



Economía: Teoría y práctica

ISSN: 0188-8250

etyp@xanum.uam.mx

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad

Iztapalapa

México

Torre Cepeda, Leonardo Egidio; Lavín Morales, María Elena
¿Es estable la relación entre tipo de cambio y posiciones netas de los especuladores en monedas de economías desarrolladas? Evidencia del Chicago Mercantile Exchange
Economía: Teoría y práctica, núm. 27, julio-diciembre, 2007, pp. 65-94
Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=281122878004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

- Eckert, A., y W. Douglas (2005), "Price Uniformity and Competition in a Retail Gasoline Market". *Journal of Economic Behavior and Organization* 56: 219-237.
- Enciclopedia del petróleo, petroquímica y gas*. Años: 1995 a 2006. Madrid: OILGAS.
- Guía de estaciones de servicio, proveedores y operadores* (2003), núm. 169. Madrid: Tecni-Publicaciones.
- Hastings, J. (2004), "Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California". *The American Economics Review* 94 (1): pp. 317-328.
- Iyer, G., y P. Seetharaman (2003), "To Price Discriminate or Not: Product Choice and The Selection Bias Problem". *Quantitative Marketing and Economics* 1: pp. 155-178.
- Meerbeek (2003), "Competition and Local Market Conditions on the Belgian Retail Gasoline Market". *The Economist* 151 (4): pp. 369-388.
- Mills, D. E. (1995), "Why Retailers Sell Private Labels". *Journal of Economics and Management Strategy* 4: pp. 509-528.
- Netz, S., y B. Taylor (2002), "Maximum or Minimum Differentiation? Location Patterns of Retail Outlets". *The Review of Economics and Statistics* 84 (1): pp. 162-175.
- PNG, I., y D. Reitman (1995), "Service Time Competition". *Rand Journal of Economics* 25: pp. 619-634.
- Segrelles (2003), www.aop.es
- Slade, M. (1993), "Strategic Motives for Vertical Separation: An Empirical Exploration". *Journal of Law, Economics, and Organization* 14 (1): pp. 84-113.
- Spengler, J. (1950), "Vertical Integration and Antitrust Policy". *Journal of Political Economy* 58: pp. 347-352.
- Vita, M. (2000), "Regulatory Restriction on Vertical Integration and Control: The Competitive Impact of Gasoline Divorcement Policies". *Journal of Regulatory Economics* 18 (3): pp. 217-233.
- Williamson, O. E. (1975), *Markets and Hierarchies*. Nueva York: Free Press.

¿Es esta

EV

RESUMEN

Este trabajo analiza el efecto de las variaciones en el precio de las monedas de circulación en el mercado de futuros de petróleo. Se establece en el estudio que el crecimiento en las posiciones de los inversores en el mercado de futuros de petróleo está relacionado con el precio de las monedas de circulación.

Número de clasificación:
Palabras clave:

ABSTRACT

This paper analyzes the effect of the variations in the price of the circulating currencies on the oil futures market. It is established in the study that the growth in the positions of investors in the oil futures market is related to the price of the circulating currencies.

Number of classification:
Key words:

* Profesor de la Universidad de León.
leonardoegidiaz@leu.es
** Coordinador del equipo de investigación.
hebmex.com].

Los autores agradecen a los miembros del Comité de Redacción de la revista la atención prestada y los dictámenes emitidos. Sin embargo, son los autores los responsables de cualquier error.

INTRODUCCIÓN

Hoy en día se reconoce que los modelos tradicionales para determinar el tipo de cambio han tenido un éxito moderado al explicar las tendencias de largo plazo de esa variable, pero también que han fracasado rotundamente al predecir el comportamiento de la misma en periodos cortos de tiempo o aun para explicar movimientos cambiarios *ex post*.¹

No obstante, en fechas recientes el enfoque de microestructura para la determinación del tipo de cambio ha llamado la atención entre los economistas al establecer, teórica y empíricamente, una conexión entre las variaciones cambiarias e indicadores que agregan información dispersa sobre determinantes macroeconómicos fundamentales, como lo son las posiciones netas de los especuladores.²

Si bien la mayoría de los trabajos existentes sobre el tema se han concentrado en analizar dicha relación para el caso de monedas de economías desarrolladas,³ algunos estudios han analizado también la relación para el caso del peso mexicano. Klitgaard y Weir (2004), por ejemplo, documentan una relación negativa y estadísticamente significativa entre las variaciones porcentuales semanales en el tipo de cambio “peso/dólar estadounidense” y los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores en el mercado de contratos de futuros del peso mexicano en el Chicago Mercantile Exchange (CME). Torre y Provorova (2007), por su parte, amplían el análisis de esta relación y muestran que la sensibilidad de los cambios porcentuales semanales de la paridad peso/dólar estadounidense ante cambios en las posiciones netas de los especuladores en el CME se redujo a lo largo del periodo 1998-2005. Estos autores también sugieren que dicho comportamiento puede responder al incremento en el tamaño del mercado de los contratos de futuros del peso en el periodo en cuestión, donde el “tamaño de mercado” se captura mediante el valor en dólares del “interés abierto”⁴ de los especuladores en contratos de futuros del peso en el CME.

¹ Al respecto, véase por ejemplo Meese y Rogoff (1983), Frankel y Rose (1995), Flood y Taylor (1996), Cheug *et al.* (2002), Evans y Lyons (2004 a), Engel y West (2005).

² Las posiciones netas son la diferencia entre los contratos vigentes de compra (o posiciones largas) y contratos vigentes de venta a futuro de una divisa (o posiciones cortas). El enfoque de microestructura, debemos advertir, no está libre de críticos. Al respecto, véase por ejemplo Domínguez (2003), Bredon y Vitale (2004) y Froot y Ramadorai (2005). En Evans y Lyons (2004 b) se responde a diversas críticas relacionadas con este enfoque.

³ Por ejemplo, Evans (2002), Evans y Lyons (2002, 2004 a), Payne (2003), Bjones, Rime y Solheim (2005) y Carlson y Osler (2005).

⁴ Interés abierto es la suma de posiciones largas y posiciones cortas vigentes de una moneda.

La c
de la parida
los especula
advierte sob
ciente estim
conclusión,
los especula
existentes n
La revisión
un lado, por
nes netas de
un patrón si
cano, enton
en este enfo
de comporta
especulador
el caso mex
dólar ante v
asociada co
patrón simil
tes de la sen
netas de los
cado.

