

Factores determinantes del tipo de cambio peso-dólar durante el período de libre flotación

RAMÓN CASTILLO PONCE

JORGE HERRERA
HERNÁNDEZ*

La crisis del peso mexicano de 1994 ha sido uno de los eventos más analizados en las publicaciones de economía dedicadas al estudio de las crisis monetarias. En diversos documentos es posible encontrar explicaciones muy perspicaces sobre las causas y las consecuencias de este evento.¹ Sachs *et al.*, por ejemplo, describen las condiciones macroeconómicas y financieras prevalecientes en México antes y durante la crisis, y explican cómo arrastraron a la economía mexicana a un estado de pánico que acabó por cumplir su profecía. De manera similar, en los estudios de Edwards se evalúan sucesos que pueden haber contribuido a la devaluación de la moneda, incluidos una mayor incertidumbre política debida al levantamiento militar en Chiapas y la desaceleración de la productividad.

Una consecuencia de la crisis financiera de 1994, como señalan Gil-Díaz y Carstens, fue la adopción de un régimen de libre flotación para determinar el tipo de cambio.² Si bien han transcurrido ya más de ocho años desde que esta política

* Departamento de Economía y Estadística de la Universidad Estatal de California en los Ángeles y Departamento de Economía de la Universidad Autónoma de Baja California <rcastil@calstatela.edu> e investigador en el Banco de México <jherrera@banxico.org.mx>. Los autores agradecen los comentarios de Edna Fragoso, Eduardo Martínez y Mario Reyna.

1. Jeffrey Sachs, Aarón Tornell y Andrés Velasco, "The Mexican Peso Crisis: Sudden Death or Death Foretold?", *Journal of International Economics*, núm. 41, 1996, pp. 265-283; "The Collapse of the Mexican Peso: What Have We Learned?", *Economic Policy*, núm. 22, 1996, pp. 13-63; Sebastian Edwards, "The Mexican Peso Crisis: How Much Did We Know? When Did We Know It?", *The World Economy*, núm. 21, 1998, pp. 1-30, y Sebastian Edwards y Miguel A. Savastano, *The Morning After: The Mexican Peso in the Aftermath of the 1994 Currency Crisis*, National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper, núm. 6516, 1998.
2. Francisco Gil-Díaz y Agustín Carstens, "The Mexican Peso Crisis: Causes and Policy Lessons. One Year of Solitude: Some Pilgrim Tales about Mexico's 1994-1995 Crisis", *American Economic Review*, núm. 86, 1996, pp. 164-169.

se instauró, son pocos los estudios que analizan los factores determinantes del tipo de cambio México-Estados Unidos. Los estudios publicados se centran en evaluar su comportamiento, mas no sus elementos determinantes. Engely Mendoza, por ejemplo, identifican los factores que han influido en la variación del tipo de cambio real y Werner presenta un estudio sobre la volatilidad del tipo de cambio durante el periodo 1995-1996.³ Werner y Bazdresch modelan en un artículo más reciente la dinámica del tipo de cambio como un proceso de transición de régimen.⁴ Estos estudios aportan resultados importantes que contribuyen a comprender el comportamiento del tipo de cambio peso-dólar, pero no las variables que determinan su evolución. Esto es de sorprender porque gran cantidad de documentos estudian los factores determinantes del tipo de cambio del dólar estadounidense respecto de las monedas de sus principales socios comerciales.⁵

¿Por qué se ha prestado poca atención a los elementos decisivos del tipo de cambio peso-dólar? Una posible explicación es que antes de 1995 el tipo de cambio operó en diversos regímenes distintos del de flotación, como los de cambio fijo, de vínculo móvil y múltiple, por lo que los factores determinantes eran más o menos conocidos.⁶ Sin embargo, ya transcurrió suficiente tiempo desde que se adoptó el régimen de libre flotación y es preciso examinar los factores que han fijado el tipo de cambio.

En este documento se presenta un análisis básico de los factores determinantes del tipo de cambio a partir de la adopción del régimen cambiario flotante en México. El análisis se apega a la estructura de ejercicios similares publicados, como los de Frankel, Edward y, más recientemente, Cheung *et al.*⁷ Se comienza con una prueba de la propiedad de la paridad de



poder adquisitivo (PPA); luego se aplican varios modelos de determinación del tipo cambiario conforme a un marco monetario y, por último, se presenta un análisis de largo plazo de las variables incluidas en el estudio.

Cabe señalar que, aun cuando el presente análisis tiene una formulación similar a la de los citados documentos, este estudio de caso tiene sus peculiaridades: en tanto que aquéllos se ocupan de países cuya economía no se encuentra tan integrada a la de Estados Unidos, la economía mexicana lo está en extremo, sobre todo a partir de la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte. De ahí la oportunidad de evaluar la importancia de diversos factores en la determinación del tipo de cambio para dos países que presentan economías muy sincronizadas.⁸

3. Charles Engel, *Optimal Exchange Rate Policy: The Influence of Price Setting and Asset Prices*, NBER, Working Paper, núm. 7889, 2000; Enrique Mendoza, *On the Instability of Variance Decompositions of the Real Exchange Rate Across Exchange-Rate Regimes: Evidence from Mexico and the United States*, NBER, Working Paper, núm. 7768, 2000, y Alejandro Werner, *Un estudio estadístico sobre el comportamiento de la cotización del peso mexicano frente al dólar y de su volatilidad*, Documento de Investigación, Banco de México, 1997.

