
¿ES EFICIENTE EL MERCADO CAMBIARIO COLOMBIANO? UNA MIRADA
DESDE LAS PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN.

Julio César Alonso C.

jcalonso@icesi.edu.co

Director

CIENFI

Universidad Icesi

Gloria Cecilia Martínez

Asistente de Investigación

CIENFI

Universidad Icesi

Centro de Investigaciones en Economía y Finanzas (CIENFI)
Departamento de Economía – Departamento de Finanzas

Junio de 2006

“A market is efficient with respect to information set θ_t if it is impossible to make economic profits by trading on the basis of information set θ_t .” (Jensen (1978))

Resumen

Este documento analiza la eficiencia del mercado cambiario colombiano bajo dos regímenes de cambio diferentes: el sistema de banda cambiaria y el tipo de cambio flexible. En el estudio se emplearon diferentes pruebas de cointegración, adicionalmente una prueba de restricciones en los parámetros de cointegración, planteada por Ferré y Hall (2002), con la cual se puede demostrar que cointegración entre los mercados de divisas no significa necesariamente ineficiencia de estos. Para realizar el estudio se emplearon datos diarios de la tasa de cambio. Los resultados indican que tanto para el régimen de Banda como el de tasa de cambio flexible el mercado cambiario colombiano es eficiente.

Palabras Claves: Tipo de cambio, eficiencia de los mercados financieros, Cointegración.

1 Introducción

La eficiencia del mercado de divisas, ha sido uno de los objetivos de la autoridad cambiaria colombiana desde la adopción de un régimen de bandas cambiarias en enero de 1994 y posteriormente de una flotación sucia del dólar (en septiembre de 1999). ¿Pero fue eficiente el régimen de bandas? ¿Lo es el régimen actual?

El sistema de Bandas en Colombia ha sido motivo de muchas discusiones. Por ejemplo, según Cárdenas y otros (1997) la decisión del Banco de la República de definir el centro de la banda cambiaria en términos del dólar americano; implicó que la estabilidad de la tasa de cambio se veía amenazada por cualquier movimiento en la cotización del dólar frente a terceras monedas.

Según Cárdenas (1997)), se ignoraba la composición del comercio exterior colombiano de tal forma que movimientos de otras monedas frente al dólar no eran compensadas por la banda cambiaria. Este tipo de críticas permiten preguntarse, si la implementación del régimen de bandas adoptado por el Banco produjo un mercado eficiente.

En general, un mercado se considera eficiente cuando no se presenta la oportunidad de obtener ganancias extraordinarias, es decir no existe la posibilidad de realizar arbitraje.

El estudio de la eficiencia del mercado cambiario toma un nuevo rumbo a partir de Granger (1986). Granger demuestra que los mercados son eficientes cuando no hay cointegración entre ellos. Este autor argumenta que la no cointegración implica que no existirá una relación de largo plazo que permita predecir el tipo de cambio de una moneda a partir de información de valores pasados de otra; sino que, por el contrario, cada uno actuará libremente.

Sin embargo otros autores, han demostrado que la cointegración no significa necesariamente ineficiencia en el mercado. Por ejemplo, Ferré y Hall (2002) demuestran que aún existiendo cointegración entre varias divisas, el mercado cambiario puede ser eficiente.

Nuestro objetivo es determinar la eficiencia del mercado cambiario colombiano, tanto para el periodo de bandas como para el de flotación; partiendo de la premisa que la presencia de cointegración no será prueba suficiente para argumentar la ineficiencia del mercado.

El documento se encuentra dividido en cinco partes. La primera corresponde a esta breve introducción; en la segunda parte se presenta una corta revisión bibliográfica sobre los diferentes estudios y pruebas sobre la eficiencia del mercado cambiario y la relación entre cointegración y eficiencia. En la tercera sesión se presenta una descripción del modelo que se empleará para determinar la eficiencia de los mercados. Las dos siguientes secciones evalúan la eficiencia del mercado cambiario colombiano bajo el régimen de bandas y el flexible. Por último, en la sesión cinco, se presentan unos comentarios finales.

2 Una Prueba de la Eficiencia en los mercados financieros.

En general, se considera un mercado como eficiente si no se presente la oportunidad de obtener ganancias extraordinarias. En otras palabras, si no existe la posibilidad de realizar arbitraje. Varios estudios han analizado la eficiencia del mercado cambiario desde diferentes ópticas.

