El efecto Fisher y el premio al riesgo en México

M. BEATRIZ MOTA ARAGÓN*

EL EFECTO FISHER EN UNA ECONOMÍA ABIERTA

El efecto Fisher es un modelo donde la inflación esperada es estable y los cambios en la tasa de interés se corresponden uno a uno respecto a los cambios en la tasa de inflación, de tal forma que la tasa de interés real es una tasa libre de riesgo que se puede utilizar para llevar a cabo la evaluación de proyectos de inversión o para la sustitución entre activos. Sin embargo, se ha encontrado que el efecto Fisher genera una relación no simétrica entre las tasas de interés nominales y los incrementos en la inflación. Por consecuencia, la tasa de interés real ya no corresponde a la tasa libre de riesgo, puesto que se incorporan otros tipos de riesgo.

Para comprobar la presencia del efecto Fisher, primero se debe examinar la proposición que relaciona de forma directa

* Profesora titular de la Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa, y candidata a doctora en finanzas <00782965@itesm.mx>.

las tasas de interés nominales con la inflación. Esto significa que en el largo plazo las variaciones en los precios no influyen en la tasa de interés real. Es sabido que las tasas de interés reaccionan de forma directa a la inflación esperada, pero en el caso de una economía pequeña y abierta el mecanismo monetario atiende la relación del tipo de cambio con las tasas de interés. El efecto Fisher alcanza el valor de unidad cuando se presenta una relación directa entre la inflación y las tasas de interés. Evidentemente, esto significa que los agentes económicos no están dispuestos a admitir pérdidas de poder de compra en los mercados financieros por causas nominales; en todo caso, las tasas de interés reales se determinan por los fundamentos de la economía.

En las gráficas 1 y 2 se presentan las variables en estudio (las tasas de interés nominal y la inflación anualizada) tanto para Estados Unidos como para México. En las mismas se puede comprobar una relación estrecha entre las tasas de interés nominales y la variación de los precios. Sin embargo, de la simple inspección de estas variables es imposible inferir una tendencia o que las series sean por completo no estacionarias, es decir, que haya una relación de largo plazo entre las mismas. Por tanto, en la tercera sección será necesario realizar pruebas de raíz unitaria para verificar el orden de integración.

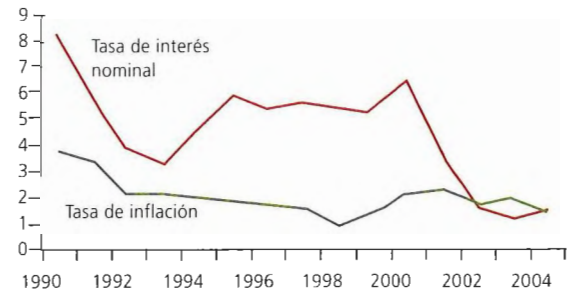
El efecto Fisher establece que la tasa de interés real *ex ante* no se modifica en respuesta a los cambios en la inflación. En el mercado mexicano, los certificados de la tesorería (Cetes) son considerados por los participantes en los mercados de dinero como activos libres de riesgo, es decir, son las inversiones menos riesgosas, su rendimiento es fijo, no les afecta lo que ocurra en el mercado. Tienen, en pocas palabras, una beta (riesgo sistémico) de cero. En cambio, las inversiones más riesgosas exigen un mayor rendimiento (mayor que Cetes). La diferencia entre el rendimiento del mercado y la tasa de interés libre de riesgo se denomina "prima por riesgo del mercado". Entonces, los Cetes tienen una prima de riesgo equivalente a cero, porque no hay diferencia entre el rendimiento esperado y la tasa de interés libre de riesgo.[1]

Los activos financieros deben pagar a los tenedores un premio al riesgo debido a que enfrentan un mayor riesgo. De acuerdo con la teoría de mercados de capital y la hipótesis de mercados eficientes (HME), el nivel de riesgo se relaciona con el nivel de rendimiento, por lo que se espera que los inversionistas tomen el nivel de riesgo que se compensará por el nivel de rendimiento esperado, es decir, un alto riesgo estará asociado con un alto rendimiento. En los modelos de equilibrio, esto equivale a: $E(R_m) - E(R_o) > 0$.