4. Alejandro Werner y Santiago Bazdresch, *El comportamiento del tipo de cambio en México y el régimen de libre flotación: 1996-2001*, Documento de Investigación, Banco de México, 2002.

5. Estos estudios se remontan al trabajo de Rudiger Dornbusch, "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, núm. 84, 1976, pp. 1161-1176, y Jacob Frenkel, "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, núm. 78, 1976, pp. 255-276.

6. En Pedro Aspe, *Economic Transformation: The Mexican Way*, MIT Press, 1993, se describe la evolución del tipo de cambio en México.

7. Jeffrey Frankel, "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", *American Economic Review*, núm. 89, 1979, pp. 610-622; Sebastian Edwards, "Floating Exchange Rates in Less

Developed Countries: A Monetary Analysis of the Peruvian Experience, 1950-1954", *Journal of Money, Credit, and Banking*, núm. 15, 1983, pp. 73-81, y Cheung, Yin-Wong, Menzie Chinn y Antonio García Pascual, *Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?* NBER, Working Paper, núm. 9393, 2002.

8. Se encuentran indicios del grado de integración de las economías mexicana y estadounidense en Jorge Herrera H., "Business Cycles in Mexico and the United States: Do They Share Common Movements?", *Journal of Applied Economics*, Universidad del CEMA, vol. VII, 2004, pp. 303-323, y Alberto Torres y Óscar Vela, *Integración comercial y sincronización entre los ciclos económicos de México y los Estados Unidos*, Documento de Investigación, núm. 2002-6, Banco de México, 2002.

Los modelos monetarios tradicionales de determinación del tipo cambiario describen de manera adecuada la dinámica de la evolución peso-dólar, pero su capacidad predictiva es hasta cierto punto decepcionante puesto que se demuestra que un modelo simple de caminata aleatoria produce pronósticos más eficientes. Asimismo, se identificó una tendencia común entre el tipo de cambio nominal y algunas de las variables que se consideran determinantes, incluidos el diferencial de las tasas de interés y las diferencias en la oferta de dinero.⁹

El documento responde a la siguiente estructura: primero se exponen varias pruebas para explorar la validez de la PPA; luego se aplican modelos monetarios estándar para la determinación del tipo de cambio y se realiza un ejercicio de cointegración, y por último se presentan las conclusiones.

PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO

Como primer paso en el análisis del comportamiento del tipo de cambio peso-dólar durante el periodo de flotación se prueba la validez de la condición PPA. Se ahorrán los detalles sobre esta teoría, toda vez que sus principios son por demás conocidos. Se calculan dos ecuaciones correspondientes a las versiones absoluta (ecuación 1) y relativa (ecuación 2) de la PPA, de acuerdo con Frenkel.¹⁰

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 p_t - \beta_2 p_t^* + \varepsilon_t \quad [1]$$

$$\Delta e_t = \beta_1 \Delta p_t - \beta_2 \Delta p_t^* + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde e_t es el tipo de cambio nominal, p_t es el índice de precios al consumidor, Δ es el primer operador diferencial, todas las variables están expresadas en logaritmos naturales y el asterisco (*) denota variables de un país extranjero. En el apéndice se ofrece una descripción detallada de las varia-

9. Vale la pena mencionar que el propósito de este documento no estriba en probar los más recientes modelos de determinación del tipo de cambio que la bibliografía en la materia incluye, sino en probar los modelos monetarios tradicionales básicos. Los autores conocen la existencia de modelos que emplean complejas técnicas econométricas para probar los factores determinantes de un tipo de cambio; sin embargo, el presente ejercicio es un primer paso en la identificación de factores que han definido el comportamiento cambiario peso-dólar. La aplicación de modelos más elaborados queda para investigaciones ulteriores. De hecho, la motivación para realizar el presente estudio surgió, como se dijo, del reconocimiento de que no se dispone de análisis básicos de la determinación del tipo de cambio peso-dólar.

10. Jacob Frenkel, "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspectives and Evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, núm. 8, 1978, pp.169-191.

bles utilizadas a lo largo del análisis. Si la PPA se sostiene a la larga, entonces se tendría que $\beta_1 = \beta_2$.

Las ecuaciones 1 y 2 se calcularon para el periodo de muestreo de enero de 1995 a marzo de 2003. Como es sabido, cabe la posibilidad de que el término correspondiente al error y alguna variable independiente estén correlacionados, por lo que las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) tendrían un margen de error. Tomando esta posibilidad en consideración, se utilizó la técnica de estimación por variables instrumentales (VI) para calcular las ecuaciones 1 y 2. Los resultados se presentan en el cuadro 1.¹¹

En el caso de la versión absoluta de la PPA, la hipótesis de que $\beta_1 = \beta_2$ se rechaza en cualquier nivel de significación convencional. En cambio, para la relativa, la hipótesis no se puede rechazar en los niveles de significación convencionales.¹²

Los resultados previos sugieren que, a la larga, la PPA se mantiene sólo en su versión relativa. A continuación se evalúa una versión de corto plazo de la PPA con base en el ejercicio presentado en Edwards.¹³ En particular, el autor deriva una

CUADRO 1
PRUEBA DE LA PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO ABSOLUTA Y RELATIVA

Variable dependiente	c	$p_t - p_t^*$	$\Delta(p_t - p_t^*)$
e_t	2.591 ^a (0.017)	0.511 ^{aa} (0.019)	
Periodo de estimación:	1995:01-2003:03		
Observaciones:	99		
R ² ajustada:	0.89		
La t-estadística para la hipótesis nula $\beta_1 = \beta_2 = 1$ es	697.25		
$\Delta(e_t)$			0.617 ^{ba} (0.286)
Periodo de estimación:	1995:01-2003:03		
Observaciones:	99		
R ² ajustada:	0.04		
La t-estadística para la hipótesis nula $\beta_1 = \beta_2 = 1$ es	1.80		

Error estándar entre paréntesis.

a. Significativa en 1 por ciento.

b. Significativa en 5 por ciento.

