

El mercado de futuros del tipo de cambio en México, 1978-1985

LUIS MIGUEL GALINDO P. E IGNACIO PERROTINI*

INTRODUCCIÓN

En marzo de 1995 las autoridades monetarias mexicanas autorizaron la apertura de un mercado de futuros del peso en Chicago a fin de estabilizar el mercado cambiario y dar certidumbre a los inversionistas sobre el tipo de cambio. El mercado de futuros ya había operado de 1978 a 1985, pero se consideró que generó presiones adicionales sobre la paridad cambiaria y creó las condiciones de un mercado especulativo sin favorecer su estabilidad.

Desde el punto de vista teórico, el análisis de los mercados a futuros del tipo de cambio como un estimador insesgado del mercado al contado (*spot*) es un tema que ha atraído particular atención en años recientes.¹ En condiciones de información asimétrica o imperfecta los mercados de futuros permiten reducir la incertidumbre pero también pueden fomentar la especulación.² La inexistencia de sesgos es un argumento en favor de la eficiencia en los mercados, de la colocación óptima de los recursos y de una posible reducción de los ataques especulativos contra el peso.³ Por el contrario, la presencia de ciertas inefi-

ciencias en los mercados de tipo de cambio impide la distribución óptima de los recursos, cosa que los especuladores pueden aprovechar para hacerse de ganancias extraordinarias.⁴

Un sesgo en el mercado de futuros puede tener diversas causas, como la intervención del banco central, problemas en el procesamiento de la información, la presencia de un riesgo variable o burbujas especulativas⁵ o incluso el conocido problema del peso.⁶

El propósito de este trabajo es analizar si el mercado de futuros del tipo de cambio en México fue un predictor insesgado del tipo de cambio al contado a diferentes plazos de 1978 a 1985. Los principales resultados indican que el mercado de futuros es un estimador sesgado del tipo de cambio al contado y la posible presencia de una prima de riesgo variable. En particular, hay suficiente evidencia de que el tipo de cambio a futuros tendió a ubicarse por arriba del tipo de cambio al contado, de modo que los participantes en este mercado tendieron a cubrirse del riesgo de devaluaciones bruscas e inesperadas. El conjunto de esta situación se reflejó en que los coeficientes obtenidos resultaron siempre menores que los sugeridos por la teoría económica en

1. R. MacDonald y M. Taylor, "Exchange Rate Economics", en C.J. Green y D.T. Llewellyn (eds.), *Surveys of Monetary Economics*, Money Study Group, 1991, pp. 150-224.

2. R. Edwards y C.W. Ma, *Futures and Options*, MacGraw-Hill, Nueva York, 1992, p. 224.

3. F. Fama, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Literature", *Journal of Finance*, vol. 25, mayo de 1970, pp. 383-417, y H.R. Varian, *Microeconomic Analysis*, Norton Company, 1984, p. 348.

*Investigadores de la Maestría en Ciencias Económicas de la Unidad de los Ciclos Profesional y Posgrado del Colegio de Ciencias y Humanidades de la UNAM y de la División de Estudios Superiores de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM, respectivamente.

4. En la mayoría de los casos estas ganancias se realizan en detrimento de los bancos centrales. R.T. Baillie y P.C. McMahon, *The Foreign Exchange Market: Theory and Econometric Evidence*, Cambridge University Press, 1989, p. 253.

5. H. Blanco y P. M. Garber, "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso", *Journal of Political Economy*, 13 de febrero de 1986, pp. 148-166, y R. MacDonald y M. Taylor, *op. cit.*

6. El problema del peso sugiere que la persistencia de un sesgo en el estimador se origina en la percepción de una posible devaluación, la cual no llega a concretarse durante el período en cuestión. En estas condiciones, las estimaciones econométricas muestran un sesgo condicionado por el tamaño de la muestra. W.S. Krasker, "The 'Peso Problem' in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets", *Journal of Monetary Economics*, vol. 6, abril de 1980, pp. 269-276.

el caso de mercados eficientes. Todo ello sugiere la existencia de elementos que pueden favorecer la volatilidad y los movimientos especulativos en el mercado cambiario y reducir su eficiencia.

