazo; es decir, postulamos que i_t^* e i_t^{im} están cointegradas. La sección III presenta las pruebas para esa hipótesis.

II. PARIDAD DE LA TASA DE INTERÉS CUBIERTA Y NO CUBIERTA

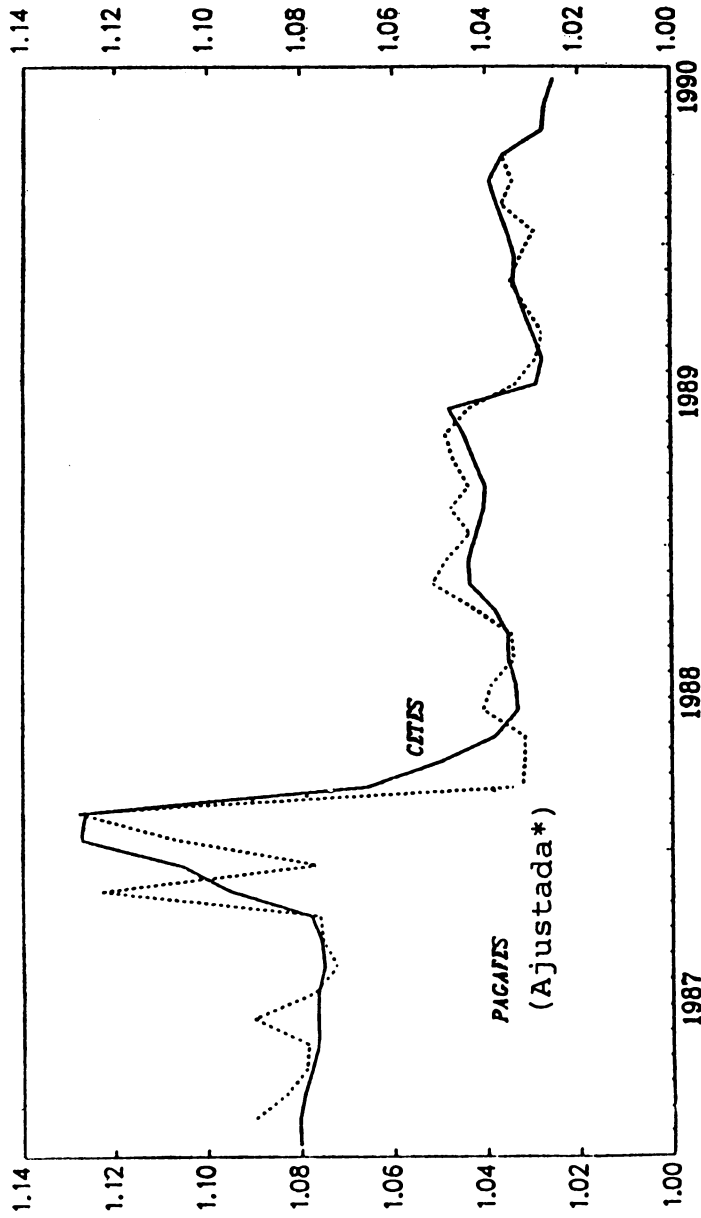
La PIC y la PIN son hipótesis alternativas sobre los diferenciales de tasa de interés nominal entre activos financieros que son idénticos en todos los aspectos excepto en la moneda de denominación. La PIN relaciona este diferencial de tasa de interés a la prima *forward* (o descuento) sobre la tasa de cambio, en tanto que la PIC lo relaciona con la variación esperada en la tasa de cambio *spot* entre las monedas de los dos países durante el periodo respectivo.⁹

Paridad de interés cubierta

La ecuación [4] representa una relación de PIC entre los CETES y Pagafes. La gráfica 1 muestra la evolución de $(1 + i_t)$ y $(1 + i_t^*) (F_t/S_t)$

⁹ Las pruebas para países desarrollados usualmente han validado la PIC pero no apoyan la PIN. Ver por ejemplo, Cumby y Obstfeld (1980).

GRÁFICA 1. CETES contra Pagafes (ajustada)



Nota: Cetes (Certificados de la Tesorería); Pagafes (Pagarés de la Tesorería de la Federación). La unidad en el eje-y es $1 + i$, donde i es la tasa de interés por mes.

* Ajustada por la prima en el mercado de tasas forward.

a través del periodo de enero de 1987 a julio de 1990. La gráfica muestra que las desviaciones respecto al nivel de arbitraje del interés cubierto fueron pequeñas para la mayoría de las observaciones, con excepciones notorias entre noviembre de 1987 y marzo de 1988. Sin embargo, ese periodo coincidió con el inicio del actual programa de estabilización en México, cuando se anunciaron una serie de reformas estructurales; hubo una devaluación importante, y las autoridades impusieron un pacto de salarios y de precios entre el gobierno, el Congreso del Trabajo y la cúpula empresarial, con el objetivo de controlar aquéllos. Estos acontecimientos indudablemente incrementaron las incertidumbres acerca del curso futuro de la economía, lo cual, combinado con cierta intervención oficial en los mercados financieros internos, pudo haber impedido que se cumpliera el arbitraje cubierto.

Las desviaciones respecto a la PIC se presentan en el cuadro 1. Como se muestra en la tabla, 71 por ciento de las desviaciones son menores que 0.5 punto porcentual, y 86 por ciento de las desviaciones son menores que 1 punto porcentual. En comparación, el promedio de las diferencias a la compra y a la venta de la tasa de cambio en los mercados controlado y libre durante el periodo fueron 0.95 por ciento y 2.1 por ciento, respectivamente. Además de ser pequeñas, las desviaciones respecto a la paridad de interés tienen una media cercana a cero y no están correlacionadas con ninguno de los rezagos. De hecho, los resultados de una prueba- Q para la correlación serial indican que la hipótesis nula, de que la serie es ruido blanco no puede ser rechazada al nivel de significancia del 1 por ciento.