Variables instrumentales: en ambos casos, la variable dependiente y la respectiva variable independiente se desfasaron de uno a cuatro periodos.

11. El cuadro de resultados presenta una descripción de las variables instrumentales incluidas en la estimación.

12. Obsérvese que es posible calcular estas ecuaciones usando técnicas econométricas más elaboradas, por ejemplo, la cointegración; sin embargo, se prefirió utilizar las mismas técnicas empleadas en los documentos originales, a efecto de mantener la concordancia entre los presentes resultados y los obtenidos en dichos estudios.

13. Sebastian Edwards, "Floating Exchange Rates...", *op.cit.*

ecuación de un modelo monetario que asume desviaciones de corto plazo de la PPA y un ajuste lento del mercado de dinero hacia el equilibrio en el largo plazo. El modelo se calcula luego con datos de Perú para el periodo 1950-1954.

La ecuación para la estimación es la siguiente:

$$e_t = \alpha_0 \lambda + \alpha_1 \lambda (p_t - p_t^*) + (1 - \lambda) e_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde α_1 es la elasticidad en el largo plazo; si la PPA se sostiene, este coeficiente debería tener un valor muy cercano a 1. El coeficiente $\alpha_1 \lambda$ es la elasticidad a corto plazo del tipo de cambio con respecto del diferencial de precios; si se registran desviaciones de corto plazo de la PPA, este coeficiente debería tener un valor mucho menor que 1. En el cuadro 2 se presentan los resultados.

A diferencia de la experiencia peruana, se encontraron escasos indicios de la validez de la PPA. La magnitud de α_1 , 0.44, es significativamente menor que 1, lo que señala que la PPA no se sostiene, cuando menos para el periodo considerado. Resulta interesante notar que la elasticidad a corto plazo es relevante y de magnitud mucho menor que 1, lo que sugiere que durante el periodo de análisis hubo pequeñas desviaciones de la PPA. Sin embargo, como señala la elasticidad a largo plazo, estas desviaciones de corto plazo no se han eliminado. Al respecto, vale la pena observar que los trabajos publicados han demostrado que la reversión al estado estacionario sugerido por la PPA exige un tiempo largo, por lo que es posible que una vez que se disponga de más observaciones los resultados de la ecuación para la PPA se modifiquen y, en particular, que la elasticidad a largo plazo se acerque a 1.¹⁴

C U A D R O 2

PRUEBA DE LA PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO EN EL LARGO PLAZO

Variable dependiente	c	$p_t - p_t^*$	e_{t-1}
e_t	1.206 ^a (0.184)	0.213 ^a (0.042)	0.523 ^a (0.070)
Periodo de estimación:	1995:01-2003:03		
Observaciones:	99		
R ² ajustada:	0.94		

Error estándar entre paréntesis.
a. Significativa en 1 por ciento.

Variables instrumentales: el diferencial de precios se desfásó de uno a cuatro periodos y el tipo de cambio se desfásó de dos a cinco periodos.

14. Charles Engel, *op. cit.*

MODELOS MONETARIOS TRADICIONALES

A un cuando no se cumplen del todo las condiciones para la versión absoluta de la PPA, se asumió que la condición de la PPA se valida cuando menos en la versión relativa, y se calcularon diversas versiones del modelo monetario a fin de evaluar su capacidad para captar la dinámica cambiaria. El modelo que se consideró en primer lugar corresponde al que Edwards presenta.¹⁵ Como se mencionó antes, el autor aplicó el modelo para el tipo de cambio Perú-Estados Unidos. Las variables que se incluyen como determinantes son las diferencias entre las ofertas de dinero (la interna y la extranjera), en la producción como indicador del ingreso y en las tasas de interés. Además, se incluye un término que plasma las desviaciones de la PPA que se desfazaron un periodo. La ecuación para la estimación es:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - m_t^*) + \sum_{j=0}^k \beta_{2j} (y_{t-j} - y_{t-j}^*) + \sum_{j=0}^k \beta_{3j} (i_{t-j} - i_{t-j}^*) + \beta_4 d_{t-1} + \phi_t \quad [3]$$

donde m es la oferta de dinero, y es la producción industrial, i es la tasa de interés nominal y d_{t-1} plasma las desviaciones de la PPA en el periodo $t-1$.

