

La eficiencia del mercado cambiario entre el euro, el peso mexicano y el dólar: un análisis de cointegración con restricciones*

(Recibido: diciembre/03 – aprobado: febrero/04)

*Luis Miguel Galindo
J. Venancio Salcines***

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar la condición de eficiencia del mercado de tipo de cambio del peso mexicano, el euro y el dólar utilizando una prueba de restricción en los parámetros en el marco de cointegración entre las series. Esta prueba, desarrollada por Ferré y Hall (2002), utiliza una nueva metodología donde la cointegración no implica necesariamente ineficiencia en el mercado como en el caso de Granger (1986). Los resultados econométricos obtenidos indican que el mercado cambiario entre el peso, el euro y el dólar no es eficiente para el periodo 1980:1 a 2002:12.

Palabras clave: tipo de cambio, eficiencia del mercado.

Clasificación JEL: F31, C32.

* Los autores agradecen la colaboración de Horacio Catalán en la organización y el procesamiento de la información. Cualquier error es responsabilidad de los autores. Este trabajo fue financiado con fondos PAPIIT-UNAM del proyecto IN304702 “La política monetaria y financiera y los efectos de la apertura del sector externo en una economía con restricción externa: un enfoque econométrico”.

** Profesores de la Facultad de Economía de la UNAM y de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de A Coruña, España, respectivamente (gapaliza@servidor.unam.mx), (jvsc@vdc.es).

Introducción

Durante el último trimestre del año 2002 y los primeros meses del 2003 se observó una caída del dólar con respecto al euro, junto con un comportamiento singular en las trayectorias de éstas divisas y el peso mexicano. En efecto, la devaluación del dólar en relación al euro ha estado acompañada de una devolución de nuestra moneda frente al dólar. La explicación más extendida sobre este comportamiento es que la incertidumbre y los riesgos cambiarios, en el contexto internacional actual, se tradujeron en la salida de capitales de la esfera del dólar hacia el euro u otras monedas. Este flujo se inició con la salida de capitales de la moneda más débil, en este caso el peso, que se tradujo entonces en su devaluación, en una proporción similar a la del dólar con respecto al euro.

Este comportamiento de los mercados cambiarios, junto con la explicación referida, pone en el centro del debate la existencia de eficiencia en el mercado del tipo de cambio entre estas tres monedas y en particular para el caso mexicano. En efecto, la evolución del tipo de cambio en la economía mexicana es ciertamente una variable fundamental, en la medida en que se encuentra fuertemente relacionada con la trayectoria de otras variables como la tasa de inflación, el tipo de interés nominal o la balanza comercial (Carstens, y Werner, 1999). Así, el régimen cambiario, a partir de 1995, se modificó pasando de una flotación controlada a una determinación del tipo de cambio por las fuerzas del mercado. En este sentido, verificar la hipótesis de eficiencia en el caso mexicano adquiere una mayor relevancia. Esto es, la validez de esta hipótesis indica que el tipo de cambio en México responde adecuadamente a las fuerzas de la libre competencia, y por tanto no existen factores o información adicional que sugieran la presencia de imperfecciones en el mercado que puedan traducirse en ganancias extraordinarias. En este sentido, el objetivo de este trabajo es analizar la presencia de eficiencia en el mercado cambiario entre las divisas mencionadas. La selección del dólar y el euro como monedas de referencia se debe básicamente a su importancia en el mercado internacional.

Sin embargo, a diferencia de trabajos anteriores (Sephton y Larsen, 1991 y Hakkio y Rush, 1989) en donde se utiliza la prueba sugerida por Granger (1986), el cual sostiene que la cointegración entre los tipos de cambio se interpreta como ineficiencia en el mercado, en el caso que nos ocupa se aplica una nueva prueba desarrollada por Ferré y Hall (2002). Esta nueva metodología utilizada para tipos de cambio múltiples, sin dinámica, impone restricciones a los valores de los parámetros en el contexto de cointegración entre las se-

ries.¹ De este modo, la cointegración; y, por tanto, la representación de las series como mecanismo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987), no implica necesariamente ineficiencia en el mercado, sino que depende del valor específico de los parámetros obtenidos. Así, se considera que la ineficiencia del mercado se relaciona más con la posibilidad de obtener ganancias extraordinarias, que con la posibilidad de pronóstico basada en la cointegración entre las series.

