

PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS MEDIANTE EL MÉTODO GENERAL DE MOMENTOS

HORACIO CATALÁN ALONSO*

Se analiza la hipótesis de la paridad descubierta de la tasa de interés (PDTI), en el supuesto de expectativas racionales (ER) mediante el método general de momentos (GMM). Los resultados rechazan PDTI. Sin embargo, el grado de asociación entre la tasa de interés y la expectativa del tipo de cambio es mayor con el régimen de tipo de cambio flotante y el esquema de encaje promedio cero.

Clasificación JEL: E43; E50; E20

Recibido: 27 de noviembre de 2000.

Enviado a dictamen: 7 de diciembre de 2000.

Aceptado: 27 de febrero de 2001.

Palabras clave: paridad descubierta, expectativas racionales, GMM.

Introducción

La desregulación financiera mundial, a la cual se ha sumado la economía mexicana desde finales de los ochenta, ha generado una mayor integración de los mercados financieros y una expansión de los flujos de capital [Gabrel, 1995, y Studart, 1998]. Cuando los fundamentos económicos son favorables, el capital financiero internacional inunda los mercados de valores y por ello se incrementa la liquidez de los bancos y su capacidad para otorgar crédito. En cambio, en condiciones de incertidumbre en las decisiones de política económica o de inestabilidad en la economía internacional, se frena la entrada de capitales propiciando situaciones de crisis financiera [Guerguil, 2000]. Ante la necesidad de mantener constante el flujo de capitales y proteger las reservas internacionales, las acciones del banco central están orientadas a ofrecer rendimientos competitivos respecto al exterior, provocando incrementos en el nivel de las tasas de interés internas [Huerta, 2000 y Mántey, 1999].

Por su parte, las variaciones en la tasa de interés a corto plazo provocan cambios en las tasas de largo plazo, lo que afecta las decisiones de inversión y modifica los precios de diversos activos (acciones, bonos, bienes raíces, etc.) que influyen en el consumo de las familias. Por su parte, los bancos comerciales ajustan su oferta de crédito y su propio refinanciamiento, por lo que la liquidez del sistema financiero se altera. De tal manera que las expectativas de ganancia en el mercado de dinero adquieren mayor relevancia en la conducción de la política monetaria.

La relación entre la tasa de interés interna y las expectativas de rentabilidad puede estudiarse en el marco de la hipótesis de la paridad descubierta de tasas de interés (PDTI). La adopción de la PDTI implica realizar un supuesto sobre la formación de expectativas del tipo de cambio. Al respecto, uno de los desarrollos más importantes para explicar la formación de expectativas es la hipótesis de expectativas racionales (HER), la cual postula que a partir de la información disponible los agentes no cometen errores sistemáticos en sus previsiones. En el ámbito de la econometría se han aplicado di-

*Profesor de la Facultad de Economía, UNAM. Agradezco los comentarios y las sugerencias de Luis Miguel Galindo y de dos árbitros anónimos. Los errores son responsabilidad exclusiva del autor.

versos métodos de estimación para comprobar la HER [Cuthbertson, Taylor y Hall, 1992; Nerlove y Schuermann, 1995]: variables instrumentales (IV) y mínimos cuadrados en dos etapas con variables instrumentales (IV/2SLS). Sin embargo, dichos métodos presentan problemas de eficiencia en los parámetros. Por su parte, el método general de momentos (GMM) permite estimaciones eficientes sin la necesidad de especificar por completo el modelo de probabilidad [Hansen, 1982; Mátyás, 1999].

El presente trabajo tiene por objetivo estimar el modelo de PDTI conforme a la hipótesis de expectativas racionales mediante el GMM para la economía mexicana durante el periodo 1986 a 1999, así como identificar los efectos de las expectativas del tipo de cambio en la tasa de interés interna.

El trabajo se divide en cuatro apartados; en el primero se expone de manera muy general la condición de PDTI y las implicaciones de asumir el supuesto de expectativas racionales (ER) en la estimación; en el segundo se presenta el método de estimación (GMM), en el tercer apartado se muestran los resultados de la evidencia empírica y por último se hacen algunas conclusiones.

