

Contagio, Correlaciones y Topología. Análisis de la Dinámica Cambiaria en los Mercados

Latinoamericanos

Witson Risso
Gabriel Brida
David Matesanz

Resumen

En este trabajo presentamos un método para describir los patrones dinámicos de los movimientos en los tipos de cambio de los principales mercados latinoamericanos y para analizar el fenómeno de contagio en crisis cambiarias. Este método es una combinación del Análisis de Series Temporales Simbólicas (STSA) de Daw et. al. (2003) con el algoritmo de agrupación de asociación al vecino más cercano (nearest neighbor single linkage clustering algorithm; NSLCA), ver Mantegna y Stanley (2000). A partir de la simbolización de los datos podemos obtener distancias entre series temporales distintas que pueden ser usadas para construir un árbol de expansión mínima (MST), una ultramétrica y un árbol jerárquico (HT). Estos árboles permiten detectar una organización jerárquica y distintos grupos de acuerdo a su proximidad. En este trabajo usamos esta clasificación para estudiar el fenómeno de contagio de las crisis cambiarias latinoamericanas y, en general, las conexiones y la jerarquía de los mercados cambiarios de la región.

Palabras clave: Análisis simbólico de series temporales; árbol de expansión mínima; árbol jerárquico; crisis cambiaria; tasa de cambio real

Clasificación JEL: C10, C14, F31,

Introducción

Los mercados cambiarios son una parte importante de los mercados financieros en el mundo, ver (McDonald et. al., 2005). Estos mercados representan el vehículo a través del cual los mercados financieros mundiales se integran y a través de los cuales se saldan las transacciones de bienes y servicios entre los países. Con la generalizada apertura de las cuentas de capital en los 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, ver (IMF, 2005). Se suponía que esta integración mundial debía ponerse al servicio de los países financiación para desarrollar sus proyectos con menores costes. Sin embargo, los noventa también han demostrado como las turbulencias financieras pueden producirse en países desarrollados y en desarrollo y extenderse rápidamente a lo largo y ancho del planeta. 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 (para un listado de crisis cambiarias y financieras ver (Kaminski et. al., 1998) o el apéndice B en (Pérez, 2005).

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 como un PIB caía algo más de un 6% en 1995, Tailandia más de un 10% en 1998 y Argentina un 11% en el año 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 venido desarrollando 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 ver si el proceso aleatorio de los valores o los tipos de cambio de diversas acciones o monedas están correlacionados, o no, entre ellos (Mantegna, 1999), (Bonanno, 2001), (Ortega y Matesanz, 2005) y (Mizuno et. al., 2006), entre muchos otros). Con herramientas procedentes principalmente de la física y la biología se han desarrollado métodos para analizar estos problemas.

En este trabajo, queremos analizar 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 en las posibilidades de contagio de crisis cambiarias entre estos países y, en general, en señalar las conexiones dinámicas y la jerarquía dentro de los mercados latinoamericanos de esta variable fundamental en el desarrollo de estos países, como ha demostrado la historia reciente.

Para ello, hemos combinado la metodología de jerarquía y topología de los árboles de expansión mínima (MST) y de los árboles jerárquicos (HT¹) como en los trabajos de (Ortega y Matesanz, 2005), (Bonanno et. al., 2001), (Bonanno et. al., 2003), (Mantegna, 1999) y (Mizuno et. al., 2006), entre otros

¹Hemos utilizado la simbología anglosajona: Minimal Spanning Tree (MST) y Hierarchical Tree (HT)

y la metodología del análisis de Series simbólicas como en los trabajos (Daw et. al., 2003) y (Brida y Garrido, 2006).

Este 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 sección 3 introducimos la metodología que permite construir el árbol de expansión mínima y 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 sección 4 está dedicada a presentar los resultados obtenidos de aplicar los métodos de la sección anterior a los datos con que trabajamos. Para terminar, la sección 5 concluye con unas reflexiones finales.

Crisis y Contagio en América Latina

Las investigaciones sobre las crisis cambiarias y financieras de los noventa han explicado éstas por tres motivos teóricos diferentes. Así, las primeras crisis de los noventa 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. 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 (Kaminski y Reinhart, 1999), como en el caso de Asia y,

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

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, ver (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 shock producido en un país o en un conjunto de países.

En la actualidad, el debate académico en el tema del contagio es si realmente existe (ha existido) 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) y (Forbes y Rigobon, 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 shock incrementando las correlaciones entre los mercados después de dicho shock. 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 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. Este debate todavía no ha encontrado una respuesta satisfactoria a pesar de las diferentes metodologías utilizadas, ver (Rigobon, 2003) y (Dungey et. al., 2005). Así, los trabajos arrojan tanto

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 solamente interdependencia como (Forbes y Rigobon, 2002), (Boschi, 2005) y (Candelon et. al., 2005) o bien resultados mixtos con episodios de contagio puro y otros de interdependencia, como por ejemplo, (Corsetti et. al., 2005) y (Gravelle, 2006).