El artículo se divide en tres secciones. En la primera se presenta un marco general para el análisis del tipo de cambio y se resumen las pruebas econométricas; en la segunda se presenta la evidencia empírica, y en la última las conclusiones y algunos comentarios generales.

MARCO GENERAL

La relación entre el tipo de cambio al contado y el tipo de cambio del mercado de futuros puede analizarse utilizando como marco de referencia la hipótesis de eficiencia en los mercados (HEM). Ésta sostiene que un mercado es eficiente si el precio refleja instantáneamente todo lo relevante definido en un conjunto de información.⁷ En un mercado eficiente no es posible entonces obtener ganancias extraordinarias.⁸ En este caso, los valores rezagados del tipo de cambio no contienen información relevante para predecir el valor futuro, lo que proporciona evidencia en favor de la HEM. Así, el tipo de cambio nominal conforme a dicha hipótesis puede representarse como:⁹

$$E(S_{t+1}/\Omega_t) = F_t \quad (1)$$

Donde S_{t+1} representa el tipo de cambio al contado en el futuro y F_t el tipo de cambio consignado en el tiempo t con vencimiento al tiempo $t + 1$, Ω_t es el conjunto de información al tiempo t . Todas las variables están definidas en logaritmos para evitar la paradoja de Siegel.¹⁰

La hipótesis de expectativas racionales implica que:

$$E(S_{t+1}) = S_{t+1} + e_{t+1} \quad (2)$$

Sustituyendo la ecuación (2) en la (1) se deriva la siguiente:

$$S_{t+1} = F_t + e_{t+1} \quad (3)$$

La ecuación (3) indica que la tasa futura al contado sólo diferirá de la tasa del mercado de futuros por el término de error dado por las expectativas racionales. Así, el valor esperado del término de error dado por el conjunto de información (Ω_t) es cero. Esto equivale a considerar que la diferencia esperada entre la tasa de contado en el futuro y la tasa del mercado de futuros correspondiente será cero. Por tanto, una condición débil en un mercado eficiente, dada por la ecuación (3), será:

$$E_t[S_{t+1} - F_t] = 0 \quad (4)$$

7. F. Fama, *op. cit.* Este autor define tres tipos de eficiencia. Este artículo se concentra en el análisis del concepto de eficiencia débil.

8. R. T. Baillie y P. C. McMahon, *op. cit.*

9. E. F. Fama, "Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates", *Journal of Financial Economics*, núm. 3, 1976, pp. 361-377.

10. R. MacDonald y M. Taylor, *op. cit.*

Las ecuaciones (3) y (4) representan la hipótesis conjunta de insesgamiento conforme al supuesto de expectativas racionales.

La evidencia empírica muestra que la tasa de cambio al contado y el tipo de cambio del mercado de futuros son procesos no estacionarios de orden $I(1)$. De este modo, una prueba débil para analizar si la tasa de cambio en el mercado de futuros es un estimador insesgado de la tasa al contado consiste en analizar si la diferencia entre ambas es un proceso estacionario $I(0)$.¹¹

La segunda prueba consiste en analizar la presencia de cointegración entre ambas series utilizando la ecuación siguiente:¹²

$$S_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 F_t + e_{t+1} \quad (5)$$

La hipótesis de insesgamiento (HI) implica que: $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$. En el corto plazo, la HI puede representarse como:¹³

$$[S_t - S_{t-1}] = \alpha_0 + \alpha_1 [F_{t-1} - S_{t-1}] + u_t \quad (6)$$

La HI implica que: $\alpha_0 = 0$ y $\alpha_1 = 1$. La ecuación (6) puede estimarse por el método general de momentos (MGM) corrigiendo por autocorrelación de orden uno y posible heteroscedasticidad.¹⁴ Así se obtienen estimadores más eficientes.¹⁵

