

UNA NOTA SOBRE EL TIPO DE CAMBIO EN MÉXICO

LUIS MIGUEL GALINDO *

INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio es un factor estratégico en una economía abierta ya que representa un instrumento adicional de política económica para ajustar desequilibrios en la cuenta corriente o en los flujos de capital y reducir el impacto de los *shocks* externos (MacDonald y Taylor, 1989). En particular, el tipo de cambio en México se ha convertido en un factor estratégico de la política económica. Ello se debe a que la tasa de cambio se considera una ancla para reducir las expectativas inflacionarias y controlar posibles movimientos en los flujos de capitales (Blanco y Garber, 1986 y Agenor y Taylor, 1993). A partir de 1976, México ha utilizado un sistema de cambio semiflexible. Dentro de este sistema el valor del peso ha sido influenciado, entre otros factores, por la continua intervención del Banco de México, por movimientos especulativos y por los problemas conocidos como "Holandés y del peso" (MacDonald y Taylor, 1989). Por ello, el comportamiento del peso, en años recientes ha resultado difícil de explicarse. No obstante, modernos métodos econométricos han permitido encontrar ciertos patrones sistemáticos en el comportamiento del tipo de cambio en otros países (Taylor y McMahon (1988) y MacDonald y Taylor, 1993).

El objetivo de este trabajo es tratar de encontrar algunos patrones sistemáticos en el comportamiento reciente del tipo de cambio en Mé-

* Maestría en Ciencias Económicas, UACPYP, CCH, UNAM. Agradezco los comentarios de Fidel Aroche, Martín Puchet y Jorge Ibarra. Desde luego los errores son exclusivamente míos.

xico basado en modernas técnicas econométricas. En particular, este ensayo hace énfasis en el análisis de las condiciones o hipótesis básicas que se utilizan en los modelos más conocidos sobre el tipo de cambio.

Este ensayo se divide en tres partes. En la primera se presenta el marco general y las pruebas econométricas correspondientes. En la segunda se sintetiza la evidencia empírica. Finalmente, en la tercera parte se incluyen las principales conclusiones y algunos comentarios generales.

I. MARCO GENERAL

La Hipótesis del Poder de Paridad de Compra (PPP) indica que el tipo de cambio tiende a ajustarse a los movimientos en los precios entre México y el resto del mundo (aproximado por Estados Unidos). En términos formales:¹

$$[1] \quad \log S_t = [\log P_t - \log P_t^*]$$

Donde S representa el tipo de cambio nominal, P el índice de precios y $*$ denota la variable correspondiente en Estados Unidos. Las variables están en logaritmos para excluir la posibilidad de la paradoja de Siegel (Baillie y McMahan, 1989). La PPP se explica por la ley de un solo precio y la hipótesis de Fisher en una economía abierta (Baillie y McMahan, 1989).

En el caso de que la razón de precios sea un proceso no-estacionario entonces la ecuación [1] solo podrá estimarse si las series están cointegradas. Así, la ecuación [1] puede interpretarse como una condición de largo plazo. De este modo, una prueba débil de la PPP es el orden de integración de las series. Esto es, el tipo de cambio y la razón de precios deberán de coincidir en el orden de integración.

Una prueba más eficiente de la PPP es analizar la siguiente ecuación:

$$[2] \quad s_t = \beta_0 + \beta_1 [p - p^*] + e_t$$

La PPP implica que $B_0 = 0$ y $B_1 = 1$ bajo el supuesto de cointegración. Las variables en minúsculas representan el logaritmo de la serie.

¹ Se incluye únicamente la versión en términos absolutos.

La Hipótesis de Paridad Descubierta de Tasas de Interés (PDTI) relaciona el tipo de cambio con las tasas de interés nacional e internacional. Así, con agentes económicos adversos al riesgo y bajo condiciones de perfecta movilidad de capital y arbitraje, la PDTI puede expresarse como:

$$[3] \quad [E_t(\log S_{t+1}) - \log S_t] = [\log(1 + R_t) - \log(1 + R^*)]$$

La ecuación [3] indica que las ganancias de una inversión en un país deben ser iguales a las ganancias obtenidas en otra nación corregidas por los movimientos en el tipo de cambio. La ecuación [3], bajo el supuesto de la Hipótesis de Expectativas Racionales puede representarse como:

$$[4] \quad [\log S_{t+1} - \log S_t] = [\log(1 + R_t) - \log(1 + R^*)] + e_t$$

De este modo, la PDTI puede analizarse atendiendo a la siguiente ecuación:

$$[5] \quad [\log S_{t+1} - \log S_t] = B_0 + B_1[\log(1 + R_t) - \log(1 + R^*)] + e_t$$

La PDTI implica que: $B_0 = 0$ y $B_1 = 1$.