Ant
tipo de cam
mías desarr
ciones neta
comparar su
lar, se busca
paridades (i
las posicior
menta el tar
del interés a
Torre y Pro
Los
el caso mex

⁵ A partir d

de cambio ante modificaciones en las posiciones netas de los especuladores en contratos de futuros en monedas de economías desarrolladas depende del tamaño de mercado. El trabajo está organizado como sigue: en la sección I se presentan algunas consideraciones teóricas sobre el enfoque de microestructura para la determinación del tipo de cambio. En la sección II se describe la información utilizada en el análisis. En la sección III se analiza la relación entre las fluctuaciones porcentuales semanales del tipo de cambio y las variaciones semanales de las posiciones netas de los especuladores de cada una de las divisas consideradas en el trabajo, así como la conexión entre el “tamaño de mercado” —medido por el interés abierto de los especuladores— y la sensibilidad del tipo de cambio a los cambios en las posiciones netas de los especuladores. En la sección IV se presentan las conclusiones y recomendaciones para futuras investigaciones.

I. EL ENFOQUE DE MICROESTRUCTURA: CONSIDERACIONES TEÓRICAS BÁSICAS

Los enfoques tradicionales de flujos y del mercado de activos, que suponen que la información sobre los determinantes fundamentales del tipo de cambio está disponible públicamente, son los que en las últimas cuatro décadas han marcado la pauta en la bibliografía teórica y empírica sobre la determinación del tipo de cambio. No obstante, sus reconocidas dificultades para dar cuenta de las fluctuaciones cambiarias a frecuencias mensual, diaria, intradía, etcétera, han mantenido el interés entre los investigadores por desarrollar marcos alternativos dedicados a atender esa necesidad.

Un marco alternativo desarrollado recientemente para explicar esta dinámica cambiaria de corto plazo es el llamado “enfoque de microestructura”, cuyo centro de atención es la “información dispersa” y la forma en que ésta es acumulada e interpretada por los participantes en los mercados de contratos de futuros de divisas y, principalmente, por los especuladores. En este marco, la “información dispersa” se refiere a pequeñas piezas de información relacionadas con algunos indicadores relevantes para la dinámica cambiaria —como la demanda de dinero, preferencias por riesgo, expectativas inflacionarias y de tasas de interés—, así como con noticias sobre las acciones de otros agentes.

Este enfoque, a diferencia de los tradicionales, propone esencialmente que los participantes en los mercados de futuros, y en particular los especuladores, consideran para su toma de decisiones no sólo información pública, sino también información privada, por lo que el resto de los participantes está atento a sus acciones. Los especuladores, con base en la información de la que disponen,

toman posición con estos contratos de divisas. Si la moneda cae (o está cayendo), entonces el tipo de cambio se eleva. Estas son vistas por los especuladores como movimientos de la tendencia inercial. Los especuladores en el mercado de información privada toman esta forma de información pública. Esto es, los especuladores en el tipo de cambio por variable cambiaria. Una vez que Lyons (2007) el tipo de cambio (ΔF) de los especuladores en el tipo de cambio de la moneda de información pública.

⁶ Al respecto de los especuladores, a la demanda fundamental y la correlación con el tipo de cambio refleja, en algunos casos, la dinámica de los tipos de cambio.

⁷ Klitgaard (2007).

⁸ En realidad, los especuladores, y no al mercado de información pública, son los que toman decisiones sobre los tipos de cambio de los especuladores (los tipos de cambio de los especuladores) que las posiciones cambiarias de los especuladores (2007), utilizando la información pública.

De acuerdo con este modelo, los incrementos en las posiciones netas de los especuladores tienden a apreciar la moneda en la que está cotizado el contrato. Esta relación se anticipa por el mecanismo señalado antes, esto es, que un aumento en las posiciones netas de los especuladores en una moneda determinada —decisión que resulta del uso que estos agentes hacen de su información privada y pública— induce al resto de los participantes a elevar la demanda de la moneda en la que está cotizado el contrato. Este proceso implica que la moneda en la que está cotizado el contrato se aprecia ($\beta_j < 0$).⁹

Respecto al cambio en el diferencial de tasas de interés que, como indicamos antes, es el que busca capturar la “información pública” Evans y Lyons (2002) lo anticipan negativo ($\beta_s < 0$) bajo el argumento de que los aumentos en el diferencial de tasas de interés elevan el atractivo de invertir en moneda local, lo que aumentan su demanda.

Estas relaciones las tendremos en la sección III, cuando presentamos nuestro análisis empírico de la relación entre las variaciones semanales en el tipo de cambio y las modificaciones semanales en las posiciones netas de los especuladores en contratos de futuros de monedas de cinco economías desarrolladas en el CME.

II. TIPO DE CAMBIO Y POSICIONES NETAS DE LOS ESPECULADORES EN EL CME PARA CINCO MONEDAS DE ECONOMÍAS DESARROLLADAS

En este apartado se presenta una primera revisión de la relación entre las variaciones cambiarias y los cambios en las posiciones netas de los especuladores en contratos de futuros de monedas de cinco economías desarrolladas que se negocian en el CME (véase el cuadro 1 para una descripción de los contratos). El apartado está organizado como sigue: en la siguiente sección se revisa el comportamiento del tamaño de mercado —medido por medio del interés abierto de los especuladores— para los contratos de futuros del yen, del dólar canadiense, del franco suizo, de la libra esterlina y del euro en los periodos para los que obtuvimos información. Luego se presenta un análisis gráfico de la relación entre las variaciones porcentuales del tipo de cambio —respecto al dólar estadounidense— y las variaciones en las posiciones netas de los especuladores para las cinco monedas en cuestión. El análisis econométrico se revisa posteriormente.

⁹ Puede cuestionarse cómo un cambio en las posiciones netas, las cuales suelen representar apenas una fracción del mercado total de una divisa, puede inducir variaciones en el tipo de cambio. Sobre este punto, Lyons (2001) presenta un ejemplo sencillo que ilustra cómo el volumen global comercializado de una divisa no impide que los especuladores en los mercados de futuros puedan causar movimientos en el precio de la misma.