La mayor parte de los trabajos que han analizado el contagio han analizado la crisis asiática. Entre los trabajos recientes que han incluido en el análisis a América Latina cabe citar los trabajos de (Boschi, 2005), (Candelon et. al., 2005) y (Gravelle, 2006). El primer trabajo, (Boschi, 2005), ha analizado la existencia de contagio en la reciente crisis argentina de 2002. Utilizando modelos de vectores autorregresivos (modelos 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 co-movimientos 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 regimenes 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 transmisión de los shocks se produce solo 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, de nuevo, 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 América Latina es que los intentos por parte de los países de América Latina 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 necesarios sistemas de alarma temprana de crisis cambiarias pero sí sobre las posibilidades de contagio o extensión de las tensiones en los mercados cambiarios producida en los países cercanos. En este sentido, el trabajo revela la importancia relativa de los mercados cambiarios entre los países de la región con implicaciones para su política económica, en la necesidad de anticipar riesgos exógenos, en caso de sucederse episodios de alta volatilidad en cualquiera de ellos.

La metodología

Uno de los aspectos claves en el estudio de crisis financieras es comprender la naturaleza y las propiedades dinámicas de las correlaciones entre las series temporales de movimientos de cambio de distintos mercados. Uno de los métodos más populares para realizar este estudio es el análisis de componente principal. Una metodología alternativa es la correlación basada en el procedimiento de "clustering" que permite dividir las series temporales de una muestra en distintos grupos (clusters) a partir de su vecindad. En particular, el método propuesto por (Mantegna, 1999) para construir el árbol

de expansión mínima (MST) y el árbol jerárquico (HT) usa el coeficiente de correlación de Pearson para calcular el grado de similitud entre la evolución temporal de dos series temporales Y_i y Y_j

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

Este coeficiente nos da la media temporal en el periodo considerado. Es claro que ρ_{ij} puede tomar valores entre -1 y 1, los respectivos extremos de correlación y anticorrelación totales. Entonces, a partir de (1) podemos definir la métrica

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

que permite calcular la distancia entre dos series temporales, ver (Gower, 1966). En este trabajo introducimos una métrica alternativa basada en métodos simbólicos que refleja de manera más eficaz cuando dos series temporales tienen una dinámica cualitativamente similar. Es decir, esta métrica nos da el nivel de similitud 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 al reemplazar cada medición x_t con el símbolo s pertenece al conjunto $\{1, 2, \dots, N\}$ si y solo si x_t

pertenece a la región (Ds) etiquetada con s . Es claro que la serie simbólica resultante depende de como se hace la partición y -como puede verse en las referencias (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 construída 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 $s_1s_2\dots s_t\dots s_T$, donde $s_t=1$ si x_t es menor que el valor umbral u y $s_t=0$ en caso contrario. En la subsección siguiente describiremos los datos que usaremos en nuestro ejercicio, la simbolización elegida y la distancia entre series simbólicas.

Series de datos y simbolización

Los datos utilizados son las series de tipos de cambio real mensuales para el periodo 1990-2002 y se obtuvieron de la base de datos del Fondo Monetario Internacional disponibles en la página web (<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>). Se utilizó el tipo de cambio real (en vez del nominal) para evitar posibles errores derivados de los episodios hiperinflacionarios que vivió la región en algunos países durante la primera parte de los años noventa. A partir de estas series, construimos los retornos (RER) para los 8 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. Las RER se calculan como el cociente entre los precios de consumo de los EE.UU. y los precios domésticos y el resultado se multiplica por el tipo de cambio nominal entre la moneda

doméstica y el dólar americano (medido como el número de unidades de moneda nacional por cuantía fija del dólar USA).

Una de las variables principales para estudiar los procesos de crisis cambiarias es la desviación de la tendencia de las tasas de cambio reales, ver (Kaminsky et. al., 1998) y esta nos ofrece una posible simbolización de los datos. Si μ_i la media estadística de las $rRER_i$ para el país i , entonces transformamos esta serie temporal en la serie binaria $s_1s_2\dots s_t\dots s_T$, donde $s_k=1$ si $rRER_i(k)$ es menor que el valor umbral μ_i y $s_t=0$, 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 del 90% de la variación entre las tasas reales de cambio entre los países y por lo tanto, cada país tiene su propio trend que depende principalmente de la cantidad de reservas internacionales, del nivel de competitividad y de las políticas monetarias. Es así que esta simbolización nos permite concentrar nuestro análisis en los co-movimientos de los pares de países alrededor de la tendencia de la dinámica de tasas de cambio. Esta simbolización nos permitirá observar cual es la estructura topológica del mercado cambiario en una "situación normal". Como uno de nuestros objetivos es ver qué sucede en una situación de crisis y sobre todo los efectos del contagio, otra simbolización será aplicada. Tomaremos la media más 1 desviación estándar y la media más 3 desviaciones como umbrales. Esta simbolización ponderará más las situaciones de crisis cambiarias permitiendonos ver cómo es la estructura y dinámica de los mercados cambiarios en este escenario. Esto será esencial en la discusión sobre los modelos de contagio "crisis-contingente" y "crisis no-

contingente" mencionados en la sección 2. 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.

Una vez obtenidas las series simbólicas, podemos cuantificar la cercanía de las dinámicas usando una función de distancia. Para simplificar la lectura y comprensión nos remitimos al caso de series binarias, pero es fácil la generalización a tres o más símbolos. La más sencilla es la distancia d_0 que simplemente cuenta las coincidencias de símbolos. En particular, dadas las series simbólicas $a_1a_2\dots a_t\dots a_T$ y $b_1b_2\dots b_t\dots b_T$, sea

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

Entonces

$$d_0(a_1a_2\dots a_t\dots a_T, b_1b_2\dots b_t\dots b_T) = \sqrt{\sum_{t=1}^{t=T} f(a_t, b_t)} \quad (5)$$

mide la distancia entre las dos sucesiones como coincidencias respecto a estar por encima o por debajo del trend. Notese que

$$0 \leq d_0(a_1a_2\dots a_t\dots a_T, b_1b_2\dots b_t\dots b_T) \leq \sqrt{T}.$$

y, en particular

$$d_0(a_1a_2\dots a_t\dots a_T, b_1b_2\dots b_t\dots b_T) = 0$$

y

$$d_0(a_1a_2\dots a_t\dots a_T, b_1b_2\dots b_t\dots b_T) = \sqrt{T}$$

reflejan los casos extremos de procesos que siempre (y nunca) coinciden en estar por exceso o defecto de la tendencia.

