## UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN FACULTAD DE ECONOMÍA DIVISIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO



### TIPO DE CAMBIO Y POSICIONES NETAS DE LOS ESPECULADORES EN ECONOMÍAS DESARROLLADAS: ¿SON DIFERENTES AL CASO DEL PESO MEXICANO?

Por

## MARÍA ELENA LAVÍN MORALES

Tesís presentada como requisito parcial para obtener el Grado de Maestría en Economia con especialidad en Economía Industrial

**ABRIL, 2008** 

Tipo de cambio y posiciones netas de los especuladores en economías desarrolladas: ¿Son diferentes al caso del peso mexicano?

#### María Elena Lavín Morales

Asesor de la Tesis

DR. LEONARDO E. TORRE CEPEDA

DR. DANIEL FLORES CURIEL

DR. JULIO CÉSAR ARTEAGA GARCÍA

DR. JULIO CÉSAR ARTEAGA GARCÍA Director de la División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UANL Abril, 2008

# TIPO DE CAMBIO Y POSICIONES NETAS DE LOS ESPECULADORES EN ECONOMIAS DESARROLLADAS: ¿SON DIFERENTES AL CASO DEL PESO MEXICANO?

### **ACEPTADOS**

| Aprobación de la Tesis:                        |
|--|
| · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·          |
| Asesor de la Tesis                             |
|  |
|  |
|  |
|  |
| Jefe de la División de Estudios de Postgrado o |
| Secretario de Postgrado o                      |
| Subdirector de Estudios de Postgrado           |

## **AGRADECIMIENTOS**

Quiero expresar mi más sincero agradecimiento al Dr. Leonardo E. Torre Cepeda, Asesor de mi tesis. Así como al Dr. Julio César Arteaga y al Dr. Daniel Flores por el apoyo brindado durante la realización de la maestría y por sus valiosas sugerencias e interés, en la revisión del presente trabajo.

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología por el apoyo económico para la realización de mis estudios.

A mi familia por el apoyo moral que siempre me ha brindado y a todas las personas que contribuyeron de una forma u otra en la realización de este trabajo.

# TABLA DE CONTENIDO

| Capítulo  | Página |
|---|--------|
| 1. INTRODUCCIÓN   | 1      |
| 2. MERCADOS DE FUTUROS DE DIVISAS: CONCEPTOS CLAVE  | 4      |
| 3. ENFOQUE DE MICRO-ESTRUCTURA  | 7      |
| 3.1 Enfoque de Micro-Estructura   | 7      |
| 3.2 Aplicaciones del Enfoque de Micro-Estructura al Mercado de Divisas  | 9      |
| 4. DATOS Y PERIODO DE ESTUDIO   | 14     |
| <ul><li>4.1 Descripción de los Mercados de Futuros para Monedas de Economías Desarrolladas en el CME.</li><li>4.2 Fuentes y Periodo de Estudio.</li></ul>               |        |
| 5. ESTIMACIONES Y RESULTADOS  | 19     |
| <ul><li>5.1 Estimaciones y Resultados.</li><li>5.1.1 Resultados de la Regresión MCO.</li><li>5.1.2 Resultados de la Estimación Recursiva y Ventanas Rodantes.</li></ul> | 23     |
| 6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES   | 38     |
| REFERENCIAS   | 40     |
| ANEXOS  | 41     |
| ANEXO 1 PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS   | . 42   |
| ANEXO 2 PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER  | . 45   |
| ANEXO 3 HETEROCEDASTICIDAD.   | 49     |

## LISTA DE CUADROS

| Cuadro |  | Página |
|--------|--|--------|
| I.     | Composición de los Contratos de Futuros  | . 15   |
| II.    | Interés Abierto Total e Interés Abierto de Especuladores para<br>Monedas de cinco economías desarrolladas en el CME: 1986-<br>2007 | . 16   |
| III.   | Resultados de las Regresiones MCO  | . 24   |
| IV.    | Pruebas de Causalidad de Granger: Coeficientes Rodantes Vs. Interés Abierto  | 36     |
| V.     | Prueba de Raíces Unitarias Phillips-Perron   | . 44   |
| VI.    | Resultados de las Pruebas de Causalidad de Granger   | . 48   |
| VII.   | Resultados de las Pruebas de Heterocedasticidad de White (términos cruzados)   | . 52   |

# LISTA DE FIGURAS

| Figu | ura F  | Página |
|------|--|--------|
| 1.   | Posiciones Netas y Tipo de Cambio  | . 20   |
| 2.   | Resultados de la Prueba de Residuales Recursivos.  | . 26   |
| 3.   | Resultados de la Prueba CUSUM al Cuadrado  | . 27   |
| 4.   | Resultado de la Estimación de Ventanas Rodantes (Muestra de 50 Observaciones)  | 30     |
| 5.   | Resultado de la Estimación de Ventanas Rodantes (Muestra de 100 Observaciones)   | 30     |
| 6.   | Resultado de la Estimación de Ventanas Rodantes (Muestra de 150 Observaciones)   | 31     |
| 7.   | Tendencia de los Mercados de Futuros vs. Tendencia de los Coeficientes Rodantes Estimados (Muestra de 50 Observaciones)  | 32     |
| 8.   | Tendencia de los Mercados de Futuros vs. Tendencia de los Coeficientes Rodantes Estimados (Muestra de 100 Observaciones) | . 33   |
| 9.   | Tendencia de los Mercados de Futuros vs. Tendencia de los Coeficientes Rodantes Estimados (Muestra de 150 Observaciones) | . 34   |

## **CAPÍTULO 1**

## INTRODUCCIÓN

En fechas recientes, el enfoque de micro-estructura para la determinación del tipo de cambio ha acaparado 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 en el mercado de futuros.<sup>1</sup>

En el caso particular de México, Klitgaard y Weir (2004) 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, y sugieren que dicho comportamiento pudiera responder al incremento del tamaño del mercado de los contratos de futuros del peso en el periodo en cuestión.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Véase Klitgaard y Weird (2004).

Las conclusiones de Torre y Provorova (2007) en cuanto a que la sensibilidad del tipo de cambio peso/dólar estadounidense ante cambios en las posiciones netas de los especuladores en el CME ha venido disminuyendo es un resultado útil, ya que advierte sobre la necesidad de actuar con cautela al momento de utilizar el coeficiente estimado de dicha relación para propósitos de pronóstico. No obstante esta conclusión, resulta de interés notar que para el caso de los contratos de futuros de monedas de economías desarrolladas en el CME, los estudios existentes no revisan el patrón de comportamiento en el tiempo de esta relación. La revisión de esta relación para estos casos es importante por dos razones. Por un lado, porque de observarse que los coeficientes de los cambios en las posiciones netas de los contratos de futuros de dichas monedas registran un patrón similar al observado en el caso del peso mexicano, esta evidencia permitiría refinar ejercicios de pronóstico basados en este enfoque para dichas monedas. Por otro lado, si la evidencia sugiere un patrón distinto al observado para el caso del peso mexicano, esto pondría en duda la explicación de que la reducción en la sensibilidad del tipo de cambio peso/dólar ante variaciones en las posiciones netas de los especuladores en el CME está asociada con el crecimiento del mercado.

Ante estas posibilidades, el presente trabajo analiza la relación entre las posiciones netas de los especuladores de los mercados de futuros y el tipo de cambio (con respecto al dólar estadounidense) para cinco monedas de economías desarrolladas (Euro, Libra, Yen, Franco Suizo y Dólar Canadiense), con el fin de comparar su comportamiento con el registrado para el caso del peso mexicano.

Utilizando información de la *Commodity Futures Trading Comission* (CFTC) sobre las posiciones netas de los especuladores que participan en el mercado de *Futuros*, se buscará determinar si la sensibilidad de las variaciones porcentuales en las paridades (con respecto al dólar estadounidense) de esas monedas ante cambios en las posiciones netas de los especuladores en el CME se reduce a medida que aumenta el volumen comerciado, como sugieren Torre y Provorova (2007).

Los resultados obtenidos aquí muestran que, al igual que lo observado para el caso mexicano, no puede rechazarse la hipótesis de que la sensibilidad del tipo de cambio ante cambios en las posiciones netas de los especuladores en contratos de futuros de monedas de economías desarrolladas también depende del tamaño del mercado.

El trabajo está organizado como sigue. En el capítulo dos se describen los conceptos clave del mercado de contratos de futuros de divisas, así como su funcionamiento y la información que proporcionan. El tercer capítulo incluye los antecedentes del enfoque de micro-estructura para la determinación del tipo de cambio. El capítulo cuatro describe la información utilizada en el análisis. El quinto capítulo presenta las estimaciones econométricas sobre la relación entre las variaciones 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, en particular, se hace un análisis de regresiones rodantes con el fin de determinar el comportamiento en el tiempo de dichos coeficientes a medida que el tamaño del mercado se modifica. Las conclusiones y recomendaciones forman parte del capítulo seis.