Estos resultados indican que, con la excepción del corto periodo de incertidumbre en la economía las desviaciones de la paridad de la tasa de interés han sido pequeñas y aleatorias. Esta evidencia proporciona un apoyo para la PIC.¹⁰

¹⁰ En algunas de las pruebas empíricas se ha analizado el grado en que las desviaciones respecto al arbitraje cubierto pueden ser explicadas por los costos de transacción. Muchas de estas pruebas han seguido la metodología sugerida por Frenkel y Levich (1975), en que se identifican cuatro costos de transacción: el costo de las transacciones en valores internos y externos y en tasas de cambio *spot* y adelantadas. Esta metodología no es aplicable aquí porque las transacciones tanto en CERES como en Pagafes se hacen en pesos mexicanos; por lo tanto, los costos de transacción de cambio de una moneda a otra no están presentes. No obstante, quedan aún algunos costos de transacción involucrados en la venta y la compra de los dos activos, que pueden dar cuenta de las pequeñas desviaciones respecto al arbitraje cubierto.

CUADRO 1. *Análisis de las desviaciones respecto a la paridad de la tasa de interés*
(Serie: $(1 + i_t) - (1 + i_t^*) (F_t/S_t)$)

<i>Indicador</i>	<i>Resultado</i>
Número de observaciones	43
Media	0.0004
Desviación estándar	0.010
Proporción de desviaciones (en por ciento)	
Menores que 0.5 punto porcentual	0.71
Menores que 1.00 puntos porcentuales	0.86
Prueba Q	
Grados de libertad	9
Estadístico Chi cuadrada ^a	7.88

^a La hipótesis nula de no correlación serial se rechaza al nivel de 1 por ciento sólo si el valor de la Chi cuadrada es mayor que el valor crítico 21.7

Paridad de interés no cubierta

La versión no-cubierta de la paridad de interés entre CETES y Pagafes está representada por la ecuación [2].

En la literatura empírica sobre la PIN se ha probado extensamente la ecuación [2] (ver, por ejemplo, Cumby y Obstfeld (1980) y Lizondo (1983a)). Sin embargo, dado que $E_t(S_{t+1})$ es una variable no observable, las pruebas empíricas han sido pruebas conjuntas de la ecuación [2] y de dos hipótesis de comportamiento de las expectativas: (1) la hipótesis de expectativas racionales que establece que $E_t(S_{t+1})$ es una condicional matemática, basada en la distribución probabilística verdadera que subyace en el comportamiento de la tasa de cambio; y (2) la hipótesis de que el mercado de la tasa de cambio es "débilmente" eficiente, en el sentido de que las expectativas sobre la tasa de cambio incorporan toda la información contenida en errores de predicción pasados sobre la tasa de cambio. Estas hipótesis conjuntas implican que la falla de predicción debería tener media cero y no estar correlacionada serialmente.

La hipótesis conjunta que contiene la PIN y la hipótesis de eficiencia débil del mercado fue probada para México usando observaciones mensuales que cubren el periodo enero de 1987-julio de 1990. Antes de discutir estos resultados, debe señalarse que a lo largo de este periodo, la tasa de cambio no flotaba libremente sino que era manejada por las autoridades y siguió tres regímenes diferentes: (1) de enero a diciembre de 1987 la tasa de cambio fue depreciada en una cantidad no especificada cada día; (2) de enero a diciembre de 1988 la tasa de cambio se mantuvo fija excepto por un pequeño cambio en febrero; y (3) de enero de 1989 a mayo de 1990 la tasa de cambio fue depreciada por un monto anunciado de 1 peso por dólar diariamente.¹¹ En estudios recientes se han analizado los problemas referidos a la prueba de la hipótesis de la PIN con intervención en los mercados de la tasa de cambio. En particular, Krasker (1980) y Lizondo (1983b) han mostrado que en presencia de una probabilidad pequeña y positiva de devaluación el valor esperado de la tasa de cambio *spot* futura un mercado de cambios eficiente, reflejará la probabilidad de dicho evento. Sin embargo, si la devaluación no tiene lugar, la expectativa de la tasa de cambio *spot* futura sobreestimarán consistentemente a la tasa *spot* futura observada. Como resultado, el error de predicción en el mercado de cambios mostrará un sesgo positivo,¹² pero esto no será suficiente para rechazar la hipótesis conjunta de que la PIN se cumple y que el mercado es eficiente débilmente.

¹¹ Al final de mayo de 1990, las autoridades redujeron la depreciación de la tasa de cambio a 0.80 pesos por dólar cada día, y a mediados de noviembre la depreciación fue reducida aún más a 0.40 pesos por dólar por día.

¹² Este es el bien-conocido problema del peso. Formalmente

$$E_t(S_{t+1}) = \bar{S}(1 + \alpha Q_t),$$

donde \bar{S} es la tasa de cambio fija, Q_t es la probabilidad de una devaluación, y α es el monto de devaluación en por ciento. Por tanto, el error de predicción

$$\epsilon_t = E_t(S_{t+1}) - S_{t+1} = \bar{S}\alpha Q_t > 0,$$

siempre que la devaluación no ocurra (esto es, cuando $S_{t+1} = \bar{S}$).

También se ha afirmado que si la probabilidad de una devaluación depende de variables económicas que tienden a mostrar autocorrelación (tales como el nivel de reservas internacionales o la expansión de crédito al sector público), el error de predicción en el mercado de la tasa de cambio también mostrará autocorrelación.

El cuadro 2 presenta un análisis del error de predicción, ϵ_t . El resultado más importante es que aunque la prueba- Q indica que al 1 por ciento de nivel de significancia no podemos rechazar la hipótesis de que los errores no están correlacionados, la media del error de predicción es positiva.¹³ Estos resultados implican que $S_t[(1+i_t)/(1+i_t^*)]$ exagera la tasa *spot* futura. Con base en nuestra discusión previa, sin embargo la existencia de una media positiva en los errores de predicción no nos permite aceptar o rechazar la hipótesis de que la PIN se cumple bajo condiciones de eficiencia débil en el mercado, dado que las pruebas para la PIN no son apropiadas en el contexto de un problema del peso. No obstante la falta de autocorrelación en los errores de predicción parece indican que los diferenciales de tasa de interés entre CETES y Pagafes incorporaron toda la información disponible para generar predicciones de la tasa de cambio futura en condiciones en que prevaleció el problema del peso; en una situación en que no se permitió que la tasa de cambio flotara libremente y en que había

CUADRO 2. *Análisis del error de predicción*
 $(\epsilon_t = S_t[(1+i_t)/(1+i_t^*)] - S_{t+1})$

<i>Indicador</i>	<i>Resultado</i>
Número de observaciones	43
Media	25.762
Desviación estándar	68.580
Prueba- Q	
Grados de libertad	9
Estadístico Chi-cuadrada ^a	1.83

^a El valor crítico para la prueba con 9 grados de libertad al nivel del 1 por ciento es 21.7.

