



Investigación Económica

ISSN: 0185-1667

invecon@servidor.unam.mx

Facultad de Economía

México

Brida, Juan Gabriel; Matesanz Gómez, David; Risso, Wiston Adrián
Estructura jerárquica y dinámica en los mercados cambiarios latinoamericanos
Investigación Económica, vol. LXVIII, núm. 267, enero-marzo, 2009, pp. 115-146
Facultad de Economía
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60126704>

- 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

Estructura jerárquica y dinámica en los mercados cambiarios latinoamericanos

JUAN GABRIEL BRIDA
DAVID MATESANZ GÓMEZ
WISTON ADRIÁN RISSO*

INTRODUCCIÓN

Los mercados cambiarios son una parte importante de los mercados financieros en el mundo (véase McDonald *et al.*, 2005). Éstos representan el vehículo a través del cual los mercados financieros mundiales se integran y saldan las transacciones de bienes y servicios entre los países. Con la generalizada apertura de las cuentas de capital en los años noventa, especialmente en los países desarrollados, se ha producido una creciente integración de los mercados financieros mundiales en los que los activos y pasivos exteriores se han triplicado desde 1990 (International Monetary Fund, IMF, 2005).

Manuscrito recibido en enero de 2008; aceptado en septiembre de 2008.

* School of Economics and Management, Free University of Bolzano, <juangabriel.brida@unibz.it>; Universidad de Oviedo, <matesanzdavid@uniovi.es>, y Universidad de Siena, <risso@unisi.it>, respectivamente. Los autores desean agradecer la ayuda financiera para la investigación otorgada por la Free University of Bolzano (proyecto “Symbolic methods and clusters analysis”) y por la Universidad de Oviedo. Una versión preliminar de este trabajo fue presentado en la XLII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, 14-16 de noviembre de 2007, Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca. Los autores también agradecen los valiosos comentarios de dos evaluadores anónimos. Como es usual, las opiniones, errores u omisiones son de exclusiva responsabilidad de los autores.

Se suponía que esta integración mundial debía ponerse al servicio de los países, proporcionando financiación con menores costos para desarrollar sus proyectos de inversión y desarrollo. Sin embargo, durante los años noventa se demostró cómo las turbulencias financieras pueden producirse tanto en países desarrollados como en subdesarrollados y extenderse rápidamente en el ámbito mundial. Así, las crisis cambiarias europeas de 1993-1994, la intensa crisis mexicana de 1994, el desplome del *bath* tailandés en julio de 1997 y el arrastre al resto de países asiáticos, la crisis del rublo ruso al año siguiente, la depreciación del real brasileño en enero de 1999 y la crisis argentina de enero de 2002 son los ejemplos más importantes de crisis cambiarias que han recorrido el panorama mundial, aunque no los únicos.¹

Las crisis cambiarias y financieras de la década pasada han provocado etapas recesivas en los países que las han sufrido con muy fuertes pérdidas de bienestar para sus poblaciones, especialmente en los países en desarrollo. Así, por ejemplo, México vio cómo su producto interno bruto (PIB) caía algo más de 6% en 1995, Tailandia más de 10% en 1998 y Argentina 11% en 2002. Además de estos efectos negativos sobre la actividad económica, las crisis se han extendido de unos países a otros en lo que ha dado en denominarse *contagio*.

La intensa inestabilidad financiera y sus secuelas en forma de crisis cambiarias han producido una abundante literatura teórica y empírica que ha tratado de encontrar las causas de estos procesos, de anticiparlos y de analizar y comprender los efectos de contagio que, se supone, han ocurrido en varias de estas crisis. Desde hace unos 10 años se ha desarrollado una literatura paralela que entiende los mercados financieros (especialmente los mercados de valores y cambiarios) como sistemas complejos y abiertos, influenciados por una gran cantidad de información en tiempo real, y cuya predicción no es posible. Esta literatura estadística se ha denominado *Econofísica* y ha tratado, especialmente, de establecer estructuras jerárquicas, taxonomía y de observar si el proceso aleatorio de los valores o los tipos de cambio de

¹ Para un listado de crisis cambiarias y financieras véanse Kaminsky *et al.* (1998) o el apéndice B en Pérez (2005).

diversas acciones o monedas están correlacionados, o no, (véanse, entre otros, Mantegna, 1999; Bonanno *et al.*, 2001; Bonanno *et al.*, 2003; Ortega y Matesanz, 2006; Mizuno *et al.*, 2006). Con herramientas procedentes principalmente de la física y la biología se han desarrollado métodos para analizar estos problemas.

En este trabajo se analizará la estructura jerárquica y la dinámica de las relaciones existentes entre los tipos de cambio reales de un conjunto de países latinoamericanos (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú y Venezuela). El objetivo de este análisis es indagar dichas conexiones dinámicas y la jerarquía dentro de los mercados latinoamericanos de esta variable fundamental en el desarrollo de estos países. Como resultado de estas conexiones jerárquicas, el trabajo arroja algunas conclusiones parciales sobre la interdependencia entre los tipos de cambio reales y, con ello, sobre el contagio de crisis cambiarias en la región.

Para ello, hemos combinado la metodología de jerarquía y topología de los árboles de expansión mínima (MST, Minimal Spanning Tree) y de los árboles jerárquicos (HT, Hierarchical Tree) derivados del trabajo pionero de Mantegna (1999) y la metodología del análisis de series simbólicas como en Daw *et al.* (2003) y Brida y Garrido (2006).

Hemos aplicado esta metodología a nuestras series de tipo de cambio real para todo el período analizado, 1990-2002, presentando una visión estructural de las relaciones y la dinámica de los tipos de cambio en la región. Adicionalmente, hemos realizado nuevamente este análisis estructural para el período 1990-1994 y 1994-2002 para comparar la dinámica cambiaria antes y después de la crisis mexicana de 1994 y la incorporación de México al Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Para terminar con este análisis se han calculado árboles topológicos y la jerarquía de los mercados cambiarios en momentos de media y alta volatilidad de dichos mercados, como se explicará más adelante.

A esta metodología le hemos introducido dinámica, replicando nuestro análisis global para ventanas temporales. Para cada ventana se ha calculado la suma de las distancias ultramétricas, esto es, las distancias dentro del MST y se ha movido la ventana temporal avanzando en nuestras series temporales

para analizar dinámicamente los comovimientos entre las monedas de los países analizados. Con ello, se ha pretendido evaluar parcialmente la dinámica de la interdependencia y la existencia de contagio en los mercados cambiarios de la región. Los resultados se presentan al final del trabajo.

Con estas premisas, las aportaciones más importantes del trabajo son dos: en primer lugar, la aportación más relevante es la presentación de la propia metodología como instrumento novedoso y útil para la descripción topológica y jerárquica que es relevante para el análisis de la interdependencia aplicada, en este caso, a los tipos de cambio de la región, pero susceptible de ser utilizada en otros mercados financieros y, por ejemplo, en el análisis del ciclo económico o de la dinámica de precios. En segundo lugar, como consecuencia de la dinámica introducida en las ventanas temporales y su comparación con el análisis estructural, la metodología presenta una cierta aproximación a la existencia de contagio o interdependencia en los mercados cambiarios de la región (sin analizar sus causas, efectos o aspectos temporales de propagación).

El trabajo está organizado del modo siguiente. En la próxima sección presentamos un breve repaso sobre la literatura teórica y empírica de crisis cambiarias y contagio sobre América Latina. En la tercera sección introducimos la metodología que permite construir el árbol de expansión mínima y el árbol jerárquico a partir de una distancia definida por métodos simbólicos que luego serán utilizados para detectar y estudiar la estructura global, taxonomía y jerarquía en nuestra muestra de países. La cuarta sección está dedicada a presentar los resultados obtenidos de aplicar a los datos con que trabajamos los métodos de la sección anterior. La quinta sección concluye con unas reflexiones finales.

CRISIS Y CONTAGIO EN AMÉRICA LATINA

Las investigaciones sobre las crisis cambiarias y financieras de los años noventa han explicado éstas por tres motivos teóricos diferentes. Así, las primeras crisis de esa década en América Latina han sido explicadas con los llamados modelos de primera generación que enfatizan los problemas en

los *fundamentales* de los países, especialmente los fiscales, como explicación de las crisis. A partir de la crisis mexicana de diciembre de 1994, los modelos explicativos enfatizaron el papel de los comportamientos de rebaño en los mercados de capital que provocaron, con la retirada de fondos, problemas de balanza de pagos y la necesidad de devaluar la moneda en México en un proceso final de expectativas autocumplidas (Calvo y Mendoza, 1996).² Por último, los modelos de tercera generación han puesto el énfasis en las explicaciones gemelas (monetarias y bancarias) de las crisis (Kaminsky y Reinhart, 1999), como en el caso de Asia y, en menor medida, de Argentina.