Los modelos empíricos para determinar el tipo de cambio más utilizados son normalmente transformaciones del modelo monetario de tipo de cambio (Baillie y McMahon, 1989) y el modelo de "precio pegajoso" (Sticky Price Model) de Dornbush (Dornbush, 1988). Un modelo General que incluye a estos dos modelos puede describirse como:

$$[6] \quad S_t = B_0 + B_1 m_t + B_2 m_t^* + B_3 y_t + B_4 y_t^* + B_5 R_t + B_6 R_t^* \\ + B_7 \Delta p_t + B_8 \Delta p_t^* + e_t$$

Los modelos monetarios y de precio pegajoso pueden analizarse imponiendo las siguientes restricciones en la ecuación [6]:

CUADRO 1. *Restricciones en la ecuación [6]:*

Modelo	Restricciones
Modelo monetario	$B_7=B_8=0$
Modelo de precio pegajoso	$B_7=>0, B_8=<0, B_5<0 B_6>0$

Estimaciones de la ecuación [6] indican que ambos modelos, en su estricto sentido,² son rechazados por los datos (MacDonald y Taylor, 1989; Holden, Peel y Thompson, 1990 y Baillie y McMahon (1989). La razón fundamental para el rechazo de estos modelos³ es el incumplimiento de algunos de sus supuestos básicos tales como la PPP y la PDTI. Este ensayo se concentra en el análisis de estos supuestos.

II. ANÁLISIS EMPÍRICO

Los datos consisten en series mensuales no ajustadas para el periodo 1986:01 a 1990:12. Todas las series fueron recopiladas de la base de datos de Macroasesoría económica y de la Carpeta de Indicadores del Banco de México.

El tipo de cambio utilizado es el tipo de cambio libre, la tasa de interés interna son los Certificados de la Tesorería (CETES) a un mes, la tasa de interés del exterior fue aproximada por la tasa a un mes de los CD's en Estados Unidos, P y P^* son los índices de precios al consumidor de México y Estados Unidos respectivamente.

Las pruebas de raíces unitarias (Dickey Fuller Aumentada) (Dickey y Fuller, 1981) y Phillips Perron (Phillips-Perron, 1991) están sintetizadas en el cuadro 2. El tipo de cambio nominal es un proceso no-estacionario I(2). Por su parte, la razón de precios entre México y Estados Unidos (PR) es también un proceso no-estacionario I(2). Por su parte

² La evidencia empírica tiende por lo general a rechazar que $\beta_5, \beta_6, \beta_7$ y β_8 sean estadísticamente iguales a cero.

³ Sin embargo, evidencia reciente basada en el uso de métodos econométricos modernos como cointegración sugiere una relativa validez de estos modelos (MacDonald y Taylor, 1993).

la diferencia entre las tasas de interés de México y Estados Unidos $(r - r^*)$ es $I(1)$.

CUADRO 2. Orden de integración de las series

<i>Variable</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>
<i>s</i>	1.75(4)[.084]	-2.80[.003]
Δs	-2.38(3)[.020]	-5.97[.000]
$\Delta\Delta s$	-5.70(4)[.000]	-14.46[.000]
<i>PR</i>	1.06(2)[.289]	-1.32[.094]
ΔPR	-1.29(2)[.200]	-1.86[.032]
$\Delta\Delta PR$	-6.07(2)[.000]	-6.70[.000]
$(r - r^*)$	-1.02(1)[.308]	-1.13[.130]
$\Delta(r - r^*)$	-3.96(4)[.000]	-4.10[.000]

NOTAS: Periodo: 1986:01-1990:12.

ADF = Prueba de Dickey Fuller Aumentada (1981).

(...) = Número de rezagos.

[...] = Valores *p*.

PP = Phillips-Perron (1988). Incluye cuatro rezagos.

Las estimaciones de la ecuación [2] se resumen en el cuadro 3. Los resultados tienden a rechazar la PPP en su estricto sentido. El rechazo de la PPP puede asociarse a las diferencias en los recursos naturales entre países, a diferencias salariales o impositivas y a la existencia de costos de transacción y transporte o diferencias en la productividad y tecnología.

No obstante, existe también evidencia que apoya la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio y la razón de precios. Asimismo, no puede destacarse la posibilidad de que $B_1 = 1$ o que en todo caso este coeficiente tenga un valor cercano a uno. Estos resultados son consistentes con Conejo y Shields (1993), Hunter (1992) y Johansen y Juselius (1990).

El procedimiento de Johansen señala la presencia de dos vectores de cointegración (ecuaciones [7] y [8]). Por su parte, la prueba de Dickey

Fuller no indica la presencia de series cointegradas (ecuaciones [9] y [10]). La presencia de vectores dos de cointegración dados por el procedimiento de Johansen indica que existen múltiples soluciones posibles (Wickens, 1993). Asimismo, esto imposibilita utilizar pruebas estadísticas formales para calcular el valor de los parámetros. Destaca, sin embargo que el valor de B_1 es en todos los casos positivo y relativamente cercano a uno. Aún más, la ecuación [10] sugiere un límite inferior de B_1 de .7 y un límite superior de 1.15.