El trabajo contiene una sección general, en donde se incluye una explicación de la metodología econométrica y los principales resultados obtenidos, una sección que incluye las conclusiones junto con algunos comentarios generales y un apéndice.

1. Marco general y evidencia empírica

Un mercado se considera eficiente cuando no pueden obtenerse ganancias extraordinarias con base a distintos conjuntos de información y donde, por tanto, no existen oportunidades de arbitraje (Fama, 1970 y Dwyer y Wallace, 1992). La interpretación de esta definición no es sin embargo sencilla. Por un lado, diversos estudios sobre el tipo de cambio (Alexander y Johnson, 1992, Copeland, 1991, Karfakis y Parikh, 1994, Crowder, 1994 y MacDonald y Taylor, 1989) sostienen que un mercado es eficiente en el caso donde las series no estén cointegradas.² Ello se debe a que la presencia de cointegración implica una relación de causalidad, a través del teorema de representación de Engle y Granger (1987), que contradice la idea de que las series no pueden ser pronosticadas con el conjunto de información disponible (Granger, 1986 y Hakkio y Rush, 1989). En este contexto, se destaca como relevantes, en todo caso, las causas que originan el rechazo de la presencia de cointegración entre las series tales como una prima de riesgo, el uso ineficiente de la información (Hakkio y Rush, 1989 y Crowder, 1994) o el cambio estructural en las relaciones entre las series (Sephton y Larsen, 1991).

Por el contrario, autores como Dwyer y Wallace (1992), Ferré y Hall (2002), sugieren que es compatible la presencia de cointegración con un mercado cambiario eficiente. Esto es, al definir a un mercado eficiente, como aquel donde no existen oportunidades de arbitraje, entonces se abandona la equivalencia entre ineficiencia y cointegración. Así, la eficiencia no implica que no puedan predecirse

¹ La dinámica es excluida en la medida en que se utiliza para el análisis las relaciones de largo plazo asociados a la estadística.

² Se excluyen los casos en donde se analiza el mercado actual y el de futuros, ya que las pruebas respectivas se basan en el análisis directo de una relación de cointegración entre las series (Hakkio y Rush, 1989).

las series, sino que no existan oportunidades de arbitraje (Baffes, 1994). En este sentido, Engel (1996) argumenta que la propiedad de cointegración es independiente de la condición de eficiencia o ineficiencia en los mercados financieros.

De este modo, en el caso donde los tipos de cambio se encuentren cointegrados y su trayectoria corresponde a sus “fundamentos” (Hallwood y MacDonald, 1986), ello representa, entonces, información disponible para todos los agentes, limitando las oportunidades de arbitraje. Ferré y Hall (1992), Dwyer y Wallace, (1992) y Fama (1991), argumentan que un mercado eficiente puede incluir la propiedad de cointegración, ya que esto no implica necesariamente que se obtengan ganancias extraordinarias, no obstante que su comportamiento pueda ser predecible. Asimismo, Dwyer y Wallace (1992) sostienen que la eficiencia no implica que los precios de los activos no son predecibles, ya que ello no tiene relación directa e inmediata con la existencia de ganancias de arbitraje, rompiendo de esta forma la equivalencia directa entre ineficiencia y cointegración en un mercado cambiario. En todo caso, existen situaciones en donde la cointegración es consistente con la propiedad de eficiencia y, por ello, se requieren condiciones adicionales que implican imponer restricciones a la cointegración para analizar la eficiencia del mercado (Dwyer y Wallace, 1992).

Debe reconocerse además que existe una literatura creciente la cual argumenta en contra del uso del concepto de cointegración para evaluar la hipótesis de eficiencia en el mercado cambiario, y en particular el mercado cambiario de futuros (Kellard, Newbold y Rayner, 2001; Wang y Jones, 2003). En este contexto, se considera que hay información adicional, por ejemplo en las tasas de interés, la cual explica en parte las ineficiencias cambiarias (Kellard, Newbold y Rayner, 2001).