Por ejemplo, Alexander y Johnson (1992), Copeland (1991) Crowder (1994) y MacDonald y Taylor (1989)¹ argumentan que un mercado es eficiente cuando las series de los precios no se encuentran cointegradas, pues en caso de existir cointegración, existirá un Modelo de Corrección de Errores (MCE) que permitiría establecer reglas de ajuste a desequilibrios observados. Dicho MCE ha sido utilizado como evidencia que los precios de las monedas son predecibles utilizando la información de períodos pasados de la otra moneda, ya que existe una relación de largo plazo y un ajuste de corto plazo a dicha relación.

Sin embargo, otros autores (como Fama, (1970) y Dwyer y Wallace (1992)) critican la definición de eficiencia de mercado como aquel donde los cambios en los precios son impredecibles. Estos autores argumentan que esta definición carece de contenido económico (ver Fama, (1970) y Dwyer y Wallace (1992)). Aducen, que los cambios en los precios pueden ser predecibles aún en mercados eficientes. La interpretación que se ha hecho de la relación entre cointegración y eficiencia del mercado ha sido que no cointegración es condición suficiente y necesaria para que exista eficiencia.

Autores como Dwyer y Wallace (1992) y Ferré y Hall (2002) han demostrado que es posible que exista cointegración en un mercado eficiente; por el contrario, eficiencia no implica que las series no puedan ser predecibles, sino que no existan oportunidades de arbitraje (Baffes (1994)). Es

¹ Siguiendo a Granger (1986).

más, Engel (1996) planteó que la propiedad de cointegración es independiente de la condición de eficiencia de los mercados cambiarios.

El problema, de acuerdo a estos autores, ha sido relacionar predicción e ineficiencia. Es posible hacer la predicción del tipo de cambio de una moneda y esto no necesariamente representa una oportunidad de arbitraje dado que, al considerar un modelo más amplio, existirán otros mercados que reaccionarán eliminando la posibilidad de arbitraje. 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 obtenerse ganancias extraordinarias.

En especial, Ferré y Hall (2002) presentan una prueba que permite determinar la eficiencia de un mercado en presencia de cointegración entre los precios. Siguiendo a Ferré y Hall (2002) supongamos que únicamente existen dos activos, cuyos precios están dados por X_t y Y_t y presentan la siguiente relación de cointegración:

$$Y_t = \phi X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$X_t = X_{t-1} + \nu_t \quad (2)$$

Donde ε_t y ν_t son términos de error estacionarios. O en forma matricial, tendremos:

$$AZ_t = BZ_{t-1} + \xi_t \quad (3)$$

Donde $A = \begin{pmatrix} 1 & -\phi \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$, $B = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$, $Z_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix}$ y $\xi_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \end{pmatrix}$.

Dado que existe una relación de largo plazo, es posible obtener un MCE. Es decir,

$$\begin{aligned} A\Delta Z_t &= (B - A)Z_{t-1} + \xi_t \\ A\Delta Z_t &= CZ_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (4)$$

Donde $C = \begin{pmatrix} -1 & \phi \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$. La expresión (4) corresponde a un MCE de forma estructural. De hecho la

presencia del parámetro ϕ en las dos matrices (A y C) es la que indica la eficiencia en el mercado. Para entender claramente este punto, consideremos la primera ecuación del sistema expresado en (4):

$$\Delta Y = -(Y_{t-1} - \phi X_{t-1}) + \phi \Delta X_t + \varepsilon_t$$

Si el parámetro que acompañan a X_{t-1} y ΔX_t fueran diferentes, se tendría:

$$\begin{aligned}\Delta Y &= -(Y_{t-1} - \phi X_{t-1}) + \gamma \Delta X_t + \varepsilon_t \\ &= \gamma X_t + (\phi - \gamma) X_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Ahora, si este es el caso ($\phi \neq \gamma$), entonces valores pasados de X_t permiten predecir a Y_t . Por tanto, para que exista un mercado eficiente puede existir cointegración, pero se necesita que $\phi = \gamma$. Así, la existencia de un MCE no es lo que define la eficiencia o no, sino la forma que tome el MCE.