La investigación financiera cuenta con un número importante de trabajos en esta dirección. Desde los modelos tradicionales de selección de cartera,[2] el Capital Asset Pricing Model (CAPM),[3] la teoría del arbitraje (APT),[4] el Intertempo-

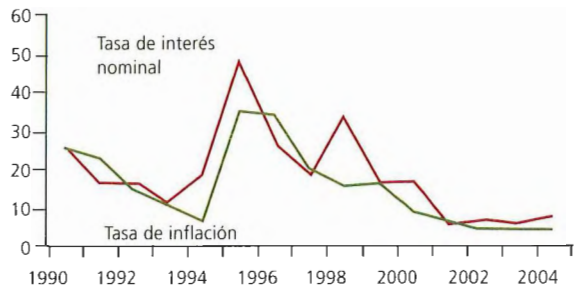
G R Á F I C A 1

ESTADOS UNIDOS: TASA DE INTERÉS NOMINAL E INFLACIÓN ANUALIZADA, 1990-2004 (PORCENTAJES)



G R Á F I C A 2

MÉXICO: TASA DE INTERÉS NOMINAL E INFLACIÓN ANUALIZADA, 1990-2004 (PORCENTAJES)



1. R. Brealey y S. Myers, *Principles of Corporate Finance*, McGraw Hill, capítulo VIII, 1992, y S. Ross, R. Westerfield y J. Jaffe, *Corporate Finance*, 6a. ed. McGraw Hill, cap. X, 2002.

2. H. Markowitz, "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, núm. 7, 1952, pp. 77-91, y *Portfolio Selection: Efficent Diversification of Investment*, John Wiley and Sons, Nueva York, 1959.
3. W. Sharpe, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrum under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, vol. 19, 1964, pp. 425-442, y J. Lintner, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risk Investments in Stock Portfolios and Capital Burgests", *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, 1965, pp. 13-137.
4. S. Ross, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, vol. 13, 1976, pp. 341-360, y F. Black y J. Treynor, "How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection", *Journal of Business*, vol. 46, núm. 1, 1973, pp. 66-86.

ral Capital Asset Pricing Model (ICAPM),[5] estudios recientes de sección cruzada, trabajos sobre anomalías, investigaciones de los rendimientos reversibles de largo plazo y sobre retornos de corto plazo, de correlación en el corto plazo,[6] hasta los trabajos de *dos y tres factores*,[7] respectivamente.

Ahora bien, cuando los inversionistas incursionan en los mercados internacionales, la tenencia de depósitos de la tesorería del país correspondiente los confronta específicamente con el *riesgo de tipo de cambio*,[8] generado por fluctuaciones en las divisas, y esto sucede cuando se tienen activos y pasivos en moneda extranjera. Es en este sentido en el que las tasas de interés en México incorporan un *premio al riesgo*, puesto que están al descubierto las posiciones de los inversionistas foráneos.

Si se amplía el efecto Fisher a las tasas reales y nominales es posible integrar el tipo de cambio en un modelo de economía abierta, donde se cumple la identidad entre tasas de interés y tipos de cambio adelantados (*forward*) y presentes (*spot*). En los enfoques monetario de la balanza de pagos y de cartera,[9] el tipo de cambio se vincula con las tasas de interés y con la inflación, por medio de las condiciones de paridad de compra y paridad descubierta de la tasa de interés.

$$R_t - R_t^* = f_t^{t+1} - s_{t+1} \qquad [1]$$

La ecuación anterior presenta el equilibrio de mercado eficiente[10] porque el tipo de cambio adelantado f_t refleja tanto la información disponible como las expectativas de los inversionistas. La tasa de interés interna R_t menos la tasa de interés externa R_t^*, por la condición de paridad descubierta, es igual al diferencial de la cotización esperada y actual del peso.

La ecuación 1 deja de lado el hecho de que los participantes en el mercado cambiario pueden recibir un premio al riesgo, ρt, que depende tanto de las preferencias no neutrales respecto al riesgo de los inversionistas como de la volatilidad del tipo de cambio. Así, al incorpar este último elemento, junto con el proceso de formación de expectativas, se obtiene la siguiente ecuación.

Las tasas de interés reaccionan de forma directa a la inflación esperada, pero en el caso de una economía pequeña y abierta el mecanismo monetario atiende la relación del tipo de cambio con las tasas de interés. El efecto Fisher alcanza el valor de unidad cuando se presenta una relación directa entre la inflación y las tasas de interés

$$R_t - R_t^* = f_t^{t+1} - s_{t+1} - \rho_t \qquad [2]$$

Esta ecuación con previsión perfecta señala que las expectivas deberán corresponder con la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio. Esto significa que, sin restricciones al flujo de capitales, el rendimiento de los activos nacionales y extranjeros debería ser igual.

$$f_t^{t+1} - s_{t+1} = \rho_t \qquad [3]$$

De esta manera, la ecuación 3 muestra que en caso de haber un diferencial en los tipos de cambio, éste será igual al premio al riesgo. Además, con la información disponible, los agentes económicos no cometerán errores previsibles, lo cual implica que se conoce la estructura básica del modelo