CUADRO 3. *Análisis de cointegración de la PPP*

<i>Ecuación</i>	β_0	β_1	<i>Prueba</i>	<i>Método</i>
[7]	-5.44	.90	9.24	Johansen
[8]	1.43	.68	9.24	Johansen
[9]	4.14	.84	-1.38	<i>ADF</i>
[10]	-4.71	1.15	-1.16	<i>ADF</i>

NOTAS: La prueba hipótesis nula reportada en el procedimiento de Johansen es la existencia de más de dos vectores.

ADF = Reporta la prueba de Dickey Fuller. Aumentada en los residuales.

La ecuación [9] es: $\{p - p^*\}_t = \beta_0 + \beta_1 s_t + e_t$.

La evidencia empírica también rechaza la PDTI. El valor de β_1 es sustancialmente diferente de uno (cuadro 4). Más aún, la prueba de razón de máxima-verosimilitud en el vector de cointegración de Johansen rechaza la hipótesis nula de que $B_1 = 1$ y la hipótesis conjunta de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$. El rechazo de la PDTI puede asociarse a la existencia de costos de transacción, imperfecta movilidad de capital o diferencias estructurales entre países tales como niveles de productividad, tecnología, etcétera.

No obstante, se observa una relación estable de largo plazo entre los movimientos en el tipo de cambio y las diferencias en las tasas de interés entre México y Estados Unidos. Dornbusch (1988) y Khor y Rojas-Suárez (1993) han argumentado que el rechazo de la PDTI puede también asociarse al sesgamiento de la tasa de cambio en el futuro.

Los procedimientos de Johansen y Dickey Fuller indican la presencia de un vector de cointegración entre ambas variables. Los coeficientes obtenidos por distintos procedimientos son muy similares lo que indica la solidez de los resultados. Estos resultados son además consistentes con los obtenidos por Khor y Rojas Suárez (1993).

El valor de β_1 es positivo pero alrededor de .12. Ello supone que un incremento en la tasa de interés en México, bajo el supuesto de una tasa de interés constante en Estados Unidos, implica una aceleración del ritmo de devaluación. Este resultado es sorprendente considerando que la tasa de interés en México se ha utilizado para controlar los flujos de capital al exterior.⁴ No obstante este resultado es consistente con el modelo de Dornbush (1988) de Precio Pegajoso (cuadro 1). En este caso, el diferencial de tasas de interés representa un indicador del futuro camino del tipo de cambio.

CUADRO 4. *La hipótesis de la paridad descubierta de las tasas de interés*

<i>Ecuación</i>	β_0	β_1	<i>Prueba</i>	<i>Método</i>
[11]	-.01	.13	21.59	Johansen
[12]	-.01	.11	-5.98	<i>ADF</i>
[13]	.35	.35	-2.13	<i>ADF</i>

NOTAS: Periodo: 1985:06-1990:06. La prueba de Johansen reportada es la existencia de más de cero vectores de cointegración.

ADF = Dickey Fuller Aumentada. Prueba de *ADF* en los residuales de la regresión.

La ecuación [12] es: $(r - r^*) = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_t + \epsilon_t$.

CUADRO 5. *Prueba de razón de máxima-verosimilitud en la ecuación [10]*

<i>Ecuación</i>	$\beta_1 = 1$	$\beta_0 = 0 \quad \beta_1 = 1$
[10]	$X^2(1) = 19.31 [.000]$	$X^2(2) = 20.69 [.000]$

⁴ Tapia (1992) demuestra que la tasa de interés de los CETES en México es causada, en el sentido de Granger, por los movimientos en la tasa de interés de Estados Unidos.

CONCLUSIONES

La evidencia presentada en este ensayo rechaza la PPP y la PDTI. Para el caso de PPP el valor de los coeficientes están relativamente cercanos del valor teórico esperado pero no así para la PDTI. En este último caso, la prueba de razón de Máxima-verosimilitud rechaza la hipótesis nula de que $\beta_1 = 1$. Las razones que pueden argumentarse para estos rechazos son varias: la intervención y manejo del tipo *e* cambio por parte del banco central, las diferencias estructurales entre estos países tales como dotación de recursos, diferentes tecnologías o sistemas impeditivos e imperfecta movilidad de capital e inclusive la presencia del “problema del peso”.

No obstante, el rechazo de estas hipótesis existe evidencia de relaciones estables y de largo plazo entre la tasa de cambio nominal y la razón del índice de precios entre México y Estados Unidos y los movimientos en el tipo de cambio y los diferenciales de tasas de interés entre estos mismos países. Este último resultado puede interpretarse como evidencia a favor del Modelo de Precio Pegajoso de Dornbusch (1988).

Johansen y Juselius (1990) y Hunter (1992) rechazan también la PPP. No obstante encuentran que es posible definir un vector de cointegración que incluya simultáneamente la PPP y la PDTI. Estos resultados pueden ser válidos también para el caso de México atendiendo al valor de los parámetros obtenidos en este trabajo y representan evidencia en favor del Modelo de Precio Pegajoso.