Siguiendo esta lógica, Ferré y Hall (2002) proponen una prueba de eficiencia que implica estimar dos modelos por medio del método de Máxima Verosimilitud con Información Completa (FIML por su sigla en inglés). Primero, se sugiere estimar el modelo (3) sin restringir que los coeficientes que acompañan a X_{t-1} y ΔX_t sean iguales. Es decir, estimar:

$$\Delta Y = \beta + \gamma \Delta X_t - (\phi Y_{t-1} - \phi X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

El segundo modelo a estimar (por FIML) corresponde al (3) bajo la restricción de que los coeficientes que acompañan a X_{t-1} y ΔX_t sean iguales:

$$\Delta Y = \beta + \phi \Delta X_t - (\phi Y_{t-1} - \phi X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

Entonces la prueba de eficiencia en el mercado implica comprobar por medio de una prueba de razón de máxima verosimilitud si la restricción aplica o no. En otras palabras, después de estimar (5) y (6) por medio de FIML, la prueba implica calcular el estadístico:

$$LR = 2 \cdot (LU - LR) \quad (7)$$

Donde LU es el logaritmo de la función de máxima verosimilitud del modelo sin restringir ((5)) y LR es la del modelo restringido ((6)). Como es bien conocido, la razón de máxima verosimilitud sigue una distribución Chi-cuadrado con m grados de libertad ($\chi^2(m)$), donde m corresponde al número de restricciones.

En este caso el número de restricciones es igual a 1. Por lo tanto si el estadístico LR calculado es mayor que 3.84 (valor crítico de la distribución $\chi^2(1)$ y un nivel de significancia del 5%), se puede rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes que acompañan a X_{t-1} y ΔX_t no son iguales, es decir que se puede rechazar la hipótesis nula de eficiencia en el mercado.

Ferré y Hall (2002) aplicaron su prueba para evaluar la eficiencia del Sistema Monetario Europeo y encontraron empleando datos mensuales para el periodo febrero 1984 a abril 1997 que no

existía eficiencia entre el mercado del marco alemán y el franco belga. Mientras que para el mismo período se encontró un mercado eficiente entre el marco alemán y el chelín austriaco.

Empleando la misma prueba, Galindo y Calcines (2004) realizaron un estudio para evaluar la eficiencia del mercado cambiario entre el peso mexicano, el euro y el dólar y encontraron que no era eficiente para el periodo enero 1980 a diciembre del 2002.

3 Eficiencia del Régimen de Bandas en Colombia

El análisis empírico de la eficiencia del mercado cambiario en Colombia será dividido en dos periodos: El de bandas y el de flotación sucia. En esta sección se evaluará la eficiencia durante el período que rigió la Banda Cambiaria empleando datos diarios de la tasa de cambio del peso colombiano, la libra esterlina, el marco alemán, el franco suizo, el dólar canadiense, el yen, el real y el bolívar² todos respecto al dólar.

Para las cinco primeras series se cuenta con información desde el 3 de enero de 1996 hasta el 30 de septiembre de 1999 tomados del Banco de la República. Para el tipo de cambio del yen la información va desde el 2 de enero de 1995 hasta el 30 de septiembre de 1999 tomados de Confinsura. Por último, para el bolívar y el real, la información va desde el 3 de enero de 1998 hasta el 30 de septiembre de 1999 cuya fuente es el Banco de la República y Confinsura, respectivamente³.

Así, se evaluará la posibilidad de realizar arbitraje (mercado no eficiente) entre: *a*) el peso y la libra, *b*) el peso y el marco, *c*) el peso y el dólar canadiense, *d*) el peso y el yen, *e*) el peso y el bolivar, y *f*) el peso y el real.

Para conocer el orden de integración de las series se emplearon tres pruebas paramétricas de raíces unitarias: Dickey Fuller Aumentado (ADF), Phillips Perron (PP) y la Kwiatkowski et al. (KPSS). Igualmente, se aplicó la prueba no paramétrica de Breitung (2002)⁴.

En todos los casos se concluye que las series son integradas de orden uno, $I(1)$. Este resultado es consistente con el hecho estilizado de que los tipos de cambio nominales tienen generalmente una

² Todas las cotizaciones de las monedas corresponden al mercado de divisas nacional.

³ Se tomaron sólo los días en que ambos mercados estuvieron abiertos al público.

⁴ Para ahorrar espacio los resultados de estas pruebas no son reportados, no obstante estos se encuentran disponibles vía correo electrónico para el lector interesado.

raíz unitaria y siguen un camino aleatorio (Ver por ejemplo Alonso y Arcos (2006), Meese y Singleton (1982) o Baillie y Bollerslev (1989)).