A raíz de la crisis asiática y su rápida expansión desde Tailandia al resto de países de la zona, la cuestión de la existencia de contagio entre países ha producido una gran cantidad de trabajos sin llegar a conclusiones definitivas (Dungey *et al.*, 2006). Aunque hay diversas definiciones de contagio, probablemente la más aceptada es la presentada por King y Wadhvani (1990) y Forbes y Rigobon (2002): un cambio importante (incremento) en las correlaciones entre mercados después de un choque producido en un país o en un conjunto de países.

En la actualidad, el debate académico es si realmente existe (ha existido) el contagio o bien lo que se produce es una expansión de las crisis debido a una interdependencia previa entre los países, en nuestro caso entre los tipos de cambio reales de los países. Así, las explicaciones teóricas de contagio han sido divididas en dos grandes grupos por Forbes y Rigobon (2001, 2002): crisis contingentes y crisis no contingentes. En la primera, se asume que el mecanismo de transmisión cambia durante las crisis o, lo que es lo mismo, que los inversores se comportan de forma distinta después de un choque incrementando las correlaciones entre los mercados. Esto puede suceder por el comportamiento en forma de rebaño o por cambios comunes en el sentimiento de mercado de los inversores. Esta forma de transmisión es lo que se ha llamado *contagio* o *contagio puro*. En la segunda explicación del contagio, crisis no contingentes, se presupone que el mecanismo de transmisión no

² La crisis del real brasileño de enero de 1999 puede ser catalogada dentro de estos modelos de crisis autocumplidas.

cambia durante la crisis y la extensión a otros países se debe a vínculos estables previos entre sus monedas. Esta explicación aboga porque el contagio se produce por la creciente interdependencia en los mercados mundiales tanto de capital como de bienes, servicios e inversiones.

El debate todavía no ha encontrado una respuesta satisfactoria a pesar de las diferentes metodologías utilizadas (Rigobon, 2003; Dungey *et al.*, 2005). Así, unos trabajos arrojan resultados a favor de la existencia de contagio puro (Caporale *et al.*, 2005; Dungey *et al.*, 2005; Dungey *et al.*, 2006; Hatemi y Hacker, 2005), mientras otros encuentran sólo interdependencia (Forbes y Rigobon, 2002; Boschi, 2005; Candelon *et al.*, 2005) o bien resultados mixtos con episodios de contagio puro y de interdependencia (Corsetti *et al.*, 2005; Gravelle, 2006).

La mayor parte de los trabajos que han analizado el contagio han revisado la crisis asiática. Entre los trabajos recientes que han incluido en el análisis a América Latina cabe citar los de Boschi (2005), Candelon *et al.* (2005) y Gravelle (2006). En Boschi (2005) se analizó la existencia de contagio en la reciente crisis argentina de 2002. Utilizando modelos de vectores autorregresivos (VAR) y correlaciones instantáneas corregidas por heterocedasticidad, sus resultados muestran que no existe contagio de Argentina hacia otros países de América Latina (además de Rusia y Turquía) en los mercados de valores, deuda y de tipo de cambio.

En Candelon *et al.* (2005) se utiliza una medida basada en la noción de ciclos comunes (en vez de las tradicionales correlaciones simples) para analizar los comovimientos de corto plazo después de la crisis mexicana y la asiática. Para Asia no encuentran existencia de contagio, sino que los vínculos entre los mercados asiáticos se mantienen elevados tanto en los momentos de crisis como en los momentos de calma. Sin embargo, en el caso de México encuentran que en el mercado de valores se produce contagio hacia Venezuela, Colombia y Chile.

En Gravelle (2006) se desarrolla un método para analizar la transmisión de las crisis en presencia de regímenes cambiantes de alta volatilidad, como sucede en los momentos de crisis. Su análisis señala la existencia de contagio en los mercados cambiarios de los países desarrollados en los que la trans-

misión de los choques se produce sólo en momentos de elevada turbulencia. Para América Latina utilizan los mercados de bonos y encuentran que la transmisión es debida a vínculos de largo plazo existentes previamente a los momentos de crisis, excepto en el caso de México, en el que durante su crisis se alteraron los vínculos estructurales entre México y el resto de países, pero no entre el resto de países.

Una conclusión de política económica que se deriva de los trabajos que incluyen a América Latina es que los intentos por parte de los países de esta región para reducir su vulnerabilidad al contagio en los momentos de alta volatilidad de los mercados pueden no ser efectivos.

Como ya hemos señalado, este trabajo no pretende analizar las causas de las crisis cambiarias sufridas por los países de América Latina, sino indagar en las relaciones dinámicas entre los tipos de cambio reales de sus monedas y en las relaciones jerárquicas entre éstas. Con ello, por supuesto, no se arrojan conclusiones sobre los sistemas necesarios de alarma temprana de crisis pero sí sobre las posibilidades de contagio o extensión de las tensiones en los mercados producidas en los países cercanos. Así, se identifican bloques regionales de acuerdo a su dinámica cambiaria con potencial incidencia en la extensión de crisis cambiarias.

En este sentido, el trabajo revela la importancia jerárquica de los mercados cambiarios entre los países de la región con implicaciones para su política cambiaria. En efecto, derivado del trabajo se establecen jerarquías para que los países seleccionados de América Latina den preponderancia en la vigilancia de la dinámica del tipo de cambio real de unos países u otros en la región, para anticipar tensiones en su propio tipo de cambio.

LA METODOLOGÍA

En esta sección describimos detalladamente la metodología que aplicaremos para estudiar las relaciones dinámicas entre los tipos de cambio reales de los principales mercados latinoamericanos y obtener relaciones jerárquicas entre éstos. Esta técnica permite analizar las correlaciones y está basada en el procedimiento de agrupación (*clustering*). Éste consiste en clasificar las

series temporales de una muestra en distintos grupos a partir de su vecindad, definiendo esta última a partir de una función de distancia de todos los pares de series en la muestra. Una distancia muy usada es la introducida en el trabajo de Mantegna (1999) que, a partir del coeficiente de correlación de Pearson de dos series temporales Y_i y Y_j

$$\rho_{ij} = \frac{\langle Y_i Y_j \rangle - \langle Y_i \rangle \langle Y_j \rangle}{\sqrt{(\langle Y_i^2 \rangle - \langle Y_i \rangle^2)(\langle Y_j^2 \rangle - \langle Y_j \rangle^2)}} \quad [1]$$

define la distancia métrica

$$d(i, j) = \sqrt{2(1 - \rho_{ij})} \quad [2]$$

Esta métrica, introducida por Gower (1966), proporciona una distancia entre dos series temporales. En este trabajo introducimos una métrica alternativa basada en métodos simbólicos, ya utilizada previamente con éxito en otras aplicaciones (véase Brida y Garrido (2006), así como referencias en este trabajo), la cual nos proporciona el nivel de proximidad entre la evolución de dos series temporales teniendo en cuenta cómo fueron estas dinámicas desde un punto de vista cualitativo (en oposición a la métrica [2] que podemos considerar cuantitativa).

El primer paso para calcular esta distancia es la simbolización de los datos. El procedimiento es sencillo: se divide el espacio de estados D en conjuntos disjuntos D_1, D_2, \dots, D_N ; se etiqueta cada uno de los conjuntos con un símbolo (por ejemplo, si hay n conjuntos se pueden usar los números $\{1, 2, \dots, N\}$) y luego la serie temporal $\{x_1, x_2, \dots, x_t, \dots, x_T\}$ se transforma en la serie simbólica $\{s_1, s_2, \dots, s_t, \dots, s_T\}$ al reemplazar cada medición x_t con el símbolo s perteneciente al conjunto $\{1, 2, \dots, N\}$ si y sólo si x_t pertenece a la región (D_s) etiquetada con s .

Al transformar la serie original en una simbólica se pierde información, siendo la simbolización una descripción más gruesa. Pero podemos ganar

en comprensión acerca de la dinámica que sigue la serie temporal. En particular, si cada pieza de la partición del espacio de estados D admite una interpretación clara y si dos regiones distintas pueden ser identificadas con una dinámica distinta del proceso que estamos analizando, entonces la simbolización nos brinda información acerca de la dinámica del proceso en términos cualitativos. Generalmente esta información no puede ser obtenida de la serie original.