Hakkio y Rush¹⁶ combinaron las ecuaciones (5) y (6) en un modelo de corrección de errores (MCE) como el siguiente:

$$\Delta S_t = \beta_0 [S_{t-1} - \theta F_{t-1}] + \beta_1 \Delta S_{t-1} - \sum_{i=0}^{i=4} \gamma_i \Delta F_{t-1-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \delta_i \Delta S_{t-1-i} + u_t \quad (7)$$

La condición de insesgamiento en la ecuación (7) impone dos condiciones:

$$-\beta_0 = \beta_1 = \theta = 1 \quad (7.a)$$

$$\gamma_i = \delta_i = 0 \quad (7.b)$$

11. Para una definición de procesos estacionarios véase K. Cuthbertson, S. G. Hall y M. Taylor, *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan, 1992, p. 274.

12. Y. L. Ngama "Testing for Efficiency of Thin Forward Foreign Exchange Markets: An Application of Instrumental Variable Multiple Regression with Integrated, $I(1)$ Variables", *The Manchester School*, vol. LX, núm. 2, junio de 1992, pp. 119-129.

13. J. F. O. Bilson, "The Speculative Efficiency Hypothesis", *Journal of Business*, vol. 54, 1981, pp. 435-451, y E. F. Fama, "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, 1984, pp. 319-338.

14. En el MGM se utiliza el procedimiento de ponderaciones que disminuyen para garantizar una matriz positiva semidefinida. W. D. Newey y K. D. West, "A Simple Positive Semi-definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, 1987, pp. 703-706. El MGM corrige la autocorrelación de orden uno utilizando el método Kerne-Bartlett y utiliza una matriz consistente de White. W. H. Greene, *Econometric Analysis*, Maxwell MacMillan International, 1991, p. 783.

15. L. P. Hansen, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, julio de 1982, pp. 1029-1054.

16. C. S. Hakkio y M. Rush, "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets", *Journal of International Money and Finance*, vol. 8, 1989, pp. 17-88.

La ecuación (7) puede estar sujeta a un sesgo asintótico de segundo orden y a ciertos problemas de dependencia en los parámetros.¹⁷ Éstos pueden evitarse cuando la variable independiente es exógena débil.¹⁸ De este modo, el modelo general apropiado que debe analizarse inicialmente es el siguiente:

$$\Delta S_t = \alpha_{10} [S_{t-1} - \beta_{111} F_{t-1} - \beta_{10}] + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_{1i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \psi_{1i} \Delta F_{t-i} + u_{1t} \tag{8}$$

$$\Delta F_t = \alpha_{20} [S_{t-1} - \beta_{21} F_{t-1} - \beta_{20}] + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_{2i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \psi_{2i} F_{t-1} + u_{2t}$$

Como S_t es la variable dependiente, entonces la tasa de cambio a futuro deberá ser exógena débil. Conforme esta condición, (7) puede utilizarse individualmente.¹⁹ Esta condición implica en la ecuación (8) que:

$$\alpha_{20} = 0 \tag{9}$$

ANÁLISIS EMPÍRICO

Los datos utilizados en este ensayo corresponden a las tasas de cambio al contado y de futuros de uno, tres y seis meses del mercado de Chicago para el período 1978:01-1985:10. Se utilizó información diaria tomando el día 15 de cada mes. Los datos proceden de la carpeta de *Indicadores Económicos* del Banco de México. Todas las variables están en logaritmos. Los índices superiores c y v denotan el mercado de compradores y vendedores, respectivamente.

Las pruebas de raíces unitarias Dickey Fuller Aumentada (DFA) y Phillips-Perron (PP)²⁰ indican que el tipo de cambio al contado y los tipos de cambio a futuros de uno, tres y seis meses, son procesos no estacionarios de orden uno [I(1)]. Véase el cuadro 1.