APÉNDICE

Cointegración.

Poder de Paridad de Compra.

Procedimiento de Johansen.

Lista de variables Incluida en el Vector de Cointegración:

<i>st</i>	<i>prt</i>	β_0
-----------	------------	-----------

Lista de Raíces Características:

.21512	,13024	,0000
--------	--------	-------

Prueba de razón de máxima-verosimilitud basada en el valor máximo de la matriz estocástica:

<i>Nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Estadístico</i>	<i>95% valor crítico</i>	<i>90% valor crítico</i>
$r=0$	$r=1$	17.92	15.67	13.75
$r \leq 0$	$r=1$	10.32	9.24	7.52

Prueba de razón de máxima-verosimilitud basada en la traza de la matriz estocástica:

<i>Nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Estadístico</i>	<i>95% valor crítico</i>	<i>90% valor crítico</i>
$r \leq 1$	$r=2$	10.32	9.24	7.52
$r=0$	$r \geq 1$	28.25	19.96	17.85

Vector de Cointegración:

st	1.43 (-1.00)	-.58 (-1.00)
prt	-1.28 (.90)	.68 (1.17)
β_0	-5.44 (3.80)	1.43 (2.46)

Paridad descubierta de tasas de interés.

Lista de Variables:

$$\Delta st \quad (r - r^*) \quad \beta_0$$

Lista de valores característicos:

$$.25607 \quad .023767 \quad .0000$$

Prueba de razón de máxima-verosimilitud basada en el valor máximo de la matriz estocástica:

<i>Nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Estadístico</i>	<i>95% valor crítico</i>	<i>90% valor crítico</i>
$r=0$	$r=1$	21.59	15.67	13.75
$r \leq 1$	$r=2$	1.75	9.24	7.52

Prueba de razón de máxima-verosimilitud basada en la traza de la matriz estocástica:

<i>Nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Estadístico</i>	<i>95% valor crítico</i>	<i>90% valor crítico</i>
$r=0$	$r \geq 1$	23.35	19.96	17.85
$r \leq 1$	$r=2$	1.75	9.24	7.52

Vector de Cointegración:

Δst	4.41
	(-1.00)
$(r - r^*)$	-.58
	(.13)
β_0	.07
	(-.01)

BIBLIOGRAFÍA

- Agenor, P. R. y Taylor, M. P., "Analysing Credibility in High Inflation Countries: A New Approach", *Economic Journal*, 103, marzo, pp. 329-336 (1993).
- Baillie, R. T. y McMahon, P. C., *The Foreign Exchange Market: Theory and Econometric Evidence*, Cambridge University Press, pp. 253 (1989).

- Banco de México, *Carpeta de Indicadores Económicos*, Banco de México.
- Blanco, H. y Garbear, P. M., "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso", *Journal of Political Economy*, 94, núm. 13, febrero pp. 148-166 (1986).
- Conejo, C. y Shields, M., "Relative PPP and the Long-Run Terms of Trade for Five Latin American Countries: A Cointegration Approach", *Applied Economics*, 25, pp. 1511-1515 (1993).
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., "Likelihood Ration Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econométrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1072 (1981).
- Dornbusch, R., *Exchange Rates and Inflation Rates*, MIT Press, Cambridge Masechusetts, pp. 475 (1988).
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econométrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276 (1987).
- Holden, K. Peel, D. A. y Thompson, J. L., *Economic Forecasting: An Introduction*, Cambridge University Press, pp. 213 (1990).
- Hunter, J., "Tests of Cointegrating Exogeneity for PPP and Uncovered Interest Rate Parity in the United Kingdom", *Journal of Policy Modelling*, vol. 14, núm. 2, pp. 453-463 (1992).
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, pp. 231-254 (1988).
- Johansen, S. y Juselius, K., "Some Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, pp. 211-244 (1990).
- Khor, K. E. y Rojas Suárez, L., "Las Tasas de Interés en México. El Papel de las Expectativas de la Tasa de cambio y de la Credibilidad Internacional", *Investigación Económica*, núm. 206, octubre-diciembre, pp. 149-176 (1993).
- MacDonald R. y Taylor, M., "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long Run Equilibrium and Forecasting", *IMP Staff Papers*, vol. 40, núm. 1, marzo, pp. 89-107 (1993).
- , "Exchange Rate Economics", en *Surveys of Monetary Economics*, Green, C. J. y Llewellyn, D. T. (eds.), Money Study Group, pp. 150-224 (1991).
- , *Exchange Rates and Open Economy Macroeconomics*, Basil Blackwell, pp. 218-236 (1989).
- Macroasesoría Económica, *Realidad Económica de México: Compendio Estadístico*, Grupo Editorial Iberoamericana, 1991-1992.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P., "Testing for Unit Root in Time Seires Regression", *Biométrica*, vol. 75, pp. 335-346 (1991).