5. R. Merton, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, vol. 45, núm. 5, 1973, pp. 867-887.
6. E. Fama y F. Kenneth, "The Cross-section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, vol. 47, 1992, pp. 427-465.
7. E. Fama y J. Macbeth, "Risk, Return and Equilibrum: Empirical Test", *Journal of Political Economy*, 1973, pp. 607-636.
8. Este tipo de riesgo puede ser absoluto o relativo. El primero, que representa la pérdida en el mercado en términos de una moneda determinada al valuar activos o pasivos, se dirige a la volatilidad de los rendimientos totales. El segundo es también referido a la pérdida, pero respecto de un punto de referencia y mide el riesgo en términos de la desviación del punto de referencia. P. Jorion, *Value at Risk: The New Benchmark for Controlling Derivatives Risk*, Irwin Professional Publishing, Estados Unidos, 1997.
9. Para el enfoque monetario, véase Manuel Luna (*Teorías de la balanza de pagos* , CIDE, 1982), y para el de cartera: Branson y Henderson, "The Specification and Influence of Asset Markets", en R. Jones y P. Kenen (comps.), *Handbook of International Economics*, vol. 2, Amsterdam, 1982.
10. E. Fama, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, núm. 25, 1970, pp. 383-417.

que subyace en la toma de decisiones de los participantes en el mercado; por tanto, los errores, en caso de que ocurran, serán aleatorios, además de independientes en el tiempo, y tendrán una distribución normal con media cero y varianza constante, características que con acuerdo al análisis de series de tiempo corresponden a un proceso de ruido blanco. Las expectativas de corto plazo y la posibilidad de beneficiarse de las operaciones cambiarias se relacionan con el premio al riesgo.

EL MODELO TEÓRICO DE LA PRIMA DE RIESGO

Ahora bien, el riesgo representa por definición cierto grado de incertidumbre del retorno de los resultados netos esperados debido a las variaciones en el mercado imperfecto, donde los inversionistas racionales se enfrentan a una diversidad de riesgos financieros. Este riesgo se mide por la desviación estándar de los flujos no esperados o sigma (σ), denominada volatilidad. Una elevada volatilidad en el tipo de cambio ocasiona numerosos riesgos financieros y, en particular, un alto riesgo cambiario.

Jorion distingue cuatro tipos diferentes de riesgo financiero que puede enfrentar un inversionista: el de tasa de interés, el cambiario, el accionario y el de productos físicos.[11] Es común vincular el riesgo de tipo de cambio, tasas de interés y precios de activos a la categoría de riesgo de mercado. Recientemente se ha dado especial atención al riesgo de crédito.[12] Todos estos riesgos generan un premio al riesgo; sin embargo, el tipo de riesgo que interesa en este trabajo es el cambiario, que, como se señaló, puede obedecer a las variaciones en los tipos de cambio sobre las inversiones, o bien, a la sustitución entre activos internacionales y extranjeros.

En una revisión teórica de la evolución de la prima de riesgo de tipo de cambio, Meese explica que todas las pruebas empíricas son hipótesis conjuntas en un modelo de equilibrio de riesgo-rendimiento y formación de expectativas.[13]

En este trabajo se asume la hipótesis de mercados eficientes, donde los inversionistas conocen toda la información disponible para formar sus expectativas racionales acerca del futuro del tipo de cambio *spot*. Dado que los inversionistas son adversos al riesgo, la desviación sistemática del tipo de cambio *spot* y el tipo de cambio esperado *forward* representa el premio al riesgo de tipo de cambio necesario para compensar el riesgo de mantener posiciones en otras monedas.

Entonces, el premio por el riesgo de la tasa de intercambio se puede expresar como se describe en la ecuación (3) o de modo específico como:

$$P\,t = Ft,1 -- Et\,(S\,t + 1)$$

donde:

F_t^{t+1} es la tasa *forward* del periodo t que se entregará en el periodo $t + 1$, en pesos por moneda extranjera.

S_{t+1} la tasa *spot* del periodo $t + 1$, en pesos por moneda extranjera.

E_t la expectativa condicional en el tiempo t de la información.