El conjunto de estas restricciones adicionales pueden definirse considerando que, la condición de arbitraje, bajo costos de transacción iguales a cero, implica que los tipos de cambio están cointegrados:

$$S_t^{12} - S_t^{13} - S_t^{32} = 0 \quad (1)$$

Donde:

S_t^{ij} = el logaritmo del tipo de cambio de la moneda del país “j-ésimo en términos de la moneda del país i-ésimo.

La ecuación (1) puede analizarse considerando dos tipos de cambio en referencia a un tercero. Por ejemplo, considerando el peso (s^{12}) y el euro (s^{13}) en términos del dólar. Así, el concepto de cointegración, sin efectos dinámicos, entre

dos tipos de cambio referenciados con respecto a un tercero, puede ejemplificarse por la ecuación (2). Se incluye, además el supuesto, basado en la evidencia empírica disponible, de que la trayectoria de los tipos de cambio nominales se comportan como un camino aleatorio (MacDonald y Taylor, 1989) (ecuación (3)).³ Estas ecuaciones (2) y (3) son consistentes con la presencia de eficiencia en el mercado como lo muestran Ferré y Hall (2002).

$$y_t = \phi x_t + e_{1t} \quad (2)$$

$$x_t = x_{t-1} + e_{2t} \quad (3)$$

Donde:

e_{1t} y e_{2t} = son series estacionarias

De las ecuaciones (2) y (3) puede entonces obtenerse un modelo de corrección de errores (ECM) restando en ambos lados de la ecuación (2), y sumando $(\phi x_{t-1} - \phi x_{t-1})$ del lado derecho:

$$\Delta y_t = -y_{t-1} + \phi \Delta x_t + \phi x_{t-1} + v_t \quad (4)$$

de donde:

$$\Delta y_t = \phi \Delta x_t - (y_{t-1} - \phi x_{t-1}) + v_t \quad (5)$$

La ecuación (5) es una representación del ECM. En este caso, bajo la especificación de un modelo estructural, las ecuaciones (2) y (3) pueden representarse en forma matricial como:

$$\begin{pmatrix} 1 & -\phi \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

³ Una descripción más compleja icada de la trayectoria del tipo de cambio no modifica substancialmente los resultados del análisis.

y donde, representando al vector $\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = Z_t$ se obtiene entonces una forma general de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) como:

$$AZ_t = BZ_{t-1} + U_t \quad (7)$$

Restando AZ_{t-1} de la ecuación (7) se obtiene que:

$$A\Delta Z_t = (B - A)Z_{t-1} + U_t \quad (8)$$

Con $C = (B - A)$ entonces:

$$A\Delta Z_t = CZ_{t-1} + U_t \quad (9)$$

Lo que implica que:

$$\begin{pmatrix} 1 & -\phi \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 & \phi \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (10)$$

La ecuación (10) representa un modelo de corrección de errores acorde con su forma estructural, donde las variables en primeras diferencias dependen de los valores rezagados en niveles de estas variables. En este caso, la presencia del parámetro ϕ situado en la primera fila de las matrices A y C , implica la existencia de eficiencia en el mercado dentro del sistema en su forma estructural (Ferré y Hall, 2002).

La forma reducida a estimar puede obtenerse entonces normalizando la ecuación (10) y considerando que la matriz A es invertible, por lo que al premultiplicar a la ecuación (9) por A^{-1} se obtiene (11):

$$A^{-1}CZ_{t-1} + A^{-1}U_t = \Pi Z_{t-1} + A^{-1}U_t \quad (11)$$

Con $\Pi = A^{-1}C$

Así la forma reducida de la ecuación (10) puede representarse en forma desagregada como:

$$\begin{aligned}\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} -1 & \phi \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & \phi \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (12) \\ \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{pmatrix} &= \Pi \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + A^{-1} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}\end{aligned}$$

Nuevamente la presencia del parámetro ϕ en las matrices Π y A^{-1} indica la existencia de eficiencia en el mercado en la forma reducida del sistema. Por el contrario, en el caso donde el parámetro ϕ de las matrices A y C no es igual, entonces, ello implica la ineficiencia en el mercado cambiario.