- Tapia, J. M., "La Reacción de Algunas Tasas de Interés ante Cambios de la Tasa Líder en una Economía Abierta. Un Análisis para México, *Economía Mexicana*, vol. 1, núm. 2, julio-diciembre, pp. 379-4223 (1992).
- Taylor, M. P. y McMahon, P. C., "Long Run Purchasing Power Parity in the 1920's", *European Economic Review*, vol. 32, pp. 179-197 (1988).
- Wickens, M. R., "Interpreting Cointegrating Vectors and Common Stochastic Trends", Discussion Paper, núm. 14, marzo, London Business School, pp. 55-67 (1993).

POSTSCRIPTUM *

UNA NOTA SOBRE EL TIPO DE CAMBIO EN MÉXICO

“La comparación entre el dólar y la libra proporciona una notoria ilustración de la tendencia a permanecer en concordancia entre la paridad del poder de compra y el tipo de cambio real.”

KEYNES (1923)

INTRODUCCIÓN

En diciembre de 1994 el tipo de cambio se devaluó bruscamente después de un periodo de relativa estabilidad. A partir de ese momento, el tipo de cambio ha seguido un comportamiento errático y altamente volátil. Las razones que explican este comportamiento son ciertamente complejas. En efecto, existen diversos indicadores económicos tales como la paridad de poder de compra (PPP), la paridad descubierta de tasas de interés y el desequilibrio de la cuenta corriente que sugerían un creciente riesgo de devaluación. En este contexto, la posibilidad de obtener altos beneficios en el exterior y el inusitado aumento de la deuda pública denominada en dólares (tesobonos) generó expectativas sobre la imposibilidad de liquidar los vencimientos de este instrumento en dólares y no sólo en su valor denominado en dólares. La creciente incertidumbre sobre la capacidad del gobierno mexicano para continuar manteniendo una paridad cambiaria semifija condujo a una fuerte fuga de capitales que concretó las expectativas devaluatorias. Estos factores condujeron también a la modificación de las condiciones financieras que facilitaron la creación de una burbuja especulativa.

Este trabajo no pretende analizar este conjunto de factores sino sólo ofrecer algunas consideraciones preliminares sobre los movimientos recientes del tipo de cambio que pueden estar asociados a las hipótesis tratadas en el trabajo original. En particular, se hace énfasis en las hipótesis del poder de paridad de compra y las consecuencias colaterales en la relación de paridad descubierta de tasas de interés. Para ello se realizaron nuevas estimaciones sobre la PPP usando series anua-

* Agradezco las discusiones con Fidel Aroche y Martín Puchet para la realización de este trabajo. Desde luego cabe mencionar el acostumbrado descargo de los errores.

les de 1957 a 1993. Este procedimiento se utilizó por diversas razones entre las que destacan la escasa información disponible en este momento para trabajar con series mensuales, la sensibilidad del procedimiento de Johansen ante modificaciones en la muestra y limitaciones de tiempo. Desde luego la opción elegida presenta importantes limitantes. Pueden destacarse al menos dos de ellas: el tamaño de la muestra y el uso combinado de regímenes cambiarios completamente distintos en el proceso de estimación. No obstante ello, los resultados obtenidos son relativamente consistentes con las estimaciones presentadas en el trabajo original y permite realizar algunas inferencias interesantes.

ANÁLISIS DE RESULTADOS

La hipótesis del poder de paridad de compra, bajo el supuesto de modificaciones en los regímenes cambiarios, puede representarse como: (Enders, 1986; Taylor, 1988 y MacDonald, 1993).

$$[1] \quad y_t = [\alpha_1 tc_t + \alpha_2 p_t^* - \alpha_3 p_t + e_t]$$

En donde tc_t representa el logaritmo del tipo de cambio nominal, p_t^* es el logaritmo del índice de precios al consumidor en Estados Unidos, p_t es el logaritmo del índice de precios al consumidor en México, y_t puede entenderse como el tipo de cambio real. La ecuación [1] indica que la hipótesis de la paridad del poder de compra se cumple cuando:

$$H_0: \alpha_1 = 1 \quad \alpha_2 = \alpha_3$$

Asimismo, bajo PPP, y_t es una serie estacionaria.

La hipótesis de PPP puede analizarse imponiendo la igualdad en los coeficientes de los índices de precios tal que:

$$[2] \quad tc = \beta_0 + \beta_1 ppp + e_t$$

Donde $ppp_t = p_t - p_t^*$.

La ecuación [2] tiende a ser más robusta bajo diferentes regímenes cambiarios si se acepta la restricción de que $\beta_1 = 1$ (Enders, 1986).