Es claro que la serie simbólica resultante depende de cómo se hace la partición y, como puede verse en Piccardi (2004), Hirata *et al.* (2004), Daw *et al.* (2003), Kurths *et al.* (1996), Tang *et al.* (1994) y Bollt *et al.* (2001), hay distintas formas de obtener una buena partición dependiendo del problema que se quiera estudiar. En este trabajo usaremos una simbolización binaria construida a partir de la división del rango de los datos en dos partes determinadas por un valor umbral u : la serie temporal $\{x_1, x_2, \dots, x_t, \dots, x_T\}$ se transforma en la serie binaria $\{s_1, s_2, \dots, s_t, \dots, s_T\}$, donde $s_t = 1$ si x_t es menor que el valor umbral u y $s_t = 0$ en caso contrario. En lo que sigue utilizaremos la media de los valores de la serie temporal como el valor umbral y por lo tanto en la serie simbólica tenemos representada la dinámica del proceso en términos de su relación respecto a la media: aparece un 1 cuando se está por debajo de la media y un cero en caso contrario. Como veremos en la sección siguiente, esto admite una interpretación en términos de dinámica cualitativa. Antes de describir cuál es la noción de distancia que utilizaremos, presentamos los datos de nuestro ejercicio y la respectiva simbolización.

Series de datos y simbolización

Los datos utilizados son las series de tipos de cambio real mensuales para el período 1990-2002 y se obtuvieron de la base de datos del IMF disponibles en la página *web* <www.ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>. Se utilizó el tipo de cambio real para evitar posibles errores derivados de los episodios hiperinflacionarios que vivió la región en algunos países durante la primera parte de los noventa. A partir de estas series construimos los retornos ($rRER$) para los ocho países de la muestra del modo siguiente:

$$rRER_i(k) = \frac{RER_i(k+1) - RER_i(k)}{RER_i(k)} \quad [3]$$

donde $RER_i(k)$ es el tipo de cambio real mensual del país i en el mes k , y $rRER_i(k)$ el correspondiente retorno. Los RER se calculan como el cociente entre los precios de consumo de Estados Unidos y los precios internos, y el resultado se multiplica por el tipo de cambio nominal entre la moneda nacional y el dólar americano (medido como el número de unidades de moneda nacional por cuantía fija del dólar).

Una de las variables principales para estudiar los procesos de crisis cambiarias es la desviación de la tendencia de las tasas de cambio reales, (véase Kaminsky *et al.*, 1998) y ésta ofrece una posible simbolización de los datos. Si μ_i es la media estadística de las $rRER_i$ para el país i , entonces transformamos esta serie temporal en la serie binaria $\{s_1, s_2, \dots, s_t, \dots, s_T\}$, donde $s_k = 1$ si $rRER_i(k)$ es menor que el valor umbral μ_i y $s_k = 0$, si es mayor, esto es:

$$\begin{cases} s_i = 0 & \text{si } rRER_i < \mu_i \\ s_i = 1 & \text{si } rRER_i > \mu_i \end{cases} \quad [4]$$

Como subraya Bergstrand (1991), los niveles de productividad relativos, la relación capital/trabajo y las preferencias permiten explicar más de 90% de la variación entre las tasas reales de cambio entre los países y, por tanto, cada país tiene su propia tendencia que depende principalmente de la cantidad de reservas internacionales, del nivel de competitividad y de las políticas monetarias. Es así que esta simbolización permite concentrar nuestro análisis en los comovimientos de los pares de países alrededor de la tendencia de la dinámica de tasas de cambio. Esta simbolización permitirá observar cuál es la estructura topológica del mercado cambiario en una “situación normal”.

Como uno de nuestros objetivos es observar qué sucede en una situación de crisis y, de forma cualitativa, los posibles efectos del contagio, otra simbolización será aplicada. Tomaremos la media más una desviación estándar y la

media más tres desviaciones como umbrales. Esta simbolización ponderará más las situaciones de crisis cambiarias permitiéndonos describir cómo es la estructura y dinámica de los mercados cambiarios en este escenario. Esto será esencial en la discusión sobre los modelos de contagio de crisis contingente y crisis no contingente mencionados en la segunda sección. Si la estructura del mercado cambia en una crisis se podrá decir algo en favor del primer modelo, en cambio si la estructura permanece igual favorecería la segunda hipótesis.

Medida de distancia

Introducida la nueva representación simbólica de las series temporales, podemos ahora definir una medida de distancia entre ellas. Existen diferentes métricas para calcular la distancia entre series simbólicas y cada una de ellas tiene sus ventajas de acuerdo a la aplicación considerada (véanse Keller y Wittfeld, 2004; Daw *et al.*, 2003; así como otras referencias en este trabajo). En este ejercicio usaremos una distancia d_0 que contabiliza las coincidencias de símbolos. De forma que cuantas más coincidencias tienen las dos series, más cercanas están. Formalmente, dadas las series binarias $\{a_1, a_2, \dots, a_t, \dots, a_T\}$ y $\{b_1, b_2, \dots, b_t, \dots, b_T\}$, sea

$$f(a, b) = \begin{cases} 1, & \text{si } a \neq b \\ 0, & \text{si } a = b \end{cases}$$

entonces

$$d_0(\{a_1, a_2, \dots, a_t, \dots, a_T\}, \{b_1, b_2, \dots, b_t, \dots, b_T\}) = \sqrt{\sum_{t=1}^{t=T} f(a_t, b_t)} \quad [5]$$

es la distancia que contabiliza las coincidencias de las dos series respecto a estar por encima o por debajo de la media. Nótese que:

$$0 \leq d_0(\{a_1, a_2, \dots, a_t, \dots, a_T\}, \{b_1, b_2, \dots, b_t, \dots, b_T\}) \leq \sqrt{T}$$

donde:

$$d_0(\{a_1, a_2, \dots, a_t, \dots, a_T\}, \{b_1, b_2, \dots, b_t, \dots, b_T\}) = 0$$

si y sólo si las series son iguales, y

$$d_0(\{a_1, a_2, \dots, a_t, \dots, a_T\}, \{b_1, b_2, \dots, b_t, \dots, b_T\}) \leq \sqrt{T}$$

si y sólo si los símbolos nunca coinciden y, por tanto, la distancia entre las series simbólicas es máxima respecto del umbral definido.

mst, ht y organización jerárquica

Un vez definida la distancia, construimos el MST conectando los países de nuestra muestra mediante el algoritmo de Kruskal.³ Si nuestra muestra tiene n series temporales, el algoritmo consiste en los pasos que se describirán a continuación. El primer paso es iniciar el MST con n nodos y sin arcos, $MST = (\{1, 2, \dots, n\}, \emptyset)$. En segundo lugar, se crea una lista L de arcos, en orden ascendente de peso (en nuestro caso los pesos son las distancias entre las series temporales). Los arcos con el mismo peso son ordenados arbitrariamente. El tercer paso es seleccionar el arco (i, j) que esté al comienzo de L . Se transfiere a T y se borra de L . Luego, si L es no vacío, se debe volver al tercer paso, de lo contrario se termina el proceso.

La siguiente tabla muestra la lista T de las distancias relevantes⁴ luego de aplicar el algoritmo en el caso de nuestro problema.

³ El algoritmo de Kruskal es un algoritmo de la teoría de grafos para encontrar un árbol de expansión mínima en un grafo conexo y ponderado. Es decir, busca un subconjunto de aristas que, formando un árbol, incluyen todos los vértices y donde el valor total de todas las aristas del árbol es el mínimo. Este algoritmo fue publicado por primera vez en Kruskal (1956).

⁴ El total de distancias obtenidas es 46 incluidas las distancias de un país respecto a sí mismo, sin embargo las distancias relevantes para los ocho países son siete.

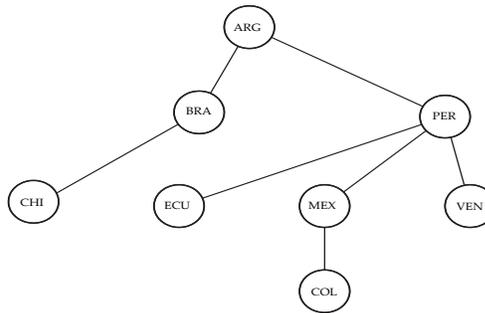
CUADRO 1
Arcos para Latinoamérica, 1990-2002

<i>Arco</i>	<i>País i</i>	<i>País j</i>	<i>Distancia</i>
1	ARG	BRA	4.1231
2	PER	VEN	6.3246
3	ARG	PER	6.6332
4	ECU	PER	6.9282
5	MEX	PER	7.1414
6	COL	MEX	7.7460
7	BRA	CHI	8.2462

Fuente: con base en los resultados obtenidos.