De acuerdo con la teoría, β_1 debería ser positiva y significativa; β_2 negativa y significativa, y β_3 tanto positiva como negativa. Con respecto al signo de β_1 la teoría sugiere que un aumento en la oferta interna de dinero resultaría en un incremento en el nivel nacional de precios, lo que a su vez daría lugar a un aumento en la inflación y, en consecuencia, a una depreciación de la moneda nacional. En el caso de la diferencia en la producción, un aumento en la producción interna estaría asociado a un incremento en la demanda de dinero, lo que resultaría en una apreciación. Si bien hay consenso en cuanto a los signos que cabría esperar para las dos variables anteriores, aún se debate la relación que el tipo de cambio debería tener respecto de los diferenciales de las tasas de interés. En particular, de acuerdo con Frenkel y Bilson, por ejemplo, es razonable obtener un signo positivo.¹⁶ Esto es, cuando la diferencia entre las tasas de interés internas y extranjeras aumenta, los agentes ajustan sus expectativas inflacionarias hacia arriba, lo que resulta en un descenso en la

15. Sebastian Edwards, "Floating Exchange Rates...", *op. cit.*

16. Jacob Frenkel, "A Monetary Approach ...", *op. cit.*, y John Bilson, *The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence*, Fondo Monetario Internacional, Staff Papers, núm. 25, 1978, pp. 48-75.

demanda de moneda nacional que produce una depreciación. Por otro lado, sin embargo, de conformidad con la teoría de los precios “pegajosos” (*sticky price theory*), un aumento en las tasas de interés internas provocaría un incremento en el flujo de capitales externos que, a su vez, estaría vinculado a la apreciación de la moneda nacional, con lo que la relación entre el diferencial de las tasas de interés y el tipo de cambio nominal sería negativa. Para el caso de México, muy pocos estudios han aportado indicios de la relación entre el tipo de cambio peso-dólar y los diferenciales de las tasas de interés México-Estados Unidos. Castillo por ejemplo, demuestra que los diferenciales de las tasas de interés reales de corto plazo con dificultad explican las variaciones en el tipo de cambio real.¹⁷ Aunque Werner encuentra que las tasas de interés internas tuvieron una influencia negativa en el tipo de cambio durante los primeros dos años del régimen cambiario de libre flotación, el autor no evalúa los efectos de los diferenciales de las tasas de interés.¹⁸

Para calcular la ecuación 3 se siguió la metodología econométrica planteada en Edwards.¹⁹ Específicamente, se modeló la dinámica de los diferenciales de la producción y de las tasas de interés descritos por un desfase distribuido de tipo polinomial. En ambos casos, se incluyeron 12 desfases, y se impusieron un polinomio de tercer grado y uno de primer grado para la diferencia en las producciones y el diferencial de las tasas de interés, respectivamente.²⁰ El cuadro 3 se presentan los resultados.

El coeficiente del término de ajuste es significativo y positivo. Su magnitud indica que el proceso por el que se revierten las desviaciones del equilibrio a largo plazo en los precios lleva mucho tiempo.²¹ Asimismo, el coeficiente de la diferencia en la oferta de dinero es significativo y positivo; su magnitud es estadísticamente distinta de 1, resultado que concuerda con los resultados previos para la validez de la PPA en el largo plazo. La suma de los coeficientes de la diferencia en las tasas de interés es significativa y positiva, de donde se desprende que las expectativas inflacionarias generadas por los cambios en la tasa de interés tienen una influencia significativa en el comportamiento del tipo de cambio.

Es interesante observar que la suma de los coeficientes de la diferencia en las producciones es significativa y positiva, resultado en cierta forma inesperado. Como se mencionó previamente, la teoría habría predicho un signo negativo para este coeficiente. Cabe señalar, sin embargo, que otros estudios también han obtenido una relación positiva entre el tipo de cambio y la diferencia en la producción. Clements y Frenkel, por ejemplo, encuentran tal relación al analizar el tipo de cambio dólar-libra.²² Los autores sugieren varias explicaciones para este signo positivo, entre ellas, que los términos del intercambio comercial entre importaciones y exportaciones se hayan tomado según se especifica y la posibilidad de que el uso del ingreso permanente o transitorio entrañara una dificultad metodológica.

En el caso de México, se considera que existen cuando menos dos posibles explicaciones para el signo. Primero, se ha demostrado que los cambios en la producción dieron lugar a cambios en las expectativas inflacionarias y, a su vez, a variaciones en el tipo de cambio. Bellui *et al.*, por ejemplo, encuentran que un aumento de 1% en la brecha de producción estimada para la economía mexicana se asocia con un incremento de 0.4% en las expectativas inflacionarias.²³ Lo lógico sería esperar un decremento en la demanda de moneda nacional como resultado de los cambios en las expectativas y, en consecuencia, una depreciación del peso.

C U A D R O 3
MODELO MONETARIO, DE ACUERDO CON EDWARDS¹

Variable dependiente	c	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$	$i_t - i_t^*$	d_{t-1}
e_t	2.346 ^a (0.461)	0.683 ^a (0.099)	1.892 ^{bc} (0.904)	0.011 ^{ac} (0.003)	0.532 ^b (0.215)
Periodo de estimación:	1995:01-2003:02				
Observaciones:	98				
R ² ajustada:	0.79				

Error estándar entre paréntesis.

a. Significativa en 1 por ciento.

b. Significativa en 5 por ciento.

c. Los coeficientes corresponden a la suma de los desfases.

1. Sebastian Edwards, “Floating Exchange Rates in Less Developed Countries: A Monetary Analysis of Peruvian Experience, 1950-54”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, núm. 15, 1983, pp. 73-81.

22. Kenneth Clements y Jacob Frenkel, “Exchange Rate, Money and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920’s”, *Journal of International Economics*, núm. 10, 1980, pp. 249-262.