## **CAPÍTULO 2**

#### **MERCADOS DE FUTUROS DE DIVISAS:**

#### CONCEPTOS CLAVE

A partir de los años setenta, la mayoría de las monedas más fuertes del mundo, como el marco alemán, la libra esterlina y el yen, empezaron a flotar libremente. En este ambiente, y ante la necesidad de comerciantes y empresas internacionales de protegerse del riesgo cambiario, aparecen los primeros mercados de futuros de divisas.

Un contrato de futuros es un convenio estandarizado entre dos partes, para comprar o vender una cantidad determinada de una moneda (activo subyacente) en una fecha futura, a un precio establecido previamente. Una de las características importantes es que las partes adquieren el compromiso de efectuar la transacción estipulada en el contrato. Para garantizar el cumplimiento del contrato interviene un tercer agente, denominado Cámara de Compensación (*Clearing House*).

Uno de los principales mercados de futuros del mundo es el International Monetary Market (IMM), perteneciente al CME. En este mercado se intercambian futuros de las principales divisas del mundo, entre ellas, las que son objeto de análisis de este trabajo.

Los participantes en el mercado de futuros de divisas pueden utilizar los contratos adquiridos para fines de cobertura o con el objetivo de especular. Quien compra contratos de futuros adopta una *posición larga*, por lo que tiene el derecho a recibir en la fecha de vencimiento del contrato, el activo subyacente objeto de la negociación. Quien vende contratos adopta una *posición corta* ante el mercado, por lo que al llegar la fecha de vencimiento del contrato deberá entregar el correspondiente activo subyacente, recibiendo a cambio la cantidad acordada en la fecha de negociación del contrato.

A la suma de las posiciones largas y cortas vigentes se les denomina *interés abierto* y es lo que determina el tamaño del mercado. A la diferencia entre el total de posiciones largas y cortas, es decir, entre el total de contratos de compra y de venta vigentes, se le llama *posición neta*.

La CFTC de Estados Unidos clasifica a los participantes del mercado de futuros en comerciales, no comerciales y no reportables.<sup>2</sup>

Los participantes *comerciales* son quienes utilizan los contratos de futuros con fines de cobertura cambiaria. Entre ellos se encuentran generalmente bancos, empresas multinacionales y otras corporaciones no financieras. Incluso puede incluir corredores de divisas cuyo objetivo no corresponde a fines de cobertura o especulación, sino que

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> La distinción entre agentes comerciales y no comerciales se basa en la identificación que los mismos agentes hacen ante la CFTC, quien a su vez se encarga de monitorear su correcta clasificación.

actúan como *market makers* o formadores del mercado.<sup>3</sup> Dentro del grupo de *no comerciales* se encuentran los especuladores, quienes toman posiciones en el mercado de futuros con el fin de especular sobre los movimientos futuros del tipo de cambio. Asesores de fondos de inversión y especuladores que utilizan sus propios fondos de capital son los participantes clasificados en esta categoría. Se dice que este grupo es el más homogéneo ya que los agentes que lo integran tienen como objetivo primordial la obtención de utilidades basados en sus expectativas de corto plazo sobre la dirección que tomará el tipo de cambio de una determinada divisa. Los participantes cuyas transacciones son muy pequeñas como para ser clasificadas se encuentran en el grupo de *no reportables*. Cabe señalar que este grupo puede incluir tanto agentes comerciales como no comerciales.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Un market maker es un corredor que acepta el riesgo de mantener un cierto número de contratos de futuros con la finalidad de facilitar la transacción de dicho contrato, administrando su exposición al riesgo cambiario tomando una acción compensatoria en el mercado spot.

## **CAPÍTULO 3**

## ENFOQUE DE MICRO-ESTRUCTURA

Este capítulo describe algunas consideraciones teóricas entorno al enfoque de microestructura para la determinación del tipo de cambio.

#### 3.1 Enfoque de micro-estructura

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 literatura 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, intra-día, etc., han mantenido el interés entre los investigadores por desarrollar marcos alternativos enfocados en atender esa necesidad.

Un marco alternativo recientemente desarrollado para explicar esta dinámica cambiaria de corto plazo es el llamado "enfoque de micro-estructura", 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 de noticias sobre las acciones de otros agentes.

Lo que distingue al enfoque de micro-estructura de los tradicionales es que éste reconoce que existe información relevante para la determinación del tipo de cambio que no está disponible públicamente y que los participantes del mercado y los mecanismos de negociación difieren en formas que afectan los precios. Los especuladores, con base en la información de la que disponen, toman posiciones largas o cortas, definiendo el nivel de sus posiciones netas, y con estos cambios envían señales al mercado sobre la probable tendencia de la divisa. Si las posiciones netas de los especuladores se están elevando (están cayendo), esto es quizás una señal de que los especuladores tienen información privada que sugiere que el tipo de cambio deberá apreciarse (depreciarse). Sus acciones, a su vez, son vistas posteriormente por el resto de los participantes del mercado, quienes al observar los movimientos de los especuladores toman decisiones que terminan reforzando la tendencia iniciada por los especuladores. Esta explicación se basa en la idea de que "los especuladores en los mercados de contratos de futuros parecen tener suficientes piezas de información privada que les permiten, como grupo, cambiar sus posiciones netas en una forma que anticipa la dirección de los cambios en el tipo de cambio".4

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Klitgaar y Weir (2004). Traducción de los autores.

Desde la perspectiva de los modelos de micro-estructura, las ecuaciones de la determinación del tipo de cambio son derivadas de un problema de optimización que afrontan los colocadores de precios en el mercado. La mayoría de estos modelos son variaciones de la siguiente especificación:

$$\Delta P_{t} = g(X, I, Z) + \varepsilon_{t}$$

donde  $\Delta P_t$  es la tasa de variación del tipo de cambio entre dos operaciones, donde el tipo de cambio se define como la cantidad de moneda local que hay que sacrificar para obtener una unidad de moneda extranjera. Las variables independientes en la función g(...) incluyen al flujo de órdenes (X), una medida de la posición neta del corredor o inventario (I) y otros determinantes micro denotados por (Z).

## 3.2 Aplicaciones del enfoque de micro-estructura al mercado de divisas

En investigaciones recientes se ha reunido información sobre flujo de órdenes<sup>6</sup> y se ha encontrado que esta variable, como las posiciones netas, tiene una fuerte relación con las fluctuaciones del tipo de cambio en el corto plazo. Evans y Lyons (1999), por ejemplo, especifican el siguiente modelo para analizar los efectos de los movimientos diarios del tipo de cambio del yen y del marco alemán con respecto al dólar:

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Al respecto véase Lyons, R., (2000). "The Micro-Estructure Approach to Exchange Rates".

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Cabe mencionar, que la información con respecto al flujo de órdenes no se encuentra disponible públicamente. Esta información corresponde a movimientos de compra y venta de una divisa diariamente. Sin embargo, los resultados de las investigaciones que incluyen flujo de órdenes son similares a los encontrados para el análisis de las posiciones netas.

$$\Delta P_{t} = \beta_{1} \Delta (i_{t} - i_{t}^{*}) + \beta_{2} \Delta x_{t} + \eta_{t}$$

donde  $\Delta P_t$  es el cambio en el logaritmo del tipo de cambio *spot*;  $\Delta(i_t - i_t^*)$  es el cambio en el diferencial de tasas de interés de fondeo entre países y  $\Delta x_t$  es el cambio en el flujo de órdenes (donde un signo negativo corresponde a ventas netas de dólares, o viceversa, es decir, un signo positivo debería llevar a una depreciación del marco).

Esto es, en su modelo, las variaciones porcentuales diarias del tipo de cambio  $(\Delta P_t)$  son determinadas por cambios en el diferencial de las tasas de interés  $(i_t - i_t^*)$ , (donde  $i_t$  es la tasa de interés de Estados Unidos y donde  $i_t^*$  es la tasa de interés de Alemania o Japón), como lo sugieren los modelos tradicionales, y por los cambios en el flujo de órdenes entre el cierre de un día y otro. El signo esperado para los coeficientes obtenidos, tanto del diferencial en las tasas de interés como para el cambio en el flujo de órdenes, es positivo. En el caso del flujo de órdenes, un signo positivo significa que se están comprando dólares, por lo que su precio se incrementará y esto provocará que el tipo de cambio del yen o del marco con respecto al dólar se deprecie. En el caso de las tasas de interés, el signo positivo se debe a que un incremento en la tasa de interés de Estados Unidos requiere de una apreciación inmediata del dólar (es decir, el tipo de cambio del yen/marco se deprecia) para hacer espacio a la depreciación del dólar requerida por la paridad descubierta del interés.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Veáse Evans y Lyons, (1999).