El procedimiento para construir gráficamente el MST es el siguiente. En el cuadro 1 observamos que la distancia menor corresponde a $d(ARG, BRA) = 4.1231$ y entonces conectamos a Argentina con Brasil en un grupo. Luego continuamos con la segunda menor distancia, la cual corresponde a $d(PER, VEN) = 6.3246$ conectando a Perú con Venezuela en otro grupo. Posteriormente tomamos la tercer menor distancia $d(ARG, PER) = 6.6332$, la cual conectará los dos grupos anteriores con un arco entre Argentina y Perú. El proceso continúa hasta tener todos los países conectados en un árbol, como lo muestra la gráfica 1.

GRÁFICA 1
MST para Latinoamérica



Tenemos entonces que el MST se construye progresivamente asociando todos los países de la muestra en un gráfico caracterizado por la mínima distancia entre las series temporales, empezando por la distancia más corta, y por ser un árbol de agrupación que es único. El atractivo principal de este árbol es que selecciona las conexiones más relevantes de cada elemento de la muestra. Dos vértices cualesquiera del MST se pueden conectar directamente o a través de uno o más vértices. En cualquier caso, las conexiones representan los caminos de mínima distancia entre éstos.

De este modo, el MST permite evidenciar la eventual formación de *clusters* y los países más conectados con el resto, así como los más aislados en su dinámica, estableciendo una topología entre sus mercados cambiarios reales. Este mismo procedimiento de agrupamiento permite construir a partir del MST la distancia ultramétrica (véase Mantenga, 1999) que se puede utilizar para estudiar el grado de organización jerárquica de los vértices del grafo; *i.e.*: de los países de nuestra muestra. La distancia ultramétrica $d^k(i,j)$ entre i y j es el máximo de las distancias $d(k, l)$ calculadas de moverse un paso desde i a j a través de la trayectoria más breve que conecta el vértice i con el j en el MST.⁵ Esto es, a partir del MST, la distancia $d^k(i,j)$ entre i y j está dada por:

$$d^k(i,j) = \max\{d_0(w_i, w_{i+1}); 1 \leq i \leq n - 1 = 27\}$$

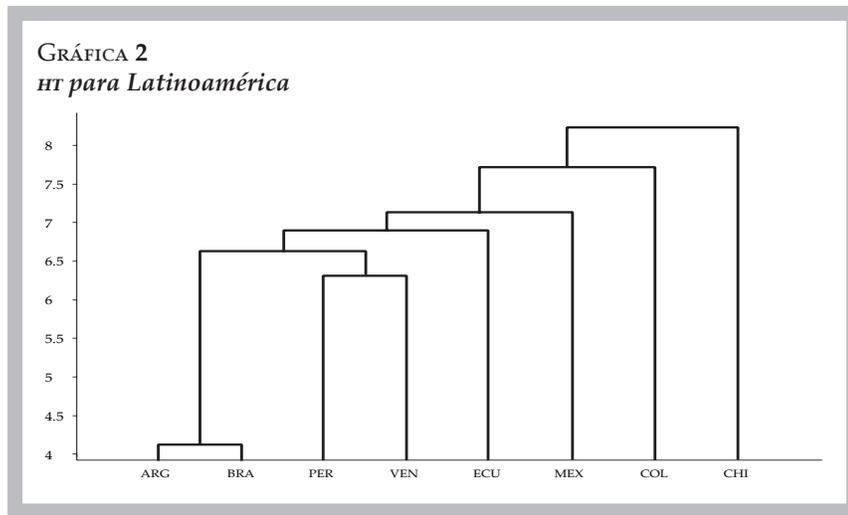
Donde $\{(w_1, w_2), (w_2, w_3), \dots, (w_{n-1}, w_n)\}$ denota la única trayectoria mínima en el MST que conecta i y j , donde $w_1 = i$ y $w_m = j$, (véase Ramal *et al.*, 1986). Esta fórmula nos permite calcular el valor de $d^k(i,j)$ para cada pareja de países. El MST nos permite construir el HT a partir de las distancias ultramétricas. Por ejemplo, si queremos observar cuál es la distancia ultramétrica entre Colombia y Chile tendremos que considerar todas las distancias que están en el camino desde Colombia hasta Chile. De la figura 1 se obtiene

⁵ Una distancia se llama ultramétrica si verifica la condición siguiente, más restrictiva que la desigualdad triangular: $d^k(i,j) = \max\{d^k(i,l), d^k(l,j)\}$.

que el camino está compuesto por el siguiente conjunto, como lo muestra la siguiente expresión:

$$\{(COL, MEX); (MEX, PER); (PER, ARG); (ARG, BRA); (BRA, CHI)\}$$

De aquí se observa que la máxima distancia corresponde a $d(BRA, CHI) = 8.2462$. Ésta será $d^*(COL, CHI) = 8.2462$, pero también la distancia ultramétrica entre Chile y cualquier otro país, ya que Chile es el país más alejado. La gráfica 2 muestra el árbol jerárquico para el período completo.



Como se puede observar en las gráficas 1 y 2, Argentina y Brasil son los países más cercanos en cuanto al movimiento del tipo de cambio real, mientras que Chile es el más distanciado en toda América Latina. El HT muestra dos clusters claros, uno compuesto por Argentina y Brasil y el otro por Perú y Venezuela. De hecho, en Brida *et al.* (2008) se observa, utilizando una metodología similar, cómo los países de América Latina de nuestra muestra forman un grupo o bloque regional en su dinámica de tipo de cambio dentro de un grupo de 29 países desarrollados y en desarrollo de Europa, Asia

y América Latina. En dicho trabajo se hace patente que América Latina, aunque forma un bloque regional diferenciado en su dinámica cambiaria dentro del total de países, mantiene distancias significativamente más grandes entre las dinámicas de sus monedas que Asia o Europa. Lo que significa una menor integración de sus mercados cambiarios. Se observa, además, cómo la globalización financiera presenta un carácter más regional que global, al menos en cuanto a los mercados cambiarios se refiere.

La metodología que introducimos en este trabajo es no paramétrica y permite recuperar parte de la información que una serie temporal particular tiene calculando la distancia entre cada par de series de la muestra, permitiendo además obtener taxonomías y organización jerárquica del grupo de países. Las hipótesis que se suponen en los datos para poder aplicar las técnicas de nuestro trabajo son mínimas comparadas con las que se piden para otras metodologías.

Nótese, que el MST y el HT cuentan con ciertas ventajas respecto a otros métodos aplicados frecuentemente en el estudio de crisis cambiarias. En particular, los modelos multivariados generalizados de heterocedasticidad condicional autorregresiva (MGARCH) han sido ampliamente aplicados para estudiar este tema (véase Kearney y Patton, 2000). Dicho método mide la correlación de las volatilidades entre las diversas variables. Sin embargo, el modelizarlas como un vector autorregresivo supone una dinámica lineal en ellas. Por otro lado, para hacer inferencia, dicho método debe suponer una determinada distribución de probabilidad de los residuos, que generalmente se suponen normales. Este no es el caso de la presente metodología, en donde no se supone ni una dinámica particular del proceso, ni una distribución de probabilidades. Por otro lado, como señalan Kearney y Patton (2000), si se quiere aplicar un modelo de este tipo para una muestra considerable de países los parámetros a estimar son tantos que requerirían series temporales largas a las cuales generalmente no es fácil acceder. Por ejemplo, los autores señalan que para estimar un GARCH (1,1) multivariado para 12 monedas se requeriría estimar 366 parámetros, sin contar los parámetros requeridos para estimar las medias.

Además de lo anterior, los modelos GARCH usan la varianza como medida del riesgo cambiario; sin embargo, la varianza ha sido ampliamente criticada como medida de riesgo, por varios motivos. En primer lugar supone simetría en el tipo de riesgo, es decir supone que existe el mismo riesgo de tener altas ganancias como de tener altas pérdidas. Esto se debe a que la varianza nació como medida de volatilidad cuando se pensaba que los retornos financieros tenían una distribución normal; sin embargo, como señalan Bouchaud y Potters (2003), la existencia de más probabilidad en las colas de la distribución de los retornos hace que la varianza sea una buena medida de la volatilidad para el centro de la distribución de los retornos, pero no para las colas de la distribución que es justamente lo que interesa si uno quiere estudiar el riesgo y las crisis, métodos como el valor al riesgo⁶ podrían ser más apropiados. En este sentido, nótese que nuestra metodología a la hora de estudiar la estructura del mercado cambiario se concentra en analizar qué sucede en la parte extrema positiva de los retornos cambiarios (cola positiva de la distribución), es decir en aquella que interesa a la hora de estudiar una crisis cambiaria, y la compara con la estructura del mercado en una situación normal.