23. Jeannine Bailliu, Daniel Garces, Mark Kruger y Miguel Messmacher, *Explicación y predicción de la inflación en mercados emergentes: el caso de México*, Documento de Investigación, Banco de México, 2003.

17. Ramón Castillo Ponce, “Variaciones nominales y reales del tipo de cambio bilateral México-Estados Unidos”, *Momento Económico*, núm.118, 2002, pp. 39-46.

18. Alejandro Werner, *op. cit.*

19. Sebastián Edwards, “Floating Exchange Rates...”, *op. cit.*

20. La estructura del polinomio y el número de desfases incluidos en la estimación se determinaron mediante métodos estadísticos convencionales.

21. Ésta, por supuesto, es tan sólo una posibilidad para encontrar una relación positiva entre el tipo de cambio y las diferencias en la producción. En investigaciones ulteriores tal vez pueda analizarse con mayor detenimiento este resultado particular.

Una segunda explicación posible se relaciona con el grado de integración entre las dos economías. Como se mencionó en la introducción, varios estudios han encontrado que, en términos de producto interno bruto o de su producción industrial, las economías de México y Estados Unidos presentan un alto grado de sincronía. Por consiguiente, cuando se registra un aumento en la producción industrial en Estados Unidos, por ejemplo, es muy probable que se observe un incremento similar en la producción industrial en México. En tal caso, las presiones inflacionarias provienen de dos fuentes: a) un incremento de los salarios del sector de la maquila, y b) un aumento de los manufactureros. El aumento en los salarios del sector de la maquila se da como resultado del incremento en su producción debido a una mayor demanda de Estados Unidos. Por su parte, el aumento de los salarios del sector manufacturero responde a la lógica descrita en el párrafo anterior. También en este caso se observaría una relación positiva entre el tipo de cambio y los cambios en la producción.²⁴

El siguiente paso fue estimar la especificación propuesta en Frankel.²⁵ Este modelo toma en cuenta el papel de las expectativas inflacionarias. En particular, postula que además de las diferencias en la oferta de dinero, en la producción y en las tasas de interés, las diferencias en la inflación esperada son también un factor importante para la determinación del tipo de cambio. Es decir, un incremento de las expectativas inflacionarias debería dar lugar a una reducción en la demanda de dinero y, a su vez, a una depreciación de la moneda nacional. Por consiguiente, de acuerdo con esta línea de razonamiento, cabría esperar una relación positiva entre la diferencia en las tasas de inflación y el tipo de cambio. La ecuación calculada es la siguiente:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + u_t \quad [4]$$

donde π es la tasa anual de inflación.

Para calcular la ecuación 4 se recurrió a dos metodologías: la primera corresponde a una estimación por mínimos cuadrados ordinarios; la segunda, a la estimación por variables instrumentales que permite tomar en cuenta un posible problema de correlación entre el término de error y la

variable explicativa.²⁶ El cuadro 4 presenta los resultados de ambas especificaciones.

Cualitativamente, los coeficientes en ambas especificaciones son idénticos. En cuanto a su magnitud, ésta es menor cuando la estimación se realiza con la técnica de variables instrumentales. De manera similar a los resultados obtenidos en la especificación previa, se encontró una relación positiva entre el tipo de cambio y las diferencias en la oferta de dinero, en la producción y en las tasas de interés. Respecto a la diferencia en las tasas de inflación, el coeficiente es significativo y positivo, lo que concuerda con el signo esperado según la teoría. Vale la pena mencionar que en Frankel²⁷ los signos de los coeficientes de las variables incluidas en la ecuación 5 fueron similares a los obtenidos aquí, excepto por la diferencia en la producción, que es negativa en el mencionado estudio.

Los modelos estimados con anterioridad presuponen que se mantiene cierta versión de la PPA; en contraste, se han publicado otros modelos que prescinden de esta suposición. Clements y Frenkel, por ejemplo, consideran las diferencias en la productividad como un factor determinante del tipo

C U A D R O 4

MODELO MONETARIO DE ACUERDO CON FRENKEL¹

Variable dependiente	c	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$	$i_t - i_t^*$	$\pi_t - \pi_t^*$
e_t MCO	3.078 ^a (0.242)	0.434 ^a (0.071)	2.388 ^a (0.430)	0.005 ^a (0.001)	0.458 ^a (0.136)
Periodo de estimación:	1995:02-2003:02				
Observaciones:	97				
R ² ajustada:	0.78				
e_t IV	2.906 ^a (0.274)	0.359 ^a (0.080)	2.120 ^a (0.491)	0.004 ^b (0.002)	0.314 ^b (0.151)
Periodo de estimación:	1995:03-2003:02				
Observaciones:	96				
R ² ajustada:	0.79				

Error estándar entre paréntesis

a Significativa en 1 por ciento

b Significativa en 5 por ciento

Variables instrumentales: el diferencial en la oferta de dinero y el diferencial en la producción se desfilaron de 1 a 3 periodos; el diferencial en las tasas de interés se desfásó de 1 a 2 periodos, y el diferencial en las tasas de inflación, 2 periodos.

1. Jeffrey Frankel, "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", *American Economic Review*, núm. 89, 1979, pp. 610-622.

24. Obsérvese que éstas son posibilidades que han de examinarse de manera mucho más detallada en investigaciones ulteriores, siempre que así proceda.