El cuadro 1 presenta las pruebas sobre el orden de integración de las series. La prueba de Dickey Fuller y la Dickey Fuller Aumentada con un rezago indican que el tipo de cambio (tc) en niveles es $I(1)$. Por su parte, la razón de precios entre México y Estados Unidos (ppp) no rechaza la hipótesis nula de raíces unitarias en niveles y primeras diferencias. No obstante, debe mencionarse que la prueba sobre la primera diferencia esta cerca de la región crítica. Asimismo, el tipo de cambio real (tcr) también rechaza la hipótesis nula de orden de integración $I(0)$.¹ Estos resultados sugieren varios puntos importantes:

1) El orden de integración de las series representa un argumento en contra de la hipótesis de la paridad del poder de compra. Esto es, la diferencia en el orden de integración de las series entre tc y ppp sugiere la dificultad de encontrar un vector de cointegración entre ambas. Esto parece confirmarse atendiendo a la presencia de un comportamiento no estacionario en el tipo de cambio real.

2) El tipo de cambio real en México durante este periodo es una serie no estacionaria lo que sugiere que los choques a esta variable tienden a perpetuarse.

CUADRO 1.

<i>Variable</i>	<i>DF</i>	<i>ADF</i>
tc	2.84 [.007]	1.89 [.067]
Δtc	-4.01 [.000]	-2.61 [.248]
ppp	3.41 [.002]	.01 [.985]
Δppp	-1.60 [.118]	-1.58 [.123]
tcr	.84 [.403]	-2.31 [.026]
Δtcr	-2.22 [.033]	-3.62 [.001]

DF = Dickey Fuller.
ADF = Dickey Fuller aumentada con un rezago.
 Muestra: 1957-1993 con datos anuales.

¹ Enders (1986) sugiere que ésta es una prueba más robusta para analizar PPP bajo modificaciones en los regímenes cambiarios.

Como se mencionó anteriormente la presencia de diferentes grados de integración entre *tc* y *ppp* dificulta la presencia de un vector de cointegración entre estas variables. Sin embargo, Taylor y McMahon (1988) argumentan en favor de esta posibilidad aún en el caso de que las series contengan una o más raíces unitarias explosivas. El cuadro 2 presenta los resultados de cointegración utilizando el procedimiento de Johansen. Estos resultados sugieren la presencia de un vector de cointegración que además tiene coeficientes con sentido económico.

CUADRO 2.

Procedimiento de Johansen de máxima-verosimilitud.

Prueba de cointegración de razón de máxima-verosimilitud basada en el valor característico máximo de la matriz estocástica.

Muestra: 1958-1993 $N = 36$

Lista de valores característicos:

.86681 .089304 .0000

<i>Nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Estadístico</i>	<i>95% valor crítico</i>	<i>90% valor crítico</i>
$r = 0$	$r = 1$	72.57	15.67	13.75
$r = 1$	$r = 2$	3.36	9.24	7.52

Prueba de cointegración de la razón de máxima-verosimilitud basada en la traza de la matriz estocástica:

<i>Nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Estadístico</i>	<i>95% valor crítico</i>	<i>90% valor crítico</i>
$r = 0$	$r \geq 1$	75.94	19.96	17.85
$r \leq 1$	$r = 2$	3.36	9.24	7.52

El vector de cointegración normalizado obtenido por el procedimiento de Johansen es el siguiente:

$$[2] \quad tc_t = 3.18 + .98108 ppp_t + e_t$$

Este resultado indica la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y la relación de precios entre México y Estados Unidos. Esto indica que el tipo de cambio en México ha seguido los movimientos de precios no obstante la existencia de periodos donde esta relación parece romperse. El cuadro 3 sintetiza las pruebas de restricción en los parámetros. La evidencia empírica no rechaza la hipótesis nula de que $\beta_1 = 1$ mientras que la hipótesis conjunta de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ es rechazada por los datos. La presencia de un $\beta_1 = 1$ representa un argumento a favor de la PPP y facilita, asimismo, el uso de esta ecuación para analizar esta hipótesis bajo diferentes regímenes de tipo de cambio (Enders, 1986). Estos resultados son consistentes con las estimaciones presentadas anteriormente. En donde también se encontró una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y la razón de precios. Debe, sin embargo, mencionarse que el coeficiente estimado anteriormente es estadísticamente menor a uno.

CUADRO 3.

<i>Restricciones</i>	<i>Pruebas</i>
$\beta_1 = 1$	$X^2(1) = 2.93 [0.086]$
$\beta_0 = 0 \quad \beta_1 = 1$	$X^2(2) = 55.24 [0.000]$

Los resultados proporcionados por el orden de integración y la existencia de un vector de cointegración representan una base interesante para analizar los movimientos actuales del tipo de cambio y las consecuencias en los movimientos de la paridad descubierta de tasas de interés.

El análisis gráfico del tipo de cambio real sugiere que esta serie combina periodos de relativa estabilidad con otros de una fuerte tendencia.

Esto sugiere que la hipótesis de la paridad del poder de compra puede entenderse como una relación de equilibrio de largo plazo cuya validez se circunscribe a periodos de relativa estabilidad. Las desviaciones de la PPP, por largos periodos de tiempo, existen por diversas razones en donde destacan las restricciones al comercio, expectativas de una inflación creciente, situaciones estructurales o alto nivel de ingreso per cápita o la especulación y los movimientos de capitales (Officer, 1976).