III. CONTRATOS DE FUTUROS DE MONEDAS

La información en este trabajo (CTR), que por la Comisión de Comercio en Mercados de Futuros vigentes con

Los especuladores zaron a negociar mientras que dejaron de negociar Unión Europea sitio de Interdependiente a partir de se encuentran di-

Si bien histórica contratos son lo tamaño de lo respecto, el millones de casos.¹¹ Por

¹⁰ En la di se encuentra la

¹¹ El “inter *commercial tra*

1986 y 2007 de 2.9 mmd a 29.4 mmd; el del dólar canadiense pasó de 1 a 13.7 mmd; el del franco suizo pasó de 2 mmd a 9.55 mmd, y el de la libra esterlina de 3 mmd a 16.8 mmd, mientras que el del euro pasó de 6 mmd a 35.1 mmd entre 1999 y 2007. Obsérvese también que estos incrementos son mucho mayores en los últimos años del periodo analizado, y en particular a partir de 2004.¹²

CUADRO 2. *Interés abierto total e interés abierto de especuladores para monedas de cinco economías desarrolladas en el CME, 1986-2007**

	Yen			Dólar canadiense			Franco suizo			Libra esterlina			Euro		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
1986	2.9	1.2	41%	1.0	0.3	29%	2.00	1.00	50%	3.0	1.0	33%			
1987	3.7	1.3	34%	1.7	0.4	24%	3.00	1.00	33%	4.0	1.0	25%			
1988	4.8	1.8	38%	2.1	0.8	37%	3.00	1.00	33%	3.0	1.0	33%			
1989	5.2	2.0	38%	2.2	1.0	44%	3.00	1.00	33%	2.0	1.0	50%			
1990	6.2	2.5	41%	2.6	0.8	31%	4.00	2.00	50%	4.0	1.0	25%			
1991	5.6	1.9	33%	2.4	1.1	47%	3.00	1.00	33%	3.0	1.0	33%			
1992	5.5	1.9	34%	2.1	0.8	36%	3.00	1.00	33%	3.0	1.0	33%			
1993	8.9	3.6	40%	2.4	0.8	32%	4.00	1.00	25%	3.0	1.0	33%			
1994	9.4	3.2	34%	3.2	1.3	42%	4.00	2.00	50%	4.0	2.0	50%			
1995	9.2	3.0	33%	3.2	1.0	31%	4.00	1.00	25%	4.0	1.0	25%			
1996	8.7	3.6	41%	3.6	1.2	34%	4.00	1.00	25%	5.0	2.0	40%			
1997	8.9	3.7	42%	4.6	1.4	29%	4.00	2.00	50%	5.0	2.0	40%			
1998	9.7	4.0	41%	4.3	1.2	28%	5.00	2.00	40%	5.0	2.0	40%			
1999	10.9	5.6	51%	4.5	1.5	33%	5.00	3.00	60%	6.0	3.0	50%	6.0	3.0	50%
2000	9.2	3.7	40%	4.6	1.4	31%	4.00	1.00	25%	4.0	1.0	25%	8.0	3.0	38%
2001	10.0	4.7	47%	4.2	1.4	34%	4.00	1.00	25%	3.0	1.0	33%	11.0	3.0	27%
2002	8.9	3.5	39%	4.5	1.4	31%	3.00	1.00	33%	3.0	1.0	33%	13.0	4.0	31%
2003	13.0	5.6	43%	6.1	1.9	32%	5.00	2.00	40%	5.0	2.0	40%	15.0	5.0	33%
2004	15.0	5.0	34%	6.5	3.0	46%	5.00	3.00	60%	7.0	3.0	43%	22.0	7.0	32%
2005	18.8	7.8	42%	8.1	4.0	49%	7.00	4.00	57%	9.0	4.0	44%	23.0	9.0	39%
2006	23.1	13.3	57%	9.8	5.6	57%	9.00	6.00	57%	12.0	7.0	58%	26.0	15.0	58%
2007	29.4	19.1	65%	13.7	9.4	69%	9.55	6.68	70%	16.8	12.2	73%	35.1	22.9	65%

* La información para contratos en euros es a partir de 1999, cuando entra la moneda en circulación.

A: Interés abierto total en mmd. B: Interés abierto de especuladores en mmd. C = B/A. La información para 2007 es hasta el 16 de octubre.

Fuente: Elaboración propia con datos de la CFTC.

¹² El porqué de este rápido crecimiento es un tema que merece ser investigado. No obstante, en este trabajo no se abordará el punto, ya que nuestro principal interés es determinar la sensibilidad del tipo de cambio ante cambios en las posiciones netas y cómo se comporta ésta a lo largo del tiempo.

Si r
apreciar un
participaci
yen, de 41 a
ciento; en e
73 por cien
dicha partic
observa no
mento en l
dicho grupo

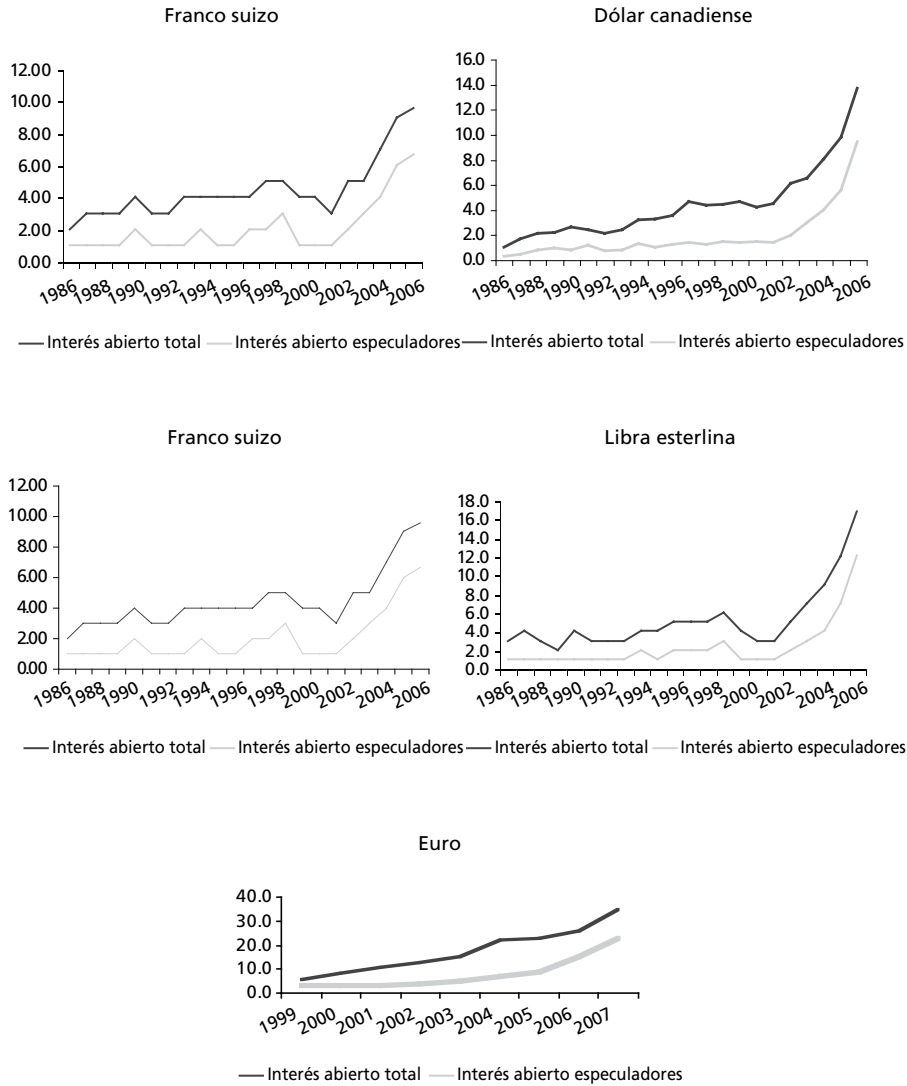
Des
total como
tir de 2004
partir de lo
sugiere que
crecimiento