25. Jeffrey Frankel, *op. cit.*

26. El planteamiento de la nota 15 explica el motivo por el cual se presentan ambos resultados.

27. Jeffrey Frankel, *op. cit.*

de cambio.²⁸ De acuerdo con la teoría, una mayor productividad interna en el mercado de bienes comerciables estaría asociada a salarios relativamente mayores y, en consecuencia, a un mayor precio para los bienes no comerciables, lo que implicaría una moneda más apreciada. Por lo tanto, se puede esperar una relación negativa entre las diferencias en la productividad y el tipo de cambio. Una especificación general que incluye diferencias en la productividad, similar a la de Cheung *et al.*, por ejemplo, es la siguiente:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(l_t - l_t^*) + u_t \quad [5]$$

donde l representa la productividad laboral. Los resultados de la estimación de la ecuación 5 por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variables instrumentales (VI) se presentan en el cuadro 5.

Los coeficientes de las diferencias en la oferta de dinero, la producción y las tasas de interés son positivos y significativos en la estimación por MCO. Los resultados son cua-

litativamente similares a los obtenidos en especificaciones previas. Más aún, el coeficiente de la diferencia en la productividad es, en ambas estimaciones, significativo y negativo, como se esperaba.

En general, los modelos presentados parecen describir de manera adecuada la evolución del tipo de cambio. El R cuadrado ajustado, por ejemplo, fluctúa alrededor de 0.75; asimismo, los coeficientes son muy significativos, y su magnitud y signo corresponden a lo que podría anticiparse de acuerdo con la teoría económica, a excepción tal vez del signo obtenido en el caso de la diferencia en la producción. Para esta variable se ha incluido una posible explicación de la relación positiva con el tipo de cambio. Cabe señalar, sin embargo, que se requeriría un análisis más detallado de este resultado particular para establecer, categóricamente, los factores causales. Tal análisis rebasa el alcance del presente documento. El siguiente paso consistió en analizar las capacidades predictivas de los modelos estimados en este apartado.

Los modelos de caminata aleatoria y tradicionales

Diversos estudios han demostrado que un modelo de caminata aleatoria supera, en términos de posibilidades de pronóstico, a los modelos estructurales de determinación del tipo de cambio para el dólar estadounidense y algunas de las monedas de sus principales socios comerciales. Cheung *et al.*, por ejemplo, encuentran que conforme al criterio del error cuadrático medio los modelos monetarios tradicionales producen pronósticos menos eficaces del tipo de cambio entre el dólar estadounidense y el dólar canadiense, la libra esterlina, el marco alemán y el yen japonés, en comparación con los obtenidos con un modelo simple de caminata aleatoria. En este apartado se realiza un pronóstico del tipo de cambio para cada una de las ecuaciones calculadas con anterioridad, así como para el modelo de caminata aleatoria. Los pronósticos se estimaron para el periodo de julio de 2002 a febrero de 2003. Los resultados de las series en niveles se presentan en el cuadro 6.

Para los primeros dos periodos, julio y agosto de 2002, los pronósticos producidos por las ecuaciones 3, 4-MCO y 4-VI son muy cercanos a los valores observados. En cambio, los registrados para las ecuaciones 5-MCO y 5-VI están muy por debajo y se mantienen así a lo largo de todo el periodo considerado. Obsérvese que los valores pronosticados que más se acercan a los datos observados corresponden a los del modelo de caminata aleatoria.

Con el propósito de comparar la eficiencia predictiva de estos modelos, se estimó el error absoluto medio (EAM) y el

C U A D R O 5

MODELO MONETARIO DE ACUERDO CON CLEMENTS Y FRENKEL¹

Variable dependiente	c	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$	$i_t - i_t^*$	$l_t - l_t^*$
e_t MCO	2.393 ^a (0.268)	0.300 ^a (0.052)	1.628 ^a (0.484)	0.003 ^b (0.001)	-0.738 ^a (0.260)
Periodo de estimación:	1995:01-2003:02				
Observaciones:	98				
R ² ajustada:	0.72				
e_t IV	2.438 ^a (0.290)	0.286 ^a (0.057)	1.334 ^a (0.600)	0.002 (0.002)	-0.696 ^a (0.288)
Periodo de estimación:	1995:01-2003:02				
Observaciones:	98				
R ² ajustada:	0.72				

Error estándar entre paréntesis.

a. Significativa en 1 por ciento.

b. Significativa en 5 por ciento.

Variables instrumentales: el diferencial en la oferta de dinero y el diferencial en la producción se desfasaron de 1 a 4 periodos; el diferencial en las tasas de interés se desfasó de 1 a 2 periodos, y el diferencial en la productividad, 1 periodo.

1. Kenneth Clements y Jacob Frenkel, "Exchange Rate, Money and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920's", *Journal of International Economics*, núm.10, 1980, pp. 249-262.

28. Kenneth Clements y Jacob Frenkel, *op. cit.*

PRONÓSTICOS PARA LOS DIVERSOS MODELOS

Periodo	Valores observados	Ecuación 3	Ecuación 4 MCO	Ecuación 4 IV	Ecuación 5 MCO	Ecuación 5 IV	Caminata aleatoria
2002	Junio	9.77	9.77	9.77	9.77	9.77	9.77
	Julio	9.78	9.76	9.81	9.79	9.58	9.77
	Agosto	9.84	9.72	9.89	9.87	9.55	9.78
	Septiembre	10.07	9.46	9.57	9.57	9.36	9.84
	Octubre	10.10	9.52	9.88	9.85	9.52	10.07
	Noviembre	10.20	9.55	9.75	9.75	9.48	10.10
	Diciembre	10.22	9.71	9.98	9.96	9.42	10.20
2003	Enero	10.62	9.77	9.87	9.85	9.50	10.22
	Febrero	10.94	9.79	9.90	9.90	9.40	10.62

error cuadrático medio (ECM) para cada uno de los pronósticos producidos. El cuadro 7 presenta los resultados.