¹³ Sólo cinco de los errores de augurios predicción resultaron negativos. Nuevamente, en línea con las predicciones del modelo para el problema del peso, se observó un error de predicción negativo y grande en noviembre de 1987 cuando el peso fue efectivamente depreciado en un 18 por ciento.

siempre una pequeña probabilidad de devaluación.¹⁴ De hecho, el diferencial entre la separación en las tasas de interés sobre CETES y Pagafes y la depreciación preanunciada de la tasa de cambio fue mayor en la primera parte de 1988 a raíz de la transición a un régimen de tasa de cambio fija, lo que puede tomarse como una indicación de la falta de credibilidad completa en la política de tasa de cambio (gráfica 2). Sin embargo, como las autoridades persistieron en sus políticas y las condiciones financieras mejoraron, el diferencial ha tendido a declinar.

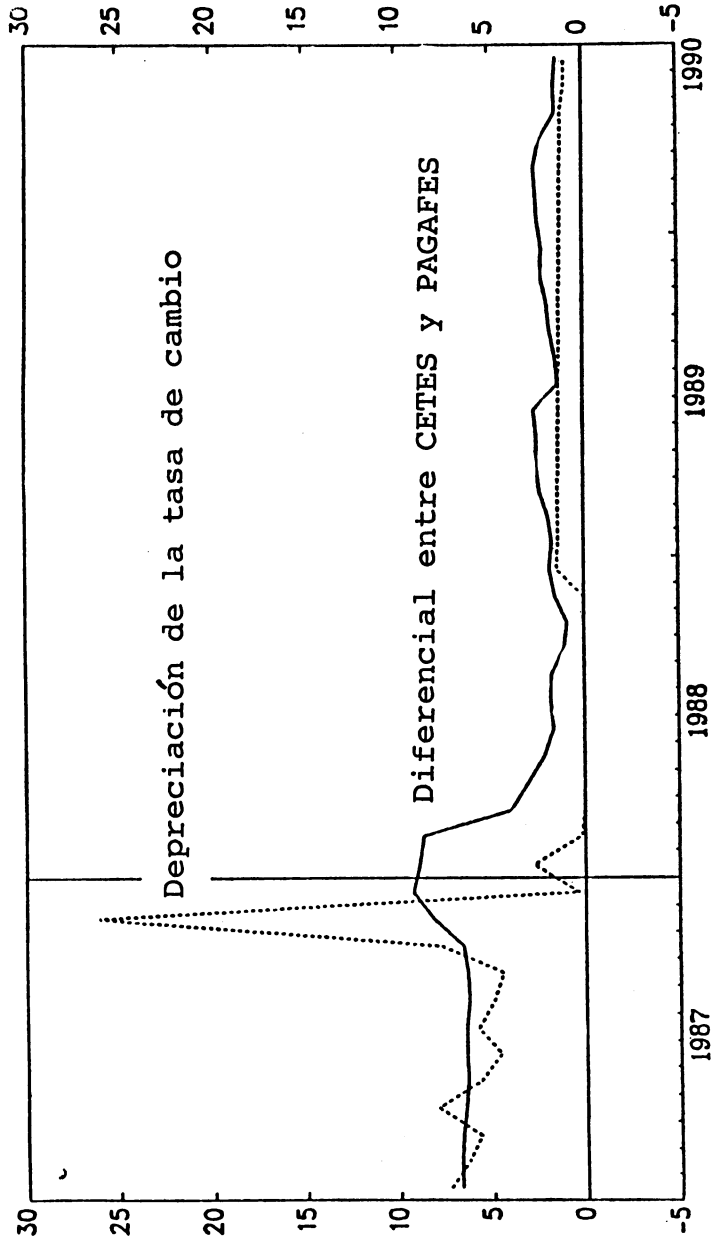
III. TASAS DE INTERÉS INTERNAS Y EL RIESGO DE INCUMPLIMIENTO EN EL MERCADO SECUNDARIO

En la sección previa mostramos que los diferenciales de tasa de interés entre activos internos no indizados (CETES) y los activos internos denominados-en-dólares (Pagafes) han, cumplido en general, la condición PIC. También se advirtió la presencia de un problema del peso, lo cual sugiere, que los diferenciales de tasa de interés pueden ser atribuibles a expectativas de grandes variaciones en la tasa de cambio (las que, de hecho, no tuvieron lugar). Estos resultados, no explican la persistencia de altas tasas de interés sobre Pagafes, las cuales oscilaron entre 14 y 44 por ciento al año en el periodo estudiado. En el contexto de una economía relativamente abierta con pocas restricciones sobre flujos financieros, una explicación plausible es que todos los activos mexicanos (indizados o no) contienen una prima de riesgo que refleja la posición del mercado sobre la situación crediticia del país. Por lo tanto, puede afirmarse que el diferencial de tasa de interés entre Pagafes y un activo libre-de-riesgo refleja primariamente la prima de riesgo-país.¹⁵ La gráfica 3 muestra la evolución reciente de la tasa de interés