Klitgaard y Weir (2004), por su parte, estiman el vínculo entre las posiciones netas de los especuladores y el tipo de cambio de siete monedas con respecto al dólar para el periodo 1993-2003<sup>8</sup>, con base en el siguiente modelo:

$$\Delta f x_t = \alpha_1 \Delta s p_t + \varepsilon_t$$

donde  $\Delta f x_t$  es el cambio porcentual semanal en el tipo de cambio spot y  $\Delta s p_t$  es el cambio semanal en las posiciones netas de los especuladores en el mercado de futuros, expresado en miles de millones de dólares.

En este modelo, un coeficiente ( $\alpha$ ) negativo significa que un aumento en el número de posiciones largas relativo al número de posiciones cortas está correlacionado con una apreciación del tipo de cambio. Es decir, cuando los especuladores adquieren más contratos de compra sobre una divisa, esto quiere decir que tienen expectativas de que dicha moneda se apreciará en el corto plazo.

De acuerdo con sus resultados, se observa la existencia de una relación negativa y significativa entre los cambios porcentuales semanales en el tipo de cambio y el cambio semanal en las posiciones netas de los especuladores para todas las monedas analizadas. Encuentran que los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores explican del 30 al 40 por ciento de los movimientos de las monedas en la misma semana.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Los autores analizaron las siguientes monedas: Dólar Canadiense, Yen Japonés, Libra Inglesa, Marco Alemán, Peso Mexicano, Franco Suizo y Euro, de la cuales sólo el Marco y el Peso no se analizan en este trabajo. Es importante señalar que estos autores no realizan un análisis de la estabilidad de los coeficientes el tiempo.

Torre y Provorova (2007) estudian la relación entre las variaciones porcentuales semanales del tipo de cambio y las variaciones en las posiciones netas de los especuladores de los contratos de futuros del peso mexicano.

El modelo que utilizan se especifica como sigue:

$$\Delta f x_t = \alpha_1 \Delta s p_t + \alpha_2 \Delta (i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$$

donde  $\Delta f x_t$  es el cambio porcentual semanal del precio del dólar, expresado en pesos, entre la semana t y la semana (t-1),  $\Delta s p_t$  es el cambio semanal en las posiciones netas de los especuladores, expresado en miles de millones de dólares, y  $\Delta(i_t - i_t^*)$  es el cambio semanal en el diferencial de interés, donde i es la tasa de interés de fondeo de México e  $i^*$  es la tasa de los fondos federales de Estados Unidos.

En sus estimaciones encuentran que existe una relación negativa y estadísticamente significativa entre las variaciones porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios semanales de las posiciones netas, tal como encontraron Klitgaard y Weir (2004). Por otro lado, sus resultados muestran una relación positiva y estadísticamente significativa entre las variaciones porcentuales del tipo de cambio y el cambio en el diferencial de las tasas de interés.

Para determinar la estabilidad de la relación entre el tipo de cambio y las posiciones netas realizan un análisis de regresiones rodantes, por medio del cual determinan que dicha relación no ha sido estable en el tiempo y proponen que esto se debe a que el mercado de futuros del peso mexicano ha experimentado un crecimiento espectacular en los últimos años.

Utilizando el modelo empleado por Klitgaar y Weir (2004), este trabajo analiza la relación entre el tipo de cambio (con respecto al dólar estadounidense) de cinco monedas de economías desarrolladas (Euro, Libra, Yen, Franco Suizo y Dólar Canadiense) y las posiciones netas de los especuladores de dichas monedas en el CME, con el fin de comparar su comportamiento con el registrado para el caso del peso mexicano. En particular, se buscará determinar si la sensibilidad de las variaciones porcentuales en las posiciones netas de los especuladores en el CME se reduce a medida que aumenta el volumen comerciado, como sugieren Torre y Provorova (2007).

## **CAPÍTULO 4**

#### DATOS Y PERIODO DE ESTUDIO

Este capítulo hace referencia a la información que se encuentra disponible para la realización de este trabajo y describe brevemente los mercados de futuros para las economías analizadas.

## 4.1 Descripción de los Mercados de Futuros para Monedas de Economías Desarrolladas en el CME

El *International Monetary Market* (IMM), creado en 1972 como una división del CME, es el encargado de procesar los contratos de futuros de las principales divisas del mundo y fue el primer mercado de futuros operado. Los mercados de futuros del yen, el dólar canadiense, y el franco suizo comenzaron a comercializarse en 1972 en el CME; los futuros de la libra se comercializaron a partir de 1975. Debido a que el euro fue introducido oficialmente en enero de 1999, cuando dejaron de existir como sistemas independientes las monedas de 11 países de la Unión Europea que se unieron al plan de una moneda única, los contratos de futuros sobre el euro comenzaron a comercializarse en el CME en la misma fecha.

Cada contrato de futuros está designado en un cierto número de unidades por dólar americano. El cuadro I muestra el monto de los contratos de futuros para las divisas analizadas.

En la CFTC se encuentra disponible la información referente a los contratos vigentes que mantienen los participantes de los mercados de futuros antes mencionados desde 1986, excepto para el euro, que se encuentran disponibles a partir de 1999.

CUADRO I COMPOSICIÓN DE LOS CONTRATOS DE FUTUROS

| Divisa           | Unidades por Contrato       |
|------------------|-----------------------------|
| Yen              | 12,500,000 yenes            |
| Dólar Canadiense | 100,000 dólares canadienses |
| Euro             | 125,000 euros               |
| Franco Suizo     | 125,000 francos             |
| Libra            | 62,500 libras               |

Fuente: Elaboración propia con datos del CME

Como se había mencionado con anterioridad, el interés abierto representa la suma total de posiciones cortas y largas vigentes en cada mercado. Éste puede ser utilizado como una medida del tamaño del mercado para cada divisa. Asimismo, el interés abierto de los especuladores refleja la proporción que estos agentes representan en el mercado total.

El cuadro II muestra que el tamaño del mercado, medido a través del "interés abierto" -expresado en miles de millones de dólares (mmd)- ha registrado un incremento significativo en todos los casos. Por ejemplo, el interés abierto semanal promedio del yen se elevó, entre 1986 y 2007, de 3 mmd a 29 mmd; el dólar canadiense pasó de 1 a 14 mmd; el del franco suizo pasó de 2 a 10 mmd, y el de la libra de 3 a 17 mmd; mientras que el del euro pasó de 6 a 35 mmd entre 1999 y 2007.

CUADRO II

INTERÉS ABIERTO TOTAL E INTERÉS ABIERTO DE ESPECULADORES PARA
MONEDAS DE CINCO ECONOMÍAS DESARROLLADAS EN EL CME: 1986-2007\*

|                 |    | Japá | 'n  | (  | Can | adá |    | Sui | za  | Iı | nglat | erra |    | Eur | o.  |
|-----------------|----|------|-----|----|-----|-----|----|-----|-----|----|-------|------|----|-----|-----|
|                 | Α  | В    | С   | Α  | В   | O   | Α  | В   | С   | Α  | В     | С    | Α  | В   | O   |
| 1986            | 3  | 1    | 41% | 1  | 0   | 29% | 2  | 1   | 50% | 3  | 1     | 33%  |    |     |     |
| 1987            | 4  | 1    | 34% | 2  | 0   | 24% | 3  | 1   | 33% | 4  | 1     | 25%  |    |     |     |
| 1988            | 5  | 2    | 38% | 2  | 1   | 37% | 3  | 1   | 33% | 3  | 1     | 33%  |    |     |     |
| 1989            | 5  | 2    | 38% | 2  | 1   | 44% | 3  | 1   | 33% | 2  | 1     | 50%  |    |     |     |
| 1990            | 6  | 3    | 41% | 3  | 1   | 31% | 4  | 2   | 50% | 4  | 1     | 25%  |    |     |     |
| 1991            | 6  | 2    | 33% | 2  | 1   | 47% | 3  | 1   | 33% | 3  | 1     | 33%  |    |     |     |
| 1992            | 6  | 2    | 34% | 2  | 1   | 36% | 3  | 1   | 33% | 3  | 1     | 33%  |    |     |     |
| 1993            | 9  | 4    | 40% | 2  | 1   | 32% | 4  | 1   | 25% | 3  | 1     | 33%  |    |     |     |
| 1994            | 9  | 3    | 34% | 3  | 1   | 42% | 4  | 2   | 50% | 4  | 2     | 50%  |    |     |     |
| 1995            | 9  | 3    | 33% | 3  | 1   | 31% | 4  | 1   | 25% | 4  | 1     | 25%  |    |     |     |
| 1996            | 9  | 4    | 41% | 4  | 1   | 34% | 4  | 1   | 25% | 5  | 2     | 40%  |    |     |     |
| 1997            | 9  | 4    | 42% | 5  | 1   | 29% | 4  | 2   | 50% | 5  | 2     | 40%  |    |     |     |
| 1998            | 10 | 4    | 41% | 4  | 1   | 28% | 5  | 2   | 40% | 5  | 2     | 40%  |    |     |     |
| 1999            | 11 | 6    | 51% | 4  | 1   | 33% | 5  | 3   | 60% | 6  | 3     | 50%  | 6  | 3   | 50% |
| 2000            | 9  | 4    | 40% | 5  | 1   | 31% | 4  | 1   | 25% | 4  | 1     | 25%  | 8  | 3   | 38% |
| 2001            | 10 | 5    | 47% | 4  | 1   | 34% | 4  | 1   | 25% | 3  | 1     | 33%  | 11 | 3   | 27% |
| 2002            | 9  | 3    | 39% | 4  | 1   | 31% | 3  | 1   | 33% | 3  | 1     | 33%  | 13 | 4   | 31% |
| 2003            | 13 | 6    | 43% | 6  | 2   | 32% | 5  | 2   | 40% | 5  | 2     | 40%  | 15 | 5   | 33% |
| 2004            | 15 | 5    | 34% | 6  | 3   | 46% | 5  | 3   | 60% | 7  | 3     | 43%  | 22 | 7   | 32% |
| 2005            | 19 | 8    | 42% | 8  | 4   | 49% | 7  | 4   | 57% | 9  | 4     | 44%  | 23 | 9   | 39% |
| 2006            | 23 | 13   | 57% | 10 | 6   | 57% | 9  | 6   | 67% | 12 | 7     | 58%  | 26 | 15  | 58% |
| 2007            | 29 | 19   | 65% | 14 | 9   | 69% | 10 | 7   | 70% | 17 | 12    | 73%  | 35 | 23  | 65% |
| Prom. Periodo   | 10 | 5    | 45% | 4  | 2   | 43% | 4  | 2   | 46% | 5  | 2     | 45%  | 18 | 8   | 45% |
| Prom. 1986-1996 | 6  | 2    | 37% | 2  | 1   | 36% | 3  | 1   | 35% | 3  | 1     | 34%  |    |     |     |
| Prom. 1997-2007 | 14 | 7    | 48% | 6  | 3   | 45% | 6  | 3   | 52% | 7  | 3     | 50%  |    |     |     |