Res
nales del tip
los especul
gráfica se o
los cinco ca
izquierdo d
como grupo
al tiempo c
misma sem
cho muestr
cial entre s
apreció.

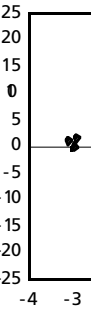
Para
las observa
derecho, lo
Hab
sis más for

¹³ Ninguno
dores superior
datos pueden c

GRÁFICA 1. Interés abierto total y de especuladores en el CME, 1986-2007
(Miles de millones de dólares)



Fuente: Elaboración propia con datos de la CFTC.



Fuente: Es

IV. ESTIMACIONES Y RESULTADOS

En la sección anterior se mostró que los volúmenes comerciados de contratos de futuros del yen, dólar canadiense, franco suizo, libra esterlina y euro han mostrado un crecimiento significativo en el CME, principalmente a partir de 2004 y en gran medida explicado por los especuladores. De igual forma, se mostró gráficamente que la relación entre las variaciones cambiarias semanales y los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores para cada uno de los contratos es, a simple vista, negativa. Con estos antecedentes, procederemos ahora a revisar formalmente —empleando análisis de regresión— la relación entre las dos variables en cuestión.

Para este efecto, se consideró estimar inicialmente una especificación como la expresada en (1). No obstante, dado que los cambios en los diferenciales de tasas de interés no resultaron estadísticamente significativos, se optó por trabajar con la siguiente especificación, idéntica a la utilizada por Klitgaard y Weir (2004):

$$\Delta f x_t = \alpha_j \Delta s p_t + \varepsilon \quad (2)$$

En esta especificación, $\Delta f x_t$ es el cambio porcentual semanal del precio del dólar, expresado en la divisa correspondiente, y $\Delta s p_t$ es el cambio semanal en las posiciones netas de los especuladores, expresado en miles de millones de dólares (mmd).¹⁴

Dadas estas definiciones, y conforme a lo expuesto en la sección I, se someterán a prueba las mismas dos hipótesis que en el trabajo de Torre y Provorova (2007), aunque ahora referidas a los contratos de futuros de las monedas de economías desarrolladas que se negocian en el CME. La primera es que la relación entre las fluctuaciones porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores no es estable en el tiempo; la segunda, que la inestabilidad de dicha relación está en algún sentido conectada al tamaño del mercado, donde éste puede capturarse ya sea por el interés abierto total o por el interés abierto de los especuladores.

Dicho lo anterior, pasamos ahora a revisar los resultados. La siguiente sección presenta los resultados de las regresiones para todo el periodo para cada uno de los contratos considerados, mientras que la posterior presenta, primero,

¹⁴ La ausencia de una constante en la regresión se debe a que ésta no resultó ser significativa en una primera especificación, similar a lo reportado en Klitgaard y Weir (2004). En presencia de la constante, el coeficiente de posiciones netas de todas las divisas resultó ser casi el mismo, y con valores casi idénticos para los R^2 y los estadísticos t de Student.

las pruebas
minar si lo
riormente se
de determin
especulador

1. Resultad

El cuadro 3
los contrato
realizaron u
tipo de cam
—esta última

De a
en la gráfica
mente signi
bio y los ca

Los
posiciones s
riación por
Durbin-Wat

Tam
problema e
este proble

En c
netas se int
un cambio
ficiente del
de esa mon

¹⁵ El análisis
que comienza
cenasles y a pa
trabajar sólo c

¹⁶ Véase el

¹⁷ El menor
responde al he
número de obs
dado que las s

¹⁸ Véase el

CUADRO 3. Resultados de las regresiones con MCO, 1986-2007*

Var. dep.	Var. indep.	Coefficiente	T-statistic	Prob.	R ²	DW	Tamaño
Δ% (Dól. Can./USD)	Δ PN	-0.847	-15.135	0.000	0.267	2.336	974
Δ% (Libra/USD)	Δ PN	-0.753	-9.079	0.000	0.173	2.020	974
Δ% (Yen/USD)	Δ PN	-0.664	-16.115	0.000	0.215	2.025	974
Δ% (Franco suizo/USD)	Δ PN	-1.327	-15.575	0.000	0.204	2.315	975
Δ% (Euro/USD)	Δ PN	-0.421	-10.599	0.000	0.179	1.941	958

*Las estimaciones para el euro comienzan en 1999.

Fuente: Estimaciones propias con datos de la CTFE y bancos centrales.

por ciento con respecto al dólar estadounidense. En el caso del euro, el coeficiente estimado nos dice que un aumento (o decremento) de 1 mmd en las posiciones netas de esa moneda se traduce en una apreciación (o depreciación) de la misma con respecto al dólar de 0.42 por ciento.

Los resultados del cuadro 3 sugieren, por tanto, que la relación entre los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios en las posiciones netas de los especuladores en las monedas de esas cinco economías es estadísticamente significativa y con el signo esperado. Falta ahora revisar si la relación es estable o no. Éste es el objetivo de la siguiente sección.¹⁹

2. La estabilidad de la relación: análisis de residuos y regresiones rodantes

Existen distintos métodos para determinar si la relación entre una variable dependiente y una independiente es o no estable a lo largo del tiempo. En esta sección buscamos caracterizar el comportamiento en el tiempo de la relación entre las variaciones cambiarias semanales y los cambios en las posiciones netas de los especuladores en los contratos de futuros de las cinco monedas que nos interesan aquí. En particular, recurrimos primero a las pruebas de residuos recursivos y de CUSUM al cuadrado para ilustrar si la relación que nos interesa es o no estable en el tiempo.²⁰ Posteriormente, realizamos un análisis de “regresiones

¹⁹ Conviene apuntar que hasta aquí no hemos hecho otra cosa más que reproducir el análisis de Klitgaard y Weir (2004), con la única diferencia de que nuestro ejercicio considera tamaños de muestra más amplios y actualizados respecto de los utilizados por dichos autores.