La dinámica de cada serie simbólica puede ser compactada usando los árboles simbólicos. El nivel k del árbol simbólico de la serie $s_1s_2\dots s_t\dots s_T$ se construye calculando las frecuencias relativas de todas las subsecuencias de longitud k de $s_1s_2\dots s_t\dots s_T$. De este modo, el nivel 1 del árbol son las frecuencias relativas de ocurrencia de cada símbolo, el nivel dos las frecuencias de ocurrencia de las subsecuencias 00,01,10 y 11 (en el caso como el de nuestro ejercicio donde la sucesión simbólica es binaria), el nivel tres las frecuencias de todas las posibles sucesiones de longitud 3 que se pueden formar con ceros y unos y así sucesivamente, ver (Daw et. al., 2003). Este árbol simbólico nos permite definir otras distancias entre series simbólicas, que dependen del nivel del árbol en el que queremos concentrarnos.³ Esta medida es simplemente la distancia euclideana entre los niveles k -ésimos de los dos árboles; esto es:

$$d_k(A, B) = \sqrt{\sum_i (A_i - B_i)^2} \quad (6)$$

donde A_i y B_i son las probabilidades de la subsecuencia i de longitud k de los correspondientes árboles. La distancia Euclideana funciona entonces como una métrica en el espacio de las sucesiones simbólicas dando una medida de la distancia entre k -histogramas en términos de la probabilidad de

³Por ejemplo, si nuestros procesos pueden ser caracterizados por una memoria de longitud k , entonces puede ser plausible usar el nivel k .

exhibir episodios (representados por las subsecuencias) similares: una mayor distancia implica una dinámica menos parecida, al menos si consideramos el nivel de memoria k . En (Keller y Wittfeld, 2004) y (Daw et. al., 2003) y las referencias de estos dos trabajos se pueden encontrar otras distancias entre series simbólicas.

MST, HT y organización jerárquica

Finalmente, a partir de la distancia definida, construimos el árbol de expansión mínima conectando los países de nuestra muestra mediante el algoritmo de Kruskal⁴. La idea básica consiste en elegir sucesivamente las aristas de mínimo peso. Si nuestra muestra tiene n series temporales, el algoritmo consiste en los siguientes pasos:

- 1) Iniciar el árbol MST con n nodos y sin arcos $MST = (\{1, 2, \dots, n\}, \emptyset)$.
- 2) Crear una lista L de arcos, en orden ascendente de peso (en nuestro caso, las distancias entre las series temporales). Los arcos con el mismo peso son ordenados arbitrariamente.
- 3) Seleccionar el arco (i, j) que esté al comienzo de L . Se transfiere a T y se borra de L .
- 4) Si L es no vacío, volver al paso 3, de lo contrario se termina el proceso.

La siguiente Tabla muestra la lista T de las distancias relevantes⁵ luego de aplicar el algoritmo en el caso de nuestro problema.

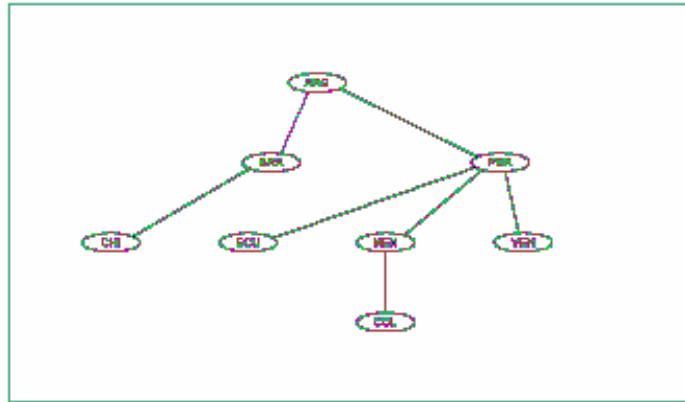
⁴El algoritmo de Kruskal es un algoritmo de la teoría de grafos para encontrar un árbol de expansión mínima en un grafo conexo y ponderado. Es decir, busca un subconjunto de aristas que, formando un árbol, incluyen todos los vértices y donde el valor total de todas las aristas del árbol es el mínimo. Este algoritmo fue publicado por primera vez en (Kruskal, 1956) y fue escrito por Joseph Kruskal.

⁵El total de distancias obtenidas es 46 incluídas las distancias de un país respecto a si mismo, sin embargo las distancias relevantes para los 8 países son 7.

Cuadro I: Arcos para Latinoamérica 1990-2002			
Arco	País i	País j	Distancia
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: En base a los resultados obtenidos			

El procedimiento para armar gráficamente el árbol de expansión mínima es el siguiente. De la Tabla I vemos que la distancia menor corresponde a $d(\text{ARG}, \text{BRA})=4,1231$, entonces conectamos a Argentina con Brasil en un grupo, luego continuamos con la segunda menor distancia, la cual corresponde a $d(\text{PER}, \text{VEN})=6,3246$ conectando a Perú con Venezuela en otro grupo, posteriormente tomamos la tercer menor distancia $d(\text{ARG}, \text{PER})=6,6332$, la cual conectará los dos grupos anteriores con un arco entre Argentina y Perú. El proceso continua hasta tener todos los países conectados en un árbol, como lo muestra la figura 1.