Esto puede ejemplificarse considerando a la ecuación (5). Esto es, en el caso donde los parámetros son distintos ($\phi \neq \gamma$), la ecuación (5) puede representarse como:

$$\Delta y_t = \gamma \Delta x_t - (y_{t-1} - \phi x_{t-1}) + v_t \quad (13)$$

Reordenando la ecuación (13) se obtiene que:

$$y_t = \gamma \Delta x_t + \phi x_{t-1} + v_t \quad (14)$$

Lo que equivale a:

$$y_t = \gamma x_t + (\phi - \gamma)x_{t-1} + v_t \quad (15)$$

La ecuación (15) contiene además de x_t a x_{t-1} . De este modo, esta variable retardada (x_{t-1}), incorpora información relevante para predecir a y_t , lo que expresa la presencia de ineficiencia en el mercado cambiario. Este resultado indica que no es la presencia de cointegración entre los tipos de cambio lo que implica la existencia de ineficiencia en el mercado, sino la forma específica que tiene el modelo de corrección de errores. En este sentido, la ecuación (2), que se utiliza para el análisis de cointegración, y que excluye a los elementos en diferencias, no representa una prueba de eficiencia del mercado.

De este modo, el análisis de eficiencia puede realizarse estimando la ecuación (4) por el método de máxima verosimilitud con información completa (FIML). Así, se estima esta ecuación sin imponer la restricción de que los coeficientes de Δx_t y x_{t-1} sean iguales. Posteriormente, se estima la ecuación (5) imponiendo la

restricción y se procede a realizar una prueba de razón de máxima verosimilitud. En caso de que el contraste de hipótesis, entre la ecuación sin restringir y la restrin-gida, no rechace la hipótesis nula de que ambos coeficientes son iguales, entonces no puede tampoco rechazarse la hipótesis de eficiencia del mercado (Ferré y Hall, 2002).

La información utilizada incluye datos mensuales de 1980:01 a 2002:12 de los tipos de cambio del peso (S_t) y el euro (E_t), ambos con referencia al dólar, considerando el dato de venta para el último día del mes. En el periodo 1980:01 a 1998:12 se utilizó, como aproximación al tipo de cambio del euro, la cotización del Ecu respecto al dólar, reportada en las estadísticas financieras internacionales del FMI. Letras minúsculas representan el logaritmo de las series. Las estimaciones econométricas se realizaron en RATS (Doan, 1996) y en PCFIML (Doornik y Hendry, 1994).

El análisis del orden de integración de las series incluyó inicialmente a las pruebas estándar de raíces unitarias de Dickey Fuller Aumentada (ADF) (1981) y de Phillips-Perron (PP) (1988). La especificación de estas pruebas correspondió al procedimiento “de lo general a lo específico”, estimando en principio regresiones con constante y tendencia, analizando además su significancia estadística. El número de retardos (k) en la prueba ADF fue seleccionado de acuerdo al procedimiento conocido como “t-sig” (Ng y Perron, 1995), referido a la significancia estadística de los retardos. Además, se estimó la prueba KPSS (Kwiatkowsky *et al.*, 1992), la cual utiliza como hipótesis nula el que la serie es estacionaria, a diferencia de las pruebas ADF y PP que tienen como hipótesis nula el que la serie posee raíces unitarias (Maddala y Kim, 1998).

Las pruebas de hipótesis de raíces unitarias se muestran en el Cuadro 1, donde se indica que el tipo de cambio nominal del peso mexicano, respecto al dólar es una serie no estacionaria ($I(1)$) atendiendo a las pruebas ADF, PP y KPSS;⁴ por otra parte, los resultados sobre el euro-dólar también sugieren, en su mayoría, que la serie es también $I(1)$. Esta evidencia es consistente en el caso de la peseta con respecto al dólar (Bajo, 1987), y con la hipótesis de que los tipos de cambio nominales tienen normalmente una raíz unitaria y siguen un camino aleatorio (Meese y Singleton, 1982, Baillie y Bollerslev, 1989, Alexander y Johnson, 1992 y MacDonald y Taylor, 1989).