Marco general

La teoría de la paridad descubierta de tasas de interés relaciona las tasas de interés nacional y externa con la depreciación esperada del tipo de cambio.

$$R_t = R_t^* + \Delta TC_{t+1}^e \quad [1]$$

Donde R_t es la tasa de interés interna, R_t^* la tasa de interés internacional y ΔTC_{t+1}^e la tasa de depreciación esperada del tipo de cambio. Bajo condiciones de perfecta movilidad de capitales e inversionistas adversos al riesgo, la ecuación 1 establece que el rendimiento de los activos financieros en un país debe ser igual a la tasa de interés internacional más una ganancia o pérdida por los movimientos en el tipo de cambio. En este sentido, la tasa de interés interna puede disminuir cuando se anticipa una apreciación o bien aumenta si existe una expectativa de depreciación. La es-

pecificación econométrica de la ecuación 1 puede aproximarse como:

$$r_t = \beta_1 r_t^* + \beta_2 \Delta tc_{t+1}^e + u_t \quad [2]$$

Donde las minúsculas denotan el logaritmo de las series, u_t es el término de error y la hipótesis de PDTI es válida si se cumplen las siguientes restricciones: $\beta_1=1$ y $\beta_2=1$. Asumiendo que los agentes forman sus expectativas de forma racional, la tasa esperada de depreciación puede definirse como el valor esperado del tipo de cambio en $t+1$, condicionado al conjunto de información (Ω_{t-j}) relevante y disponible para los agentes en $t-j$ [McCallum, 1989; Smith, 1995].

$$\Delta tc_{t+1}^e = E[\Delta tc_{t+1} / \Omega_{t-j}], j \geq 0 \quad [3]$$

El supuesto de expectativas racionales implica que el conjunto de información debe ser ortogonal respecto a los errores, indicando que los agentes no cometen errores sistemáticos al realizar sus pronósticos [Cuthbertson, Taylor y Hall, 1992; Bekaert y Hodrick, 2000].

$$E[\Omega_{t-j} / U_t] = 0 \quad [4]$$

La condición de ortogonalidad se puede especificar en el marco del modelo lineal [Hasen y Sargent, 1982]: $Y_t = X_t \beta + U_t$, donde X_t es una matriz de orden $T \times k$ que incluye las variables aleatorias independientes, β (un vector de $k \times 1$ parámetros, Y_t representa el vector de la variable dependiente de $T \times 1$ y U_t el vector $T \times 1$ de residuos. El conjunto de información (Ω_{t-j}) se define por medio de la matriz Z_{t-j} de orden $T \times q$, que comprende las variables utilizadas por los agentes para realizar sus pronósticos (Z_1, Z_2, \dots, Z_q). La condición de ortogonalidad¹ se cumple cuando:

$$E[Z_{t-j}'(Y_t - X_t \beta)] = E[Z_{t-j}' U_t] = E[\Omega_{t-j} / U_t] = 0 \quad [5]$$

De esta forma la ecuación 2 puede ser utilizada para analizar la validez de PDTI mediante la definición de un conjunto de variables relevantes (Z_{t-j}) en la formación de expectativas de los agentes. La estimación puede realizarse por

¹En el contexto del modelo econométrico también debe cumplirse: $Var(U_t / \Omega_{t-j}) = \sigma_u^2 I$ y $E(U_t U_{t-i}) = 0$ para $i = 1, 2, K, \dots$.

el método de variables instrumentales (IV), las cuales definen al conjunto de información; por mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS), que se basa en utilizar un pronóstico de la variable cuya expectativa se desea modelar; o bien una combinación de ambos (IV/2SLS). Sin embargo, estos métodos se basan en el principio de mínimos cuadrados ordinarios y, en el caso de modelos de expectativas, los estimadores pierden eficiencia ante problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad [Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992]. Un método que garantiza estimaciones consistentes [Ogaki, 1999] y cumple con la condición de ortogonalidad [Hansen y Sargent, 1982] es el método general de momentos (GMM).