Gráfico 1: MST para Latinoamérica



Tenemos entonces que el MST se construye progresivamente asociando todos los países de la muestra en un grafo caracterizado por la mínima distancia entre las series temporales, empezando por la distancia más corta. El atractivo principal de este árbol es que nos da un arreglo de los países 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 estos. 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 clustering permite construir a partir del MST la distancia ultramétrica (ver (Mantegna, 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 $d^{\leftarrow}(i,j)$ 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.⁶ Esto es, a partir del MST, la distancia $d^{\leftarrow}(i,j)$

⁶Una distancia se llama ultramétrica si verifica la condición siguiente, más restrictiva que la desigualdad triangular: $d^{\leftarrow}(i,j)=\max\{d^{\leftarrow}(i,l),d^{\leftarrow}(l,j)\}$

entre i y j esta dada por

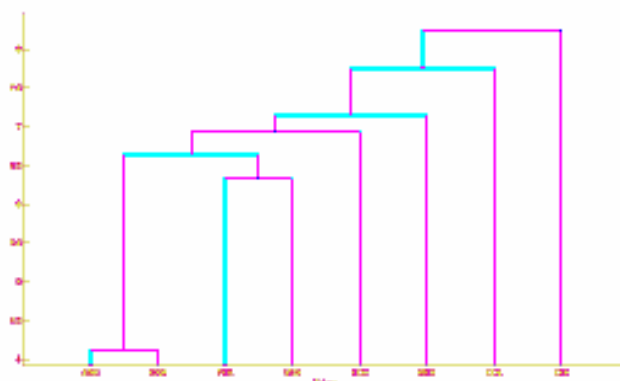
$$d^{\leftarrow}(i, j) = \text{Max}\{d_0(w_i; w_{i+1}); 1 \leq i \leq n-1 = 27\}$$

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 $w_m=j$, ver (Ramal et. al., 1986). Esta fórmula nos permite calcular el valor de $d^{\leftarrow}(i,j)$ para cada pareja de países. El MST nos permite construir el HT a partir de las distancias ultramétricas. Por ejemplo, si queremos ver cual es la distancia ultramétrica entre un Colombia y Chile tendremos que ver todas las distancias que están en el camino desde Colombia hasta Chile, de la figura 1 se obtiene que el camino esta 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 $d(BRA, CHI)=8,2462$, esta será $d^{\leftarrow}(COL, CHI)=8,2462$, pero también la distancia ultramétrica entre Chile y cualquier otro país, ya que Chile es el país más alejado. La figura 2 muestra el árbol jerárquico para el periodo completo.

Gráfico 2: HT para Latinoamérica



Como se puede observar en los gráficos, 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.

MST y HT dinámicos: ventanas temporales

Hasta aquí hemos visto la estructura topológica del mercado cambiario latinoamericano en el periodo comprendido entre 1990 y 2002. Esta sección tiene por objeto realizar un análisis dinámico observando posibles variaciones estructurales. En primer lugar, en la primera subsección se verá si la crisis mexicana de fines de 1994 tuvo efectos en la estructura normal del mercado. Esta división temporal tiene como fin contrastar dicha estructura y jerarquía en la crisis mexicana ya que diversos trabajos señalan la existencia de contagio en esta crisis, ver (Candelon et. al., 2005) y (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 periodo 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 90 y saber si tuvo efectos en la forma en como los países se conectan podría ser relevante. A dichos efectos se definieron dos subperiodos: 1990-1994 y 1995-2002 y se calcularon los correspondientes MST y HT.

Gráfico 3: MST para Latinoamérica (1990-1994)

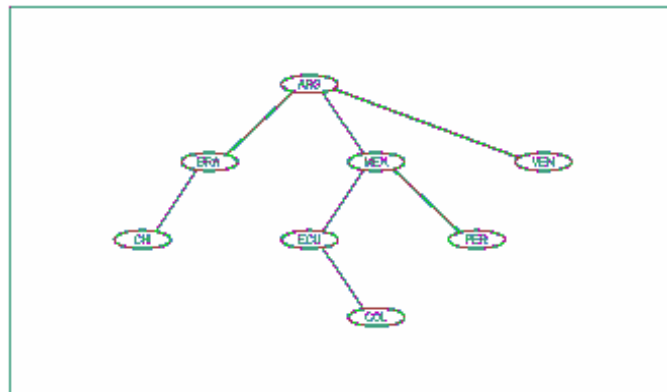


Gráfico 4: HT para Latinoamérica (1990-1994)

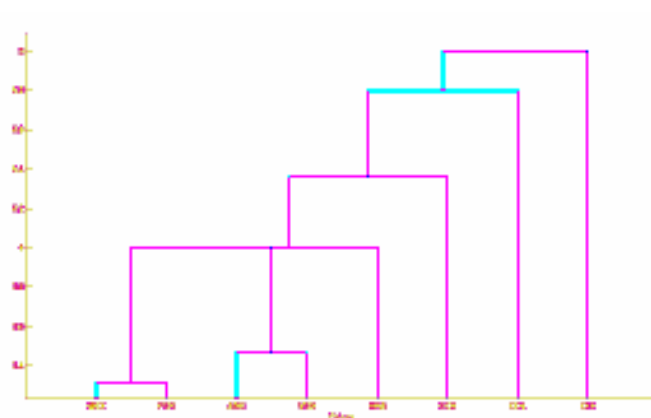


Gráfico 5: MST para Latinoamérica (1995-2002)