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.

<sup>\*</sup> Información para contratos en euros es a partir de 1999. Fuente: Elaboración propia con datos de la CFTC.

En el mismo cuadro se puede observar que el crecimiento del mercado no ha sido del todo estable para los distintos contratos. En particular en los años 2000 a 2003 se observan altibajos en los niveles de interés abierto para todos los contratos, con excepción del correspondiente al euro.

Concentrándonos en los contratos de los especuladores, podemos darnos cuenta de que entre 1986 y 2007, su participación en el total del mercado pasó, en el caso del yen, de 41 a 65 por ciento; en el caso del dólar canadiense subió de 29 a 69 por ciento; en el del franco suizo de 50 a 70 por ciento; en el de la libra del 33 al 73 por ciento; mientras que en el caso del euro, para el periodo 1999-2007, dicha participación pasó de 50 a 65 por ciento. Esto es, en todos los casos se observa no sólo un incremento del tamaño del mercado, sino un aumento en la participación de los especuladores en el total, de tal forma que, dicho grupo es ahora el de mayor peso en cada uno de los mercados. 9

#### 4.2 Fuentes y Periodo de Estudio

Para la realización de este trabajo nos concentramos en el mercado del CME, donde la información de los mercados de futuros de las divisas que analizaremos se encuentra disponible de forma gratuita. La información sobre el número de contratos vigentes (posiciones cortas y largas) en el CME se publica una vez por semana en el *Commitments of Traders Report*, que libera normalmente cada viernes la CFTC de Estados Unidos. Dicho reporte contiene la información sobre las posiciones largas y cortas vigentes correspondientes al martes de la semana en que se libera la

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Ninguno de éstos, sin embargo, ha registrado un crecimiento en la participación de los especuladores superior a la del peso mexicano, que en el periodo de 1995-2005 pasó de 17 a 74 por ciento. Los datos pueden consultarse en el trabajo de Torre y Provorova (2007).

información, <sup>10</sup> que es de donde obtuvimos los datos sobre las posiciones netas semanales de los especuladores de los contratos del Euro, Libra, Yen, Franco Suizo y Dólar Canadiense.

Los tipos de cambio que se utilizan para el análisis son los tipos de cambio de cierre diarios obtenidos del sitio de la Reserva Federal de Estados Unidos, excepto el tipo de cambio del Euro, que es obtenido del Banco Central de la Unión Europea.

El periodo de estudio comienza a partir 1986 y termina en 2007, excepto para el caso del euro, ya que los datos para esta divisa se encuentran disponibles para el periodo 1999-2006.<sup>11</sup>

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> Los datos pueden consultarse en: http://www.cftc.gov/dea/history/deahist-cot-ftp.htm.

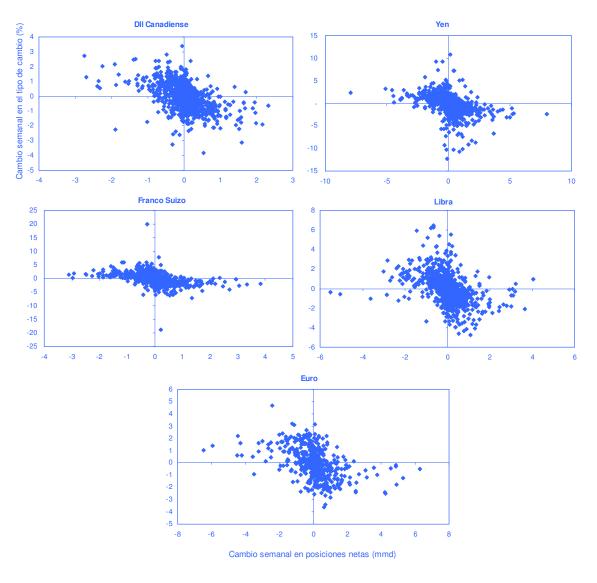
<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> El periodo completo comienza a partir del 31 de enero de 1986 y termina el 16 de octubre de 2007. Cabe mencionar que los datos hasta el 30 de septiembre de 1992 son quincenales y a partir del 6 de octubre de 1992 son semanales. No obstante, si se reduce la muestra para trabajar sólo con datos semanales, los resultados son esencialmente similares.

## **CAPÍTULO 5**

#### ESTIMACIONES Y RESULTADOS

Una primera evaluación sobre la fortaleza de la relación entre posiciones netas y el tipo de cambio es mediante un análisis visual de la información. La figura 1 muestra los cambios semanales porcentuales en el tipo de cambio contra los cambios en las posiciones netas de las cinco monedas para el periodo descrito anteriormente.

Las observaciones que se encuentran en el cuadrante superior izquierdo de cada panel representan las semanas en las cuales los especuladores, como grupo, incrementaron sus posiciones cortas en mayor número al que incrementaron las largas, y por tanto, el tipo de cambio se deprecia con respecto al dólar en la misma semana. De la misma manera, las observaciones que se encuentran en el cuadrante inferior derecho corresponden a incrementos en posiciones largas de los especuladores, superiores a los incrementos en sus posiciones cortas, donde se presenta una apreciación del tipo de cambio con respecto al dólar para la misma semana.



Fuente: Estimaciones Propias

Figura 1. Posiciones Netas y Tipo de Cambio

Las observaciones que se encuentran en los cuadrantes restantes sugieren que los especuladores se movieron en una dirección inconsistente con la fluctuación correspondiente del tipo de cambio para la misma semana. Para las cinco monedas analizadas es claro que la mayoría de las observaciones se encuentran tanto en el cuadrante superior izquierdo, como en el inferior derecho.

Hasta el momento, la evidencia muestra que el tamaño de estos mercados ha ido creciendo con el paso del tiempo y que los especuladores representan una proporción importante de cada uno de los mercados analizados. Por otro lado, gráficamente se puede observar una relación negativa entre los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores y los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio.

## 5.1 Estimaciones y Resultados

En el capítulo 4 se mostró que los volúmenes comerciados de contratos de futuros del yen, dólar canadiense, franco suizo, libra y euro han mostrado un crecimiento significativo en el CME. También se mostró gráficamente, en el presente capítulo, 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 un análisis de regresión- la relación entre las dos variables en cuestión.

Para este efecto, se consideró estimar inicialmente una especificación como la utilizada por Torre y Provorova (2007). 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):

$$\Delta f x_t = \alpha_1 \Delta s p_t + \varepsilon_t$$

donde  $\Delta f x_t$  es el cambio porcentual semanal del precio del dólar, expresado en la divisa correspondiente, entre la semana t y la semana (t-1) y  $\Delta s p_t$  es el cambio semanal en las posiciones netas de los especuladores, expresado en miles de millones de dólares. 12

El signo esperado del coeficiente  $\alpha_1$  es negativo, dado que un incremento en las posiciones netas implica que se está demandando más de la divisa en cuestión que lo que se está ofreciendo, lo cual genera presiones de apreciación de dicha moneda.