Las pruebas de cointegración²¹ y Dickey Fuller Aumentada²² indican que las series del tipo de cambio al contado y los tipos de cambio a futuros para compra y venta de uno y tres meses están cointegradas. Los coeficientes de todas estas estimaciones son relativamente similares y muestran la solidez de los resultados. Éstos son además consistentes con Moore y Hakkio y

17. P.C.B. Phillips, "Optimal Inference in Cointegrating Systems", *Econometrica*, vol. 59, núm. 2, 1991, pp. 283-306; S. Johansen, "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, vol. 52, 1992, pp. 231-254, y M.J. Moore, "Some New Tests of Efficiency in the Forward Exchange Rate Market", Discussion paper, Queen's University of Belfast, 1993, p. 47.

18. N.R. Ericsson y J.S. Irons (eds.), *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 1994, p. 422.

19. C.M. Engle y C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, 1987, pp. 251-276.

20. P.C.B. Phillips y P. Perron, "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, 1988, pp. 335-346.

21. La cointegración entre dos variables implica que éstas tienen un equilibrio de largo plazo, K. Cuthbertson, S.G. Hall y M. Taylor, *op. cit.*

22. C.M. Engle y C.W.J. Granger, *op. cit.*

C U A D R O 1

PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variable	Dickey Fuller Aumentada	Phillips-Perron
S_t^c	2.47 [.015]	1.00 [.159]
ΔS_t^c	-3.16 [.002]	-10.18 [.000]
S_t^v	2.57 [.012]	0.91 [.182]
ΔS_t^v	-3.58 [.074]	-10.78 [.000]
F_t^c	2.44 [.016]	1.05 [.000]
ΔF_t^{c+1}	-3.03 [.003]	-9.99 [.000]
F_t^v	2.60 [.011]	0.97 [.166]
ΔF_t^{v+1}	-3.47 [.001]	-10.64 [.000]
F_t^{c+3}	2.36 [.020]	1.10 [.136]
ΔF_t^{c+3}	-2.78 [.007]	-9.75 [.000]
F_t^{v+3}	2.55 [.013]	1.03 [.152]
ΔF_t^{v+3}	-2.63 [.010]	-10.71 [.000]
F_t^{c+6}	2.39 [.019]	1.08 [.141]
ΔF_t^{c+6}	-3.17 [.002]	-9.35 [.000]
F_t^{v+6}	2.45 [.016]	1.05 [.147]
ΔF_t^{v+6}	-3.78 [.000]	-10.57 [.000]

Notas: Período: 1978:01-1985:10. Dickey Fuller Aumentada con dos rezagos. Los residuales se revisaron por autocorrelación. La prueba de Phillips-Perron incluye cuatro rezagos.

Rush,²³ De este modo, puede establecerse la existencia de una relación estable de largo plazo entre el tipo de cambio al contado y los futuros a uno y tres meses en ambos mercados. Ello sugiere además que la prima de riesgo entre estas variables es un proceso estacionario [I(0)]. La evidencia sobre el tipo de cambio a futuro para seis meses es ambigua. El procedimiento de Johansen sugiere que las series están cointegradas. Por el contrario, las pruebas de Dickey Fuller Aumentada y de Phillips Hansen no encuentran evidencia de cointegración. Esto último indica que el premio de riesgo tiende a incrementarse con el tiempo al grado de convertirse en un proceso no estacionario I(1). Destaca que los resultados sean consistentes para los mercados de compra y venta.

Las estimaciones sintetizadas en el cuadro 2 indican que β_1 tiene un valor cercano a uno. Es de destacarse asimismo que el valor de β_0 y β_1 tiende a alejarse de sus valores esperados conforme aumenta el período del contrato en el mercado de futuros.

El cuadro 3 sintetiza las pruebas de hipótesis sobre el valor de los coeficientes en los vectores de cointegración. La hipótesis conjunta de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ es rechazada por los datos, no obstante que el valor de β_1 es, en la mayoría de los casos, muy cercano a uno. Estos resultados indican que todos los mercados del tipo de cambio a futuro son estimadores sesgados del tipo de cambio al contado.