Por otro lado, a diferencia del GARCH multivariado que observa la correlación de todas las volatilidades contra todas, la presente metodología muestra una interdependencia estructural del mercado cambiario, una especie de mapa en donde se pueden observar los puntos de contacto más importantes entre los países, en el sentido de que se puede observar cuál o cuáles podrían ser los países más afectados luego que un país determinado presente una crisis, debido a la interdependencia entre ellos.

MST Y HT DINÁMICOS: VENTANAS TEMPORALES

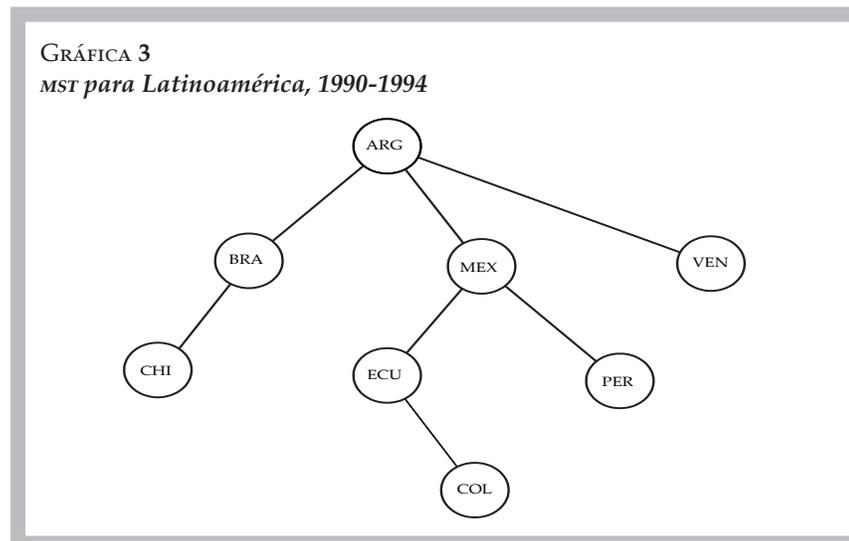
Hasta aquí hemos visto la estructura topológica del mercado cambiario latinoamericano en el período comprendido entre 1990 y 2002. Esta sección tiene

⁶ *Value at risk* (VaR), en la terminología inglesa, es una medida de riesgo mejor que la varianza. Se podría decir que mide hasta cuánto se puede perder con una inversión, en un caso extremadamente negativo (véase Jorion, 2006).

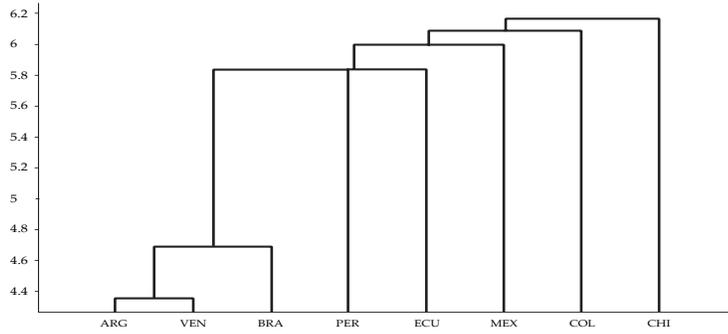
por objeto realizar un análisis dinámico observando posibles variaciones estructurales. En primer lugar, en la primera subsección se analizará si la crisis mexicana de fines de 1994 tuvo efectos en la estructura normal del mercado. Esta división temporal tiene como objetivo contrastar dicha estructura y jerarquía en la crisis mexicana, ya que diversos trabajos señalan la existencia de contagio en esta crisis (Candelon *et al.*, 2005; Gravelle, 2006). En la segunda subsección se tomarán distintas ventanas temporales con el fin de observar la evolución del mercado latinoamericano en cuanto a su nivel de integración a lo largo de nuestro período de análisis.

Crisis mexicana

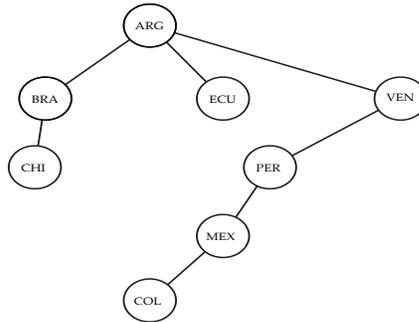
La crisis mexicana de fines de 1994 fue, aparentemente, la primera crisis de contagio que se observó en la década de los noventa; saber si tuvo efectos en la forma en cómo los países se conectan podría ser relevante. A tales efectos se definieron dos subperíodos: 1990-1994 y 1995-2002 y se calcularon los correspondientes MST y HT.



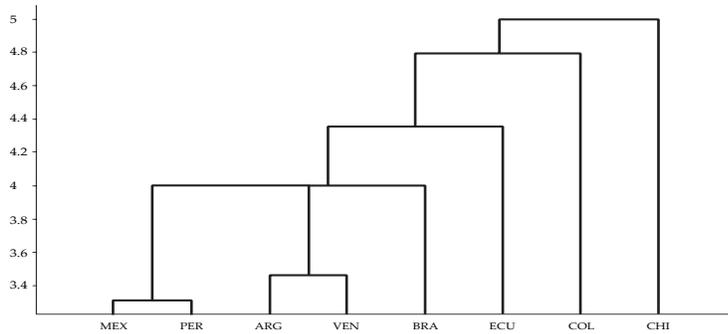
GRÁFICA 4
HT para Latinoamérica, 1990-1994



GRÁFICA 5
MST para Latinoamérica, 1995-2002



GRÁFICA 6
HT para Latinoamérica, 1995-2002



Como puede observarse en las gráficas, en ambos subperíodos la situación general de la región se mantiene más o menos estable; Chile y Colombia son los países más alejados de la región y con menos conexiones hacia otros países en ambos períodos y Argentina, Brasil y Venezuela siguen formando un subgrupo que se mantiene en ambos períodos. Lo que sí cambia es la situación de México, en el subperíodo 1990-1994 aparece mucho más cerca en su dinámica del tipo de cambio real del resto de países (de hecho, muestra una cercanía muy intensa con Perú) e, igualmente, aparece más conectado a otros países. En el subperíodo siguiente, 1995-2002, se aleja esta dinámica del resto de países. Desde el punto de vista estructural, esta situación de los mercados cambiarios debe estar producida por el cambio que produce en el país la firma del TLCAN y los cambios en la intensidad de los flujos de comercio e inversión, así como financieros, con sus vecinos del norte. En este sentido, más estructural, parecería que lo que se produce es un cambio en el área de influencia del país, más que un efecto contagio, que es puntual por definición.