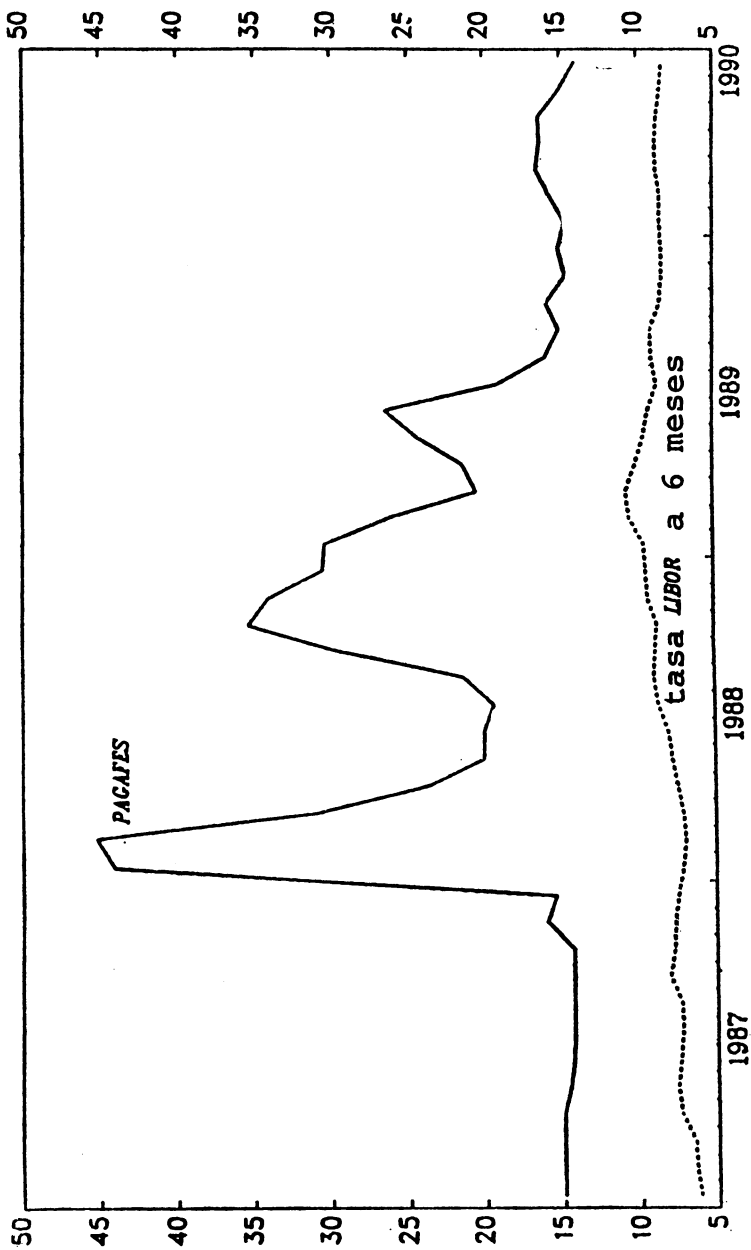
¹⁴ En un estudio de la PIN en México, Lizondo (1983a) encontró que durante el periodo de mayo de 1977 a diciembre de 1980, los errores de predicción también tuvieron una media positiva pero mostraron una pequeña autocorrelación positiva en el primer rezago. Una explicación posible para la discrepancia entre sus resultados y los presentados en este estudio es que, para el periodo cubierto en el estudio de Lizondo, la tasa de interés estaba regulada por las autoridades mexicanas. Esto contrasta con el periodo más reciente cubierto aquí, cuando, con la excepción de subperiodos breves, se permitía la flotación de la tasa de interés.

¹⁵ Como se anotó en la sección previa, la tasa de interés sobre Pagafes debería también incorporar una prima que refleja el riesgo de la divergencia entre las tasas de cambio libre y controlada.

GRÁFICA 2. Diferenciales de tasa de interés versus la depreciación de la tasa de cambio (en por ciento por mes)



GRÁFICA 3. *Tasas de interés sobre Pagafes contra LIBOR*
(en por ciento por año)



NOTA: Pagafes (Pagarés de la Tesorería de la Federación); LIBOR (London interbank offered rate).

sobre Pagafes contra el LIBOR (London interbank offered rate), que puede ser considerada una tasa de interés relativamente libre-de-riesgo.

En esta sección, se prueba la hipótesis, como fue expresada en la ecuación [5] de que la tasa de interés sobre Pagafes está ligada al rendimiento implícito en el precio del mercado secundario para la deuda externa emitida por México. El razonamiento de esta hipótesis es que, desde el punto de vista de la crebilidad, no debería haber distinción entre los componentes internos y externos de la deuda.¹⁶ Por tanto, la prima de riesgo-país implícita en el precio del mercado secundario para la deuda mexicana emitida en el exterior, debería ser igual a la primera de riesgo-país contenida en la deuda interna con idénticas características.

Como se mencionó en la sección 1, al probar la hipótesis anterior, uno encuentra el problema de que las características de los activos —las obligaciones de México con el exterior y Pagafes— son muy diferentes en términos de vencimientos y acceso al mercado.¹⁷ Por lo cual, si nuestra hipótesis es correcta, uno esperaría que las dos tasas de interés se muevan juntas, por lo menos en el largo plazo.

La teoría econométrica tradicional no puede ayudar para probar esta hipótesis. Un supuesto básico que subyace en la mayor parte del análisis econométrico es que los procesos de datos involucrados son estacionarios y “ergódicos”. Como se mostrará posteriormente, sin embargo, las series tanto de Pagafes como del rendimiento implícito para la deuda externa de México son procesos integrados de orden uno, $I(1)$, y se vuelven estacionarios sólo en sus primeras diferencias. Dado que las series originales no son estáticas, las medias y variables de las series no son constantes, y las propiedades estadísticas usuales de convergencia a la media y la variable poblacionales no se aplican. Como resultado, el análisis de regresión tradicional que relaciona el comportamiento de estas variables podría reflejar solamente “correlaciones espurias”. Aunque desarrollos recientes en el análisis de cointegración, proporcionaron una herramienta para analizar si hay una relación cer-

¹⁶ Sobre lo apropiado de tratar la deuda interna y externa de un modo similar, ver Dooley (1987) y Guidotti y Kumar (1991).

¹⁷ Algunos han afirmado que el plazo de vencimiento efectivo de la deuda externa de México es infinito dado que está sujeto a recalendarizaciones continuas. Sin embargo, este argumento ya no es válido, ya que la mayoría de los préstamos han sido convertidos en bonos a 30-años cuyos principales están avalados.

cana relevante en el largo plazo para variables que son procesos I(1). (Ver Granger y Weiss (1983) y Engle y Granger (1987).)

Dos variables, x y y , que siguen un proceso I(1), se dice que están cointegradas si existe una constante, A , tal que

$$z_t = X_t - Ay_t \quad [7]$$

es un proceso estacionario; donde la serie z_t es integrada con orden cero, I(1). Un resultado importante del análisis de cointegración es que si dos variables son I(1) y están cointegradas, debe haber causalidad Granger al menos en una dirección, ya que una variable puede ayudar a pronosticar a la otra (ver Granger (1986)). Este corolario se usará en la interpretación de los resultados.

En lo que resta de esta sección, derivaremos el rendimiento implícito en el precio del mercado secundario de la deuda externa de México; posteriormente probaremos la hipótesis de que la tasa de interés sobre Pagafes puede ser explicada por el rendimiento en el mercado secundario determinando si ambas variables están cointegradas y, si es así, cuál es la dirección de la causalidad Granger. Finalmente, presentamos un modelo de corrección de error de la dinámica de corto plazo del proceso de ajuste.