²⁰ La prueba de residuales recursivos, dice White, es “apropiada para series de tiempo y se utiliza cuando no se tiene certeza acerca de la fecha o fechas en las que se haya presentado un cambio estructural. En esta prueba, la hipótesis nula es que el vector de coeficientes es el mismo en cada periodo; la alternativa es simplemente que no lo es”. La prueba es bastante general en cuanto a que

rodantes” q
miento del
señalado cr
cinco mone

3. Pruebas

Las gráficas
y de CUSUM
observarse,
inestabilidad

Esto

Provorova (1
cuanto que
del tipo de
especulador
revisar, sin
los coeficie

4. Resultad

La hipótesis
asociada co
dinámica de
coeficientes

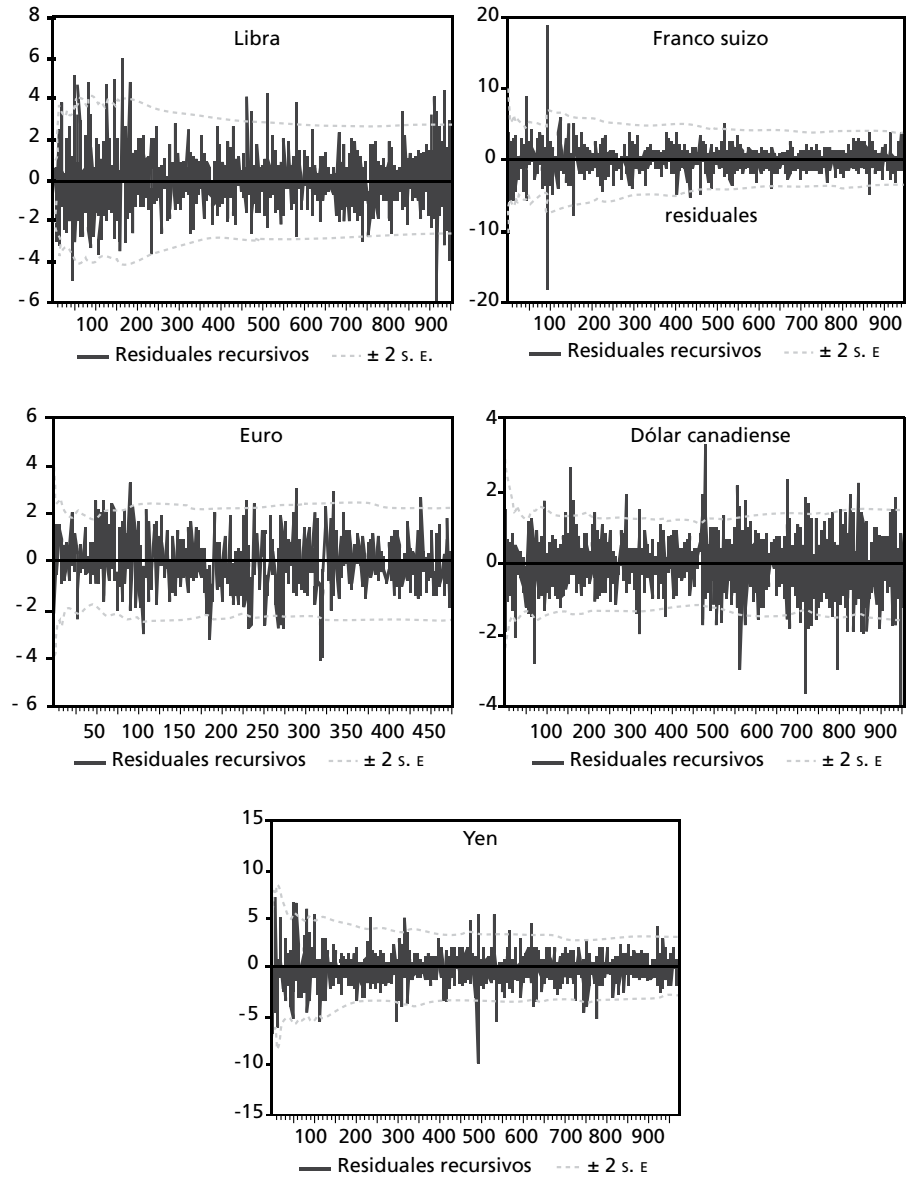
no requiere un
un costo, y es
drado, por su
recursivos, ex
observaciones
cambio estruc
valo. Sobre es
desviaciones e

²¹ Al igual
de Chow (1966)
laron también,

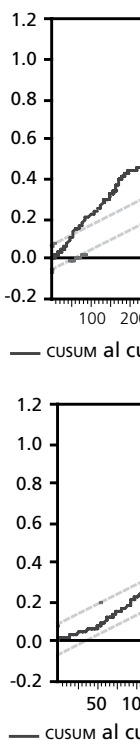
²² Resultar
las distintas m

²³ El tamañ
bargo, si se em
entre ambas va

GRÁFICA 3. Resultados de la prueba de residuales recursivos, 1986-2007*



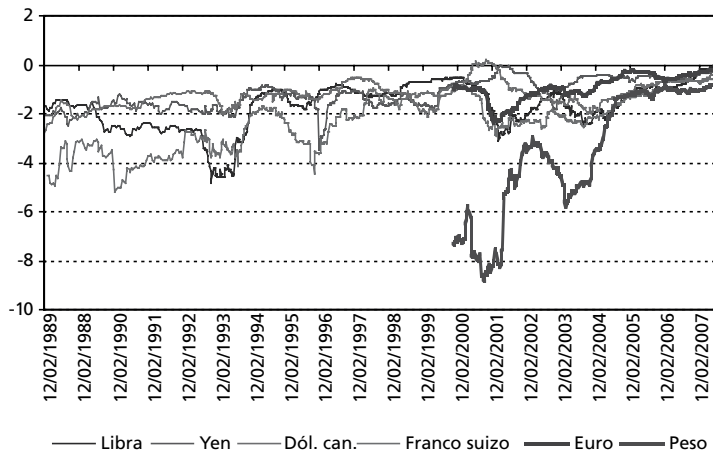
*Las estimaciones para el euro comienzan en 1999.
FUENTE: Estimaciones propias.