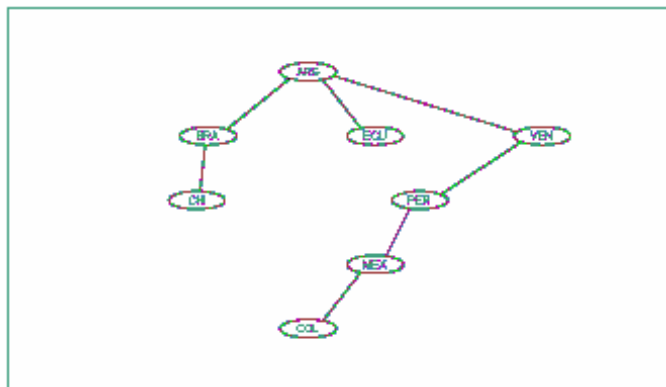
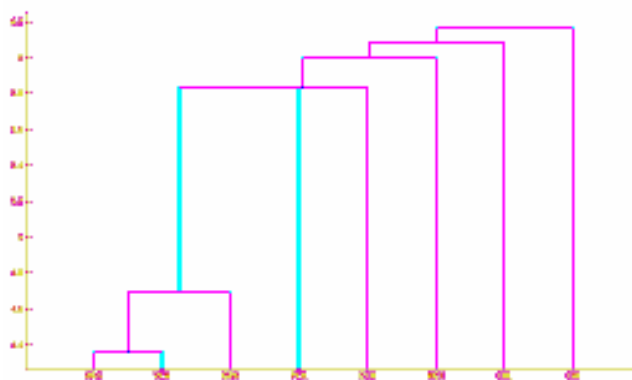


Gráfico 6: HT para Latinoamérica (1995-2002)



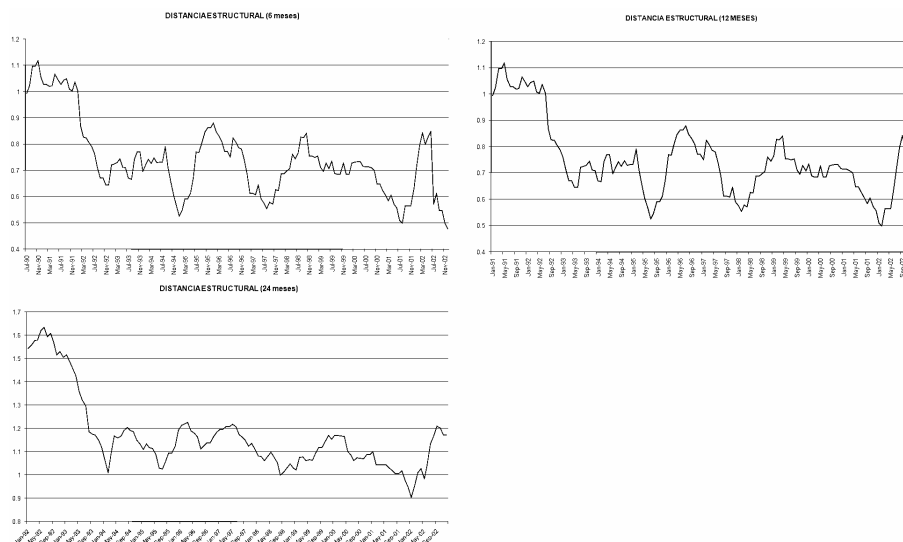
Como puede observarse, en ambos periodos la situación general de la región se mantiene más o menos estable; Chile y Colombia son los países más alejados de la región y con menos links hacia otros países en ambos periodos y Argentina, Brasil y Venezuela siguen formando un subgrupo que se mantiene en ambos periodos. Lo que sí cambia es la situación de México, en el periodo 1990-94 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 periodo 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 TLC con Estados Unidos y Canadá y con 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 ver la evolución en el tiempo del grado de integración del mercado a través de la dinámica de la distancia entre los co-movimientos dentro del MST. La figura 7 nos muestra la evolución de esta distancia para el periodo 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.

Gráfico 7: Evolución de la distancia global para 6, 12 y 24 meses



Como puede observarse en la figura 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 co-movimientos. A partir de este momento, podemos constatar como se producen incrementos en las correlaciones entre los países (caída de la distancia entre ellos) alrededor de las grandes crisis del peso mexicano, del periodo que va desde las crisis asiáticas hasta la crisis de real brasileño y del peso argentino. En efecto, se observa cómo los co-movimientos se incrementan rápidamente y las distancias caen hasta niveles mínimos durante 1995, como después en 1998-1999 y posteriormente a principios de 2002. Igualmente, se observa como dicho incremento en la correlación disminuye una vez calmada la volatilidad en los mercados. Lo interesante de estos resultados es que solamente 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 co-movimiento entre las monedas. Este hecho, nos está señalando de alguna forma 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 cambiaron en situaciones de elevada volatilidad de los mercados 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 calcula los árboles para una partición que es la media más una desviación estandar y después se toma la media más tres desviaciones para todo el periodo 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 (1 desviación típica más media) y alta (3 desviaciones típicas más la media) volatilidad de los mercados. Las figuras 8 y 9 muestran los árboles MST y HT en el primer caso, mientras las figuras 10 y 11 hacen lo mismo para el segundo caso.