Dadas estas definiciones, y conforme a lo expuesto anteriormente, 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, y la segunda es que la inestabilidad de dicha relación depende del tamaño del mercado.

Dado lo anterior, pasamos ahora a revisar los resultados. La sección 5.1.1 presenta los resultados de las regresiones para cada uno de los contratos; mientras que la sección 5.1.2 presenta, primero, las pruebas econométricas de Residuales Recursivos y CUSUM al cuadrado para determinar si los coeficientes son o no estables en el periodo analizado.

\_

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> 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 R² y los estadísticos "t" de Student.

Posteriormente se presenta un análisis de "regresiones rodantes" <sup>13</sup> con el cual se pretende determinar si existe o no un patrón de comportamiento del coeficiente de los cambios en las posiciones netas para cada uno de los cinco contratos que pudiera estar relacionado con el crecimiento del mercado de futuros de cada una de las monedas analizadas.

### 5.1.1 Resultados de la Regresión MCO

En el cuadro III se muestran los resultados de las regresiones lineales realizadas para cada una de las divisas analizadas. Las estimaciones se realizaron una vez que se mostró que las series "variación porcentual semanal del tipo de cambio" y "cambio semanal en las posiciones netas de los especuladores" eran estacionarias.

Los resultados muestran, para todos los casos, una relación negativa y estadísticamente significativa entre las variaciones porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores. <sup>14</sup> El coeficiente de las posiciones netas se interpreta como el cambio promedio porcentual en el tipo de cambio cuando existe un cambio de 1,000 millones de dólares en las posiciones netas. Lo anterior concuerda con la evidencia obtenida previamente en el trabajo de Klitgaard y Weir (2004).

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> La técnica de *ventanas rodantes* (rolling windows), se refiere a la estimación secuencial que mantiene constante el tamaño de muestra, es decir, simultáneamente se agregan al final y se eliminan al inicio observaciones de tal forma que el número total de observaciones en cada regresión se mantiene constante.

<sup>&</sup>lt;sup>14</sup> Cabe mencionar que en el caso del Franco Suizo el número de observaciones es menor debido a que las semanas del 14 y 21 de septiembre de 2004 no fueron reportadas en el CME, pero esto no debe influir en los resultados de la regresión.

El estadístico R<sup>2</sup> indica que los cambios semanales en las posiciones netas explican entre el 17 y el 27 por ciento de la variación porcentual semanal en el tipo de cambio. El estadístico Durbin-Watson sugiere la ausencia de autocorrelación. También se realizaron pruebas de heterocedasticidad, detectándose este problema en los casos del dólar canadiense y la libra. La corrección de este problema, sin embargo, no modificó las conclusiones. <sup>15</sup>

CUADRO III
RESULTADOS DE LAS REGRESIONES MCO

| Var. Dep.             | Var.<br>Indep. | Coeficiente | T-statistic | Prob. | R²    | DW    | Tamaño |
|-----------------------|----------------|-------------|-------------|-------|-------|-------|--------|
| Δ% (Dll Can/USD)      | $\Delta sp_t$  | -0.847      | -15.135     | 0.000 | 0.267 | 2.336 | 947    |
| Δ% (Libra/USD)        | $\Delta sp_t$  | -0.753      | -9.079      | 0.000 | 0.173 | 2.020 | 947    |
| Δ% (Yen/USD)          | $\Delta sp_t$  | -0.664      | -16.115     | 0.000 | 0.215 | 2.025 | 947    |
| Δ% (Franco Suizo/USD) | $\Delta sp_t$  | -1.327      | -15.575     | 0.000 | 0.204 | 2.315 | 945    |
| Δ% (Euro/USD)         | $\Delta sp_t$  | -0.421      | -10.599     | 0.000 | 0.197 | 1.941 | 458    |

\*Estimaciones para el euro inician en 1999. Fuente: Estimaciones propias con datos de la CTFC y Bancos Centrales

Los resultados del cuadro III 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.

<sup>&</sup>lt;sup>15</sup> Vea el Anexo 3.

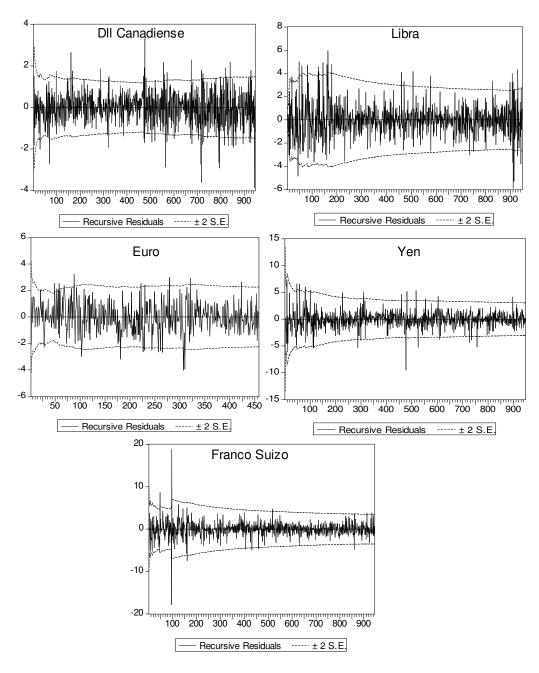
#### 5.1.2 Resultados de la Estimación Recursiva y Ventanas Rodantes

Una vez establecida la relación entre los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios semanales en las posiciones netas, el siguiente paso es investigar si el comportamiento de los coeficientes es o no estable en el tiempo. Para probar el comportamiento de los coeficientes se realizaron las pruebas de residuales recursivos y la prueba CUSUM al cuadrado<sup>16</sup>. Las figuras 2 y 3 presentan los resultados de dichas pruebas. Como puede observarse, ambas pruebas sugieren que en todos los casos existe evidencia de inestabilidad en los coeficientes estimados.<sup>17</sup>

Estos resultados, por tanto, son similares a lo reportado por Torre y Provorova (2007) para el caso del peso mexicano, en cuanto a que nos dicen que la relación entre las variables porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores no es constante a lo largo del periodo analizado. Falta ahora revisar, sin embargo, si se aprecia una relación negativa entre el valor absoluto de los coeficientes estimados y el tamaño del mercado. 18

<sup>16</sup> La prueba de residuales recursivos, nos dice White (1990), 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 no requiere una especificación previa respecto a cuándo se presenta el cambio estructural, pero tiene un costo, y es que el "poder de la prueba es limitado..."(White, 1990). La prueba de CUSUM al cuadrado, por su parte, se basa en una gráfica de la suma acumulada de los cuadrados de los residuales recursivos, expresada como fracción de estos residuales al cuadrado sumados a lo largo de todas las observaciones. En esta prueba, si la suma se sale de un intervalo crítico, se concluye que hubo un cambio estructural en el punto en el cual la suma empezó su movimiento hacia el límite del intervalo. Sobre esta prueba, Kennedy (2003), p. 120, advierte que es sensible a datos que muestran desviaciones extremas de su media (es decir, a "outliers").

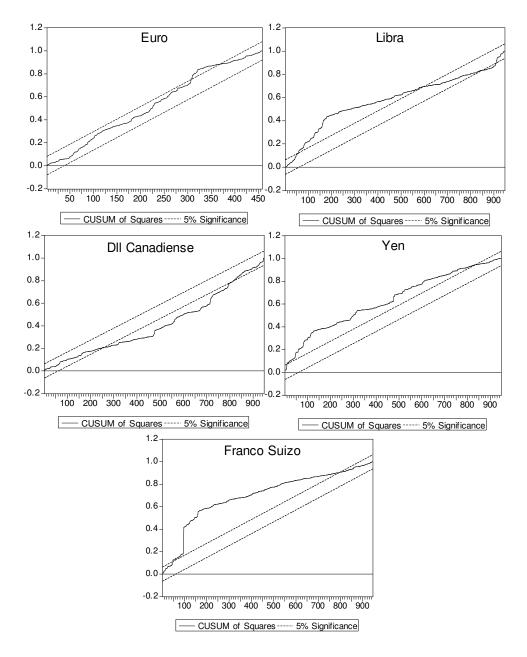
<sup>&</sup>lt;sup>17</sup> Al igual que Torre y Provorova (2007), se realizaron pruebas de cambio estructural de Chow (1960) para distintas fechas del periodo analizado en cada una de las divisas, las cuales revelaron también, a un nivel de confianza del 99%, la existencia de múltiples puntos de ruptura.