⁴ Maddala y Kim (1998) incluyen una batería de pruebas de raíces unitarias. Sin embargo la mayoría de ellas están sujetas a la crítica de bajo poder ante la presencia de cambios estructurales en las series. Este es probablemente el caso del tipo de cambio en México como lo sugieren Galindo y Catalán (2003). En este sentido, las pruebas de raíces unitarias aquí presentadas deben de considerarse sólo como indicativas.

Así, en el caso donde la evolución del tipo de cambio puede aproximarse como una senda aleatoria, entonces la mejor predicción que puede realizarse es el valor previo con un coeficiente igual a uno, lo que se conoce como la condición de insesgamiento (Diebold, Gardeazabal e Yilmaz, 1994).

Cuadro 1
Pruebas de raíces unitarias

Variable	ADF			PP(6)			KPSS(16)	
	A	B	C	A	B	C	η_μ	η_τ
s_t	-1.39(5)	-2.74(5)	-1.43(5)	-0.67	-3.14	-1.73	1.51	0.38
Ds_t	-5.02(4)	-4.39(4)	-3.52(4)	11.95	11.64	10.51	0.58	0.06
eu_t	-2.27(1)	-2.22(1)	-2.21(1)	-2.18	-2.14	-2.14	0.21	0.20
Δeu_t	11.70(0)	11.68(0)	11.69(0)	11.61	11.60	11.61	0.13	0.12

Notas: negrillas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de T=500, son de -3.42 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.87 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998: 64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba. η_μ y η_τ representan los estadísticos de la prueba KPSS, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.146, respectivamente (Kwiatkowski *et al.*, 1992).

El número de retardos del modelo de vectores autoregresivos, utilizado para el procedimiento de Johansen (1988), se seleccionó de acuerdo a los criterios de información de Akaike (1974) y Schwarz (1978) (Cuadro 2), en donde se observa que el modelo VAR puede especificarse considerando 2 o 6 retardos. En este sentido, se utilizó el mayor número de retardos correspondiente el criterio de AIC.

Cuadro 2
Criterios de Akaike y Schwarz para determinar número de rezagos

	Número de rezagos											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AIC	-7.41	-7.55	-7.60	-7.61	-7.62	-7.67	-7.66	-7.64	-7.63	-7.61	-7.62	-7.59
SIC	-7.35	-7.45	-7.44	-7.39	-7.34	-7.35	-7.28	-7.21	-7.14	-7.07	-7.02	-6.94

Notas: AIC = criterio de Akaike, SIC = criterio de Schwarz. Los criterios están definidos como:

$$AIC = \log|\Sigma| + (2/T)d.$$

$$SIC = \log|\Sigma| + (\log T/T)d.$$

El procedimiento de Johansen (1988) rechaza la hipótesis nula de cero vectores de cointegración, tanto por el estadístico de la traza, como por el de la raíz característica máxima (Cuadro 3),⁵ indicando la presencia de una relación de cointegración entre los tipos de cambio nominal peso-dólar y el euro-dólar. Ello sugiere que existe una relación estable entre el peso, el euro y el dólar en el largo plazo; no obstante, la posible presencia de cambios estructurales en la trayectoria del tipo de cambio como consecuencia de modificaciones en el régimen de política monetaria instrumentada en estos países (véase a este respecto Sarno y Taylor, 2001).