Las estimaciones de la ecuación (6) por el MGM se presentan en las ecuaciones (32) y (33). Estos resultados indican que el valor de β_1 es ciertamente distinto de uno. No obstante, la prueba de Wald no rechaza la hipótesis nula de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$

23. M.J. Moore, "Testing for Unbiasedness in Forward Markets", Discussion paper, Queen's University of Belfast, 1994, p. 23, y C.S. Hakkio y M. Rush, *op. cit.*

C U A D R O 2

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN

Ecuación	β_0	β_1	Prueba	Método
(14) S_{t+1}^c	0.0284	0.9876	26.63	Johansen
(15) S_{t+1}^v	0.0300	0.9851	27.32	Johansen
(16) S_{t+3}^c	0.0991	0.9558	74.77	Johansen
(17) S_{t+3}^v	0.0921	0.9525	64.69	Johansen
(18) S_{t+6}^c	0.1542	0.9223	38.82	Johansen
(19) S_{t+6}^v	0.1254	0.9213	37.29	Johansen
(20) S_{t+1}^c	0.0176	0.9948	-10.05	Phillips-Hansen
(21) S_{t+1}^v	0.0189	0.9929	-10.53	Phillips-Hansen
(22) S_{t+3}^c	0.0694	0.9835	-3.58	Phillips-Hansen
(23) S_{t+3}^v	0.0620	0.9821	-3.91	Phillips-Hansen
(24) S_{t+6}^c	0.1654	0.9652	-2.35	Phillips-Hansen
(25) S_{t+6}^v	0.1457	0.9632	-2.57	Phillips-Hansen
(26) S_{t+1}^c	0.0089	1.0006	-4.10	Dickey Fuller Aumentada
(27) S_{t+3}^c	0.0152	0.9972	-4.43	Dickey Fuller Aumentada
(28) S_{t+1}^v	0.0392	0.9983	-3.70	Dickey Fuller Aumentada
(29) S_{t+3}^v	0.0415	0.9931	-3.65	Dickey Fuller Aumentada
(30) S_{t+6}^c	0.1355	0.9827	-2.06	Dickey Fuller Aumentada
(31) S_{t+6}^v	0.1275	0.9765	-2.04	Dickey Fuller Aumentada

Notas: ADF = Dickey Fuller Aumentada con dos rezagos y revisada por autocorrelación. La columna cuatro proporciona la prueba de razón de máxima verosimilitud basada en la máxima raíz característica de la matriz estocástica del procedimiento Johansen; la prueba de Phillips-Perron con cuatro rezagos de los residuales de la regresión de cointegración dada por el procedimiento de Phillips-Hansen, y la prueba Dickey Fuller Aumentada de los residuales de la regresión con mínimos cuadrados ordinarios. El procedimiento de Phillips-Hansen fue corregido por autocorrelación de orden uno.

(véase el cuadro 4). Este último resultado puede deberse a que los errores estándares son relativamente grandes en comparación con el valor de los parámetros. Esto es, todos los coeficientes tienen estadísticos t no significativos. Esto facilita que las restricciones impuestas sean aceptadas por los datos y muestra que las pruebas de corto plazo no pueden presentarse como evidencia concluyente en favor de la HI.

$$\begin{matrix} (S_t^c - S_{t-1}^c) = 0.009 + 1.12 (F_{t-1}^c - S_{t-1}^c) \\ (t) \quad (.61) \quad (1.26) \end{matrix} \quad (32)$$

Muestra: 78:01-1985:06. $R^2 = 0.02$ $RSS = 0.071628$
 $DW = 2.02$

$$\begin{matrix} (S_t^v - S_{t-1}^v) = 0.01 + 0.69 (F_{t-1}^v - S_{t-1}^v) \\ (t) \quad (1.02) \quad (1.17) \end{matrix} \quad (33)$$