Gráfico 8: MST para 1 desviación después de la media

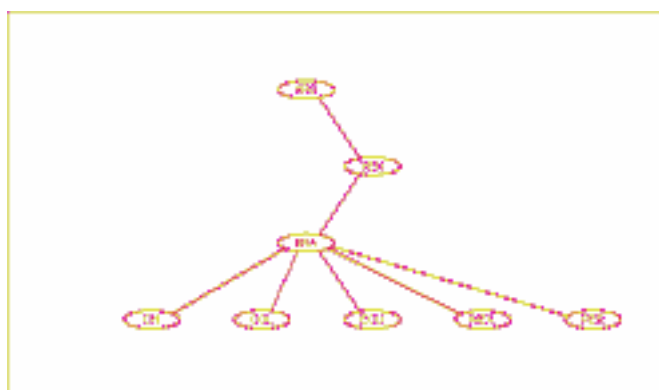
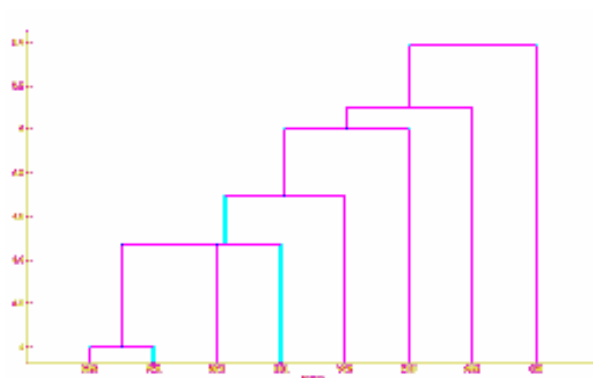


Gráfico 9: HT para 1 desviación después de la media



Las figuras 8 y 9 analizan la dinámica de los co-movimientos 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 los links regionales también. En primer lugar, llama la atención como Brasil se hace centro de casi todos los links 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, como Chile sigue siendo un país aislado con dinámica propia, más diferenciada, aún 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).

Gráfico 10: MST para 3 desviaciones después de la media

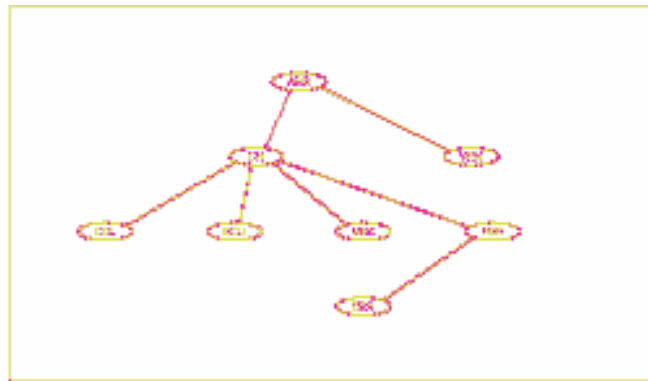
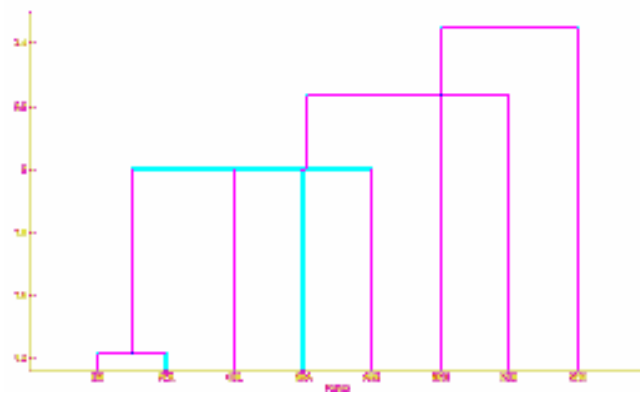
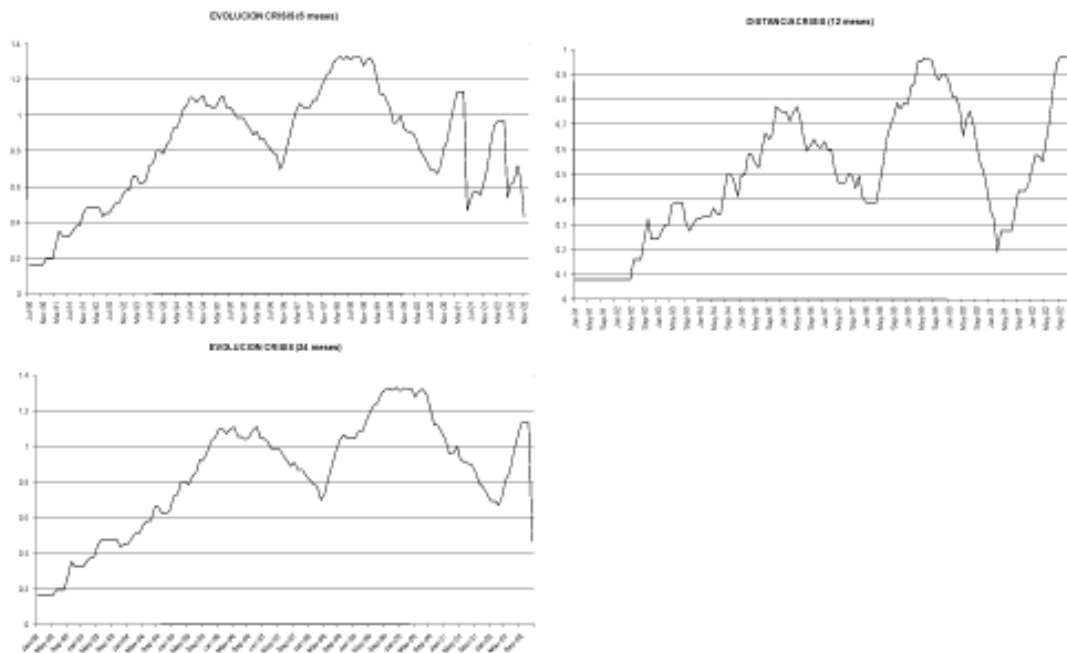