De manera similar a los resultados obtenidos en estudios previos en relación con el dólar y otras monedas, se encuentra que el modelo de caminata aleatoria produce pronósticos más eficientes que los obtenidos con los modelos estimados en este documento. Ahora bien, de éstos, los que ofrecen pronósticos más cercanos a los valores observados son los correspondientes a las dos versiones de la ecuación 4, que incluye el diferencial de las tasas de inflación.

RELACIÓN DE LARGO PLAZO

Las estimaciones realizadas en el apartado anterior no toman en cuenta las propiedades de largo plazo de las series consideradas. Si bien se controló la posible presencia de una correlación entre los errores y las variables explicativas, resulta claro que se requiere una metodología más rigurosa que considere la naturaleza estocástica de la serie para develar la relación a largo plazo entre las variables. En este apartado se realiza un análisis de cointegración para determinar la existencia de una tendencia común entre el tipo de cambio y las series que se han postulado como sus determinantes, a saber: las diferencias en la oferta de dinero, en la producción y en la productividad, así como el diferencial de las tasas de interés.²⁹

El primer ejercicio que se presenta corresponde a una prueba de estacionalidad para determinar el orden de integración de las series.³⁰ Se eligió aplicar la prueba de razón

29. Puesto que interesa aquí evaluar el efecto a largo plazo de las variables en el tipo de cambio, sólo se consideran las que no son estacionarias.

30. El número de desfases para cada estimación en este apartado se eligió conforme al criterio de Schwarz. De igual manera, aun cuando las variables consideradas en las estimaciones no son las mismas, el número de desfases es 2 para todas ellas.

EFICIENCIA PREDICTIVA DE LOS MODELOS

Modelo	Error absoluto medio	Error cuadrático medio
Ecuación 3	0.56	0.43
Ecuación 4-MCO	0.41	0.28
Ecuación 4-VI	0.41	0.28
Ecuación 5-MCO	0.74	0.72
Ecuación 5-VI	0.72	0.68
Caminata aleatoria	0.13	0.04

de verosimilitud de múltiples variables para determinar la estacionalidad de una variable en un marco de series temporales multivariantes. Esta prueba se deriva del procedimiento de prueba de hipótesis propuesto por Johansen y Juselius, el cual consiste en aplicar restricciones a los parámetros de cointegración (la velocidad de ajuste y los coeficientes de largo plazo).³¹ El cuadro 8 presenta los resultados de esta prueba.

De acuerdo con los valores registrados en el cuadro 8, se encontró que el rango de cointegración es 1, 2 o 3, por lo que todas las series son no estacionarias. Por otro lado, si el rango fuera 4, sólo la serie correspondiente al diferencial de la productividad sería no estacionaria. Estos resultados eliminan la posibilidad de considerar 4 vectores de cointegración, dado que no sería posible que todas las series en el sistema fueran estacionarias.

31. Soren Johansen y Katarina Juselius, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, núm. 53, 1992, pp. 211-244.

PRUEBA DE ESTACIONALIDAD DE LOS FACTORES DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO: PRUEBA DE RAZÓN DE VEROSIMILITUD [CHISQ(P-R), 5%]

Rango de cointegración	Grados de libertad	Valor crítico	e_t	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$	$i_t - i_t^*$	$l_t - l_t^*$
1	4	9.49	55.61	70.71	67.48	65.20	80.60
2	3	7.81	22.07	24.94	22.20	19.50	35.04
3	2	5.99	16.82	17.73	15.10	18.15	27.59
4	1	3.84	0.68	1.86	1.45	2.05	11.44

Prueba de exclusión

Con el propósito de definir los elementos por considerar en el análisis de cointegración, se realizó una prueba de razón de verosimilitud para la hipótesis nula de la exclusión a largo plazo de las variables en el sistema. Los resultados de esta prueba se presentan en el cuadro 9.

Los valores de la prueba indican que la exclusión de las diferencias en la productividad entre México y Estados Unidos no se rechaza en el nivel de significación de 5% para ningún rango de cointegración. De acuerdo con la prueba, existe cuando menos una tendencia común en el sistema, condicionante de la cointegración entre estas variables, y el tipo de cambio nominal, las diferencias en la oferta de dinero, el margen de las tasas de interés nominales y las diferencias en la producción industrial de México y Estados Unidos provocan una expansión del espacio de cointegración en el nivel de significación de 5 por ciento.

Rango de cointegración

A efecto de determinar el rango de cointegración, se aplicaron las pruebas que Johansen formuló,³² en particular las

de máximo valor propio y traza. El cuadro 10 presenta los resultados.