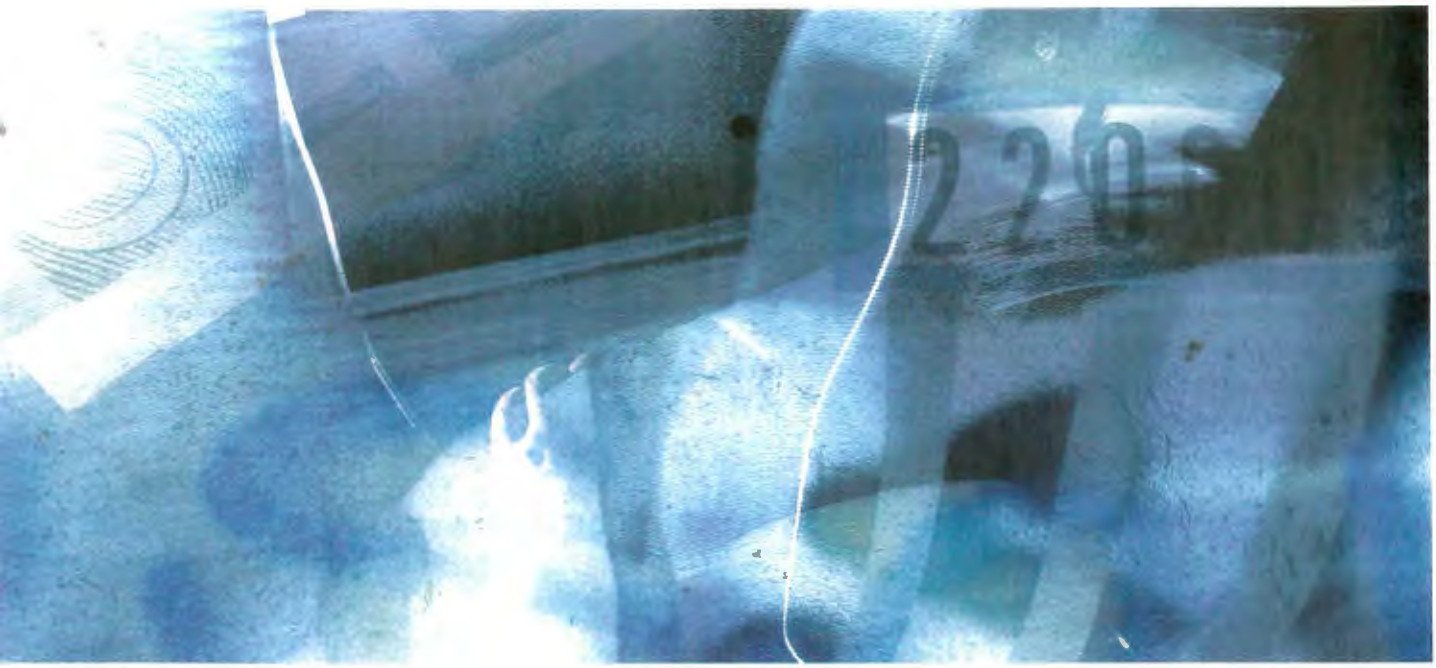
En la expresión matemática de la prima de riesgo es claro que el modelo teórico permite tanto valores positivos como valores negativos del premio por el riesgo.

La teoría financiera sugiere que el riesgo de un activo surge de su contribución en la varianza de la cartera de activos que se están comprando, más que de su propia variación. Por tanto, si una moneda covaría positivamente con la cartera de activos, entonces el comprador de esa moneda recibe una prima positiva al riesgo (un premio), y viceversa (recibe un descuento). En cada transacción, compradores y vendedores pagan o reciben un premio o descuento por el riesgo.

Por último, es importante mencionar que se puede estudiar el premio al riesgo de tipo de cambio mediante los modelos teóricos con fundamentos macroeconómicos y los modelos teóricos con orígenes en la teoría financiera. En general, los primeros incorporan mercados fundamentales más que tipos de cambio y rendimiento de activos. En este modelo, los activos nacionales y extranjeros no se consideran como sustitutos perfectos y la prima de riesgo tiene que pagarse para inducir la inversión de un país.[14] Los segundos asumen que habría prima de riesgo mientras el rendimiento en una moneda covaríe con el resto de la cartera.

Estos modelos tratan las tasas de rendimiento y los precios como variables exógenas y dependen de la demanda de activos basada en el comportamiento de maximización de la utilidad. La solución general de equilibrio para rendimientos y precios tiene que considerar un proceso estocástico que debe especificarse en el modelo. Ejemplos de tales modelos

11. P. Jorion, *op. cit.*
12. J. Hull, *Options, Futures, and Other Derivatives*, Prentice Hall, Estados Unidos, 2002.
13. R. Meese, "Empirical Assessment of Foreing Currency Risk Premiums", en C.S. Stone (comp.), *Financial Risk: Theory, Evidence and Implications*, Kluwer Academic, Boston, 1988.
14. J.F. Frankel, *A Test of the Existence of the Risk Premium in the Foreign Market versus the Hypothesis of Perfect Substitutability*, Board of Governors of the Federal Reserve International Finance Discussion Paper, núm. 149, 1979, y M. Dooley y P Isard, "A Portfolio-balance Rational Expectations Model of the Dollar-Mark Exchange Rate", *Journal of International Economics*, núm. 12, 1982, pp. 257-276.



son los de Stulz y Svensson.[15] Estudios posteriores de Cox, Ingersoll y Ross adoptan el enfoque de optimización, que consiste en combinar dicha aproximación con la identificación de factores de los cuales dependan los precios de los activos y los rendimientos.[16]

El riesgo de tipo de cambio trae consigo el riesgo de las posiciones sobre monedas extranjeras y para cubrirlo se han desarrollado, dentro de la gama de instrumentos derivados, los futuros y las opciones de divisas, que cubren las variaciones en el tipo de cambio. En un contrato de futuros se compran o se venden dólares estadounidenses contra cualquier otra divisa con el objeto de cubrir una posición en el mercado; son contratos estandarizados que pactan hoy la cantidad y el precio de venta de una divisa que se celebrará en el futuro. El precio se determina a un tipo de cambio futuro, el cual se fija en el mercado con acuerdo a las expectativas, al diferencial de las tasas de interés tanto nacional como extranjera y a la prima de riesgo. Este tipo de cambio es diferente del *spot*. Los contratos de futuros de divisas de mayor interés para México son el contrato de futuros sobre el dólar estadounidense que opera en México desde 1996 y el contrato de futuros del peso que opera en Chicago con montos de operación importantes.