Rendimiento implícito en el mercado secundario para la deuda externa de México

El rendimiento implícito al vencimiento para la deuda externa de México se obtuvo del precio observado en el mercado secundario, P_t (datos de Solomon Brothers),¹⁸ y la aplicación de la siguiente fórmula para el valor presente:

$$P_t = \sum_{k=1}^n \frac{C_t}{(1 + i^{sm}_t)^k} + \frac{FV}{(1 + i^{sm}_t)^n} \quad [8]$$

donde i^{sm}_t representa el rendimiento implícito anual al vencimiento

¹⁸ La serie usada corresponde al precio promedio de las obligaciones restructuradas para las cuales se dispone de información desde 1986. Los datos sobre créditos comerciales están disponibles sólo desde julio de 1988.

evidente en el precio del mercado secundario para la deuda externa de México en el periodo t . El valor nominal, FV , se establece 100, dado que los descuentos marcados en los mercados secundarios se aplican a un valor de \$ 100 de deuda contratada; el pago de cupón contratado, C_t , es la tasa de interés LIBOR a seis meses más el diferencial de tasa de interés pagado por México 13/16 por ciento a través de todo el periodo); el tiempo de vencimiento promedio, n , se consideró igual a 20 años. Se construyó una serie mensual para i_{smt} que cubre el periodo agosto de 1986-julio de 1990.

Dooley (1988), al modelar el valor de mercado de las obligaciones de países deudores, afirma que el precio del mercado secundario de la deuda debería igualar el valor presente, esperado por el acreedor, del total de los pagos de servicio de la deuda. Este argumento, que requiere del supuesto de que los acreedores son neutrales frente al riesgo, se puede formalizar así:

$$P_t = E_t \left[\sum_{k=1}^n \frac{C_t}{(1+i_t)^k} + \frac{FV}{(1+i_t)^n} \right], \quad [9]$$

donde E_t es el operador del valor esperado durante el periodo t , y i_t simboliza la tasa de mercado libre-de-riesgo (la cual en este caso se considera como correspondiente a la tasa LIBOR a seis meses prevaeciente en el periodo t).

Una comparación entre las ecuaciones [8] y [9] revela que el rendimiento implícito obtenido con base en el precio en el mercado secundario, depende de las expectativas del acreedor de recibir un pago completo sobre la deuda contratada. La derivación de la fórmula específica para la probabilidad de incumplimiento sobre la deuda externa de México depende de supuestos específicos sobre las propiedades de la distribución de los pagos del servicio de la deuda.¹⁹ En lugar de in-

¹⁹ Suponiendo que los pagos del servicio de la deuda siguen una distribución probabilística binomial, con π = probabilidad de pago completo, y $1 - \pi$ = probabilidad de incumplimiento, la ecuación [9] puede reescribirse como:

$$P_t = \pi \sum_{k=1}^n \frac{C_t}{(1+i_t)^k} + \pi \frac{FV}{(1+i_t)^n}$$

Por tanto, se deriva directamente que la probabilidad de pago completo es igual a:

intentar derivar una medida de la probabilidad de incumplimiento se intenta probar la hipótesis de que el comportamiento a largo plazo de la tasa de interés sobre Pagafes puede ser explicado por el comportamiento del rendimiento implícito para la deuda externa de México; también de demuestra la hipótesis de que la probabilidad de incumplimiento sobre la deuda externa de México se aplica igualmente a la deuda interna de México.²⁰

Prueba de cointegración

El primer paso es probar si las series sobre la tasa de interés de Pagafes (i_t^*) y sobre el rendimiento implícito del mercado secundario (i_t^{sm}) son I(0); es decir, si las series son estacionarias. Esto se lleva a cabo usando las pruebas Dickey-Fuller (DF) y la Dickey-Fuller aumentada (ADF). En ambas pruebas, la hipótesis nula es que las series tienen una raíz unitaria, y la hipótesis alternativa es que las series son I(0). La prueba

$$\pi = \frac{P_t}{\sum_{k=1}^n \frac{C_t}{(1+i_t^k)} + \frac{FV}{(1+i_t)^n}}$$

Debido a que el denominador del lado derecho de la ecuación anterior es igual al valor presente del servicio total de la deuda, la probabilidad de pago completo es la relación entre el precio observado en el mercado secundario y el valor presente del servicio completo de la deuda.

²⁰ También hemos llevado a cabo pruebas de cointegración usando un rendimiento estimado para la tenencia de la deuda externa de México por un mes i_t^n —esto es, la tasa de interés a través de un periodo idéntico al periodo de vencimiento de los activos internos. Dicha tasa de interés se definió como:

$$i_t^n = \frac{C_t}{P_t} + \frac{PE_{t+1} - P_t}{P_t}$$

donde C_t y P_t han sido definidos antes, y $(PE_{t+1} - P_t)/P_t$ representa las ganancias de capital esperadas de la tenencia del activo durante un mes. La serie para PE_{t+1} , la predicción a-un-mes del precio del mercado secundario para la deuda externa de México, se construyó usando un proceso de autorregresión.

Se encontró que la serie i_t^n es I(1), y los resultados de la prueba de cointegración usando i_t^n no fueron muy diferentes aplicando i_t^{sm} . Sin embargo, debido a que en el proceso de predicción de PE_{t+1} , se pierde un año en las observaciones, y las discusiones siguientes sólo se reportarán las pruebas usando i_t^{sm} .

ADF consiste en correr las siguientes regresiones usando mínimos cuadrados ordinarios:

$$\Delta i^*_t = \beta_1 i^*_{t-1} + \sum_{j=1}^p \tau_{1,j} \Delta i^*_{t-j} + w_{1,t} \quad [10]$$

$$\Delta i^{sm}_t = \beta_2 i^{sm}_{t-1} + \sum_{j=1}^q \tau_{2,j} \Delta i^{sm}_{t-j} + w_{2,t} \quad [11]$$

donde el número de rezagos en cada ecuación (p o q) es seleccionado, de tal manera que $w_{1,t}$ y $w_{2,t}$ son ruido blanco. La diferencia entre la prueba DF y la prueba ADF es que en la primera $\tau_{1,j} = \tau_{2,j} = 0$.