Método de estimación

La aplicación de GMM no requiere la especificación completa del modelo de probabilidad y la idea básica es que los parámetros desconocidos (o teóricos) pueden estimarse igualando, tantas veces como sea necesario, los momentos muestrales con los correspondientes momentos teóricos a fin de obtener un estimador de momentos para un parámetro desconocido, para lo cual se minimiza la media cuadrática muestral [Green, 1999; Harris y Máytás, 1999], que en el contexto del modelo lineal se define como:

$$Q(\beta) = T^{-1} [Y - X\beta]' ZW_T Z' [Y - X\beta] \quad [6]$$

Derivando la ecuación 6 respecto a β , dada la condición de primer orden y resolviendo se obtiene el vector de estimadores:

$$\hat{\beta} = [X' ZW_T Z' X]^{-1} X' ZW_T Z' Y \quad [7]$$

Donde Z representa a un conjunto de variables instrumentales, W_T se denomina la matriz de ponderaciones que se define como una matriz simétrica y no negativa de dimensión $q \times q$ [Green, 1999], la cual permite minimizar la función $Q(\beta)$. Una primera condición es aproximar a W_T mediante la inversa de la matriz de varianzas y covarianzas (V_T) de los momentos muestrales² [Harris y Máytás, 1999; Hansen, 1982a]:

² Esta matriz se obtiene a partir de una primera estimación de la ecuación 7 utilizando un conjunto de variables instrumentales (que definen al conjunto de información) como: $W = T(Z'Z)^{-1}$.

$$V_T = \frac{1}{T^2} \sum_{i=1}^T \sum_{j=1}^T Z_i Z_j' \text{cov}[\varepsilon_i \varepsilon_j] = \frac{1}{T^2} Z' \sum Z \quad [8]$$

A fin de garantizar estimadores asintóticamente eficientes [Cushing y McGarvey, 1999] y flexibilizar la distribución de los errores ante problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad, Newey y West [1987] proponen aproximar a W_T como un promedio ponderado entre la matriz de covarianzas muestrales V_T y una función Kernel de densidad espectral $k(j, q)$, tal como:

$$W_T = \frac{1}{T} \left[V_T + \frac{1}{T} \sum_{j=1}^{T-1} k(j, q) \sum_{t=j+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-j} (Z_t Z_{t-1}' + Z_{t-1} Z_t') \right] [9]$$

Así, la matriz W_T es utilizada en la expresión 7 a fin de obtener la estimación de los parámetros de interés. En el presente ensayo se utilizó la función kernel espectral cuadrática que minimiza el error cuadrado medio de la densidad espectral y presenta una tasa de convergencia más rápida que otras funciones [Andrews, 1991].

Evidencia empírica

La información utilizada son los datos mensuales³ sin desestacionalizar del periodo 1986(1) a 1999(12); la tasa de interés nacional (r_t) corresponde a la tasa de Cetes a 29 días. La tasa de letras del Tesoro de Estados Unidos a un mes se considera como la tasa de interés internacional (r^*_t) y se utilizó el tipo de cambio libre a fin de periodo (tc_t). Como variables instrumentales (IV) se eligieron el diferencial entre la inflación de México y Estados Unidos (Δppp_t) debido a que hay evidencia de que el tipo de cambio tiende a ajustarse al diferencial de precios [Galindo, 1995]; la variación en las reservas internacionales (ΔRI_t), ya que una disminución continua de las reservas se asume como un síntoma de incertidumbre y deriva en ataques contra el peso, como sucedió en los primeros meses de 1994 [Marino, 1996], y finalmente se incluyeron las variaciones del tipo de cambio en periodos anteriores, lo cual implica que los agentes utilizan un conjunto de información completa infor-

³ Los datos se obtuvieron de las siguientes fuentes: Banco de México y del Sistema de la Reserva Federal de los Estados Unidos.