La estabilidad alcanzada en el mercado cambiario en México a finales de 1998 repercutió de modo favorable en las cotizaciones de los contratos de futuro del peso en la bolsa de valores de Chicago. Los contratos de futuros del peso con vencimiento en diciembre de 1998 se apreciaron 8.31% y los contratos para entrega en marzo y junio de 1999 se incrementaron 10.72 y 10.69 por ciento, respectivamente, con relación a las cotizaciones registradas al cierre del tercer trimestre del año en cuestión. Por el contrario, en los últimos años se observa una apreciación del tipo de cambio, que se ha mantenido por debajo de los 11 pesos y no continúa ajustando su valor. Al cierre de 2004, su valor era similar al de principios de 2000.

DETERMINACIÓN DEL ORDEN DE INTEGRACIÓN Y COINTEGRACIÓN

El análisis empírico de los mercados financieros señala un claro comportamiento no estacionario. Como afirman Poterba y Summers después de estudiar, mediante análisis de series de tiempo, los rendimientos del índice accionario de la bolsa de valores de Nueva York: en el largo plazo (entre dos y 10 años) el índice sigue la tendencia media-reversible en el tiempo. Esto sugiere una tendencia sistémica y que el promedio de los rendimientos esperados depende de las condiciones de las variables macroeconómicas (análisis fundamental).[17] Los rendimientos del índice accionario también se explican en Fama y Kenneth, quienes muestran evidencia de autocorrelación negativa en un horizonte de tres a cinco años; sin embargo, también muestran que desaparece en un plazo

15. R. Stulz, "The Forward Rate and Macroeconomics", *Journal of Monetary Economics*, núm. 12, 1982, pp. 285-299, y L. Svensson, "Currency Prices, Terms of Trade and Interest Rates: A General Equilibrium Asset-pricing Cash in Advanced Approach", *Journal of International Economics*, núm. 15, 1985, pp. 17-41.
16. J. Cox, J. Ingersoll y S. Ross, "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices", *Econometrica*, núm. 53, 1985, pp. 363-384.
17. Hay evidencia empírica de la relación directa entre la actividad financiera y las variables macroeconómicas; véase E. Fama, *op. cit.*

mayor, al tomar como referencia el periodo 1926-1940. Al final concluyeron que los rendimientos esperados varían con el tiempo.[18]

Después de la propuesta de Fama y MacBeth, que prueba una relación positiva del riesgo con el rendimiento mediante el modelo teórico de cartera y de los modelos de equilibrio, surgieron otras investigaciones que argumentan la imposibilidad de obtener rendimientos constantes con la información, ya que los retornos esperados se relacionan con el nivel de riesgo de los activos.[19] Por su parte, Stein *et al.* y Shiller cuestionan los preceptos de equilibrio y de eficiencia de los mercados en estudios aplicados a los mercados de futuros y del dólar con relación al yen y al marco alemán, respectivamente.[20]

Es importante señalar que la hipótesis de eficiencia de mercado se desarrolló primero dentro del análisis de las finanzas privadas con el fin de aclarar la operación del mercado de capitales. Fama argumenta que los mercados son eficientes si los precios reflejan a plenitud la información disponible, es decir, ajustándose de inmediato a la nueva información que llega al mercado, que los cambios en los precios son aleatorios y los rendimientos en los precios constantes.[21] La hipótesis permite explicar el comportamiento irregular que presentan las acciones como un paseo aleatorio. Es decir, $Y_t = Y_{t-1} + u_t$, o bien en términos del operador diferencia, $\Delta Y_t = u_t$, donde u_t se distribuye de forma aleatoria con media cero y varianza constante. El modelo de Black-Sholes también propone que el precio de las acciones sigue un paseo aleatorio.[22] Implica una distribución normal en el corto plazo en los cambios proporcionales del precio de las acciones y, también, que el precio de las acciones en el futuro tiene una distribución *lognormal*.

En el caso del tipo de cambio, el modelo de paseo aleatorio es compatible con la hipótesis de expectativas racionales y con la de eficiencia de mercado planteada por Fama,[23] pero es necesaria una relación de cointegración entre el tipo de cambio y las tasas de interés, como se establece en la condición de paridad descubierta de tipos de cambio, relación que se obtiene de la ecuación de Fisher para una economía abierta.