Prueba: 1978:01-1985:06 $R^2 = 0.04$ $RSS = 0.91804$
 $DW = 2.18$

Las estimaciones de la ecuación (7), incluyendo y excluyendo el intercepto, se presentan en las ecuaciones (34), (35), (36) y (37).²⁴ La evidencia empírica indica que el tipo cambio a futuro es un estimador sesgado de la tasa al contado. Las ecuacio-

24. Se realizaron estimaciones sólo para un mes a fin de evitar los problemas de trabajar con datos sobrepuestos, como menciona M.J. Moore, "Some New...", *op. cit.*

nes (34) a (37) tienen coeficientes ciertamente distintos de la condición (7.a) y muestran además problemas de forma funcional, autocorrelación, heteroscedasticidad e inexistencia de normalidad en los errores. Por ello, estas ecuaciones no pueden considerarse una adecuada aproximación del proceso generador de la información.²⁵

C U A D R O 3

RESTRICCIONES EN LOS VECTORES DE COINTEGRACIÓN

Variable	Johansen	Phillips-Hansen
S_{t+1}^c	$X^2(2)=21.18 [0.000]$	$X^2(1)=71380.0 [0.000]$
S_{t+1}^v	$X^2(2)=19.81 [0.000]$	$X^2(1)=55790.0 [0.000]$
S_{t+3}^c	$X^2(2)=29.94 [0.000]$	$X^2(1)=9592.0 [0.000]$
S_{t+3}^v	$X^2(2)=29.22 [0.000]$	$X^2(1)=8466.0 [0.000]$
S_{t+6}^c	$X^2(2)=15.41 [0.000]$	$X^2(1)=3031.0 [0.000]$
S_{t+6}^v	$X^2(2)=18.37 [0.000]$	$X^2(1)=2898.0 [0.000]$

La evidencia indica que la información pasada es relevante para predecir cambios futuros en la tasa al contado (véase el cuadro 5). Cabe mencionar que estas ecuaciones continúan teniendo problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y una distribución anormal de los errores.

C U A D R O 4

PRUEBAS DE WALD PARA EL AJUSTE DE LARGO PLAZO

Ecuación	$H_0: \beta_0 = 0 \quad \beta_1 = 1$
(32)	$X^2(2)=1.75 .414$
(33)	$X^2(2)=1.18 .552$

$$\begin{matrix} (S_t^c - S_{t-1}^c) = -2.10ECM_{t-1}^c + 2.19(F_{t-1}^c - F_{t-2}^c) + u_t \\ (t) \quad (-1.94) \quad (2.00) \end{matrix} \quad (34)$$

$$\begin{matrix} (S_t^c - S_{t-1}^c) = 0.02 - 1.13ECM_{t-1}^c + 1.10(F_{t-1}^c - F_{t-2}^c) + u_t \\ (t) \quad (1.62) \quad (-0.98) \quad (1.10) \end{matrix} \quad (35)$$

$$\begin{matrix} (S_t^v - S_{t-1}^v) = -0.76ECM_{t-1}^v + 0.75 (F_{t-1}^v - F_{t-2}^v) + u_t \\ (t) \quad (-0.94) \quad (0.92) \end{matrix} \quad (36)$$

25. A. Spanos, *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press, 1986, p. 695.

C U A D R O 5

PRUEBAS DE ELIMINACIÓN DE VARIABLES

Ecuación	Multiplicador de Lagrange	Razón de máxima verosimilitud	Prueba de F
(35)	$X^2(2)=11.03 [0.004]$	$X^2(2)=11.78 [0.043]$	$F(2,84)=6.02 [0.004]$
(36)	$X^2(2)=7.30 [0.026]$	$X^2(2)=7.63 [0.022]$	$F(2,84)=3.75 [0.027]$
(37)	$X^2(2)=6.89 [0.032]$	$X^2(2)=7.18 [0.028]$	$F(2,84)=3.57 [0.032]$
(38)	$X^2(2)=3.59 [0.166]$	$X^2(2)=3.66 [0.160]$	$F(2,84)=1.76 [0.177]$

Nota: Variables eliminadas: ΔS_t y ΔF_{t-1} .

$$(S_t^v - S_{t-1}^v) = 0.03 - 0.41ECM_{t-1}^v + 0.30 (F_{t-1}^v - F_{t-2}^v) + u_t \quad (37)$$

(t) (2.98) (-0.52) (0.37) (37)

Donde ECM representa los residuales obtenidos por el procedimiento de Johansen.