En ambas pruebas, el estadístico de prueba es la relación de cada β_i ($i = 1, 2$) a su error estándar correspondiente. La hipótesis nula es rechazada si la β_i es negativa y significativamente diferente de cero.²¹

Los resultados de las pruebas, que cubrieron el periodo agosto de 1986-julio de 1990, se presentan en el cuadro 3. En el caso de la prueba ADF, fueron requeridos dos rezagos para hacer a $w_{1,t}$ ruido blanco ($p = 1$ en la ecuación [10]), mientras que sólo un rezago fue suficiente para hacer a $w_{2,t}$ ruido blanco ($q = 2$ en la ecuación [11]). Como se muestra en el cuadro, la hipótesis nula de una raíz unitaria no puede ser rechazada al 5% de nivel de significancia, lo que indica que las series de las tasas de interés sobre Pagafes y del rendimiento implícito para la deuda de México son procesos no estacionarios (gráfica 4).

Dado que los estadísticos de prueba para i^*_t son negativos, se puede concluir que i^*_t sigue un proceso I(1). Sin embargo, dado que los estadísticos de prueba para i^{sm}_t son positivos, es necesario probar la estacionariedad de la primera diferencia, esto es, Δi^{sm}_t . En realidad, los estadísticos de prueba para Δi^{sm}_t son negativos y significantes, lo que implica que la serie original es I(1). El resultado de que i^*_t e i^{sm}_t son I(1) es acorde con la hipótesis de expectativas racionales y eficiencia del mercado.

Como se planteó anteriormente, dadas las características de Pagafes y las obligaciones de México con la banca comercial negociadas en el mercado secundario, es razonable esperar divergencias en el com-

²¹ Debe observarse que bajo la hipótesis nula, todos los estadísticos de prueba tienen distribuciones no estándar, y los valores críticos son tomados de las tabulaciones compiladas por Dickey, Fuller y otros investigadores.

CUADRO 3. Prueba de la raíz unitaria para i^*_t e i^{sm}_t

Variable	DF	QDF
i^*_t	-0.86	-0.71 (2)
i^{sm}_t	0.40	0.36 (1)
i^{sm}_t	-6.40	-4.7 (1)
Valor crítico al nivel de 5 por ciento	-2.56	-2.9

NOTA: DF es la prueba Dickey-Fuller; ADF es la prueba Dickey Fuller aumentada. Los números en paréntesis indican el número de rezagos suficiente para que $w_{i,t}$ ($i = 1, 2$) sea ruido blanco.

portamiento de las variables en el corto plazo; sin embargo, esperaríamos que las variables se muevan juntas en el largo plazo. Para probar si las dos variables están cointegradas, necesitamos primero formar la ecuación de cointegración:

$$\hat{i}^*_t = A i^{sm}_t + z_t \quad [12]$$

donde, como se mencionó antes, z_t debería ser un proceso $I(0)$ si i^*_t y i^{sm}_t están cointegradas. En este sentido, z_t mide el grado en que el sistema se desvía de la relación de largo plazo entre i^*_t y i^{sm}_t . Si z_t es estacionaria, tal relación se cumplirá en el largo plazo.

Una estimación de A , el coeficiente de largo plazo en la relación entre i^*_t y i^{sm}_t , se deriva del siguiente modelo de vector autorregresivo (VAR):

$$\begin{aligned} i^*_t = & 1.089 i^*_{t-1} - 0.325 i^*_{t-2} + 1.184 i^{sm}_{t-3} - 0.978 i^{sm}_{t-5} \\ & (8.050) \quad (2.353) \quad (3.509) \quad (2.841) \\ R^2 = & 0.693 \end{aligned} \quad [13]$$

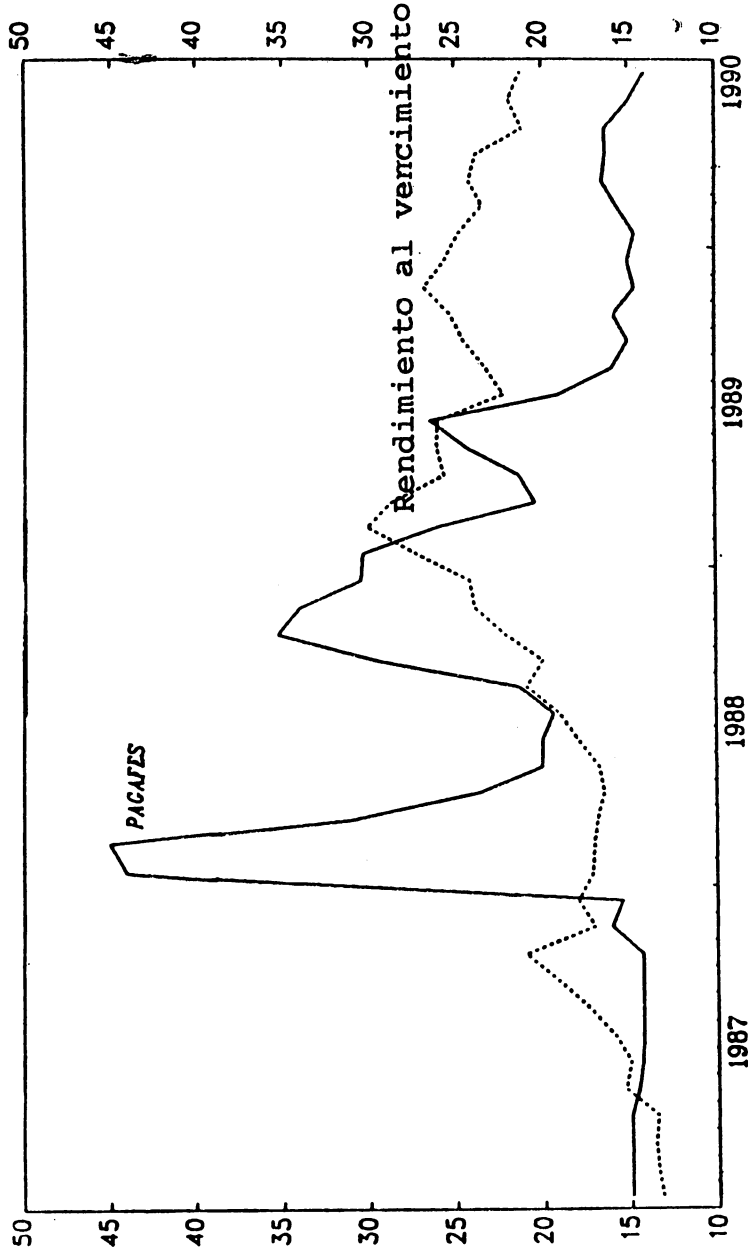
Los números entre paréntesis son los valores t .