Gráfico 11: HT para 3 desviaciones después de la media



Gráfica 12: Evolución de las distancias globales para 1 desviación estandar después de la media



Los gráficos 10 y 11 muestran el MST y el HT cuando analizamos los mercados en situaciones de alta volatilidad (3 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 co-movimientos en momentos de alta volatilidad, se convierte en el centro de los links y muestra las distancias más cortas con respecto al resto de países. Esta novedad, parece indicar 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 periodo bajo análisis y que no implementó sistemas cambiarios fijos o semi-fijos sino que, más bien, mantuvo una relativa flotabilidad de su moneda a la par que controles de cambios en parte del periodo analizado, esta situación nos estaría señalando que una posible crisis en Chile podría extenderse rápidamente al resto de países de la región. Además, se observa claramente como la distancia ultramétrica representada en el

HT es menor que en el caso de las otras dos particiones utilizadas (ver 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 (1 desviación típica más la media) en ventanas de 6, 12 y 24 meses. En este caso, la integración del mercado en estos momentos de volatilidad media disminuye (distancias más grandes a medida que avanzan los noventa). Solamente 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 las crisis asiática y el periodo previo a la crisis argentina desde mediados del año 2000. Sin embargo, la crisis mexicana no parece haber supuesto señales importantes en este tipo de regimen en los co-movimientos de los países, sugiriendo una no anticipación de la misma por parte de los mercados latinoamericanos.

Conclusiones

En este trabajo hemos presentamos un método para describir los patrones dinámicos de los co-movimientos entre los tipos de cambio de los principales mercados latinoamericanos y para analizar el fenómeno de contagio en las crisis cambiarias a lo largo de los noventa. El método, novedoso en sí mismo, combina en Análisis de Series Simbólicas con las metodologías de los árboles de expansión mínima y la ultrametricidad representada en los árboles jerárquicos.

La metodología aplicada a nuestro conjunto de países en el periodo 1990-2002 muestra unos resultados interesantes para los objetivos planteados. Este trabajo apoya la hipótesis de que el contagio (o la interdependencia) tiene carácter regional como señalan (Dungey et. al., 2006).

En el trabajo que aquí finalizamos, varias conclusiones relevantes se pueden señalar. En primer lugar,

desde el punto de vista de la topología jerárquica 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 optado por opciones más flexibles en su tipo de cambio está en la base de estas dinámicas mostradas. Por su parte, México ha mostrado una primera parte de los noventa con dinámicas muy cercanas a los países latinoamericanos mientras que a partir de 1995 esa dinámica se aleja debido, seguramente, a su mirada comercial e inversora hacia el norte.

En segundo lugar, observamos cómo la integración del mercado cambiario (medida como el grado de co-movimiento entre monedas) se incrementa en forma de salto desde 1992-1993 pero no posteriormente. Esta forma dinámica de observar los co-movimientos nos indica 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 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 (1 desviación típica más la media), Brasil se comporta como el país a seguir por el resto de países siendo el centro de los links de la región y mostrando un agrupamiento alrededor de él con menores distancias entre los países que 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 (3 desviaciones típicas más la media), curiosamente es Chile el país central de los links regionales, donde las miradas se centran y los países se agrupan mostrando los más altos grados de co-movimiento (menores distancias). Sin duda, este resultado nos viene a señalar 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 como el país de la región que ha mostrado políticas macroeconómicas más sanas y estables en este periodo, Chile, se convierte en el referente de los mercados cambiarios de los países de la región en etapas de alta volatilidad, pareciendo señalar que si Chile cae el efecto arrastre sobre el resto de países podría ocurrir. Por último, del análisis dinámico presentado también podemos inferir a que a lo largo de los noventa, los agentes de los mercados han ido anticipando cada vez más las crisis, pudiendo aislar 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 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.