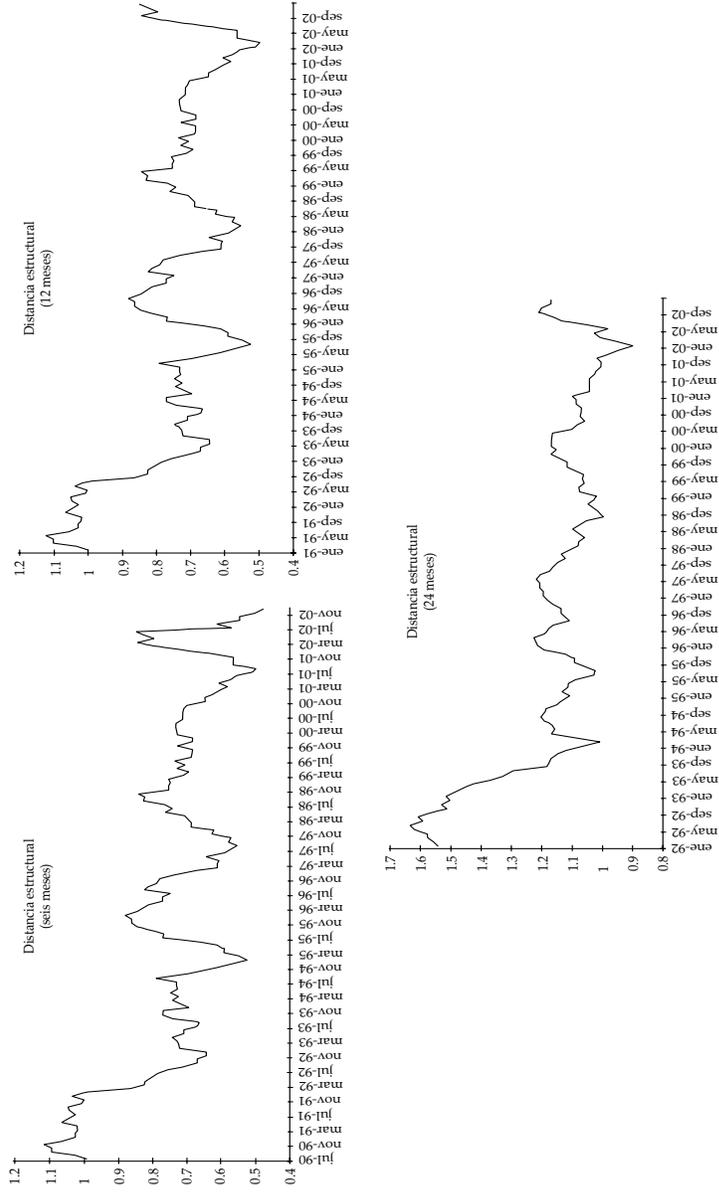
Evolución de la distancia global

Sumando todas las distancias en el MST podríamos obtener una medida del grado de integración del mercado cambiario. Como valor único puede no decir mucho; sin embargo, podemos definir distintas ventanas temporales de 6, 12 y 24 meses y para cada ventana calcular esta distancia moviéndonos hacia delante un mes cada vez, permitiéndonos observar la evolución en el tiempo del grado de integración del mercado a través de la dinámica de la distancia entre los comovimientos dentro del MST. La figura 7 nos muestra la evolución de esta distancia para el período total para las distintas ventanas temporales. Cada punto representa la distancia dentro del MST de los 6, 12 y 24 meses anteriores a dicho punto.

Como puede observarse en la gráfica 7, el grado de integración del mercado se ha incrementado desde los años 1992-1993 respecto a la estructura previa, las distancias dentro del MST disminuyen claramente, lo que implica un mayor grado de similitud en los comovimientos. A partir de este momento

GRÁFICA 7

Evolución de la distancia global para 6, 12 y 24 meses



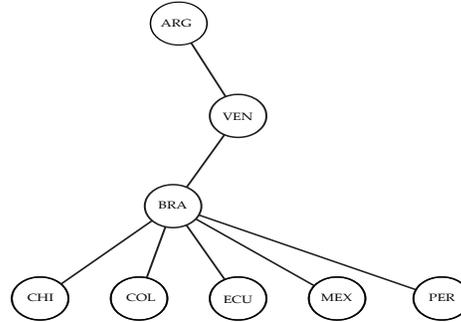
podemos constatar cómo se producen incrementos en las correlaciones entre los países (caída de la distancia entre ellos) alrededor de las grandes crisis del peso mexicano, del período que va desde las crisis asiáticas hasta la crisis del real brasileño y del peso argentino. En efecto, se observa cómo los comovimientos se incrementan rápidamente y las distancias caen hasta niveles mínimos durante 1995, después en 1998-1999 y posteriormente a principios de 2002. Igualmente, se observa cómo dicho incremento en la correlación disminuye una vez se disipa la volatilidad en los mercados.

Lo interesante de estos resultados es que sólo en el caso de la crisis del peso mexicano la mayor correlación de los mercados cambiarios se produce precisamente en el momento de la crisis en diciembre de 1994. Sin embargo, tanto con la crisis del real brasileño en enero de 1999 como en la del peso argentino en enero de 2002, la mayor correlación en los mercados se produce previamente a la crisis definitiva y cuando ésta sucede ya hay menos comovimiento entre las monedas. Este hecho revela que la crisis era esperada en los mercados o, al menos, que la intensa volatilidad se percibió previamente a las intensas devaluaciones de ambas monedas, no así en el caso de México.

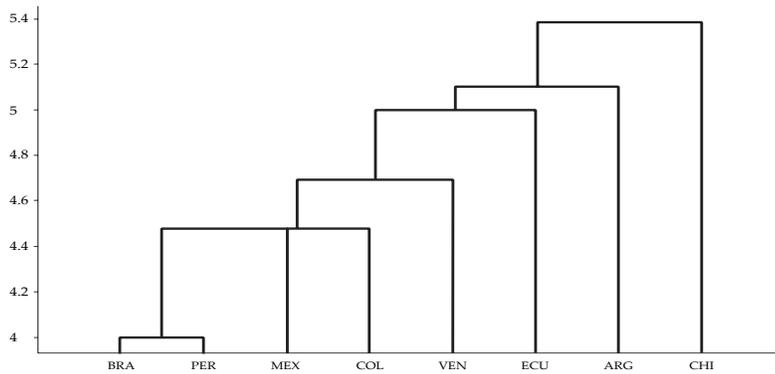
Cambio de partición

El objetivo de esta sección es analizar la estructura del mercado cambiario en situaciones de elevada volatilidad que son las correspondientes a las crisis cambiarias. Para ello, se definen nuevas particiones que ponderan más la parte crítica de la distribución empírica de los retornos del tipo de cambio real. De esta manera, primero se calculan los árboles para una partición que es la media más una desviación estándar y después se toma la media más tres desviaciones para todo el período de análisis, 1990-2002. Con estas nuevas definiciones de regímenes cambiarios lo que pretendemos es indagar en la estructura topológica y en los vínculos en las dinámicas de los tipos de cambio reales en estos regímenes de media (una desviación típica más media) y alta (tres desviaciones típicas más la media) volatilidad de los mercados. Las gráficas 8 y 9 muestran los árboles MSI y HT en el primer caso, mientras las gráficas 10 y 11 hacen lo mismo para el segundo caso.

GRÁFICA 8
mst para una desviación después de la media



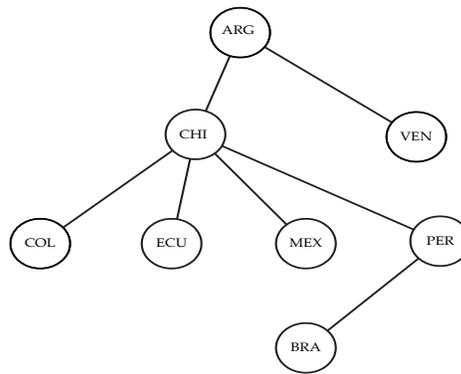
GRÁFICA 9
HT para una desviación después de la media



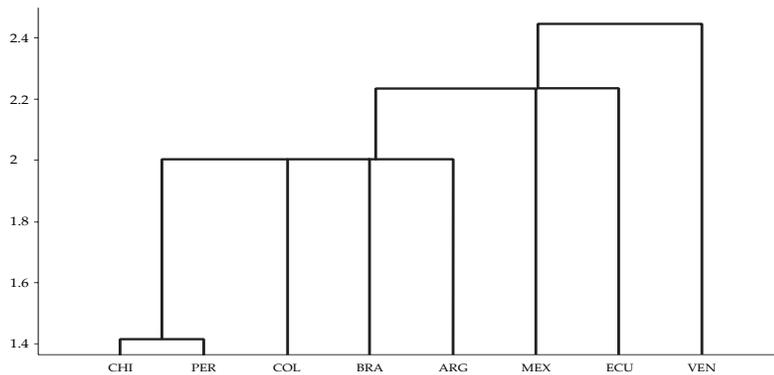
Las gráficas 8 y 9 analizan la dinámica de los comovimientos y la estructura de los tipos de cambio reales en la región en momentos de media volatilidad. Como puede observarse, el mapa cambia claramente y las conexiones regionales también. En primer lugar, llama la atención cómo Brasil se hace centro de casi todas las conexiones y se convierte en el centro de atención del conjunto de los mercados cambiarios de la región. En este sentido, da la sensación de que cuando aumentó la volatilidad en la región, los mercados cambiarios miraron (diríamos: se agrupan alrededor de los movimientos)

hacia Brasil, deshaciéndose los anteriores clusters regionales. Observamos, también, cómo Chile sigue siendo un país aislado con dinámica propia, más diferenciada, aun en momentos de volatilidad regional. Por su parte, Argentina se separa de Brasil mostrando igualmente una dinámica más particular que cuando los mercados están tranquilos. El resto de países continúa en situaciones intermedias como en el caso de utilizar la media como partición (momentos de tranquilidad de los mercados).