Usando la ecuación [13] para obtener la relación de largo plazo entre i^*_t e i^{sm}_t , la forma estimada de la ecuación [11] es

$$\hat{i}^*_t = 0.872 i^{sm}_t, \quad [14]$$

donde \hat{i}^*_t es el valor estimado de i^*_t , y $z_t = \hat{i}^*_t - i^*_t$.

GRÁFICA 4. Tasa de interés sobre Pagafes contra rendimiento al vencimiento (en por ciento por año)



Nota: Pagafes (Pagarés de la Tesorería de la Federación).

CUADRO 4. Pruebas de cointegración entre i^*_t e i^{sm}_t

Prueba	Estadístico	Número de rezagos	Valores críticos	
			Nivel 5 por ciento	Nivel 10 por ciento
DF	-2.25	—	-2.56	-2.18
ADF	-2.77	1	-2.93 ^a	... ^b
CRDW	0.460	—	0.397	0.322

NOTA: DF es la prueba Dickey-Fuller; ADF es la prueba Dickey-Fuller aumentada, y CRDW es el Durbin-Watson de la ecuación de cointegración.

^a La literatura reporta valores que oscilan de -2.89 (Schwert (1988)) a -3.17 (Hall y Henry (1988)).

^b Hall y Henry (1988) reportan un valor de -2.84, que probablemente corresponde al límite superior del rango.

Para probar si z_t es un proceso $I(0)$, usamos de nuevo las pruebas DF y ADF. Además, también analizamos el Durbin-Watson de la ecuación de cointegración (CRDW). En el contexto del presente ejercicio, esta prueba consiste en obtener el estadístico DW corriendo z_t contra una constante. La hipótesis nula de que z_t tiene una raíz unitaria se rechazará si el CRDW es significativamente mayor que cero.

Los resultados de las pruebas, que se presentan en el cuadro 4, son algo ambiguos. Con la prueba CRDW se rechaza la hipótesis de una raíz unitaria en los residuos de la ecuación de cointegración al nivel de significancia del 5 por ciento y por tanto se apoya la hipótesis de que i^*_t e i^{sm}_t están cointegradas. Sin embargo, ni la DF ni la ADF apoyan la hipótesis de cointegración al nivel de significancia del 5 por ciento. Los estadísticos DF son significantes al nivel del 10 por ciento, pero los estadísticos ADF están en el límite.

Dado que nuestros resultados no son concluyentes, continuamos investigando si i^*_t e i^{sm}_t están cointegradas probando la existencia de un mecanismo generador que tenga lo que se llama una forma de corrección-de-error:²²

$$i^*_t = -p_1 z_{t-1} + \text{rezagado}(\Delta^*_t; \Delta^{sm}_t) + d(B)v_t; \quad [15]$$

²² Granger (1983), mostró que si dos variables son $I(1)$ sin tendencias en la media y están cointegradas, existe dicho mecanismo generador de datos.

donde dB es un polinomio finito en el operador de rezago B , y v_t es ruido blanco.

La ecuación [14] es, por tanto, un modelo estándar de corrección de error, que incluye los rezagos de la regresión de cointegración. Las variables i_t^* e i_t^{sm} estarán cointegradas si p_1 , el coeficiente del término de error rezagado, es significativamente negativo. Esto se explica porque la ecuación [15] indica que la cantidad y dirección del cambio en i_t^* tomará en cuenta la magnitud y el signo de la desviación previa del equilibrio z_{t-1} : Si las variables están cointegradas, z_t es estacionaria y se inclina por tanto a moverse hacia su valor medio (que es cero), y por tanto, la relación de equilibrio (14) tiende a ser restablecida.

El cuadro 5 presenta los resultados de la estimación de un modelo sencillo de corrección de error que incluye el término de error rezagado, z_{t-1} : Puesto que p_t es significativo al nivel de 5 por ciento, esto implica que existe un mecanismo de corrección de error que tiende a restablecer la relación de equilibrio de largo plazo entre i_t^* e i_t^{sm} . Por lo tanto, esta prueba apoya la hipótesis de que i_t^* e i_t^{sm} están cointegradas.

Finalmente, como se mencionó antes, un resultado importante del análisis de cointegración es que si dos variables son $I(1)$ y cointegradas, debe haber causalidad Granger en al menos una dirección. Nuestra

CUADRO 5. *Modelo de corrección de error*
(variable dependiente: i_t^*)

Variable	Coefficiente	Valor t
Constante	0.232	0.284
z_{t-1}	-0.224	-2.362
i_{t-1}^*	0.333	2.182
i_{t-2}^{sm}	-0.984	2.068
i_{t-3}^{sm}	0.981	1.878
i_{t-4}^{sm}	0.923	1.971
$R^2 =$	0.378	
$DW =$	1.90	

NOTA: Solamente se incluyeron las variables con rezago que resultaron significantes; R^2 es el coeficiente de determinación, y DW es el estadístico Durbin-Watson.

conjetura es que, siendo México una pequeña economía abierta, el rendimiento implícito para la deuda externa de México causa (en términos de Granger) a las tasas de interés internas sobre Pagafes.

Dado que la prueba Granger es una prueba F , se aplica sólo a variables estacionarias; por tanto, la prueba se aplica a las primeras diferencias de i^*_t e i^{sm}_t . El cuadro 6 reporta los resultados de esta prueba. Como se muestra, cuando i^*_t es la variable dependiente, el valor- F es significativo al nivel de 5 por ciento, apoyando la hipótesis de que i^{sm}_t causa (en términos de Granger) a i^*_t . Más aún, la prueba rechaza la hipótesis de que i^*_t cause (en términos de Granger) a i^{sm}_t , dado que el valor- F resultó no significativo al nivel de 5 por ciento cuando i^{sm}_t fue tratada como la variable dependiente.

En términos netos, la evidencia parece apoyar la hipótesis de que i^*_t e i^{sm}_t están cointegradas. No obstante, las pruebas no son muy amplias sería útil llevar a cabo investigaciones posteriores cuando se disponga de datos adicionales.