Fuente: Estimaciones Propias

Figura 2. Resultados de la Prueba de Residuales Recursivos

<sup>&</sup>lt;sup>18</sup> El tamaño del mercado lo medimos con base en el interés abierto total. Sin embargo, si se emplea el interés abierto de los especuladores llegamos a las mismas conclusiones, ya que la correlación entre ambas variables es, en todos los casos, superior a 96%.



Fuente: Estimaciones Propias

Figura 3. Resultados de la Prueba CUSUM al Cuadrado

Los resultados anteriores sugieren inestabilidad en el modelo, pero no indican la fuente de la misma. La hipótesis que se plantea en el trabajo de Torre y Provorova (2007) es que la inestabilidad está asociada con el crecimiento del mercado de futuros, para lo que estos autores realizan un análisis de ventanas rodantes. La evidencia que obtienen muestra que la sensibilidad de los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio ante los cambios semanales en las posiciones netas de peso mexicano ha disminuido con el paso del tiempo y proponen la hipótesis de que dicha disminución se debe al rápido crecimiento que se observa en el mercado de futuros del peso en el CME. Lo anterior quiere decir que, a medida que se ha profundizado el mercado de futuros del peso, una variación en las posiciones netas de los especuladores de una magnitud determinada ha estado asociada con una respuesta cada vez menor del tipo de cambio.

Para comparar cómo ha evolucionado la relación entre las posiciones netas y el tipo de cambio de las distintas divisas analizadas en este trabajo contra la evolución que mostró el peso mexicano, se utilizó la técnica de ventanas rodantes con muestras de 50, 100 y 150 observaciones<sup>19</sup>. Dicha técnica se utilizó para el periodo 1986-2007 para cada una de las cinco monedas (excepto en el caso del euro), obteniendo los resultados que se presentan en las figuras 4, 5 y 6. En dichas figuras, y para propósitos de comparación, se incluyen también las estimaciones de los coeficientes de la misma regresión para el caso de los contratos de futuros del peso mexicano.<sup>20</sup>

\_

<sup>&</sup>lt;sup>19</sup> No se tiene una justificación formal para la elección del tamaño de las ventanas, pero esto es irrelevante para los propósitos de corroborar si la relación entre posiciones netas y tipo de cambio es constante a través del tiempo.

<sup>&</sup>lt;sup>20</sup> Los coeficientes que se incluyen aquí para el caso de los contratos de futuros del peso mexicano son los obtenidos con una especificación idéntica a la empleada para el caso de las otras cinco monedas, es decir, sólo incluyen al cambio en las posiciones netas como variable independiente. Torre y Provorova

Como puede observarse en las figuras, los coeficientes de los cambios en las posiciones netas de los especuladores en monedas de economías desarrolladas muestran un patrón similar, aunque no tan pronunciado, al observado en el caso del peso mexicano. En particular, puede notarse que mientras que el coeficiente del cambio en las posiciones netas de los especuladores en el caso de los contratos de futuros del peso mexicano pasa de un valor absoluto de 7.32 a 0.8, en el caso del yen, de dólar canadiense, de la libra y del euro, los coeficientes pasan de valores cercanos a 3 en valor absoluto, a valores cercanos o incluso inferiores a la unidad. En el caso del franco suizo, el valor absoluto del coeficiente en cuestión habría pasado de un nivel de 4 a un nivel cercano a 1.

Esta evidencia apunta, por tanto, a que la sensibilidad del tipo de cambio ante un cambio en las posiciones netas de los especuladores ha venido cayendo. Falta ver, sin embargo, si esta baja en el valor absoluto de los coeficientes estimados está asociada con el tamaño del mercado.

Para atender este último punto se realizaron dos ejercicios. El primero consistió en contrastar, para cada moneda, la tendencia lineal del interés abierto con la tendencia lineal de los coeficientes rodantes (para ventanas de 50, 100 y 150 observaciones).

-

(2007) incluyen también como variable independiente el "cambio en el diferencial de tasas de interés México-Estados Unidos", ya que ésta resulta estadísticamente significativa en sus especificaciones, no obstante, el patrón del coeficiente del cambio en las posiciones netas que se obtiene con esta especificación es prácticamente el mismo al obtenido en la especificación donde dicho diferencial no se considera. El periodo para el análisis que se incluye es 1999-2007.

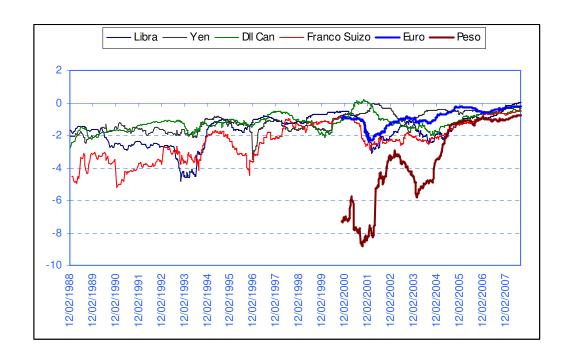


Figura 4. Resultados de la Estimación de Ventanas Rodantes (Muestra de 50 Observaciones)

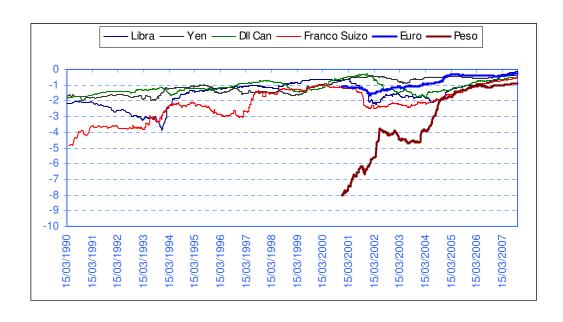


Figura 5. Resultados de la Estimación de Ventanas Rodantes (Muestra de 100 Observaciones)

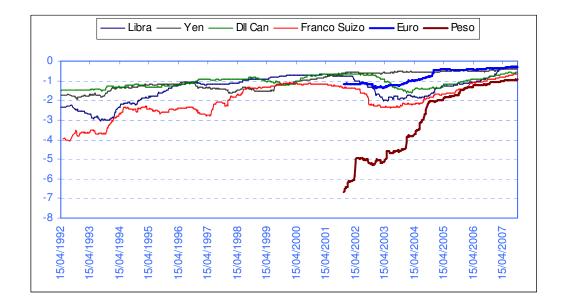


Figura 6. Resultados de la Estimación de Ventanas Rodantes (Muestra de 150 Observaciones)

Las figuras 7, 8 y 9 presentan los resultados, donde las líneas rectas muestran que al aumentar el tamaño del mercado, la sensibilidad de los cambios porcentuales semanales en el tipo de cambio ante los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores, disminuye en valor absoluto a través del tiempo, patrón similar al registrado para el caso de los contratos de futuros del peso mexicano.

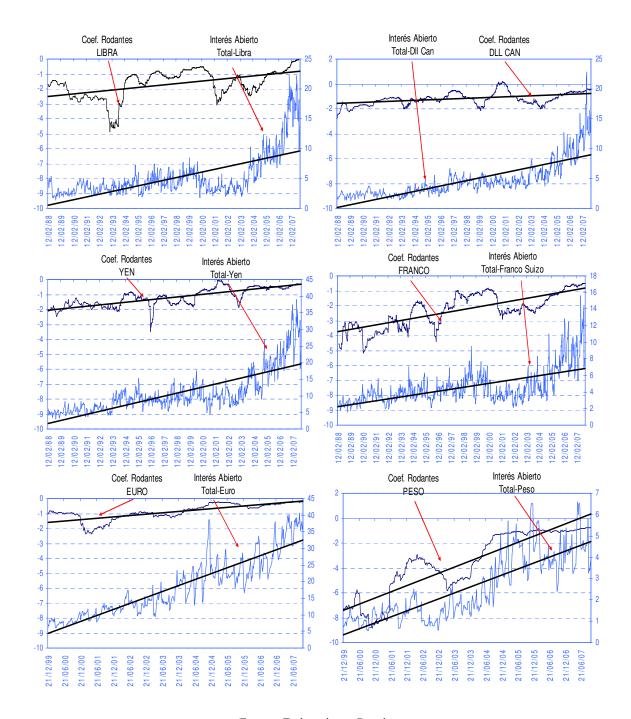


Figura 7. Tendencia de los Mercados de Futuros vs. Tendencia de los Coeficientes Rodantes Estimados (Muestra de 50 Observaciones)