primer lugar, es importante destacar que el periodo considerado corresponde a una etapa de importantes cambios estructurales de la economía mexicana, principalmente, al pasar de una estructura financiera basada en el mercado bancario a una orientada al mercado de capitales [Levy, 2000]. Asimismo, el régimen de tipo de cambio ha experimentado varias modificaciones: de 1989 a 1991 se aplicó un sistema de deslizamiento cambiario, desde finales de 1991 a 1994 consistía en una banda de flotación y a partir de 1995 en un sistema de flotación libre. En la gráfica 2 (anexo) se aprecia que después de la crisis de 1988 y hasta principios de 1994 la variación esperada del tipo de cambio se mantiene en un nivel relativamente constante, en tanto que la tasa de interés presenta una tendencia descendente, sobre todo a partir de 1990. Situación que puede estar asociada, por una parte, a que durante este periodo el tipo de cambio era utilizado como ancla nominal para reducir los niveles de inflación. Una vez establecida la meta de precios, el tipo de cambio se ajustaba mediante un deslizamiento diario [Banco de México, 1990]. Por otra parte, la política monetaria se orientó al sostenimiento del régimen cambiario mediante operaciones de esterilización [Galindo, 1995a]. Otro factor importante es que a principios de los noventa se restablece el flujo de capital financiero y las tasas de interés internacionales tienden a bajar, de tal manera que mientras las tasas de interés internas presentan una fase descendente, las expectativas del tipo de cambio permanecen estables.

A raíz de la crisis de 1994, las autoridades financieras abandonaron el régimen de bandas y adoptaron el de flotación libre. Ahora, el crédito interno asume el papel de ancla nominal [Banco de México, 1996: 65]. Para hacer compatible la meta cuantitativa del crédito interno con el nivel de precios deseado, la política monetaria se apoya en el esquema de encaje promedio cero. Ante presiones sobre el tipo de cambio derivadas de choques externos, el Banco de México interviene en el mercado de dinero y eleva las tasas de interés mediante la aplicación del "corto". Esto es, al dejar un saldo negativo en la cuenta corriente con los bancos (reciben crédito del banco central), los obliga a obtener recursos en el mercado de dinero a fin de evitar el cobro de intereses; y en consecuencia, se incrementa

el nivel de la tasa de interés. De esta forma se presenta una mayor asociación entre la tasa de interés y la expectativa del tipo de cambio a partir de 1995, con la aplicación de la política de saldos acumulados y el régimen de flotación libre.⁵

Asimismo, es importante destacar que esta situación genera un incremento de la deuda pública interna debido a que el gobierno opera con superávit primario, la acumulación de reservas internacionales en exceso a las necesidades de estabilización monetaria ha tenido que ir acompañada de una fuerte contracción del crédito neto del banco central al gobierno, limitando la capacidad de la política fiscal y reforzando la tendencia ascendente de la tasa de interés [Mántey, 1998 y 1999; Huerta 2000]. Aunado a lo anterior, los diferenciales de tasas de interés entre los depósitos y los Cetes (a iguales plazos) permiten a los bancos comerciales obtener un ingreso neto de sus tenencias de valores gubernamentales, acentuando el racionamiento del crédito bancario y alentando la especulación en los mercados secundarios de títulos, desviando el crédito del apoyo directo a la producción hacia el financiamiento de tenencias a corto plazo de valores gubernamentales [Mántey, 1998; Levy 2000].

Si bien se ha instrumentado un régimen de flotación libre, el Banco de México interviene en el mercado de divisas mediante un sistema de subastas, ofreciendo 200 millones de dólares cada vez que el deslizamiento del tipo de cambio supera el nivel de dos puntos porcentuales. Así, las autoridades financieras mantienen la estabilidad del tipo de cambio nominal, toda vez que una devaluación enviaría señales de inestabilidad financiera. Sin embargo, el efecto combinado de esta medida y el diferencial de precios entre Estados Unidos y México ha llevado a una apreciación del tipo de cambio real y en consecuencia las empresas vinculadas al sector externo se ven afectadas.

⁵ Castellanos [2000], mediante el método de regresiones rodantes y el modelo de vectores autorregresivos (VAR), encuentra que la aplicación del "corto" genera incrementos en la tasa de Cetes a 29 días y que los movimientos en el tipo de cambio tienen efectos directos en la tasa de interés.

mación completa⁴ [Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992]. En la estimación se consideraron todas las variables en logaritmos y en el caso del conjunto de información éste quedó determinado con la inclusión de las variables instrumentales con cuatro rezagos.

$$\Omega_{t-1} = [\Delta ppp_{t-j}, \Delta RI_{t-j}, \Delta tc_{t-j}], j = 1, 2, 3, 4 \quad [10]$$

Los resultados de la estimación de la PDTI por el GMM (véase el cuadro 1) muestran que los estimadores de la tasa de interés externa y la variación esperada del tipo de cambio presentan los signos esperados pero su valor es mayor que la unidad.