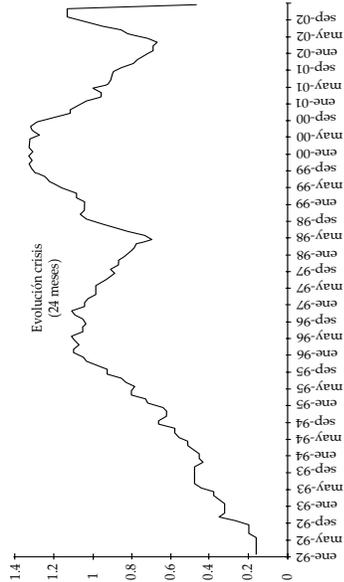
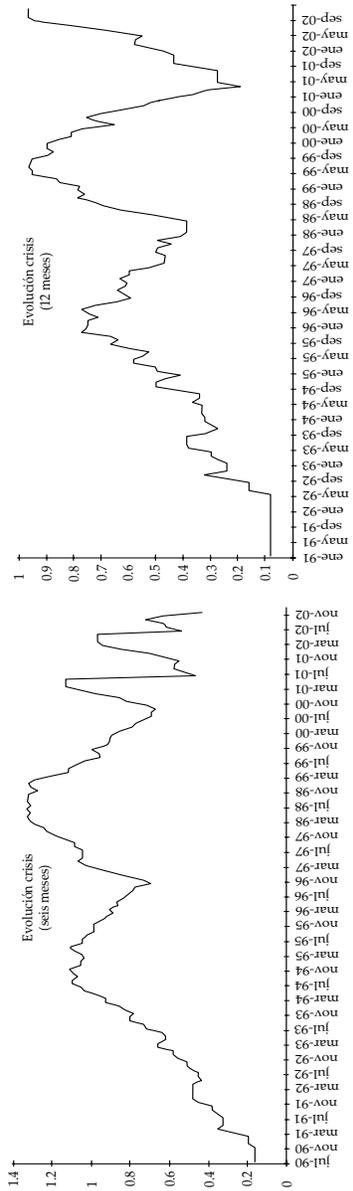
GRÁFICA 10
MST para tres desviaciones después de la media



GRÁFICA 11
HT para tres desviaciones después de la media



GRÁFICA 12
Evolución de las distancias globales para una desviación estándar después de la media



Las gráficas 10 y 11 muestran el MST y el HT cuando analizamos los mercados en situaciones de alta volatilidad (tres desviaciones típicas más la media). En este caso, lo interesante es la situación de Chile. Mientras era el país más alejado de la región en situaciones de tranquilidad y de media volatilidad, cuando analizamos los comovimientos en momentos de alta volatilidad se convierte en el centro de las conexiones y muestra las distancias más cortas con respecto al resto de países. Esta novedad parece mostrar que los mercados cambiarios latinoamericanos miran hacia Chile en los momentos de alta volatilidad. En la medida que fue el país con una política cambiaria más estable en el período analizado y que no implementó sistemas cambiarios fijos o semifijos, sino que mantuvo una relativa flotación de su moneda a la par que controles de capital en parte del período analizado. Esta situación sugiere que una posible crisis en Chile podría extenderse rápidamente al resto de países de la región. Además, se observa claramente cómo la distancia ultramétrica representada en el HT es menor que en el caso de las otras dos particiones utilizadas (véanse las distancias en el eje de ordenadas de los HT). Del resto de países destaca la fuerte conexión (¿dependencia en este caso?) de Perú con Chile.

Por último, la figura 12 muestra la evolución de las distancias globales en los momentos de volatilidad media (una desviación típica más la media) en ventanas de 6, 12 y 24 meses. En este caso, la integración del mercado en momentos de volatilidad media disminuye (distancias más grandes a medida que avanzan los años noventa). Sólo antes de las crisis las distancias se acortan y cuando estalla la crisis las distancias tienden a aumentar. Esto es cierto en el caso de la crisis asiática y el período previo a la argentina desde mediados del año 2000. Sin embargo, la crisis mexicana no parece haber supuesto señales importantes en este tipo de régimen en los comovimientos de los países, sugiriendo una no anticipación de la misma por parte de los mercados latinoamericanos.

CONCLUSIONES

En este trabajo hemos presentado un método para describir los patrones dinámicos, la topología y la jerarquía de los tipos de cambio reales de los

principales mercados latinoamericanos. La principal aportación del trabajo es el método en sí mismo, tanto por su novedad como por su capacidad de describir la interdependencia y la topología. Esta metodología combina el análisis de series simbólicas con la metodología de los árboles de expansión mínima y la ultrametricidad representada en los árboles jerárquicos. Como se desprende de este trabajo, el método planteado se ha mostrado útil para describir las conexiones y la proximidad de la dinámica de estos mercados y, con ello, analizar la interdependencia entre los mismos. Igualmente, este método puede aplicarse a otros mercados financieros e, incluso, al análisis de la dinámica macroeconómica de la región. Una ventaja adicional del mismo es su relativa sencillez.

Esta metodología ha sido aplicada a los principales países latinoamericanos durante el período 1990-2002. En un trabajo previo con similar metodología, Brida *et al.* (2008), se ha mostrado cómo el grupo de países utilizado en este trabajo forma un bloque regional en cuanto a su dinámica del tipo de cambio real, aun cuando incluye más países: los asiáticos, europeos, Turquía y Australia. Este trabajo sostiene la hipótesis de que el contagio (o la interdependencia) tiene carácter regional como afirman Dungey *et al.* (2006).

Varias conclusiones relevantes se pueden señalar.

En primer lugar, desde el punto de vista estructural de la topología y jerarquía de los tipos de cambio reales de la región, se observa un subgrupo bastante definido formado por Argentina y Brasil y, quizá, se podría añadir Venezuela. Otro grupo de países se muestra más aislado, especialmente Chile y Colombia. El hecho de que el subgrupo haya seguido políticas cambiarias con un alto grado de fijación de sus paridades, mientras que Chile y Colombia han adoptado opciones más flexibles en su tipo de cambio, está en la base de estas dinámicas mostradas. México mostró dinámicas muy cercanas a los países latinoamericanos a principios de los años noventa, mientras que a partir de 1995 esa dinámica se aleja debido, seguramente, a la entrada en vigor del TLCAN.

En segundo lugar, derivado del análisis dinámico de ventanas temporales, observamos cómo la integración del mercado cambiario (medida

como el grado de comovimiento entre monedas) se incrementa en forma de salto desde 1992-1993 pero no posteriormente. Esta forma dinámica de observar los comovimientos revela también cómo las crisis de Asia, Brasil y Argentina fueron anticipadas de forma que la volatilidad previa incrementó el agrupamiento de las dinámicas de los países de la región, pero, una vez ocurrida la crisis, el mercado vuelve a situaciones normales de conexión entre los países. No ocurre así en el caso de la crisis del peso mexicano. En este caso la mayor correlación entre las monedas se produce precisamente en el momento en que estalla la crisis, señalando lo inesperado en la misma (o en su intensidad) lo que puede suponer la existencia de efectos de contagio de México al resto de países en consonancia con los trabajos de Candelon *et al.* (2005) y Gravelle (2006). Sin embargo, en el caso del tipo de cambio real, las monedas de los países con acuerdos cambiarios fijos lograron aguantar la presión de los mercados y no tuvieron que devaluar (claramente Argentina y Brasil), si bien sí fueron afectados los mercados de bonos y de valores.

En tercer lugar, hay que señalar que la estructura jerárquica cambia de forma radical cuando se alteran los regímenes a estudiar. En concreto, cuando hemos analizado la dinámica de correlaciones en los mercados en momentos de media volatilidad (una desviación típica más la media), Brasil se comporta como el país a seguir por el resto de países siendo el centro de la región y mostrando un agrupamiento alrededor de él con menores distancias entre los países que en el caso previo. En estas situaciones, Chile sigue comportándose como un país relativamente aislado en momentos de volatilidad media. Cuando el análisis se desplaza a etapas de alta volatilidad (tres desviaciones típicas más la media), curiosamente Chile es el pivote de las conexiones regionales, donde las miradas se centran y los países se agrupan mostrando los más altos grados de comovimiento (menores distancias).