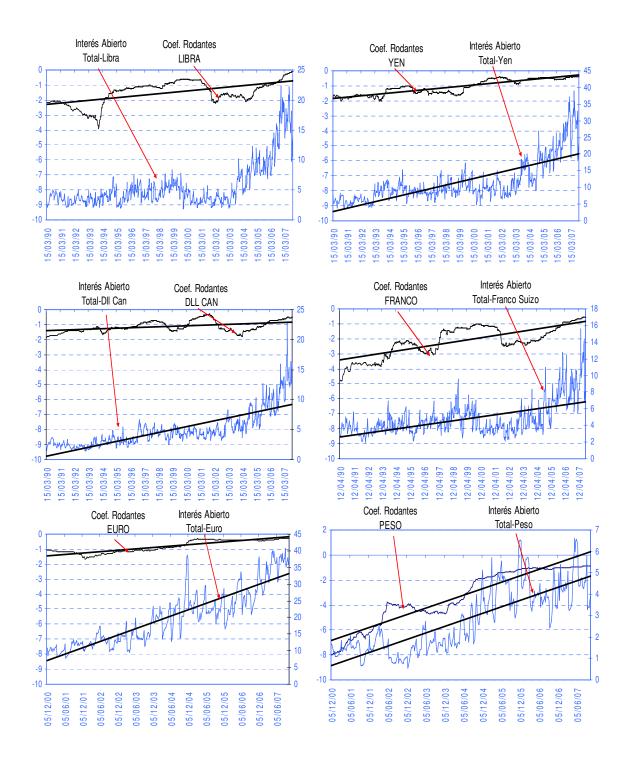


Figura 8. Tendencia de los Mercados de Futuros vs. Tendencia de los Coeficientes Rodantes Estimados (Muestra de 50 Observaciones)

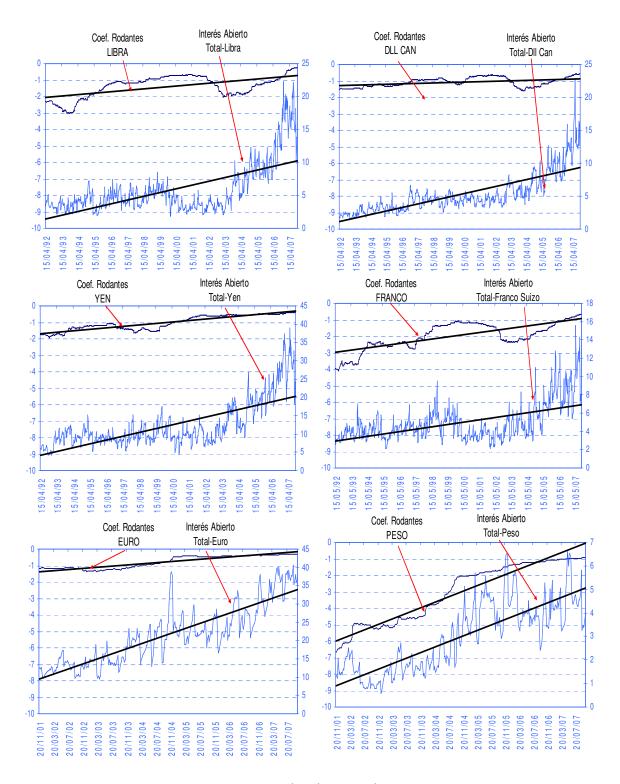


Figura 9. Tendencia de los Mercados de Futuros vs. Tendencia de los Coeficientes Rodantes Estimados (Muestra de 50 Observaciones)

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 interés abierto promedio para la misma ventana de "x" observaciones. Aquí la idea es que si el tamaño del mercado –medido por el interés abierto promedio- influye sobre la sensibilidad del tipo de cambio a variaciones en las posiciones netas –capturada por el coeficiente estimado de la regresión-, entonces el interés abierto promedio debería causar en el sentido Granger al "coeficiente rodante". Los resultados de estas pruebas se presentan en el cuadro IV, donde se puede observar que en prácticamente todos los casos (con excepción del yen) y para todos los tamaños de muestra, el interés abierto "Granger-causa" al coeficiente rodante; pero el coeficiente rodante no causa al interés abierto

Esta información, al igual que la de las gráficas 7-9, tiende a apoyar los resultados previos, esto es, que no puede rechazarse la hipótesis de que aumentos en el tamaño de mercado inciden sobre la sensibilidad del tipo de cambio ante cambios en las posiciones netas de los especuladores, resultado similar al observado en el caso de los contratos del peso mexicano.

Estos resultados implican, por tanto, que si se desea utilizar el marco de microestructura —y en particular, los cambios en las posiciones netas de los especuladorespara propósitos de pronóstico del tipo de cambio, conviene tener presente el tamaño del mercado. En particular, estas estimaciones sugieren que entre mayor sea el tamaño del mercado, menor tiende a ser la sensibilidad de las variaciones cambiarias ante un cambio en las posiciones netas de los especuladores.

#### **CUADRO IV**

## PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER: COEFICIENTES RODANTES VS INTERÉS ABIERTO

| Dólar Canadiense   | Estad. "F" | Prob. |
|--|------------|-------|
| x=50   |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 2.71       | 0.07  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 0.89       | 0.41  |
| x=100  |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 2.68       | 0.07  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 0.01       | 0.99  |
| x=150  |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 2.64       | 0.07  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 0.01       | 0.96  |
| Euro   |            |       |
| x=50   |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 3.05       | 0.05  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 0.59       | 0.56  |
| x=100  | 0.57       | 0.50  |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 5.07       | 0.01  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 2.37       | 0.09  |
| x=150  | 2.31       | 0.07  |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 6.17       | 0.00  |
| <u> </u>   | 1.86       | 0.00  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 1.80       | 0.10  |
| Franco Suizo   |            |       |
| x=50   | 2.07       | 0.02  |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 3.87       | 0.02  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 0.61       | 0.55  |
| x=100  | 4.70       | 0.01  |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 4.72       | 0.01  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 1.08       | 0.34  |
| x=150  |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 7.22       | 0.00  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 2.41       | 0.09  |
| Libra Esterlina  |            |       |
| x=50   |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 5.08       | 0.01  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 1.11       | 0.33  |
| x=100  |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 9.06       | 0.00  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 9.18       | 0.00  |
| x=150  |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 12.72      | 0.00  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 14.65      | 0.00  |

| Yen  | Estad. "F" | Prob. |
|--|------------|-------|
| x=50   |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 1.92       | 0.15  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 1.29       | 0.28  |
| x=100  |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 1.29       | 0.28  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 0.02       | 0.98  |
| x=150  |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 0.26       | 0.77  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 0.85       | 0.43  |
| Peso Mexicano  |            |       |
| x=50   |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 2.50       | 0.08  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 1.91       | 0.15  |
| x=100  |            |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 4.40       | 0.01  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 1.39       | 0.25  |
| x=150  | _          |       |
| "Interés Abierto" No Granger Causa a "Coeficiente Rodante" | 5.00       | 0.01  |
| "Coeficiente Rodante" No Granger Causa a "Interés Abierto" | 0.38       | 0.69  |

# CAPÍTULO 6

#### **CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES**

Considerando los antecedentes del enfoque de micro-estructura, en este trabajo se analiza la relación entre los cambios semanales porcentuales del tipo de cambio, con respecto al dólar estadounidense, y las variaciones semanales en las posiciones netas de los especuladores en contratos de futuros de monedas de economías desarrolladas que se negocian en el CME (dólar canadiense, euro, yen, libra y franco suizo), con el objeto de investigar si la relación entre estas variables está conectada con el tamaño del mercado de los contratos de futuros de dichas monedas.

El análisis realizado no rechaza la existencia de una relación negativa y estadísticamente significativa entre los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios en las posiciones netas de los especuladores de cada una de las monedas estudiadas, y sugiere también que no puede rechazarse la hipótesis de que el tamaño del mercado de los contratos de futuros de esas monedas en el CME –medido por el interés abierto- 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 del mercado y la sensibilidad del tipo de cambio ante cambios en las posiciones netas de los especuladores de monedas en economías desarrolladas sugiere, por tanto, que quienes empleen o deseen emplear el marco micro-estructura para propósitos de pronóstico del tipo de cambio, deben tener este rasgo en consideración.

#### REFERENCIAS

Chow, G. (1960). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, 28, 591-605.

Evans, M. and Lyons, R. (1999). "Order Flow and Exchange Rates Dynamics", *NBER Working Paper #7317*. Cambridge, MA.

Evans, M. and Lyons, R. (2004b). "Frequently Asked Questions About the Micro Approach to FX", Documento en Internet: <a href="http://faculty.haas.berkeley.edu/lyons.">http://faculty.haas.berkeley.edu/lyons.</a> (consultado en abril 21, 2007)

Kennedy, P. (2003). A Guide to Econometrics. 5<sup>th</sup> Ed. The MIT Press: Cambridge, Mass.

Klitgaard, T. and Weir, L. (2004). "Exchange Rates Changes and Net Position of Speculators in the Futures Market", *FRBNY Economic Policy Review*, 10(1), May, 17-28.

Lyons, R.(2000). *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. The MIT Press: Cambridge, Mass.