Cuadro 1
Resultados de la estimación por GMM
de la ecuación $r_t = \beta_1 r_t^* + \beta_2 \Delta tc_{t+1}^e + u_t$

| Variable | Coefficiente | Estadístico-t | Probabilidad |
|---------------------|--------------|---------------|--------------|
| r_t^* | 1.967 | 74.02 | (0.000) |
| Δtc_{t+1}^e | 1.409 | 4.63 | (0.000) |

Con el objetivo de comprobar PDTI se aplicó una prueba Wald (véase el cuadro 2), asumiendo como hipótesis nula elasticidad unitaria en los estimadores. En el caso de la variación esperada del tipo de cambio no se rechaza la hipótesis nula; respecto a la tasa de interés externa el resultado de la prueba indica que no existe elasticidad unitaria, lo que indica que un incremento en la tasa de interés externa provocaría un aumento de la tasa de interés interna pero en una mayor proporción.

Cuadro 2
Prueba Wald sobre restricción de los parámetros

| Prueba | $\beta_1 = 1$ | $\beta_2 = 1$ |
|-------------|---------------|---------------|
| $\chi^2(1)$ | 13.24[0.00]** | 1.81[0.17] |

**rechazo de la hipótesis nula al 1% de significancia

Debido a que en la estimación el número de instrumentos es mayor que el de parámetros, se aplicó una prueba para

⁴ Cuando no se incluyen valores rezagados de la variable esperada, se asume que los agentes sólo consideran un subconjunto de información ($\Lambda_t \subseteq \Omega_t$).

determinar si el modelo no está sobreidentificado. Ésta consiste en asumir como hipótesis nula que las restricciones sobreidentificadas cumplen con la condición de ortogonalidad. Los resultados indican que el modelo estimado no presenta problemas de especificación [$\chi^2(10) = 10.9(0.36)$]. Por otra parte, el rechazo de PDTI puede estar asociado al proceso de formación de expectativas [MacDonald, 2000]. La comprobación de la HER requiere que el error de pronóstico sea independiente del conjunto de información utilizado [Bekaert y Hodrick, 2000] y la prueba se puede especificar de dos formas:

$$(\Delta tc_{t+1} - \Delta tc_{t+1}^e) = \alpha / \Omega_{t-j} + v_t$$

[Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992] [11]

$$\Delta tc_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta tc_{t+1}^e + v_t$$

[MacDonald, 2000; Liu y Maddala, 1992] [12]

En el contexto de la ecuación 11 aceptar la HER implica probar que $\alpha = 0$ y en el caso de la ecuación 12 se debe cumplir que $\alpha_0 = 0$ y $\alpha_1 = 1$. En los cuadros A1 y A2 se presentan los resultados de la estimación para ambas ecuaciones. Respecto a la ecuación 11 se aplicó una prueba Wald, asumiendo como hipótesis nula que los estimadores de las variables que definen al conjunto de información sean iguales a cero. Los resultados, $\chi^2(12) = 15.96[0.19]$, señalan que el error de pronóstico es independiente del conjunto de información. Sin embargo, atendiendo a la prueba t-Student, el estimador correspondiente al tercer rezago del tipo de cambio resulta estadísticamente significativo indicando que puede existir alguna relación con el error de pronóstico. Por su parte, en la ecuación 12 la hipótesis conjunta de que $\alpha_0 = 0$ y $\alpha_1 = 1$, no es rechazada por los datos, de acuerdo con la prueba Wald, $\chi^2(12) = 1.62[0.44]$. Así que existe evidencia para considerar que es adecuado el axioma de HER y por lo tanto el diferencial de inflación entre México y Estados Unidos, la variación en las reservas internacionales y los movimientos en periodos anteriores del tipo de cambio aportan información relevante para pronosticar los futuros movimientos del tipo de cambio.