En el presente estudio, las variables utilizadas son el índice general de precios al consumidor de México, el índice equivalente de Estados Unidos, las tasas de interés a tres meses con base en los bonos del Tesoro y los Cetes y el tipo de cambio nominal. Todos los datos tienen frecuencia mensual para el periodo de enero de 1990 a julio de 2005, en total 187 observaciones de cada variable. Todos los cálculos que a continuación se presentan se realizaron en Eviews 5.0. Los resultados de los cálculos se presentan en cuadros, donde el número entre paréntesis para todos los casos es el estadístico *t* del coeficiente calculado. Se realizaron los siguientes cálculos: *1)* pruebas de raíces unitarias, y *2)* cointegración.

La prueba empírica se compone de tres partes: primero se realiza una prueba de raíces unitarias a cada una de las series de tiempo; en segundo lugar se determina el número de ecuaciones cointegradas del sistema compuesto por todas las series de tiempo; por último se realizan las pruebas de causalidad de Granger junto con los modelos de corrección de errores. Para que haya una relación de cointegración entre las series de tiempo, el orden de integración debe ser unitario, esto es, en notación de series de tiempo, I (véase el cuadro 1).

Para comprobar el orden de integración, primero se realizan las pruebas tradicionales de raíz unitaria. Dickey y Fuller establecen un procedimiento formal para el contraste de raíces unitarias conocido como la prueba aumentada de Dickey-Fuller, el cual permite determinar si una serie contiene una raíz unitaria, con deriva o sin ella, o con una tendencia determinista o sin ella. El modelo general para la prueba Dickey-Fuller aumentada se basa en el siguiente modelo de regresión:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \qquad [4]$$

Este modelo se calcula por mínimos cuadrados ordinarios. La hipótesis nula es que existe una raíz unitaria ($\gamma=0$). Para que y_t sea estacionario, γ debe ser negativo y significativamente diferente de cero. Con la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, la distribución de Fuller utilizada provee los valores críticos requeridos.

El análisis del orden de integración basado en la función de autocorrelación muestral indica que la serie es no estacionaria. Este resultado se confirma una vez aplicado el contraste de raíz unitaria de la prueba Dickey-Fuller ampliada. La siguiente especificación general incluye término constante y tendencia.

18. E. Fama y F. Kenneth, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, abril de 1988.
19. E. Fama y J. MacBeth, "Risk, Return..., *op. cit.*, y E. Fama y F. Kenneth, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomaliaes", *Journal of Finance*, vol. LI, núm. 1, pp. 55-83.
20. J.L. Stein y P.R. Allen (comps.), *Fundamental Determinant of Exchange Rates*, Oxford University Press, Nueva York, 1995, y R. Shiller, "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Change in Dividends?", *American Economic Review*, núm. 71, 1981, pp. 421-435.
21. E. Fama, *op. cit.*
22. F. Black y M. Sholes, "The Valuation of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy*, núm. 81, mayo y junio de 1973, pp. 637-659.
23. E. Fama, *op. cit.*

$$S_t - S_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1)S_{t-1} + \lambda \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t$$

Es importante aclarar el contraste (*test*) que se lleva a cabo. En el análisis tradicional de regresión y de series de tiempo se busca que las series sean estacionarias; por tanto, el contraste se plantea en términos de rechazar la hipótesis nula, de que la serie contiene una raíz unitaria y de que es un paseo aleatorio. Por este motivo, si el valor del coeficiente estimado $(\rho - 1)$ es significativo, se está rechazando la hipótesis nula y aceptando que la serie es estacionaria. En este caso, por el contrario, al igual que con otras variables financieras, se plantea la hipótesis en términos del paseo aleatorio. Es decir, se plantea la hipótesis nula sobre las primeras diferencias, con el objetivo de afirmar que la serie es un paseo aleatorio y por lo tanto que es integrado de orden uno.

Del contraste de raíz unitaria se confirma que la serie contiene al menos una raíz unitaria. Incluso al 1% el valor de la prueba de Dickey-Fuller aumentada de –2.629301 resulta mayor que el valor crítico de Mackinnon. La tendencia y la media resultan significativas, lo que llevaría a concluir que se trata de un proceso de tendencia estacionaria, pero no es el caso. Puesto que al aplicar segunda diferencias se obtiene que la serie es integrada de segundo orden.[24] Por tanto, para estabilizar la media y la varianza, se procedió a transformar la serie original y así obtener el cambio porcentual en la cotización diaria, de acuerdo con la siguiente especificación: $y_t = 100^*[\ln(S_t) - \ln(S_t - 1)]$, donde, como antes, S_t es el tipo de cambio del peso respecto al dólar a 48 horas.

La serie yt representa la tasa de apreciación del peso frente al dólar, donde los incrementos representan una depreciación y las caídas una apreciación.

De acuerdo con la prueba de Granger se puede afirmar que la tasa de interés causa inflación en el sentido de Granger, lo mismo que la inflación afecta la tasa de interés. Por tanto, la causalidad se da en los dos sentidos.