*Las estimaciones para el euro comienzan en 1999.
FUENTE: Estimaciones propias.

en el tipo de cambio y modificaciones semanales en las posiciones netas de los especuladores.²⁴ La idea aquí es que a medida que el mercado de contratos de futuros de una divisa en el CME incrementa su tamaño (medido por el interés abierto de los especuladores), se requiere una variación mayor en las posiciones netas de los especuladores para inducir una misma variación porcentual semanal del tipo de cambio, lo cual implica que el valor absoluto del coeficiente de las posiciones netas de los especuladores debe bajar. Para nuestro análisis, siguiendo a Torre y Provorova (2007), empleamos ventanas rodantes de 50, 100 y 150 observaciones para el periodo 1986-2007, con excepción del euro, que cubre el periodo 1999-2007. Los resultados obtenidos se presentan en las gráficas 5, 6 y 7. En dichas gráficas, y para propósitos de comparación, incluimos también las estimaciones de los coeficientes de la misma regresión para el caso de los contratos de futuros de los especuladores del peso mexicano.²⁵ Los coeficientes, conviene recordar, indican el cambio porcentual semanal promedio en el tipo de cambio ante un cambio semanal de 1 mmd en las posiciones netas de los especuladores.

GRÁFICA 5. Resultados de la estimación de ventanas rodantes*
(Muestra de 50 observaciones)



²⁴ Esta técnica consiste en una simple estimación secuencial en la cual se mantiene constante el tamaño de la muestra, es decir, simultáneamente se agrega al final y se elimina al inicio una observación, de tal forma que el total de observaciones en cada regresión se mantiene constante.

²⁵ Los coeficientes que incluimos aquí para el caso de los contratos de los futuros del peso mexicano son los obtenidos con una especificación idéntica a la empleada para el caso de las otras cinco monedas. No obstante, el patrón del coeficiente del cambio en las posiciones netas que se obtiene con esta especificación es prácticamente el mismo que el obtenido en la especificación de Torre y Provorova (2007).

alzas y bajas a lo largo del periodo analizado; esto es, no se aprecia una tendencia clara en los valores absolutos de los coeficientes.

Este hecho nos llevó a realizar un par de ejercicios adicionales a fin de determinar si efectivamente existe evidencia de una conexión entre el “tamaño de mercado” y la sensibilidad del tipo de cambio ante cambios en las posiciones netas. El primero consistió en presentar por separado la senda en el tiempo de los coeficientes estimados y el interés abierto de los especuladores para cada uno de los contratos (para tamaños de muestra de 50, 100 y 150 observaciones), e identificar tendencias lineales en las series. Los resultados de este ejercicio se presentan en las gráficas 8(A-C), donde se puede apreciar que al aumentar el “tamaño del mercado” (medido por el interés abierto de los especuladores) la sensibilidad de las variaciones porcentuales semanales del tipo de cambio ante los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores disminuye en valor absoluto a lo largo del tiempo, patrón similar al registrado para el caso de los contratos de futuros de los especuladores del peso mexicano.²⁶

El segundo ejercicio consistió en realizar pruebas de causalidad de Granger entre los coeficientes rodantes para una ventana de x observaciones (donde $x = 50, 100$ y 150) y el valor promedio del interés abierto de los especuladores para la misma ventana de x observaciones. Aquí la idea es que si el “tamaño del mercado” efectivamente influye sobre la sensibilidad del tipo de cambio a variaciones en las posiciones netas —capturada por el coeficiente estimado de la regresión—, entonces el valor promedio del interés abierto de los especuladores debería “causar”, en el sentido de Granger, el “coeficiente rodante”. Los resultados de estas pruebas se presentan en el cuadro 4, donde podemos observar que en todos los casos, con excepción del yen, y para todos los tamaños de muestra, el interés abierto “Granger-causea” el coeficiente rodante; pero el coeficiente rodante no causa el interés abierto.²⁷

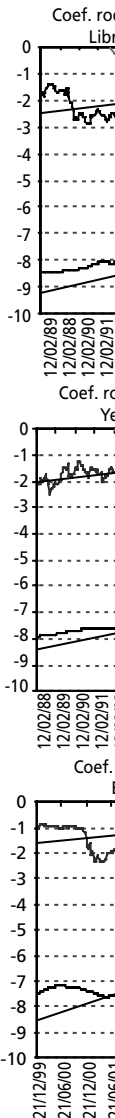
Esta evidencia, por tanto, refuerza la de las gráficas 7, 8, 9, sugiriendo nuevamente que no puede rechazarse la hipótesis de que los aumentos en el tamaño de mercado inciden sobre la sensibilidad del tipo de cambio ante modificaciones en las posiciones netas de los especuladores. Los resultados sugieren, por tanto, que si se desean utilizar los cambios en las posiciones netas de los especuladores para propósitos de pronóstico del tipo de cambio, conviene tener presente el “tamaño del mercado”. Las estimaciones que aquí se presentan indican que entre mayor (menor) sea el tamaño del mercado —medido por medio del interés abierto

²⁶ Los resultados son similares a los que se obtienen con el interés abierto total.

²⁷ Resultados similares se obtienen cuando se emplea el interés abierto total, lo cual se explica una vez que recordamos la gráfica 1 y el hecho de que los coeficientes de correlación entre el interés abierto total y el interés abierto de los especuladores resultó superior a 0.94 en todos los casos.