En virtud de que el proceso de formación de expectativas es adecuado, el rechazo de PDTI se debe a otros factores. En

Conclusiones

Los resultados de la estimación por GMM muestran evidencia en contra del cumplimiento estricto de PDTI, en virtud de que el estimador de la tasa de interés externa rechaza la presencia de elasticidad unitaria. Sin embargo, es posible determinar una relación directa entre las tasas de Cetes, las letras del Tesoro y la variación esperada del tipo de cambio. El diferencial de la inflación entre México y Estados Unidos, así como la variación en las reservas internacionales y los movimientos en el tipo de cambio constituyen un conjunto de información relevante para predecir cambios en el tipo de cambio y muestran evidencia a favor de la hipótesis de expectativas racionales.

El rechazo de PDTI puede estar asociado al régimen de tipo de cambio y al manejo de la política monetaria. Durante la vigencia de los sistemas de deslizamiento anticipado y de bandas se aprecia una tendencia descendente de la tasa de interés interna y por su parte las expectativas del tipo de cambio permanecen estables. Con el régimen de tipo de cambio flexible y la política monetaria de saldos acumulados se presenta una mayor relación entre ambas variables. De tal manera que, ante presiones sobre el tipo de cambio el banco central incrementa la tasa de interés para ofrecer mayores rendimientos y evitar ataques especulativos contra el peso; para ello interviene en el mercado de dinero (dejando corto al sistema) y en el mercado de cambios (aumentando la oferta de divisas).

Esta situación tiene implicaciones importantes para el manejo de la política económica en virtud de que uno de los principales problemas que ha manifestado la economía mexicana es su permanente desequilibrio externo, que genera una mayor dependencia de los flujos de capital foráneo. A fin de garantizar atractivos rendimientos, para evitar la salida de los capitales, las autoridades financieras han aplicado políticas monetaria restrictivas que mantienen elevadas tasas internas, afectando las finanzas públicas, por el alto costo de la deuda, y encareciendo el crédito bancario. Asimismo, la entrada de capitales y las intervenciones del Banco de México en el mercado cambiario propician la apreciación del tipo de cambio real, afectando

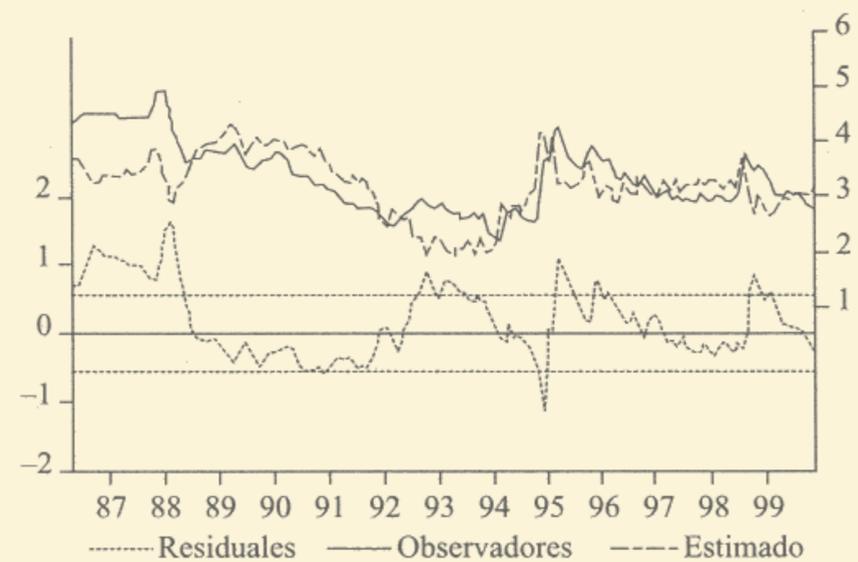
la competitividad de las empresas nacionales y en consecuencia un mayor déficit externo.

En el contexto de apertura comercial y liberalización financiera, los movimientos de capital y las expectativas sobre el tipo de cambio adquieren un papel relevante debido a que en condiciones de incertidumbre, choques externos o movimientos en las tasas de interés internacional se desatan acciones especulativas contra el peso, generando situaciones de crisis financiera. En este sentido sería importante considerar la aplicación de una política cambiaria basada en metas de tipo de cambio real que no se vea afectada por los movimientos de capital.