Cointegración múltiple

La cointegración requiere que la estructura estocástica de las series de tiempo se involucren. Para esto el estudio se concentra en el primer orden de integración de una serie no estacionaria. Esto es, que la primera diferencia del proceso generador de datos sea estacionario para contrastar la presencia de una serie estocástica no estacionaria en las series.

24. En resumen, los resultados de las pruebas de raíz unitaria en cuanto al orden de integración fueron: índice de precios al consumidor: I (2); tasa de inflación anual: I (1); tasa de interés nominal de Cetes a 91 días: I (0), y tipo de cambio mensual: I (1).

C U A D R O **1**

CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS PARA LA SERIE DE TIEMPO DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL

Variable	α	β	1–ρ	λ_{t-1}	λ_{t-2}
Coeficiente	0.104007	5.7100 00	– 0.016354	– 0.118681	– 0.113988
Distribución T de Student	2.760397	2.387783	– 2.629301	– 3.834180	–3.727674
P	0.005900	0.017100	0.008700	0.000100	0.000200
Valor estimado de la prueba de Dickey-Fuller aumentada		– 2.629301	1% Valor crítico[1]		– 3.9720
			5% Valor crítico		– 3.4165
			10% Valor crítico		– 3.1303

1. Valores críticos de MacKinnon de rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.

C U A D R O **2**

TASA DE INTERÉS E INFLACIÓN
PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Hipótesis nula:	Observaciones	F-estadística	Probabilidad
Tasa de interés no causa inflación en el sentido de Granger	230	2.19516	0.01313
La inflación no aumenta la tasa de interés en el sentido de Granger		5.53778	3.5E-08

Muestra: febrero de 1985 a diciembre de 2005
Rezagos: 12

Un sistema de variables no estacionarias individualmente de índices de precios en niveles puede, en principio, compartir una tendencia estocástica común. Como señala Enders, es posible que haya una combinación lineal de variables integradas estacionaria, y que tales variables estén cointegradas. En otras palabras, dos o más series no estacionarias están cointegradas si se observa una combinación lineal estacionaria de las mismas, y que por tanto convergen al equilibrio en el largo plazo.[25] Para Enders, la principal idea detrás del análisis de cointregración es que hay una combinación lineal estacionaria. En teoría es posible observar una relación no lineal de largo plazo dentro de un conjunto de series de tiempo integradas. Esto es, una tendencia estocástica común de un sistema de índices de precios se puede interpretar como una integración entre las series y por tanto este factor común es un factor de riesgo sistémico que la diversificación de activos

25. W. Enders, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, Nueva York, 1995.

entre las bolsas del mundo no puede eliminar, pues es compartido por los distintos mercados del mundo.

En esta parte se investiga de manera empírica la relación de cointegración entre un grupo de series de tiempo y la existencia de una tendencia común entre éstas por medio del método de Johansen.[26] Este procedimiento permite especificar las restricciones y la velocidad de ajuste de los parámetros.

El método de Johansen se basa en la relación entre el rango de una matriz y sus raíces características. Este método representa al grupo de variables no estacionarias como un vector auto regresivo (VAR) de la forma:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \qquad [5]$$

donde x_t es un vector de variable no estacionarias.

El numero de relaciones cointegrantes esta fijado por el rango de la matriz Π, o sea el numero de vectores independientes cointegrados es el numero de filas linealmente independientes en la matriz Π digamos rango$(\Pi)=r$.

Por el teorema de representación de Granger[26] sabemos que tenemos la descomposición$\Pi=\alpha ß'$ donde α ß son dos matrices nxr de rango *r*. La matriz α es una matriz de ponderadores que miden la fuerza de la convergencia al equilibrio de largo plazo, la matriz ß es la matriz de los parámetros de cointegración. El rango de Π lo podemos obtener como el numero de valores propios diferentes de cero en la matriz Π. Johansen[27] propone dos estadísticos de prueba para obtener el numero de relaciones cointegrantes. De acuerdo con Dickey[28] se obtienen como sigue:

Para el contraste de traza se toma el estadístico:

$$\lambda_{traza}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\lambda_i) \qquad [6]$$

De acuerdo con Hamilton, la traza es cero (que es la suma de los elementos de la diagonal principal) cuando todos los valores propios son nulos o sea : $\lambda_i = 0$, i= 1,2,..,n. La hipótesis nula para el contraste para el máximo número de valores propios consiste en una familia de hipótesis anidadas en las que se avanza proponiendo: ir de r vectores a r+1 vectores cointegrantes.[29] Este estadístico toma la forma:

$$\lambda_{max}(r) = -T \ln(1-\lambda_i) \qquad [7]$$

De nueva cuenta, si el valor calculado de la raíz característica es cercano a cero, λmax será pequeño.