Cuadro 3
Estadísticos de la prueba del procedimiento de Johansen

<i>Valores característicos</i>	<i>H_o: r</i>	<i>p-r</i>	\hat{l} -máx	λ -max 95%	$^{\wedge}$ Traza	Traza 95%
0.0715	0	1	24.88*	15.4	19.6*	14.1
0.0195	1	0	5.22*	3.8	5.22*	3.8

Notas: l-max = estadístico de la raíz característica máxima. $^{\wedge}$ Traza. Estadístico de la traza. (*) Rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Periodo 1981(1)-2002 (12). Número de retardos utilizados en el VAR 6. Valores críticos: l-max (Johansen, 1995, tabla 15.1: 214); . y Traza. (Mackinnon, *et al.*, 1999, tabla II: 571).

Así, la hipótesis de eficiencia se puede comprobar estimando la ecuación (5) sin restricciones (ecuación (16)), y con restricciones (ecuación (17)):

$$Ds_t = a + gDeu_t - (bs_{t-1} - feu_{t-1}) + u_{1t} \quad (16)$$

$$Ds_t = a + fDeu_t - (bs_{t-1} - feu_{t-1}) + u_{2t} \quad (17)$$

Las estimaciones por FIML del modelo sin restricciones y con restricciones se presentan en los Cuadros 4 y 5 respectivamente.

⁵ Se utilizó, para corregir por el tamaño de la muestra, los valores críticos de Mackinnon, Haug y Michels (1999).

Cuadro 4
Estimaciones por FIML de la ecuación (16)

Parámetro	Coeficiente	Estadístico t
a	0.028	7.776
g	-0.410	-3.115
b	-0.009	-4.743
f	0.006	0.279

Nota: función logarítmica de máxima verosimilitud = 769.027.

Periodo: 1980:12-2002:12.

Cuadro 5
Estimaciones por FIML de la ecuación (17)

Parámetro	Coeficiente	Estadístico t
a	0.029	7.768
g	-0.026	-4.198
b	-0.008	7.766
f	0.026	1.211

Nota: función logarítmica de máxima verosimilitud = 764.669.

Periodo: 1980:12-2002:12.

El contraste de razón de máxima verosimilitud para ambas estimaciones se distribuye como una $\chi^2(m)$ con m grados de libertad, dados por el número de restricciones. De este modo el contraste de hipótesis se define como:

$$LR = 2 \times (769.027 - 764.669) = 8.716$$

El valor crítico al 5% de significancia estadística de una $\chi^2(1) = 3.84$, indica que puede rechazarse la hipótesis nula de que $\gamma = \phi$. Ello implica rechazar la hipótesis de eficiencia en el mercado cambiario entre el peso y el euro, tomando como referencia al dólar. Más aún, la condición de insesgamiento (Masih y Masih, 1995), donde la hipótesis nula indica que el parámetro $\phi = 1$, es también rechazada al 5% de significancia estadística.

$$\frac{\phi - 1}{\sigma(\phi)} = \frac{0.026 - 1}{0.217} = -9.096 < -2.9$$

Donde:

$\sigma(\phi)$ = es la desviación estándar de ϕ y

-2.9= es el valor crítico al 5% de significancia de $t_{0.05}(n-2)$.

El conjunto de las estimaciones realizadas indican entonces que los mercados cambiarios conjuntos del peso mexicano, y el euro, con referencia al dólar, no son eficientes. Esto es, las restricciones en los parámetros obtenidas por FIML son rechazadas por los datos. Este resultado indica que existen opciones de arbitraje y de ganancias extraordinarias en estos mercados.

Conclusiones y comentarios generales

Este ensayo utiliza una nueva prueba desarrollada por Ferré y Hall (2002) para analizar la eficiencia del mercado cambiario entre el peso mexicano, el euro y el dólar. Esta prueba difiere de la propuesta realizada por Granger (1986), en donde la presencia de cointegración entre dos series de tipo de cambio implica que el mercado es ineficiente, ya que existe un mecanismo de corrección de errores que indica una relación de causalidad entre las series. La nueva prueba planteada por Ferré y Hall (2002) rompe el vínculo directo que se había establecido entre cointegración e ineficiencia en el mercado, como consecuencia de la relación que se establecía entre capacidad de pronóstico e ineficiencia. De este modo, el concepto de eficiencia del mercado corresponde al caso donde los tipos de cambio incluyen, en todo momento, el conjunto de la información disponible y, por lo tanto, no pueden realizarse ganancias extraordinarias. En este sentido, las pruebas de cointegración son insuficientes para argumentar a favor de la eficiencia en el mercado.