De este modo, el comportamiento del tipo de cambio en México en los últimos meses puede entenderse como la tensión dinámica entre la PPP y las causas que origina su desequilibrio. Así, la devaluación del peso a finales de 1994 representa el proceso de ajuste de un tipo de cambio sobrevaluado a su tipo de cambio de equilibrio. El conjunto de estimaciones realizadas sugieren que β_1 está entre .8 y 1. Bajo estas condiciones, el tipo de cambio de equilibrio puede ubicarse en una franja de entre 4.1 y 5.1 pesos por dólar para principio de 1995.² Esto representaba una fuerte presión para un tipo de cambio que se ubicaba en menos de 4 pesos por dólar para finales de diciembre de 1994. Tal sobrevaluación del tipo de cambio generó presiones en la balanza comercial y expectativas de depreciación del peso que llevaron finalmente a una devaluación. El tipo de cambio real ha mostrado un comportamiento no estacionario en el largo plazo en donde los choques que recibe tienden a perpetuarse. Este comportamiento ha estado asociado, en meses recientes, a la expectativa de la imposibilidad de obtener dólares en el futuro. En efecto, Dooley e Isard (1980) argumentan la existencia de un riesgo cambiario y de un riesgo político.³ El primer tipo de riesgo se define por la existencia de activos denominados en diferentes monedas mientras que el segundo esta representado por el riesgo asociado a activos emitidos en diferentes jurisdicciones políticas. Este riesgo se define como la perspectiva futura de un determinado tipo de control o de barreras artificiales a la libre convertibilidad entre dos monedas y tienden a expresarse en un creciente diferencial entre las tasas de interés de ambos países. Las expectativas de un futuro control de cambios depende fundamentalmente del monto total de deuda y de la distribución de riqueza total entre los países (Dooley e Isard, 1980).

² El tipo de cambio de equilibrio exacto depende del año que se tome como base. Cabe asimismo, que existen diversas definiciones de tipo de cambio de equilibrio como aquel que es consistente con una balanza comercial en equilibrio.

³ El término de riesgo político se utiliza estrictamente en el sentido de Dooley e Isard (1980).

De este modo, el creciente diferencial en las tasas de interés en los últimos dos meses ha tenido como objetivo crear una expectativa de ganancia que compense el riesgo político de una posible inconvertibilidad de pesos por dólar o por lo menos su convertibilidad a una tasa de cambio dentro de ciertos márgenes. Este aumento en el diferencial de tasas de interés parece en primera instancia consistente con las estimaciones presentadas en el trabajo original. Esto es, las estimaciones del diferencial descubierto de tasas de interés señalaba una relación de equilibrio entre las tasas de interés de México y Estados Unidos con un coeficiente relativamente bajo. No obstante, existen tres factores que pueden problematizar esta estrategia en el momento actual:

1) El nivel inicial de las tasas de inflación es sustancialmente diferente hoy que en periodos anteriores. Esto es, el alto diferencial en las tasas de interés en periodos anteriores reflejaban también el diferencial en las tasas de inflación (Chinn y Frankel, 1994).⁴ Existe sin embargo el problema de que un alto diferencial entre las tasas de interés puede reducir la credibilidad del sostenimiento del tipo de cambio dentro de ciertas bandas (Betola y Caballero, 1992 y Svensson (1991). Esto es, la paridad descubierta de tasas de interés puede representarse como:

$$[3] \quad (1 + R_t) = (1 + R^*_t)(s_{t+1}/s_t)$$

Donde R es la tasa de interés nominal mexicana y R^* la tasa de interés nominal estadounidense. La ecuación [2] puede despejarse para la tasa futura de tipo de cambio e imponer ciertas bandas a la tasa de interés nacional tal que: (Davinson, 1985).

$$[4] \quad s_{t+1} = [(1 + R_t)/(1 + R^*_t)] s_t$$

De este modo, un mayor diferencial entre estas tasas puede generar también expectativas de una devaluación futura o reflejar las dificultades para sostener el tipo de cambio dentro de ciertos rangos.

2) El desequilibrio actual en las tasas de interés puede estar reflejando o convalidando una creciente expectativa de riesgo político que resulta difícil de revertir con la sola subida de las tasas de interés.

⁴ Cabe mencionar que si bien existe evidencia en contra de la hipótesis de Fisher para economías abiertas (Cumby y Ostfeld, 1980) existe también evidencia de cierta relación de largo plazo entre estas variables al menos para el caso de México. Véase trabajo original.