Anexo

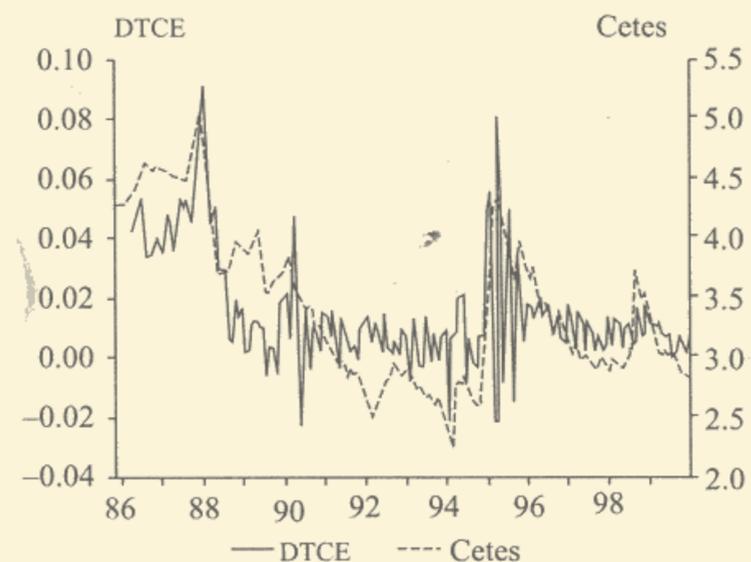
Gráfica 1

Tasa de Cetes: valores estimados y residuales por el método general de momentos (en logaritmos)



Gráfica 2

Variación esperada del tipo de cambio (DTCE) y de los Cetes (en logaritmos)



Cuadro A1

Prueba de ortogonalidad del conjunto de información

$$\text{Ecuación (11)} \quad (\Delta tc_{t+1} - \Delta tc_{t+1}^e) = \alpha' \Omega_{t-j} + v_t$$

| Variable | Coefficiente | Estadístico-t | Probabilidad |
|--------------------|--------------|---------------|--------------|
| Δppp_{t-1} | 0.025 | 0.062 | 0.951 |
| Δppp_{t-2} | -0.087 | -0.163 | 0.871 |
| Δppp_{t-3} | 0.071 | 0.134 | 0.894 |
| Δppp_{t-4} | -0.137 | -0.390 | 0.697 |
| ΔRI_{t-1} | 0.001 | 0.032 | 0.974 |
| ΔLRI_{t-2} | -0.001 | -0.021 | 0.983 |
| ΔLRI_{t-3} | 0.002 | 0.062 | 0.951 |
| ΔLRI_{t-4} | 0.008 | 0.289 | 0.773 |
| Δtc_{t-1} | 0.063 | 0.679 | 0.498 |
| Δtc_{t-2} | -0.027 | -0.262 | 0.794 |
| Δtc_{t-3} | 0.275 | 2.521 | 0.013 |
| Δtc_{t-4} | -0.135 | -1.207 | 0.229 |

Cuadro A2

Prueba de ortogonalidad del conjunto de información

$$\text{Ecuación (12)} \quad \Delta tc_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta tc_{t+1}^e + v_t$$

| Variable | Coefficiente | Estadístico-t | Probabilidad |
|---------------------|--------------|---------------|--------------|
| C | 0.006 | 1.248 | 0.214 |
| Δtc_{t+1}^e | 0.815 | 4.232 | 0.000 |

Bibliografía

- Andrews, D.W.K. [1991]. "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", en *Econometrica*, vol. 59, pp. 817-858.
- Banco de México [1990]. *Informe Anual 1989*, México, abril.
- ——— [1996]. *Informe Anual 1995*, México, abril.
- ——— [2000]. *Política monetaria. Programa para 2000*, México, febrero.
- Bekaert, G. y R. J. Hodrick [2000]. "Expectations Hypothesis Tests", *NBR Working Paper*, núm. 7609, marzo, pp. 1-31.
- Castellanos, S.G. [2000]. "El efecto del corto sobre la estructura de tasas de interés", *Documento de Investigación del Banco de México*, núm. 2000-1, México.
- Cushing, M.J., y M.G. McGarvey [1999]. "Covariance Matrix Estimation", en L. Mátyás (ed.), *Generalized*

Method of Moments Estimation, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 63-95.