Los resultados obtenidos indican que el mercado cambiario entre el peso y el euro con respecto al dólar es ineficiente. Esto es, las restricciones impuestas en los parámetros, en el modelo con dinámica limitada, rechazan la hipótesis de eficiencia en el mercado. Ello indica que existen opciones de oportunidades de arbitraje o de ganancias extraordinarias, y que en particular el peso mexicano puede estar sujeto a ataques especulativos en la triangulación entre tipos de cambio. Así, la aplicación de un régimen cambiario basado en las libres fuerzas del mercado, donde existen problemas de ineficiencia, puede resultar riesgoso y conducir a la obtención de ganancias especulativas. En este sentido, es importante reconocer que la percepción de las virtudes del mercado cambiario mexicano, por parte de las autoridades monetarias, debe matizarse y observarse con un relativo escepticismo.

Finalmente es necesario mencionar que el cambio de régimen cambiario, a partir de 1995, plantea desde luego, una limitante a la evaluación econométrica realizada. Esto es, el tránsito de un régimen de paridad controlada, a uno fundamentado en las fuerzas del mercado, limita la potencia de las pruebas ya que es

posible que el rechazo de la hipótesis de eficiencia se asocia al cambio de régimen, o a modificaciones estructurales en las series.⁶

Referencias bibliográficas

- Akaike, H. (1974). “A new look at statistical model identification” in *IEFE transactions on automatic control*, num. 19, pp. 716-23.
- Alexander, C. O. y A. Johnson (1992). “Are foreign exchange market really efficient?” in *Economics Letters*, num. 40, pp. 449-453.
- Baffes, J. (1994). “Does co movement among exchange rate imply market inefficiency?” in *Economics Letters*, num. 44, pp. 273-280.
- Baillie, R. T. y T. Bollerslev (1989). “Common stochastic trends in a system of exchange rates” in *Journal of Finance*, num. 44, pp. 167-181.
- Bajo, O. (1987). “Modelos monetarios del tipo de cambio y evidencia econométrica. Nuevo examen de los casos de la peseta-dólar y peseta-marco” en *Información Comercial Española*, núm. 647, pp. 125-143.
- Carstens, A. G. y A. M. Werner (1999). “Mexico’s monetary policy framework under a floating exchange rate regime” en *Documento de Investigación*, núm. 99-05, México: Banco de México.
- Coleman, M. (1990). “Cointegration-based tested of daily foreign exchange rate market efficiency” in *Economic Letters*, num. 32, pp. 53-59.
- Copeland, L. S. (1991). “Cointegration tests with daily exchange rate data” in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, num. 53 (2), pp. 185-198.
- Crowder, W. J. (1994). “Foreign exchange market efficiency and common stochastic trends” in *Journal of International Money and Finance*, num. 13(5), pp. 551-564.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981). “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root” in *Econometrica*, num. 49, pp. 1057-1072.
- Diebold, F. X., J. Gardeazabal y K. Yilmaz (1994). “On cointegration and exchange rate dynamics” in *The Journal of Finance*, vol. XLIX, num. 2, pp. 727-745.
- Doan, T. A. (1996). *RATS User’s Manual Versión 4.0*, USA: Estima.
- Dooley, M. P. y J. A. Frankel (2003). *Managing currency crises in emerging markets*, USA: National Bureau of Economic Research-University of Chicago Press.
- Doornik, J. A. y D. F. Hendry (1994). *PcFIML: an interactive program for modeling system*, Londres: International Thompson Publishing.

⁶ Véase para esta discusión a Dooley y Frankel (2003), y a Ghosh, Gulde y Wolf (2002).