Torre L. y Provorova O. (2007), "Tipo de Cambio, Posiciones Netas de los Especuladores y el Tamaño del Mercado de Futuros del Peso Mexicano". *Economía mexicana NUEVA ÉPOCA* volumen XVI, número 1, México, primer semestre de 2007.

White, H. (1980). "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", Econometrica, 48, 817-838.

# PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

#### PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Para poder aplicar el método de mínimos cuadrados ordinarios es necesario que las variables sean estacionarias. Una serie de tiempo es estacionaria si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos de tiempo depende solamente de la distancia o rezago entre estos dos periodos y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza.

Para averiguar si las series de tiempo de los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios semanales en las posiciones netas son estacionarias, se realizó la prueba de raíces unitarias de Phillips-Perron (PP).

Esta prueba de raíz unitaria es una prueba de hipótesis sobre p=1 en la ecuación  $\Delta Y_t = \Delta \beta + pY_{t-1} + \Delta t$ . La ecuación es estimada por MCO y luego el estadístico t del coeficiente p es corregido. La hipótesis nula H<sub>0</sub> de la prueba PP es la trayectoria de raíz unitaria con tendencia, y la alternativa la estacionalidad con tendencia, si el valor t Student asociado al coeficiente p es mayor en valor absoluto al valor crítico de McKinnon, se rechaza la hipótesis de existencia de raíz unitaria.

En el Cuadro V se muestran los resultados de la prueba de raíces unitarias realizada a cada una de las divisas. Como se puede observar, se rechaza la hipótesis de la existencia de raíz unitaria en todos los casos.

CUADRO V PRUEBA DE RAÍCES UNITARIAS PHILLIPS-PERRON

| Divisa:        | Dólar Cana | diense                 | Divisa:        | Libra        |                        |
|----------------|------------|------------------------|----------------|--------------|------------------------|
| Variable       | Valor de p | Valor MacKinnon<br>99% | Variable       | Valor de p   | Valor MacKinnon<br>99% |
| $\Delta sp_t$  | -28.45652  | -2.5679                | $\Delta sp_t$  | -29.91019    | -2.5679                |
| $\Delta f x_t$ | -32.92881  |                        | $\Delta f x_t$ | -29.46612    |                        |
| Divisa:        | Yen        |                        | Divisa:        | Franco Suizo | )                      |
| Variable       | Valor de p | Valor MacKinnon<br>99% | Variable       | Valor de p   | Valor MacKinnon<br>99% |
| $\Delta sp_t$  | -29.78618  | -2.5679                | $\Delta sp_t$  | -27.76432    | -2.5679                |
| $\Delta f x_t$ | -30.61407  |                        | $\Delta f x_t$ | -33.97296    |                        |
| Divisa:        | Euro       |                        |                |              |                        |
| Variable       | Valor de p | Valor MacKinnon<br>99% |                |              |                        |
| $\Delta sp_t$  | -20.16193  | -2.5701                |                |              |                        |
| $\Delta f x_t$ | -20.25232  |                        |                |              |                        |

Fuente: Estimaciones propias con datos de la CFTC y los Bancos Centrales

# PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

#### PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

La prueba de causalidad de Granger consiste en determinar si las observaciones pasadas de una variable permiten pronosticar a otra variable.

Tradicionalmente se recomienda utilizar muchos rezagos para poder analizar la relevancia de toda la información pasada, pero por otro lado, el número de rezagos tiene que corresponder al sentido común sobre el mayor periodo durante el cual se cree que una variable pueda ayudar en la predicción de la otra. Dado que se está analizando la relación de corto plazo entre dos variables volátiles, las pruebas de causalidad de Granger se hicieron con 1 rezago.

El cuadro VI se muestran los resultados de las pruebas realizadas para cada una de las divisas analizadas en este trabajo.

Como se puede observar, los resultados varían en cada una de las divisas, en algunas se puede apreciar que el tipo de cambio no causa a las posiciones netas, pero en otras es al contrario, incluso en el caso del dólar canadiense y la libra se puede apreciar que la causalidad corre en ambos sentidos

A pesar de estos resultados, "existe un consenso de que los movimientos predominantes van de posiciones netas hacia el tipo de cambio, por lo menos en los mercados más grandes. Este consenso se basa en dos hechos básicos. El primero es que

los efectos de flujo de órdenes sobre el tipo de cambio pueden observarse y son significativos; no hay nadie que diga que las posiciones netas no afectan los precios de las divisas, y que la causalidad sea exclusivamente del tipo de cambio a las posiciones netas. También debe ser cierto que los movimientos en el precio de la divisa que no se deben al flujo de órdenes son relativamente pequeños, en comparación con aquellos que se deben a él. Este hecho está respaldado por un segundo consenso, a saber, que los modelos alternativos, donde los precios se suponen en función directa de la información pública, explican una proporción muy pequeña de las variaciones en el tipo de cambio (menos del 5%)."<sup>a</sup>

\_

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> Evans y Lyons (2004b), traducción de los autores.

**CUADRO VI** 

## RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

| Dólar Canadiense                                     |             |             |
|--|-------------|-------------|
| Null Hypothesis:                                     | F-Statistic | Probability |
| $\Delta sp_t$ does not Granger Cause $\Delta fx_t$   | 3.52        | 0.06        |
| $\Delta f x_t$ does not Granger Cause $\Delta s p_t$ | 10.61       | 0.00        |
| Euro   |             |             |
| Null Hypothesis:                                     | F-Statistic | Probability |
| $\Delta sp_t$ does not Granger Cause $\Delta fx_t$   | 1.50        | 0.22        |
| $\Delta f x_t$ does not Granger Cause $\Delta s p_t$ | 7.24        | 0.01        |
| Libra  |             |             |
| Null Hypothesis:                                     | F-Statistic | Probability |
| $\Delta sp_t$ does not Granger Cause $\Delta fx_t$   | 2.88        | 0.09        |
| $\Delta f x_t$ does not Granger Cause $\Delta s p_t$ | 4.00        | 0.05        |
| Yen  |             |             |
| Null Hypothesis:                                     | F-Statistic | Probability |
| $\Delta sp_t$ does not Granger Cause $\Delta fx_t$   | 0.18        | 0.67        |
| $\Delta f x_t$ does not Granger Cause $\Delta s p_t$ | 1.36        | 0.24        |
| Franco   |             |             |
| Null Hypothesis:                                     | F-Statistic | Probability |
| $\Delta sp_t$ does not Granger Cause $\Delta fx_t$   | 2.49        | 0.12        |
| $\Delta f x_t$ does not Granger Cause $\Delta s p_t$ | 3.37        | 0.07        |

# HETEROCEDASTICIDAD

#### HETEROCEDASTICIDAD

El supuesto de *homoscedasticidad* de las varianzas de los residuales 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 residual,  $u_i$ , es la misma para todas las observaciones. Simbólicamente, este supuesto se puede expresar de la siguiente forma:

Var 
$$(u_i | \Delta s p_i) = E [u_i - E(u_i) | \Delta s p_i]^2$$
  
=  $E(u_i^2 | \Delta s p_i)$   
=  $\sigma^2$ 

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  $\sigma^2$ . Planteado de otra forma este supuesto significa que las poblaciones de los cambios en el tipo de cambio,  $\Delta fx$ , correspondientes a diversos valores de variaciones en posiciones netas de los especuladores tienen la misma varianza.

Si la varianza condicional de  $\Delta fx$  no es constante, entonces enfrentamos el problema de *heteroscedasticidad*, esto es:

$$\operatorname{Var}\left(u_{i} \mid \Delta s p_{i}\right) = \sigma_{i}^{2},$$

donde el subíndice i indica que la varianza poblacional de  $\Delta fx$  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 (vea cuadro VII). Las pruebas muestran que el dólar canadiense y la libra presentan problemas de heterocedasticidad. 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 (1980).

**CUADRO VII** 

# RESULTADO DE LAS PRUEBAS DE HETEROCEDASTICIDAD DE WHITE (TÉRMINOS CRUZADOS)

| Euro             |          |             |      |
|------------------|----------|-------------|------|
| F-statistic      | 0.446851 | Probability | 0.64 |
| Obs*R-squared    | 0.897831 | Probability | 0.64 |
| Franco           |          |             |      |
| F-statistic      | 0.021004 | Probability | 0.98 |
| Obs*R-squared    | 0.042139 | Probability | 0.98 |
| Yen              |          |             |      |
| F-statistic      | 1.735005 | Probability | 0.18 |
| Obs*R-squared    | 3.468289 | Probability | 0.18 |
| Libra            |          |             |      |
| F-statistic      | 23.95361 | Probability | 0.00 |
| Obs*R-squared    | 45.73829 | Probability | 0.00 |
| Dólar Canadiense |          |             |      |
| F-statistic      | 6.31983  | Probability | 0.00 |
| Obs*R-squared    | 12.5123  | Probability | 0.00 |

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Bancos Centrales