3) Las consecuencias macroeconómicas y sociales del nivel y la estructura de las tasas de interés son, en el nuevo entorno, impredecibles. Campbell y Clarida (1987) demuestran que la prima de riesgo en la estructura de tasas de interés y las primas de riesgo en activos extranjeros en Estados Unidos se mueven conjuntamente. Si éste es el caso en México entonces puede esperarse también crecientes primas de riesgo en la estructura de tasas de interés internas. Las consecuencias negativas de ello sobre el producto y el empleo son ampliamente conocidas. Asimismo, el ajuste en la estructura de tasas de interés debe ser consistente con el conjunto de la política monetaria y cambiaria (Robertson y Symons, 1994).

La estructura actual de las tasas de interés no corresponde al conjunto de la política monetaria contraccionista. Esto es, la estructura de tasas de interés ha mostrado cambios que no proporcionan señales claras sobre el conjunto de la política monetaria. Por ejemplo, a la fecha la estructura de tasas de interés tiene una pendiente negativa. Ello supone que la tasa de corto es mayor que la tasa de largo plazo y por tanto es de esperarse una mayor emisión monetaria en el futuro. Esto puede ser inconsistente con una política monetaria que pretende controlar la inflación a través de una fuerte contracción monetaria. Bomhoff y Korteweg (1983) han argumentado que sin la existencia de consistencia, estabilidad y predictibilidad en la política monetaria no es posible una estabilidad del tipo de cambio.

COMENTARIOS FINALES

La evidencia sobre la hipótesis de la paridad del poder de compra en México indica que existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y la relación de precios entre México y Estados Unidos. Ello impone la posibilidad de manejar el tipo de cambio dentro de ciertas bandas, pero también impone importantes restricciones. Esto es, en el largo plazo la política cambiaria tienen que ajustar de acuerdo al diferencial de los índices de precios. Este ajuste se origina en las presiones en el desequilibrio en la balanza comercial y en los ataques especulativos contra el tipo e cambio tales como fuga de capitales o compra de activos denominados en dólares.

Existe también evidencia en las series anuales de que no obstante la relación de equilibrio en el largo plazo existen periodos en donde las

llamadas causas no fundamentales dominan los movimientos en el tipo de cambio (Taylor y McMahon, 1988). Esto se observa en la existencia de un tipo de cambio real no estacionario que tiende a perpetuar los choques que recibe. Ello significa entonces que los movimientos recientes en el tipo de cambio tenderán a perpetuarse por un determinado tiempo en este año. Ello podrá estar acompañado por un fuerte diferencial en las tasas de interés entre México y Estados Unidos como expresión del riesgo cambiario. Esto deberá también reflejarse en la existencia de tasas reales internas positivas para todo este periodo.

Sin embargo, cabe esperar que el tipo de cambio se revalúe relativamente durante los próximos meses asociado a la acción de las causas fundamentales (PPP) y la reducción de la burbuja especulativa gracias al nuevo influjo de capital del exterior.

BIBLIOGRAFÍA

- Bertola, G. y Caballero, J., "Target Zones and Realignments", *American Economic Review*, vol. 82, junio, pp. 520-536 (1992).
- Bomhoff, E. J. y Korteweg, P., "Exchange Rate Variability and Monetary Policy under Rational Expectations", *Journal of Monetary Economics*, núm. 11, pp. 169-206 (1983).
- Campbell, J. Y. y Clarida, R. H., "The Term Structure of Euromarket Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, núm. 19, pp. 25-44 (1987).
- Chinn, M. y Frankel, —., "Patterns in Exchange Rate Forecasts for Twenty five Countries", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 26, núm. 4, noviembre, pp. 759-670 (1994).
- Cumby, R. E. y Obstfeld, M., "A Note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: a Test of the Fisher Hypothesis", *Journal of Finance*, vol. 36, junio, pp. 697-703 (1981).
- Davinson, J. E., "Econometric Modelling of the Sterling Effective Exchange Rate", *Review of Economic Studies*, LII, pp. 231-240 (1985).
- Dooley, M. P. y Isard, P., "Capital Controls, Political Risk and Deviations from Interest Rate Parity", *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 21, pp. 370-384 (1980).
- Enders, W., "ARINA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes", *Review of Economic and Statistics*, agosto, pp. 505-508 (1986).
- MacDonald, R., "Long Run Purchasing Power Parity: is it for Real?", *Review of Economic and Statistics* (1993).

- Officer, L. H., "The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article", *IMF Staff Papers*, núm. 23, pp. 1-60 (1976).
- Robertson, D. y Symons, J., "Five Weeks in the Life of the Pound. Interest rates, Expectations and Sterling's Exit from the ERM", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, febrero, vol. 56, núm. 1, pp. 1-12 (1994).
- Svensson, L. O., "The Simplest Test of Target Zone Credibility", *IMF Staff Papers*, vol. 38, septiembre, pp. 655-665 (1991).
- Taylor, M., "An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity using Cointegration Techniques", *Applied Economics*, núm. 20, pp. 1369-1381 (1988).
- Taylor M. y McMahon, P. C., "Long Run Purchasing Power Parity in the 1920's", *European Economic Review*, núm. 32, pp. 179-197 (1988).