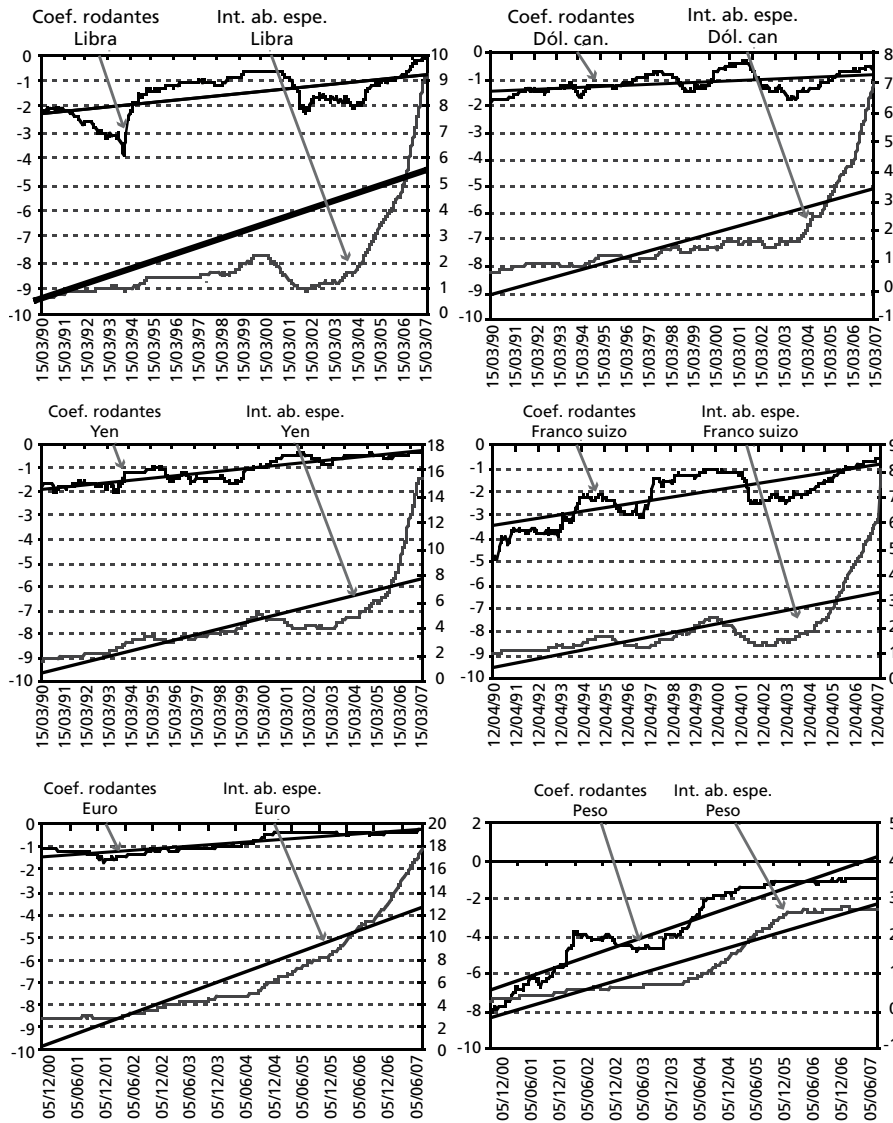
de los espec
nes cambian

GRÁFICA

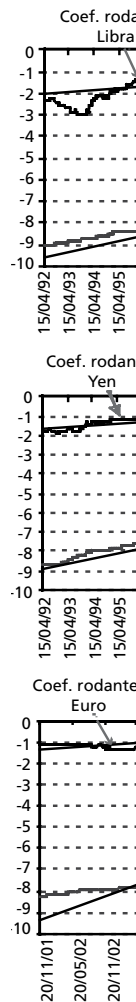


GRÁFICA 8b. Interés abierto de especuladores (mmd) vs. coeficientes rodantes (Muestra de 100 observaciones)

Interés abierto de especuladores: eje derecho
 Valor del coeficiente: eje izquierdo



GRÁFICA



*Estimaciones Fuente: Estimaciones

CUADRO 4. Pruebas de causalidad de Granger, 1986-2007
(Coeficientes rodantes vs. interés abierto de especuladores)

Dólar canadiense	Estad. " F"	Prob.
<i>n</i> = 50		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	2.71	0.07
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	0.89	0.41
<i>n</i> = 100		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	2.68	0.07
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	0.01	0.99
<i>n</i> =150		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	2.64	0.07
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	0.01	0.96
Euro		
<i>n</i> = 50		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	3.05	0.05
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	0.59	0.56
<i>n</i> = 100		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	5.07	0.01
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	2.37	0.09
<i>n</i> = 150		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	6.17	0.00
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	1.86	0.16
Franco suizo		
<i>n</i> = 50		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	3.87	0.02
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	0.61	0.55
<i>n</i> = 100		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	4.72	0.01
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	1.08	0.34
<i>n</i> = 150		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	7.22	0.00
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	2.41	0.09
Libra esterlina		
<i>n</i> = 50		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	5.08	0.01
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	1.11	0.33
<i>n</i> = 100		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	9.06	0.00
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	9.18	0.00
<i>n</i> = 150		
" Interés abierto" no Granger causa " coeficiente rodante"	12.72	0.00
" Coeficiente rodante" no Granger causa " interés abierto"	14.65	0.00
Yen	Estad. " F"	Prob.

<i>n</i> = 50	" Interés
	" Coefic
<i>n</i> = 100	" Interés
	" Coefic
<i>n</i> = 150	" Interés
	" Coefic
Peso mexic	
<i>n</i> = 50	" Interés
	" Coefic
<i>n</i> = 100	" Interés
	" Coefic
<i>n</i> = 150	" Interés
	" Coefic

Fuente: Est

COMENTAR

En años rec
cambio ha
existente pa
este enfoqu
las posicior
relacionan c

Con
analiza la re
en contrato
negocian en
el tipo de ca
jeto de inve
del mercado

El a
estadísticam
tipo de cam
una de las r
los contrato

por el interés abierto de los especuladores— influye sobre la sensibilidad de las variaciones cambiarias semanales ante variaciones semanales en las posiciones netas de los especuladores. En efecto, la evidencia muestra que entre mayor es el “tamaño del mercado”, menor es la sensibilidad del tipo de cambio ante un cambio en las posiciones netas de los especuladores de estas monedas, patrón similar al observado para el caso de los contratos de futuros del peso mexicano en el CME.

Esta conexión entre el tamaño de mercado y la sensibilidad del tipo de cambio ante modificaciones en las posiciones netas de los especuladores de monedas en economías desarrolladas invita, por tanto, a quienes emplean o desean emplear el marco de microestructura para propósitos de pronóstico del tipo de cambio, a considerar este rasgo en sus esfuerzos.

Por otro lado, no queremos terminar sin antes reconocer que el trabajo aquí presentado es apenas un esfuerzo inicial por entender el efecto del tamaño del mercado de los contratos de futuros sobre la dinámica cambiaria y, por tanto, es susceptible de extensiones y mejoras. En este sentido podríamos pensar, por ejemplo, en incluir en futuras regresiones de tipo de cambio contra posiciones netas, variables que capturen directamente el tamaño del mercado y, con ello, obtener coeficientes libres de esa influencia.

Asimismo, el hecho de que el tamaño de mercado influya sobre la sensibilidad del tipo de cambio ante cambios en las posiciones netas invita a investigar con mayor detalle qué fuerzas son las que están detrás de la dinámica misma de esa variable; es decir, convendría documentar los factores que provocan alzas o bajas en el tamaño de los mercados de contratos de futuros para una moneda. Por ejemplo, podríamos pensar en investigar si el tamaño del mercado de los contratos de futuros de los especuladores en divisas depende de la estabilidad económica de los países respectivos, o de los volúmenes comerciados internacionalmente, o de la tasa de crecimiento económico, etcétera.