- Dwyer, G. P. y M. S. Wallace (1992). "Cointegration and market efficiency" in *Journal of International Money and Finance*, vol. 11, num. 4, august, pp. 318-327.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987). "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing" in *Econometrica*, num. 55, pp. 251-276.
- (1996). "A note on cointegration and international capital market efficiency" in *Journal of International Money and Finance*, num. 15, pp. 657-660.
- Fama, E. F. (1970). "Efficient capital markets: a review of theory and empirical literature" in *Journal of Finance*, num. 25, may, pp. 383-417.
- (1991), "Efficient capital markets: II" in *Journal of Finance*, num. 48(3), pp. 213-228.
- Ferré, M. y S. Hall (2002). "Foreign exchange market efficiency and cointegration" in *Applied Financial Economics*, num. 12, february, pp. 131-139.
- Galindo, L. M. y H. Catalán (2003). "The PPP hypothesis and the Mexican real exchange rate: a long term perspective", por publicarse en *Applied Economics Letters*.
- Granger, C. W. J. (1986). "Developments in the study of cointegrated economic variables" in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, num. 48(3), pp. 213-28.
- Ghosh, A. R., A. M. Gulde y H. C. Wolf (2002). *Exchange rate regimes*, USA: MIT Press.
- Hakkio, C. S. y M. Rush (1989). "Market efficiency and cointegration: an application to the sterling and deutschemark exchange markets" in *Journal of International Money and Finance*, num. 8, pp. 75-88.
- Hallwood, C. P. y R. MacDonald (1986). *International Money and Finance*, USA: Basil Blackwell.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors" in *Journal of economics Dynamics and Control*, num. 12, pp. 231-54.
- Karfakis, C. I. y A. Parikh (1994). "Exchange rate convergence and market efficiency" in *Applied Financial Economics*, num. 4, pp. 93-98.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992). "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root" in *Journal of Econometrics*, num. 54, pp. 159-178.
- MacDonald, R. y M. P. Taylor (1989). "Foreign exchange rate market efficiency and cointegration: some evidence from the recent float" in *Economic Letters*, num. 29, pp. 63-68.

- Mackinnon, J. G., A. A. Haug y L. Michels (1999). “Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration” in *Journal of Applied Econometrics*, num. 14, pp. 563-577.
- Maddala, G. S. e I. Kim (1998). *Unit roots, cointegration and structural change*, Cambridge: University Press.
- Masih, A. M. y R. Masih (1995). “Investigating the robustness of the tests of the market efficiency hypothesis: contributions from cointegration techniques on the Canadian floating dollar” in *Applied Financial Economics*, vol. 5, num. 3, january, pp. 139-150.
- Meese, R. A. y K. J. Sinlgeton (1982). “On unit roots and the empirical modelling of exchange rates” in *Journal of Finance*, num. 37, pp. 1029-1035.
- Ng, S. y Perron, P. (1995). “Unit root tests in ARMA models with data depend methods for the selection of the truncation lag” in *Journal of the American Statistical Association*, num. 90, pp. 268-281.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988). “Testing for unit roots in time series regression” in *Biometrika*, num. 75, pp. 335-346.
- Sarno, L. y M. P. Taylor (2001). “Official intervention in the foreign exchange market: is it effective and, if so, how does it work?” in *Journal of Economic Literature*, vol. XXXIX, september, pp. 839-868.
- Schware, G. (1978), Estimating the dimension of a model”, *Annals of Statistics*, 6, 461-464.
- Sephton, P. S. y H. K. Larsen (1991). “Tests of exchange market efficiency: fragile evidence from cointegration tests” in *Journal of International Money and Finance*, num. 10, pp. 561-570.
- Solanes, J. G. y Ma. I. González-Martínez (2000). “Los fundamentos monetarios del tipo de cambio peseta/marco alemán, a corto y a largo plazo” en *Moneda y Crédito*, núm. 211, pp. 91-119.

Apéndice

S_{t-} – Tipo de cambio nominal pesos por dólar de EUA a la venta, correspondiente al último día de cada mes. Fuente estadística: Banco de México.

E_{ut-} – Tipo de cambio nominal del euro respecto al dólar de EUA a la venta, correspondiente al último día de cada mes. Fuente estadística: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.