- Cuthbertson, K., S.G. Hall y M.P. Taylor [1992]. *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan.
- Gabrel, I. [1995]. "Speculation-LED economic development: a post-Keynesian interpretation of financial liberation programmes in the Third World", en *International Review of Applied Economics*, vol. 9, núm. 2, pp. 127-149.
- Galindo, L.M. [1995]. "Una nota sobre el tipo de cambio en México", *Investigación Económica*, 212, abril-junio, pp. 113-134.
- ——— [1995a]. "La hipótesis de expectativas en el mercado de Cetes en México: 1990-1995", en *Estudios Económicos*, vol. 10, núm. 1, enero-junio, pp. 67-88.
- Green, W.H. [1999]. *Econometric Analysis*, MacMillan, Nueva York.
- Guerguil, M. [2000]. "Capital Flows to LAC in the 1990s: Overall Trends and Policy Implications", *The Munk Center for International Studies*, ponencia presentada en Critical Issues in Financial Reform: Latin American/Caribbean and Canadian Perspectives, 1-2 junio de 2000, Toronto, Canadá.
- Harris, D., y L. Mátyás [1999]. "Introduction to the Generalized Method of Moments Estimation", en L. Mátyás (ed.), *Generalized Method of Moments Estimation*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 3-30
- Hansen, L.P., y T.J. Sargent [1982]. "Instrumental Variables Procedures for Estimating Linear Rational Expectations Models", en *Journal of Monetary Economics*, vol. 9, pp. 263-296.
- ——— [1982a]. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", en *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, pp. 1029-1054.
- Huerta, G.A. [2000]. *La dolarización, inestabilidad financiera y alternativa en el fin de sexenio*, Editorial Diana, México.
- Levy, N. [2000]. "Tasas de interés, agregados monetarios y crecimiento económico", *Momento Económico*, núm. 107, enero-febrero, pp. 30-47.
- Liu, P.C. y G.S. Maddala [1992]. "Rationality of survey data and tests for market efficiency in the foreign exchange markets", *Journal of International Money and Finance*, vol. 11, núm. 4, pp. 366-381.

- MacDonald, R. [2000]. "Expectations formation and risk in three financial markets: surveying what the surveys say", *Journal of Economic Surveys*, vol. 14, núm. 1, pp. 69-100.
- Mántey, G. [1998]. "Desregulación financiera y protección fiscal al banco central", *Economía Informa*, núm. 265, marzo, pp. 15-20.
- ——— [1999]. "Políticas monetaria y cambiaria para el crecimiento con flujos de capital externo volátiles", en *Comercio Exterior*, vol. 49, núm. 5, mayo, pp. 445-454.
- Marino, L.R. [1996]. "La autoridad monetaria frente a las crisis financieras: la experiencia reciente del Banco de México", en *Monetaria*, enero-marzo, pp. 1-30.
- Mátyás L. (ed.) [1999]. *Generalized Method of Moments Estimation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- McCallum, B.T. [1989]. *Monetary Economic: Theory and Policy*, Mcmillan, Nueva York.
- Nerlove, M., y T. Schuermann [1995]. "Expectation: Are They Rational, Adaptative, or Navie?", en *Advances in Econometrics and Quantitive Economics*, editado por G.S. Maddala, P.C.B. Phillips y T.N. Srinivasan, Blackwell, Cambridge, Massachusetts, pp. 354-381.
- Newey, W.K., y K.D. West [1987]. "A Simple Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", en *Econometrica*, vol. 55, pp. 703-706.
- Ogaki, M. [1999]. "GMM Estimation Techniques", L. Mátyás (ed.), en *Generalized Method of Moments Estimation*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 31-62.
- Smith, G. [1995]. "Exchange-rate discounting", *Journal of International Money and Finance*, vol. 14, núm. 5, pp. 659-666.
- Studart, R. [1998]. "Políticas financieras y crecimiento en el contexto del desarrollo: lecciones derivadas de América Latina y del Sudeste Asiático en los años ochenta", en *Investigación Económica*, vol. LVII, núm. 224, abril-junio, pp. 15-42.