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*, 81(1), 1991, pp. 325-334.
- Bollt, E., Stanford, T., Lai, Y. y Zyczkowski, Y., “What symbolic dynamics do we get with a misplaced partition? On the validity of threshold crossings analysis of chaotic time-series”, *Physica D*, 154, 2001, pp. 259-286.
- Bonanno, G., Lillo, F. y Mantegna, R., “High-frequency Cross-correlation in a Set of. Stocks”, *Quantitative Finance*, 1, 2001, pp. 96-104.
- Bonanno, G., Caldarelli, G., Lillo, F. y Mantegna, R., “Topology of correlation based minimal spanning trees in real and model markets”, *Physical Review E*, 68, 2003.
- Boschi, M., “International financial contagion: evidence from the Argentine crisis of 2001-2002”, *Applied Financial Economics*, 15, 2005, pp. 153-163.
- Brida, J. y Garrido, N., “Exploring two inflationary regimes in Latin-American economies: a Binary Time Series Analysis”, *International Journal of Modern Physics C*, 17(1), 2006, pp. 343-356.
- Calvo, G. y Mendoza, E., “Mexico’s balance of payments crisis: a chronicle of a death foretold”, *Journal of International Economics*, 41, 1996, pp. 235-264.
- Candelon, B., Hecq, A. y Verschoor, W., “Measuring common cyclical features during financial turmoil: Evidence of interdependence not contagion”, *Journal of International Money and Finance*, 24, 2005, pp. 1317-1334.
- Caporale, G., Cipollini, A. y Spagnolo, N., “Testing for Contagion: A Conditional Correlation Analysis”, *Journal of Empirical Finance*, 12(3), 2005, pp. 476-489.
- Corsetti, G., Pericoli, M. y Sbracia, M., “Some contagion, some interdependence: More pitfalls in tests

of financial contagion”, *Journal of International Money and Finance*, 24, 2005, pp. 1177-1199.

Daw C., Finney, C. y Tracy, E. “A review of symbolic analysis of experimental data”, *Review of Scientific Instruments*, 74, 2003, pp. 916-930.

Dungey, M., Fry, R., González-Hermosillo, B. y Martin, V., “Empirical modeling of contagion: a review of methodologies”, *Quantitative Finance*, 5(1), 2005, pp. 9-24.

Dungey, M., Fry, R., y Martin, V., “Correlation, contagion, and Asian evidence”, *Asian Economic Papers*, 5(2), 2006, pp. 32-72.

Forbes, K. y Rigobon, R., “Measuring contagion: conceptual and empirical issues”, In: Claessens, S., Forbes, K. J. (Eds.), *International Financial Contagion*, Boston, Kluwer Academic Press, 2001.

Forbes, K. y Rigobon, R., “No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements”, *Journal of Finance*, 57(5), 2002, pp. 2223-2261.

Gower, J., “Some distance properties of latent root and vector methods used in multivariate analysis”, *Biometrika*, 53(3-4), 1966, pp. 325-338.

Gravelle, T., Kichian, M. y Morley, J., “Detecting shift-contagion in currency and bond markets”, *Journal of International Economics*, 68, 2006, pp. 409-423.

Hatemi-J, A., Hacker, R.S., “An alternative method to test for contagion with an application to the Asian financial crisis”, *Applied Financial Economics Letters*, 1, 2005, pp. 343-347.

Hirata, Y., Judd, K. y Kilaminster, D., “Estimating a generating partition from observed time series: symbolic shadowing”, *Physical Review E*, 70, 2004.

IMF, *World Economic Outlook. Globalization and External Imbalances*, Washington D.C., IMF, 2005.

Kaminsky, G. y Reinhart, C., “The twin crises: the causes of banking and balance of payments problems”, *American Economic Review*, 89(3), 1999, pp. 473-500.

Kaminsky, G., Lizondo, S. y Reinhart, C., “Leading Indicators of Currency Crises”, *International*

Monetary Fund, 45(1), 1998, pp. 1-48.

Keller, K. y Wittfeld, K., “Distances of time series components by means of symbolic dynamics”, *International Journal of Bifurcation and Chaos*, 14(2), 2004, pp. 693-703.

King, M. y Wadhvani, S., “Transmission of volatility between stock markets”, *Review of Financial Studies*, 3(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*, 7, 1956, pp. 48-50.

Kurths, J., Schwarz, U., Witt, A., Krampe, R.Th. y Abel, M., “Measures of complexity in signal analysis”, *Chaotic, Fractal, and Nonlinear Signal Processing*, New York, AIP Press Woodbury, 1996, pp. 33-54.

Mantegna, R., “Hierarchical Structure in Financial Markets”, *The European Physical Journal B*, 11, 1999, pp. 193-197.

Mantegna, R. y Stanley, H., *An introduction to Econophysics: Correlations and Complexity in Finance*, Cambridge, Cambridge University Press, 2000.

McDonald, M., Suleman, O., Williams, S., Howison, S. y Johnson, N., “Detecting a Currency's Dominance or Dependence using Foreign Exchange Network Trees”, *Physical Review E*, 72, 2005.

Mizuno, T., Takayasu, H. y Takayasu, M., “Correlation networks among currencies”, *Physica A*, 364, 2006, pp. 336-342.

Ortega, G. y Matesanz, D., “Cross-country Hierarchical Structure and Currency Crises”, *International Journal of Modern Physics C*, 17(3), 2005, pp. 333-341.

Pérez, J., “Empirical identification of currency crises: differences and similarities between indicators”, *Applied Financial Economic Letters*, 1(1), 2005, pp. 41-46.

Piccardi, C., “On the control of chaotic systems via symbolic time series analysis”, *Chaos*, 14(4), 2004,

pp. 1026-1034.

Ramal, R., Toulouse, G. y Virasoro, M., “Ultrametricity for Physicists”, *Review of Modern Physics*, 58(3), 1986, pp. 765-788.

Rigobon, R., “On the measurement of international propagation of shocks: is the transmission stable?”, *Journal of International Economics*, 61, 2003, pp. 261-283.

Tang, X., Tracy, E., Boozer, A., deBrown, A. y Brown, R., “Reconstruction of Chaotic Signal Using Symbolic Data”, *Physical Letters A*, 190, 1994, pp. 393-398.

AUTORES:

1) BRUNO

2) MAURICIO

3) ALEXANDER