CUADRO 6. *Pruebas para la causalidad Granger*
(variable dependiente: i^*_t)

Valor F	Variable dependiente		Variables independientes	
3.88 ^a	i^*_t	i^*_{t-j}, i^{sm}_{t-k}	$j = 1, 2, 3$	$k = 1, 2, 3$
2.74 ^a	i^*_t	i^*_{t-j}, i^{sm}_{t-k}	$j = 1, 2, 3$	$k = 0, 1, 2, 3$
0.40	i^{sm}_t	i^{sm}_{t-j}, i^*_{t-k}	$j = 1, 2, 3$	$k = 1, 2, 3, 4$
0.51	i^{sm}_t	i^{sm}_{t-j}, i^*_{t-k}	$j = 1, 2, 3$	$k = 0, 1, 2, 3$

^a Significante al nivel de 5 por ciento.

IV. CONCLUSIONES

En este trabajo se exploró si las tasas de interés domésticas en México pueden vincularse a expectativas de modificaciones en la tasa de cambio y a las nociones de riesgo de incumplimiento contenidas en la deuda externa de México.

Se llevaron a cabo pruebas sobre las hipótesis PIC y NIC usando dos activos que contienen la misma prima de riesgo-país pero difieren en la moneda de denominación. Se mostró que, con la excepción de un periodo corto cuando la incertidumbre en la economía fue desusadamente grande, las desviaciones de la PIC fueron pequeñas y aleatorias. Además, la evidencia sugiere que el "problema del peso" prevaleció durante el periodo estudiado; las expectativas de la tasa de cambio *spot* futura constantemente sobreestimaron la tasa futura verdadera, en un régimen en que la tasa de cambio no se dejaba flotar libremente. Este resultado es congruente con las expectativas racionales y la eficiencia en el mercado de cambios y no permite rechazar la validez de la hipótesis PIN.

Un objetivo central en el trabajo, consistió en investigar el grado en que tanto la deuda interna como la externa denominada en dólares emitidas por México se comportan en la misma forma el grado en que son afectadas por las mismas consideraciones acerca de las perspectivas de la economía mexicana reflejadas en el riesgo de incumplimiento. En este contexto, se postuló que la tasa de interés sobre un activo interno denominado en dólares está vinculado al rendimiento implícito en el precio del mercado secundario para la deuda externa emitida por México. Esto implica que, desde el punto de vista de la credibilidad, no hay distinción entre los componentes internos y externos de la deuda mexicana. Las pruebas empíricas no fueron totalmente concluyentes; sin embargo, en balance, la evidencia sugiere que una vez cubiertas por alteraciones en la tasa de cambio, las tasas de interés internas en México y el rendimiento implícito derivado del mercado secundario para la deuda externa mexicana están cointegrados; se mueven juntos en el largo plazo. Más aún, se mostró que, en tanto que la última variable causa a la primera (en términos de Granger), la relación inversa no se cumple.

Una importante consideración política derivada de estos resultados es que, a fin de lograr una declinación permanente en las tasas de interés internas, las políticas aplicadas por las autoridades mexicanas tienen que lograr, además de reducir la diferencia entre las expectativas del público sobre devaluaciones de la tasa de cambio y la tasa de depreciación preanunciada, mejorar también, las condiciones subyacentes de la economía que afectan la credibilidad del país a nivel internacional.

Ya se han dado pasos importantes en esa dirección. La continuación

de las autoridades mexicanas en sus esfuerzos de ajuste, mejoró aún más la credibilidad en la tasa anunciada de depreciación del peso durante 1990-1991. Asimismo, la terminación del paquete compresor de reducción de deuda con los bancos comerciales extranjeros a principios de 1990, aunada a la profundización de las reformas estructurales y al progreso logrado en las negociaciones hacia una área norteamericana de libre comercio, han mejorado la credibilidad internacional sobre México, incrementando así el acceso de México a los mercados de capital con otros países.

Como reflejo de estos avances, el rendimiento implícito derivado del mercado secundario para la deuda externa de México declinó del 25 por ciento principios de 1990 a cerca del 16 por ciento a mediados de 1991, y la tasa de interés sobre un activo denominado en dólares declinó del 15 al 10 por ciento durante el mismo periodo.

REFERENCIAS

- Cumby, Robert E., and Maurice Obstfeld, "Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis", NBER Working Paper Series, *Working Paper* núm. 537 (1980).
- Dooley, Michael, "Buy-Backs and Market Valuation of External Debt", vol. 35, núm. 2 (Washington: International Monetary Fund, June 1988), *Staff Papers*, pp. 215-29.
- , "Market Valuation of External Debt", *Finance and Development*, vol. 24 (International Monetary Fund: Washington, March 1987), pp. 6-9.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55 (1987), pp. 251-276.
- Frenkel, Jaioab A., and Richard M. Levich, "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits", *Journal of Political Economy*, vol. 83 (1975), pp. 325-338.
- Granger, C. W., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, núm. 3 (1986), pp. 213-228.
- , and A. A. Weiss, "Time Series Analysis of Error Correction Models", in S. Karlin, T. Amemiya, and L. A. Goodman (eds.), *Studies in Econometric time-Series and Multivariate Statistics* (New York: Academic Press, 1983), UCSD Discussion Paper 82-28.
- Guidotti, Pablo, and M. Kumar, "Domestic Public Debt of Externally Indebted Countries" (International Monetary Fund: Washington), mimeo (1990).

- Hall, S. G., and S. G. B. Henry, "Dinamic Modelling and Gointegration", mimeo (1989).
- Hansen, Lars P., and Robert J. Hodrick, "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88 (1980), pp. 829-853.
- Krasker, William S., "The Peso Problem in Testing Efficiency of Forward Exchange Markets", *Journal of Monetary Economics*, vol. 6 (1980), pp. 269-276.
- Lizondo, José Saúl (1983a), "Interest Differential and Covered Arbitrage", in *Financial Policies and the World Capital Market: The Problem of Latin American Countries*, ed. by Pedro Aspe, Rudiger Dornbusch, and Maurice Obstfeld, National Bureau of Economic Research (The University of Chicago Press, 1983).
- (1983b), "Foreign Exchange Future Rates Under Fixed Exchange Rates", *Journal of International Economics* (1983).
- Schwert, William, "Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation" (December 1988), NBER *Technical Working Paper* núm. 73.