Para establecer la cointegración entre las parejas de tasas de cambio se emplearon dos pruebas: la prueba de Johansen y las pruebas no paramétrica de Breitung (2002) y Bierens (1997) (Ver Tabla 1, Tabla 2 y Tabla 3).

Tabla 1. Prueba de cointegración de Johansen

$\lambda - \max$	Monedas	Peso-Libra	Peso-Marco	Peso-Franco	Peso-Canadá	Peso-Yen	Peso-Bolívar	Peso-Real
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
$r = 0$	$r = 1$	22.7 **	12.1	12.8	21.4 **	16.3	7.6	13.1
$r = 1$	$r = 2$	6.0	0.1	0.6	3.0	2.5	0.9	1.7

(**): Rechaza H_o al 5%.

Trace	Monedas	Peso-Libra	Peso-Marco	Peso-Franco	Peso-Canadá	Peso-Yen	Peso-Bolívar	Peso-Real
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
$r \leq 0$	$r = 2$	28.6 **	12.2	13.4	24.4 **	18.8	8.5	14.8
$r \leq 1$	$r = 2$	6.0	0.1	0.6	3.0	2.5	0.9	1.7

(**): Rechaza H_o al 5%.

Tabla 2 Prueba de cointegración de Breitung.

Monedas		Peso-Libra		Peso-Marco		Peso-Franco		Peso-Canadá	
H_o	H_A	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1
$r = 0$	$r > 0$	723.79	0.042 **	258.33	0.697	307.66	0.549	207.7	0.863
$r = 1$	$r > 1$	58.29	0.854	56.07	0.876	59.36	0.840	68.28	0.742

Monedas		Peso-Yen		Peso-Bolivar		Peso-Real	
H_o	H_A	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1
$r = 0$	$r > 0$	377.68	0.373	191.86	0.911	221.57	0.821
$r = 1$	$r > 1$	55.06	0.891	81.12	0.625	79.54	0.639

\1: p-valor simulado por Montecarlo con 10000 repeticiones

(*), (**) y (***) Rechaza H_o al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Tabla 3 Prueba de cointegración de Bierens.

$\lambda - \max$	Regiones	Peso-Libra	Peso-Marco	Peso-Franco	Peso-Canadá
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
$r = 0$	$r = 1$	0.00000 **	0.08387	0.01768	0.00015 **
$r = 1$	$r = 2$	1.34613	1.2712	1.25678	1.35976

$\lambda - \max$	Regiones	Peso-Yen	Peso-Bolivar	Peso-Real
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico	Estadístico
$r = 0$	$r = 1$	0.56219	0.05138	0.06994
$r = 1$	$r = 2$	4.66528	7.4639	6.22601

(**): Rechaza H_o al 5%.

Comparando las dos pruebas de cointegración se observa que de acuerdo a la prueba de Johansen, existe cointegración entre el peso y la libra y el dólar canadiense. De acuerdo a la prueba de Breitung, la cointegración sólo está presente entre el peso y la libra. Finalmente de acuerdo a la prueba de Bierens existe cointegración, al igual que la prueba de Johansen, entre el peso y la libra y el peso y dólar canadiense.

Así, según estas tres pruebas, existe evidencia univoca para concluir que el mercado cambiario entre el peso colombiano y el marco alemán, el yen, el franco suizo, el bolivar y el real durante el periodo de bandas eran eficientes, pues no existe cointegración.

Por el contrario en el caso del peso-libra y peso-dólar canadiense existe evidencia en torno a la presencia de cointegración. Para estos 2 mercados, emplearemos la prueba de Ferré y Hall (2002) para poder determinar si hay eficiencia en el mercado. Las estimaciones de las ecuaciones (5) y (6) por el método de FIML se presentan en la Tabla 4 y Tabla 5.

Tabla 4. Estimación de modelos sin restringir

Monedas	Peso-Canadá		Peso-Libra	
Variable	Estimación	Estadístico	Estimación	Estadístico
C	0.033970	0.041815	0.022005	0.00968
γ	0.011325	0.030928	0.005800	0.00566
φ	-0.007135	-1.900226 **	-0.014167	-2.2588 **
ϕ	-0.000028	-0.011679	-0.000015236	-0.0037

(**) Nivel de significancia del 5%

Tabla 5 Estimación de modelos restringidos

Monedas	Peso-Canadá		Peso-Libra	
Variable	Estimación	Estadístico	Estimación	Estadístico
C	0.008826	1.94789972 *	0.009123	2.30374 **
φ	1.11E-06	1.08225806	-0.000000315	-0.8314
ϕ	-0.00712	-1.8963344 *	-0.0141532	-2.2566 **

(**) Nivel de significancia del 5%

Para comprobar la hipótesis nula de que no existen posibilidades de arbitraje, es decir $\phi = \gamma$, se emplea la razón de máxima verosimilitud sugerida por Ferré y Hall (2002). Los resultados, reportados en la Tabla 6, no brindan evidencia para rechazar la hipótesis nula de que $\phi = \gamma$ para ninguno de los dos casos considerados.