Johansen y Juselius proveen los valores críticos para los estadísticos λ traza y para λmax para varias hipótesis de acuerdo con los componentes determinísticos.[30] Asintóticamente, el estadístico:

$$-T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\lambda_i) - \ln(1-\lambda_i) \qquad [8]$$

tiene una distribución X2 con (n–r) grados de libertad. λ y λ denotan el orden de las raíz característica de la matriz restringida y no restringido a PI, respectivamente. La intuición detrás de esta prueba, de acuerdo con Enders, es que todos los valores del ln(1–λ) ln(1–λ), deben ser equivalentes.[31] Como resultado, pequeños valores del estadístico implican que es admisible incluir un intercepto en el vector de cointegración. Sin embargo, como Enders explica, la presencia de un intercepto incrementa la probabilidad de encontrar una combinación lineal estacionaria de *n* variables. Esto es, un valor grande de λ implica que la restricción artificial incrementa el número de vectores cointegrados.

Una vez que se encuentra el vector n de cointegración, es posible encontrar los valores de alfa y beta con las pruebas usuales de X2 para LS.

En el cuadro 3 se puede observar que no hay una relación de cointegración entre estas variables. No existe por tanto una representación estable para las variables porque las relaciones entre las variables no estacionarias son inestables.

26. S. Johansen, "Statistical Analisis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, 1995, pp. 231-254.
27. S. Johansen y K. Joselius, "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, núm. 2, 1990, pp. 169-210.
28. D. Dickey y W. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, 1981, pp. 1057-1072.
29. J. Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
30. S. Johansen y K. Juselius, *op. cit.*
31. W. Enders, *op. cit.*

C U A D R O 3

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA LA INFLACIÓN, EL INTERÉS Y EL TIPO DE CAMBIO

Valor propio	Razones de probabilidad[1]	Valor crítico de 5%	Valor crítico de 1%	Número de relaciones cointegrantes
0.339451	63.68894	24.31	29.75	Ninguno[a]
0.103719	16.41505	12.53	16.31	Máximo 1[a]
0.034549	4.008249	3.84	6.51	Máximo 2[b]

Coeficientes de cointegración no normalizados

TIN	TINFL	TCTCN
-0.014009	0.022302	0.000995
-0.005934	0.016624	-0.013854
-0.015778	0.013240	0.000648

Coeficientes de integración normalizados ecuación cointegrada 1

TIN	TINFL	TCTCN
1.000000	-1.592015	-0.071030
	0.12944	0.13321

Logaritmo de verosimilitud -647.1578

Coeficiente de integración normalizados ecuación cointegrada 2

TIN	TINFL	TCTCN
1.000000	0.000000	-3.237499
		1.56559
0.000000	1.000000	-1.988969
		0.94587

Logaritmo de verosimilitud -640.9544

Muestra: enero de 1996 a diciembre de 2003
Observaciones: 114
Series: TIN, tasa de interés nominal; TINFL, tasa de inflación, y TCTCN, tipo de cambio nominal
Intervalos de rezago: 1 a 4

[1] La prueba indica una ecuación de cointegración al nivel de significación de 5 por ciento
a. Denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación de 1 por ciento
b. Denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación de 5 por ciento

CONCLUSIONES

El presente estudio parte del efecto Fisher para sugerir mecanismos de transmisión hacia los mercados financieros por medio del premio al riesgo en el mercado de tipos de cambio. Se parte de un modelo ampliado de la ecuación de Fisher, puesto que en varios estudios sobre la economía mexicana se ha demostrado la falta de una relación directa y proporcional entre las expectativas inflacionarias y los cambios en las tasas de interés nominales. Así, hay un margen por encima de la tasa libre de riesgo de los modelos financieros. Este margen es un premio al riesgo cambiario. Hay otros riesgos financieros, y se pueden identificar otros tipos de premio al riesgo. En consecuencia, en este trabajo se adoptó un modelo ampliado de la ecuación de Fisher para complementar la falta de una relación unívoca entre expectativas inflacionarias y expectativas devaluatorias. El trabajo empírico señala que en el periodo de 1996 a la fecha, con un mercado de tipos de cambio flexibles y una política monetaria consistente, hubo una fuerte correlación entre las tasas de interés nominales, la inflación y los cambios en el tipo de cambio nominal. Sin embargo, el orden de integración mostró que la tasa de interés nominal es estacionaria, no así la inflación y los cambios en el tipo de cambio. Este resultado es importante porque en primer lugar difiere de los resultados de otros investigadores que señalan un marcado comportamiento no estacionario de las tasas de interés nominales. En segundo lugar es un resultado importante porque al ser la tasa de interés una serie estacionaria, este resultado se acerca a los hallazgos teóricos para los cuales las tasas de interés deben ser estacionarias; en el caso particular de la tasa de interés real, permite ligar esta tasa con factores reales y no con los monetarios.

Además, en las pruebas de cointegración se encontró un resultado aun más importante para los mercados financieros: el conjunto de variables no cointegra. Así se prueba que en caso haber un premio al riesgo por el efecto Fisher, este premio no es constante, es decir, se trata de un riesgo no sistémico CE