Para ambas pruebas, las estadísticas apuntan hacia el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración (véase el cuadro 10). Sin embargo, el número de vectores de cointegración parece ambiguo: en tanto que la prueba de máximo valor propio indica dos vectores de cointegración, la prueba de traza señala la existencia de un único vector de cointegración. No obstante, la inspección del espacio de cointegración señala que sólo un vector de cointegración normalizado es congruente con la intuición económica de este análisis.³³ Tal vector de cointegración normalizado se registra a continuación (el error estándar se indica entre corchetes).

$$e = 0.37 (m - m^*) + 0.03 (i - i^*) + 1.19 (y - y^*)$$

$$\begin{matrix} [0.034] & [0.003] & [1.274] \end{matrix}$$

Los coeficientes para las tres variables incluidas en la relación a largo plazo son positivos. Los que corresponden a las diferencias en la oferta de dinero y las tasas de interés son significativos en niveles convencionales. Si bien el coeficiente

EXCLUSIÓN A LARGO PLAZO DE LOS FACTORES DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO: PRUEBA DE RAZÓN DE VEROSIMILITUD [CHISQ(R), 5%]

Rango de cointegración	Grados de libertad	Valor crítico	e_t	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$	$i_t - i_t^*$	$l_t - l_t^*$
1	1	3.84	42.56	23.52	7.20	17.33	1.81
2	2	5.99	49.34	25.57	7.33	24.83	2.48
3	3	7.81	65.30	40.17	23.21	40.85	2.77
4	4	9.49	76.82	52.21	35.28	52.92	4.38

32. Soren Johansen, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, núm. 59, 1991, pp. 1551-1580.

33. Las magnitudes de los coeficientes de uno de los vectores de cointegración son tales que se dificulta la interpretación económica de su significación.

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN: 1995:01-2003:02
TIPO DE CAMBIO, DIFERENCIA M1, DIFERENCIAL DE LAS TASAS
DE INTERÉS Y DIFERENCIAS EN LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL

	p-r	Valores propios	Máximo valor propio	Traza
0	4	0.5157	66.88 ^a	94.99 ^a
1	3	0.2098	22.37 ^a	26.11
2	2	0.0376	3.64	3.74
3	1	0.0010	0.10	0.10


a. Se rechaza la hipótesis nula en el nivel de significación de 5%. Los valores críticos se toman de Osterwald-Lenum, "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, núm. 54, 1992, pp.461-472.

para la diferencia en la producción presenta un nivel de significación bajo, la prueba de exclusión a largo plazo mostró que la variable pertenece al espacio de cointegración y, por consiguiente, se le ha incluido en la ecuación de largo plazo. El signo y la magnitud de los coeficientes son similares a los obtenidos en especificaciones anteriores. Como se mencionó, la relación positiva entre el tipo de cambio nominal y las variables correspondientes a las tasas de interés y la producción sugieren que el papel de la expectativa inflacionaria como factor determinante de los movimientos en el tipo de cambio tiene una relevancia significativa, mayor incluso que los cambios en la tasa de interés debidos, por ejemplo, a un aumento en el flujo de capital foráneo que podría te-

ner lugar en respuesta a un incremento de las tasas de interés internas.

CONCLUSIONES

El peso mexicano se devaluó de manera importante en diciembre de 1994. Las causas y las consecuencias de este evento han sido analizadas con amplitud en los trabajos publicados. El presente documento se aleja de esta línea de estudio para centrarse en un análisis de los factores determinantes del tipo de cambio a partir de 1995. Si bien el periodo considerado no es largo, los resultados obtenidos ofrecen interesantes derivaciones que pueden ser objeto de evaluación en estudios futuros.

En términos generales se encontró que los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio son adecuados. En términos de predicción, sin embargo, un modelo de caminata aleatoria ofrece un pronóstico más eficiente de la dinámica del tipo de cambio. Un resultado de especial interés es la relación positiva que se encontró entre el tipo de cambio y las diferencias en las tasas de interés y la producción. A juicio de quienes esto escriben, este resultado indica que las expectativas inflacionarias desempeñan un papel muy importante en la determinación de la evolución del tipo de cambio. Desde luego, se trata de una mera sugerencia y se requieren análisis más detallados para definir con precisión los canales por los que estas dos variables influyen en el tipo de cambio. 

Datos para México

- Tipo de cambio nominal México-Estados Unidos: tipo de cambio para cubrir las obligaciones contraídas en moneda extranjera (fijo).¹
- Oferta de dinero: M1 en dólares estadounidenses, ajustada estacionalmente; los datos en pesos se obtuvieron del SIE.
- Producción: índice del volumen de producción industrial, ajustado estacionalmente.¹
- Tasa de interés: rendimiento del Certificado de la Tesorería (Cetes) a 91 días.¹
- Inflación: tasa anual de crecimiento del índice de precios al consumidor.²
- Productividad: la serie corresponde a la proporción entre el índice del volumen de producción industrial y el número de horas-hombre trabajadas en el sector manufacturero, ajustada estacionalmente.³

1. Sistema de Información Económica del Banco de México (SIE).
 2. Serie del Índice Nacional de Precios al Consumidor, obtenida del SIE.
 3. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.

Datos para Estados Unidos

- Oferta de dinero: M1 ajustada estacionalmente.⁴
- Producción: índice de producción industrial, ajustado estacionalmente.⁴
- Tasa de interés: rendimiento del depósito a tres meses en bonos del Tesoro.⁴
- Inflación: tasa anual de crecimiento del índice nacional de precios al consumidor.⁴
- Productividad: la serie corresponde a la proporción entre el índice del volumen de producción industrial y el número de horas-hombre trabajadas en el sector manufacturero, ajustada estacionalmente.⁵

4. Datos económicos de la Reserva Federal.
 5. Oficina de Estadística Laboral (Bureau of Labor Statistics).