Tabla 6 Prueba de Máxima Verosimilitud

Monedas	Peso-Libra	Peso-Canadá
	Estadístico	Estadístico
<i>LR</i>	0.0002669	0.0001882

(**): Rechaza H_0 al 5%.

4 Eficiencia del Régimen de tipo de cambio flexible.

El segundo análisis se realiza para el periodo en el que se encuentra vigente el sistema de tipo de cambio flexible. En este caso, se contó con series diarias completas del precio del dólar en el mercado colombiano expresado en Euros, pesos colombianos y yenes respecto al Dólar. Los datos fueron tomados de Confinsura para el período comprendido entre 3 de enero de 2000 hasta el 14 de marzo de 2006.

Tras comprobar que las 3 series anteriormente mencionadas eran $I(1)$ ⁵, se procedió a comprobar si existía o no cointegración para se evaluar la posibilidad de realizar arbitraje entre: *a*) el peso y el euro y *b*) el peso y el yen.

Tabla 7 Prueba de cointegración Johansen

$\lambda - \max$	Monedas	Peso-Yen	Peso-Euro
H_0	H_A	Estadístico	Estadístico
$r = 0$	$r = 1$	8.0	9.9
$r = 1$	$r = 2$	6.7	7.5

(**): Rechaza H_0 al 5%.

Trace	Monedas	Peso-Yen	Peso-Euro
H_0	H_A	Estadístico	Estadístico
$r \leq 0$	$r = 2$	14.7	17.4
$r \leq 1$	$r = 2$	6.7	7.5

(**): Rechaza H_0 al 5%.

La prueba de Johansen, así como la no paramétrica de Breitung, implican que ninguna de las dos parejas de series evaluadas se encuentran cointegradas. La prueba no paramétrica de Bierens

⁵ Para ahorrar espacio los resultados de estas pruebas no son reportados, no obstante estos se encuentran disponibles vía correo electrónico para el lector interesado.

refuerza la conclusión para el peso-yen, mientras que presenta evidencia a favor de la cointegración del peso-euro. De acuerdo a esto resultados existe evidencia para afirmar que ninguna de las 2 parejas de series no se encuentran cointegradas.

Tabla 8 Prueba no paramétrica de cointegración de Breitung

Monedas		Peso-Yen		Peso-Euro	
H_o	H_A	Estadístico	p-valor \1	Estadístico	p-valor \1
$r = 0$	$r > 0$	82.31	0.9972	150.19	0.9947
$r = 1$	$r > 1$	26.72	0.9906	46.63	0.9799

\1: p-valor simulado por Montecarlo con 10000 repeticiones

(*), (**) y (**): Rechaza H_o al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Tabla 9 Prueba no paramétrica de cointegración de Bierens

$\lambda - \max$	Regiones	Peso-Yen	Peso-Euro
H_o	H_A	Estadístico	Estadístico
$r = 0$	$r = 1$	0.25228	0.00032 **
$r = 1$	$r = 2$	2.78032	1.76259

(**): Rechaza H_o al 5%.

5 Conclusiones

Este documento tiene como objetivo comprobar la eficiencia o no del mercado cambiario en Colombia, entendido como eficiencia la no existencia de oportunidades de hacer arbitraje: Para lograr este objetivo, se examina el comportamiento del mercado cambiario en dos escenarios diferentes: el régimen de Banda cambiaria y el régimen de libre flotación.

Siguiendo a Ferré y Hall (2002) la simple cointegración de las series no es una condición suficiente (pero si necesaria) para determinar la ineficiencia de un mercado. Para la existencia de un mercado ineficiente es necesario no solamente la presencia de cointegración (y por tanto la existencia de un modelo de corrección de errores), sino una estructura muy especial del modelo de corrección de errores.