El análisis de la condición (9) mediante el sistema de ecuaciones (8) se resume en el cuadro 6. Los resultados indican que la tasa de cambio al contado es exógena débil con respecto a la tasa de cambio en el mercado de futuros. Esto indica que la tasa del mercado de futuros es parcialmente determinada en el mercado al contado pero no lo opuesto. Conforme a estas circunstancias es válido utilizar el análisis uniecuacional. Estos resultados son similares a los de Moore.²⁶

C U A D R O 6

PRUEBAS DE EXOGENEIDAD DÉBIL

Variable	α_{10}	α_{10}
S_{t+1}^c	3.53	-2.17
S_{t+1}^v	4.46	-1.69

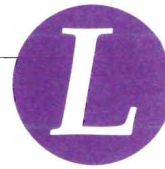
Nota: la prueba se distribuye $X^2(1)$.

CONCLUSIONES

La evidencia empírica presentada en este ensayo confirma que el mercado de futuros del peso es un estimador sesgado del valor futuro del mercado al contado. Las pruebas realizadas rechazan la HI. Hay además indicios de una prima de riesgo variable.

Los resultados de las estimaciones indican también la presencia de una relación estable y de largo plazo entre el tipo de cambio al contado y los tipos de cambio en el mercado de futuros de uno y tres meses. El mercado de futuros a seis meses tiende a rechazar la hipótesis de cointegración, lo que indica la posible

26. M.J. Moore, "Testing for Unbiasedness...", *op. cit.*



Las estimaciones indican la presencia de una relación estable y de largo plazo entre el tipo de cambio al contado y los tipos de cambio en el mercado de futuros

existencia de una prima de riesgo creciente $I(1)$ y posiblemente variable.

Las pruebas de exogeneidad débil confirman que el mercado a futuros es parcialmente determinado en el mercado al contado. Ello permite realizar análisis uniecuacionales de este último mercado.

Diversos factores explican la presencia de un sesgo en el mercado de futuros y de una prima de riesgo variable. La existencia de estos factores en el mercado cambiario implica cierta ineficiencia en el procesamiento de la información o la presencia de factores adicionales no considerados en el período en cuestión pero que inciden en el mercado de futuros. Esto es, la realización de transacciones en donde el tipo de cambio de futuros se ubica, en el largo plazo, consistentemente por arriba del tipo de cambio al contado resulta, desde el punto de vista económico, irracional. Ello sólo puede explicarse por la existencia de información adicional, como la probabilidad de una devaluación, la continua intervención del banco central o la permanente presencia de burbujas especulativas. De este modo, los agentes económicos incluyen, en su valoración del riesgo del mercado de futuros, eventos con escasa probabilidad de ocurrencia o que incluso no son observables directamente pero que inciden en el mercado. Esto significa entonces, por ejemplo, que las expectativas de los agentes incluyen la probabilidad de eventos que no llegan a materializarse. Así, la presencia del sesgo continuo o de un riesgo variable corresponde a la formación de expectativas de posibles cambios bruscos de la paridad. De hecho, durante el período en cuestión ocurrieron devaluaciones importantes como la de 1982. Sin embargo, es posible que, no obstante esta depreciación brusca del peso, siguieran existiendo razones para esperar otros movimientos bruscos del tipo de cambio. Todo esto muestra la importancia de formarse expectativas sobre la conformación y desarrollo de los mercados financieros.