Finalmente, resultaría interesante investigar, teórica y empíricamente, si existe un límite a la capacidad de los cambios en las posiciones netas de los especuladores para explicar las fluctuaciones cambiarias; esto es, ¿existe un valor mínimo —en valor absoluto— distinto de cero al que puedan dirigirse los coeficientes estimados? De no existir tal límite, entonces tendríamos como conclusión que, en el largo plazo, el poder de los cambios en las posiciones netas de los especuladores para explicar las variaciones en el tipo de cambio sería cero.

ANEXO 1.1

La aplicación de las pruebas de hipótesis de varianzas sobre los datos de los periodos de dos periodos.

Para los periodos de dos periodos de los tipos de cambio semanales del tipo de cambio se realizó la prueba de hipótesis de varianzas.

Esta prueba se realizó a través de la ecuación $\Delta M_t = \alpha + \beta \Delta M_{t-1} + \epsilon_t$ donde ϵ_t es el término de error con una distribución normal con media cero y varianza σ^2 ; si el valor absoluto del estadístico T es mayor que el valor crítico de M .

En consecuencia, se rechazó la hipótesis de varianzas iguales.

<i>Divisa:</i> Dólar	
<i>Variable:</i> Varianza	
Δsp_t	-28
Δfx_t	-32
<i>Divisa:</i> Yen	
<i>Variable:</i> Varianza	
Δsp_t	-29
Δfx_t	-30
<i>Divisa:</i> Euro	
<i>Variable:</i> Varianza	
Δsp_t	-20
Δfx_t	-20

Fuente: Es

ANEXO 2. HETEROSCEDASTICIDAD

El supuesto de *homoscedasticidad* de las varianzas de los residuos es clave para que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios sea el mejor estimador lineal insesgado (*best linear unbiased estimator*). Este supuesto establece que dados los valores de las variables exógenas, la varianza del residuo, u_i , es la misma para todas las observaciones. Simbólicamente, este supuesto se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}\text{Var}(u_i | \Delta sp_i) &= E[u_i - E(u_i | \Delta sp_i)]^2 \\ &= E(u_i^2 | \Delta sp_i) \\ &= \sigma^2.\end{aligned}$$

Esto es, la varianza de u_i para los distintos valores de nuestras variables exógenas (la varianza condicional de u_i) es algún número positivo constante igual a σ^2 . Planteado de otra forma, este supuesto significa que las poblaciones de las modificaciones en el tipo de cambio, ΔFX , correspondientes a diversos valores de variaciones en posiciones netas de los especuladores, tienen la misma varianza.

Si la varianza condicional de ΔFX no es constante, entonces enfrentamos el problema de *heteroscedasticidad*, esto es:

$$\text{Var}(u_i | \Delta sp_i) = \sigma_i^2,$$

donde el subíndice i indica que la varianza poblacional de ΔFX no es constante.

En general, los problemas de *heteroscedasticidad* se observan más en datos de corte transversal y rara vez en series de tiempo.

Se realizó la prueba de *heteroscedasticidad* de White (1980) para cada una de las divisas estudiadas (véase cuadro A2). Las pruebas muestran que la libra y el dólar canadiense presentan problemas de heteroscedasticidad. Esto implica que el coeficiente estimado de los cambios en las posiciones netas no es el de mínima varianza. Para corregir este problema se realizaron las correcciones al modelo propuestas por White.

CUAD

Fuente: Es

REFERENC

- Bjones, G., I
Exch
Breedon, F.,
of O
Carlson, J., y
denc
Cheung, Y., I
the N
Chow, G. (19
sions
Domínguez,
by F
Engel, C., y
Econ

- Evans, M. (2002), "FX Trading and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Finance* 57 (6): 2405-2447.
- Evans, M., y R. Lyons (2002), "Order Flow and Exchange Rates Dynamics". *Journal of Political Economy* 110 (1): 170-180.
- , y ——— (2004 a), "A New Micromodel of Exchange Rate Dynamics". *NBER Working Paper* 10379. Cambridge, Mass.
- , y ——— (2004 b), "Frequently Asked Questions About the Micro Approach to FX". Documento disponible en: <http://faculty.haas.berkeley.edu/lyons>.
- Frankel, J., y A. Rose (1995), "Empirical Research on Nominal Exchange Rates". En G. Grossman, y K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, vol.3. Amsterdam: Elsevier/North Holland.
- Flood, R., y M. Taylor (1996), "Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach". En J. Frankel, G. Galli y A. Giovannini (eds.). *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. Chicago: University of Chicago Press.
- Froot, K. A., y T. Ramadorai (2005), "Institutional Portfolio Flows and International Investments". *Review of Financial Studies* (en prensa).
- Kennedy, P. (2003), *A Guide to Econometrics*. 5ª ed. Cambridge: The MIT Press.
- Klitgaard, T., y L. Weir (2004), "Exchange Rates Changes and Net Position of Speculators in the Futures Market". *FBNY Economic Policy Review* 10 (1): 17-28.
- Lyons, R. (2001), *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. Cambridge: The MIT Press.
- Meese, R., y K. Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?". *Journal of International Economics* 14(2): 3-24.
- Payne, R. (2003), "Informed Trade in Spot Foreign Exchange Markets: An Empirical Investigation". *Journal of International Economics* 61 (2): 307-329.
- Torre, L., y O. Provorova (2007), "Tipo de cambio, posiciones netas de los especuladores y el tamaño del mercado de futuros del peso mexicano". *Economía Mexicana Nueva Época* XVI (1): 5-46.

Gasto

RESUMEN

La política pública en los países de América Latina muestra una desigualdad social creciente desde la década de los años sesenta. El objetivo de este artículo es analizar el impacto del tipo de cambio en el comercio exterior realizado en México durante el periodo 1970 a 1982, con el fin de analizar el grado de liberalización del comercio después de la

Número de clasificación
Palabras clave

ABSTRACT

The public social policy in the countries of Latin America shows a growing social inequality since the beginning of the sixties. In this article the objective is to analyze the impact of the exchange rate on the public social trade in Mexico during the period 1970 to 1982, in order to analyze the degree of liberalization of the trade after the

Number of classification
Key words:

* Profesor de la Universidad de las Américas, Puebla, México.
Superiores de América Latina