De acuerdo a esta condición, se encuentra que el mercado cambiario colombiano durante el periodo de bandas es eficiente, aun bajo la presencia de cointegración entre las parejas de tasas de cambio: peso-dólar libra-dólar y peso-dólar dólar canadiense-dólar. Así mismo, para el periodo de libre flotación se encuentra que el mercado de divisas es eficiente, pues no existe relación de

largo plazo (cointegración) entre las divisas consideradas. De hecho es importante anotar que según autores como Hakkio y Rush (1989), un régimen de tasa de cambio fijo es natural encontrar cointegración entre las tasas de cambio, pero esto no necesariamente implica ineficiencia, tal como se ha demostrado para el caso colombiano.

De acuerdo a estos resultados se puede concluir que el mercado cambiario, tanto en la época de banda cambiaria como en la de libre flotación, ha sido eficiente desde el punto de vista financiero dado que no se presentaba la oportunidad de realizar arbitraje entre los diferentes mercados a través del dólar. En este sentido, la inexistencia de oportunidades de arbitraje implica que el peso colombiano no estaría propenso a ataques especulativos por medio de la triangulación de cualquiera de los mercados de divisas considerados.

Así, nuestros resultados implican por ejemplo que la fijación del centro de la banda cambiaria en términos del dólar americano; implicó un diseño de la banda que garantizó en la práctica la eficiencia “financiera” del mercado de divisas. En cuanto al régimen de tasa de cambio flexible, para el caso colombiano esto ha implicado la presencia de un mercado en la que la triangulación entre divisas no genera ningún tipo de beneficios para los agentes y por tanto impide la especulación y preserva la eficiencia (financiera) del mercado cambiario.

6 Bibliografía

ALEXANDER, C. O. y JOHNSON, A. (1992) “Are Foreign Exchange Market really efficient?” *Economics Letters*. Num 40.

ALONSO C., J. C. y ARCOS, A. 2006. "4 Hechos Estilizados de las series de rendimientos: Una ilustración para Colombia.." *Estudios Gerenciales*, En imprenta.

ALONSO, Julio y CABRERA, Alejandro (2004). “La tasa de cambio nominal en Colombia”. *Apuntes de economía-Universidad Icesi*, 2.

BAFFES, J. (1994) “Does comovement among exchange rates imply market inefficiency?” *Economics Letters*. Num 40.

BAILLIE, R.T y BOLLERSLEV, T (1989). “Common stochastic trends in a system of exchange rates”. *Journal of Finance* . Num 44.

BIERENS, H. J. (1997). "Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationary, with an application to the US price level and interes rate." *Journal of Econometrics*, Num 81.

CÁRDENAS S., M, ALONSO J. C., BERNAL, R. y PRADA S. 1997. Tasa de Cambio en Colombia. Bogotá, Colombia: Fedesarrollo y Tercer Mundo Editores.

COPELAND, L.S. (1991). "Cointegration test with daily exchange rate data". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Num 53(2).

CROWDER, W.J. (1994). "Foreign exchange market efficiency and common stochastic trend". *Journal of International Money and Finance*. Num 13(5).

DAWER, G. P. y WALLECE, M. S. (1992). "Cointegration and Market Efficiency". *Journal of International Money and Finance*. Vol. 11, num 4.

ENGEL, C. (1996). "A note on cointegration and international money market efficiency". *Journal of International Money and Finance*. Num 15(4).

FAMA, E. F. (1970). "Efficient capital markets: A review of theory and empirical literature". *Journal of Finance*. Num 25. Pag 383-417

FERRÉ y HALL (2002). "Foreign Exchange market efficiency and cointegration". *Applied Financial Economics*. Num 12, Febrero.

GALINDO, L.M y SALCINES, J.V. (2004). "La Eficiencia del mercado cambiario entre el euro, el peso mexicano y el dólar: un análisis de cointegración con restricciones". *Análisis Económico*. Num 41.

GRANGER, C.W.J. (1986). "Developments in the study of cointegrated economic variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Num 48(3).

HAKKIO, C. S. y RUSH, M. (1989). "Market efficiency and cointegration: an application to the Sterling and Deutschmark Exchange markets". *Journal de International Money and Finance*, Num. 8.

JENSEN, Michael C. (1978). "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency" *Journal of Financial Economics*, Num 2/3.

MACDONALD, R. y TAYLOR, M. P (1989). "Foreign Exchange rate market efficiency and cointegration". *Applied Financial Economics*. Num, 4.

MEESE, R.A. y SINGLETON, K.J (1982). "On unit roots and the empirical modelling of exchange rates". *Journal of Finance*. Num 37.