Sin duda, este resultado muestra que, si en momentos de alta volatilidad, Chile sufriera una crisis cambiaria probablemente ésta se extendería a otros países de la región. Este resultado muestra cómo el país de la región que ha mostrado políticas macroeconómicas más sanas y estables en este período, Chile, se convierte en el referente de los mercados cambiarios de los países

de la región en etapas de alta volatilidad, sugiriendo que si Chile cae el efecto de arrastre sobre el resto de países podría ocurrir.

Por último, del análisis dinámico presentado también podemos inferir que a lo largo de los años noventa los agentes de los mercados han ido anticipando cada vez más las crisis, aislando los efectos a los países más débiles, lo que ha evitado efectos de contagio en las fuertes crisis brasileña y argentina. No así a finales de 1994, cuando la crisis del peso mexicano pareció sorprender al resto de países. En este sentido, parece que los posibles efectos contagio han ido disminuyendo en la región desde la crisis mexicana a pesar de la mayor integración de los mercados.

APÉNDICE: PAÍSES DE LA MUESTRA

Los países latinoamericanos incluidos en el presente trabajo son: Argentina (ARG), México (MEX), Brasil (BRA), Venezuela (VEN), Perú (PER), Ecuador (ECU), Colombia (COL), Chile (CHI).

REFERENCIAS

- Bergstrand, J., "Structural determinants of real exchange rates and national price levels: some empirical evidence", *The American Economic Review*, vol. 81, núm. 1, 1991, pp. 325-334.
- Bollt, E., T. Stanford, Y. Lai y Y. Zyczkowski, "What symbolic dynamics do we get with a misplaced partition? On the validity of threshold crossings analysis of chaotic time-series", *Physica D*, núm. 154, 2001, pp. 259-286.
- Bonanno, G., F. Lillo y R. Mantegna, "High-frequency cross-correlation in a set of stocks", *Quantitative Finance*, vol. 1, 2001, pp. 96-104.
- Bonanno, G., G. Caldarelli, F. Lillo y R. Mantegna, "Topology of correlation based minimal spanning trees in real and model markets", *Physical Review E*, vol. 68, núm. 4, 2003, 046130.
- Boschi, M., "International financial contagion: evidence from the Argentine crisis of 2001-2002", *Applied Financial Economics*, vol. 15, 2005, pp. 153-163.
- Bouchaud, J. y M. Potters, *Theory of Financial Risk and Derivative Pricing: From Statistical Physics to Risk Management*, Cambridge, Cambridge University Press, 2003.

- Brida, J., D. Matesanz y W. Riso, "Dynamical hierarchical tree in currency markets", Fundación de las Cajas de Ahorro (FUNCAS), *Documento de Trabajo* no. 332, 2007.
- Brida, J. y N. Garrido, "Exploring two inflationary regimes in Latin-American economies: a binary time series analysis", *International Journal of Modern Physics C*, vol. 17, núm. 1, 2006, pp. 343-356.
- Calvo, G. y E. Mendoza, "Mexico's balance of payments crisis: a chronicle of a death foretold", *Journal of International Economics*, vol. 41, 1996, pp. 235-264.
- Candelon, B., A. Hecq y W. Verschoor, "Measuring common cyclical features during financial turmoil: evidence of interdependence not contagion", *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, 2005, pp. 1317-1334.
- Caporale, G., A. Cipollini y N. Spagnolo, "Testing for contagion: a conditional correlation analysis", *Journal of Empirical Finance*, vol. 12, núm. 3, 2005, pp. 476-489.
- Corsetti, G., M. Pericoli y M. Sbracia, "Some contagion, some interdependence: more pitfalls in tests of financial contagion", *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, 2005, pp. 1177-1199.
- Daw, C., C. Finney y E. Tracy, "A review of symbolic analysis of experimental data", *Review of Scientific Instruments*, vol. 74, 2003, pp. 916-930.
- Dungey, M., R. Fry, B. González-Hermosillo y V. Martín, "Empirical modeling of contagion: a review of methodologies", *Quantitative Finance*, vol. 5, núm. 1, 2005, pp. 9-24.
- Dungey, M., R. Fry y V. Martín, "Correlation, contagion, and Asian evidence", *Asian Economic Papers*, vol. 5, núm. 2, 2006, pp. 32-72.
- Forbes, K. y R. Rigobon, "Measuring contagion: conceptual and empirical issues", en S. Claessens, *International Financial Contagion*, Boston, Kluwer Academic Press, 2001.
- , "No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements", *Journal of Finance*, vol. 57, núm. 5, 2002, pp. 2223-2261.
- Gower, J., "Some distance properties of latent root and vector methods used in multivariate analysis", *Biometrika*, vol. 53, núms. 3-4, 1966, pp. 325-338.
- Gravelle, T., M. Kichian y J. Morley, "Detecting shift-contagion in currency and bond markets", *Journal of International Economics*, vol. 68, 2006, pp. 409-423.
- Hatemi-J, A. y R. Hacker, "An alternative method to test for contagion with an application to the Asian financial crisis", *Applied Financial Economics Letters*, vol. 1, 2005, pp. 343-347.

- Hirata, Y., K. Judd y D. Kilminster, "Estimating a generating partition from observed time series: symbolic shadowing", *Physical Review E*, vol. 70, 2004, 016215.
- International Monetary Fund (IMF), *World Economic Outlook. Globalization and External Imbalances*, Washington D.C., IMF, 2005.
- Jorion, P., *Value at Risk*, Estados Unidos, McGraw-Hill, 2006.
- Kaminsky, G. y C. Reinhart, "The twin crises: the causes of banking and balance of payments problems", *American Economic Review*, vol. 89, núm. 3, 1999, pp. 473-500.
- Kaminsky, G., S. Lizondo y C. Reinhart, "Leading indicators of currency crises", *IMF Staff Papers*, vol. 45, núm. 1, 1998, pp. 1-48.
- Kearney, C. y A. Patton, "Multivariate GARCH modeling of exchange rate volatility transmission in the European Monetary System", *The Financial Review*, vol. 41, 2000, pp. 29-48.
- Keller, K. y K. Wittfeld, "Distances of time series components by means of symbolic dynamics", *International Journal of Bifurcation and Chaos*, vol. 14, núm. 2, 2004, pp. 693-703.
- King, M. y S. Wadhvani, "Transmission of volatility between stock markets", *Review of Financial Studies*, vol. 3, núm. 1, 1990, pp. 5-33.
- Kruskal, J., "On the shortest spanning tree of a graph and the traveling salesman problem", *Proceedings of the American Mathematical Society*, vol. 7, 1956, pp. 48-50.
- Kurths, J., U. Schwarz, A. Witt, R. Krampe y M. Abel, "Measures of complexity in signal analysis", *Chaotic, Fractal, and Nonlinear Signal Processing*, Nueva York, American Institute of Physics (AIP) Press Woodbury, 1996, pp. 33-54.
- Mantegna, R., "Hierarchical structure in financial markets", *The European Physical Journal B*, vol. 11, 1999, pp. 193-197.
- Mantegna, R. y H. Stanley, *An introduction to Econophysics: Correlations and Complexity in Finance*, Cambridge, Cambridge University Press, 2000.
- McDonald, M., O. Suleman, S. Williams; S. Howison y N. Johnson, "Detecting a currency's dominance or dependence using foreign exchange network trees", *Physical Review E*, vol. 72, 2005.
- Mizuno, T., H. Takayasu y M. Takayasu, "Correlation networks among currencies", *Physica A*, vol. 364, 2006, pp. 336-342.
- Ortega, G. y D. Matesanz, "Cross-country hierarchical structure and currency crises", *International Journal of Modern Physics C*, vol. 17, núm. 3, 2006, pp. 333-341.

- Pérez, J., “Empirical identification of currency crises: differences and similarities between indicators”, *Applied Financial Economic Letters*, vol. 1, núm. 1, 2005, pp. 41-46.
- Piccardi, C., “On the control of chaotic systems via symbolic time series analysis”, *Chaos*, vol. 14, núm. 4, 2004, pp. 1026-1034.
- Ramal, R., G. Toulouse y M. Virasoro, “Ultrametricity for physicists”, *Review of Modern Physics*, vol. 58, núm. 3, 1986, pp. 765-788.
- Rigobon, R., “On the measurement of international propagation of shocks: is the transmission stable?”, *Journal of International Economics*, vol. 61, 2003, pp. 261-283.
- Tang, X., E. Tracy, A. Boozer, A. Debrauw y R. Brown, “Reconstruction of chaotic signal using symbolic data”, *Physical Letters A*, vol. 190, 1994, pp. 393-398.