

## **Análisis de la conducta temporal de los ADRs latinoamericanos**

**Jorge L. Urrutia**

*Loyola University, Chicago*

**Joseph Vu**

*Depaul University, Chicago*

### Extracto

Este artículo investiga las propiedades de la serie temporal de los retornos de una cartera de American Depositary Receipts, ADRs, de firmas latinoamericanas. Específicamente, investigamos la presencia de no linealidad y caos en los ADRs. Esta investigación es motivada por las siguientes razones: Primero, se ha sugerido que los decepcionantes resultados de no linealidad y caos en datos financieros pueden deberse al uso de datos macroeconómicos, que puedan enmascarar no linealidad o caos presente en datos microeconómicos. Corregimos este problema usando datos más desagregados. Segundo, hemos escogido ADRs latinoamericanos debido a ciertas características únicas. Los tests basados en la dimensión de correlación, CD, confirman sólo parcialmente la presencia de no linealidad. Sin embargo, el más poderoso estadístico de Brock, Dechert y Scheinkman, BDS, sugiere la existencia de no linealidad en la cartera de ADRs. El estadístico BDS también rechaza fuertemente la hipótesis nula de IID, cuando se aplica a los residuos estandarizados del modelo EGARCH. Este resultado sugiere que la heteroscedasticidad no es la causa de la presencia de no linealidad en los datos. Finalmente, los resultados del test de la regresión localmente ponderada, LWR, permiten concluir que los retornos de los ADRs exhiben una conducta caótica. Este es un resultado

importante porque investigadores anteriores han fallado en detectar caos en datos financieros.

### Abstract

This paper investigates the time series properties of the return of American Depositary Receipts (ADRs) issued by Latin American companies. Specifically, we examine the presence of nonlinear trends and chaos. The motivation of the paper is twofold: First, we use a micro data set, which can avoid the problems encountered by previous research of nonlinearity and chaos in micro financial data. Second, we choose returns of Latin American ADRs because of its unique characteristics, which might make them to behave differently from the U.S. capital market as a whole. Even though the powerful BDS statistic strongly suggests the presence of nonlinearity in the Latin American ADRs returns. The BDS statistics, applied to the standardized residuals of the EGARCH model, rejects heteroskedasticity as the cause of nonlinearity. On the other hand, the locally weighted regression indicates the presence of chaos in the Latin American ADRs returns. Our results are relevant because previous research has failed to report evidence of chaos in stock returns.

## 1. Introducción

Este artículo investiga no linealidad y caos en los retornos de una cartera de American Depositary Receipts, ADRs, de compañías latinoamericanas. Los procesos caóticos son importantes en las ciencias económicas y financieras porque permiten predictibilidad de corto plazo. El hallazgo de una estructura no lineal podría explicar mejor la conducta en el tiempo de los precios de los ADRs, y abriría la posibilidad del diseño de modelos de predicción de precios para ADRs que incluirían términos no lineales.

La evidencia empírica de la presencia de una dinámica caótica en los retornos de capital ha sido en general débil, [Hsieh, (1991)]. Una pregunta obvia es ¿por qué podríamos esperar encontrar una presencia más significativa de no linealidad y caos en los ADRs? Respondemos a esta pregunta como sigue: Primero, Brock y Sayers (1988) indican que la razón principal que ha obstaculizado la detección de caos en datos económicos ha sido el uso de datos agregados (por ejemplo, el uso de retornos para el mercado de capitales como un todo), que pueden encubrir no linealidad al

nivel micro. En este trabajo, evitamos este problema empleando retornos de un pequeño segmento del mercado. Segundo, hemos escogido ADRs debido a que son instrumentos financieros que tienen características únicas.

## **2. Descripción de los ADRs**

American Depositary Receipts, ADRs, son un tipo de activo financiero usado por firmas extranjeras (firmas no-americanas) a fin de acceder al mercado de capitales de los Estados Unidos. Un ADR es un certificado que representa prueba de propiedad de acciones de una firma extranjera. Las acciones son depositadas en una institución financiera, generalmente un banco, del país de origen de la firma extranjera. Este banco tiene una afiliación con un banco o una institución financiera en los Estados Unidos, tal como Morgan Guaranty, Irving Trust, Citibank, o el Bank of New York, [Stonehill y Dullum (1982)]. Un ADR representa una o varias acciones subyacentes. Una vez que las acciones han sido depositadas en el banco local, el banco norteamericano inicia los arreglos necesarios para una emisión primaria de ADRs denominados en dólares americanos. Los ADRs generalmente se pueden convertir en las acciones subyacentes denominadas en la moneda extranjera (la moneda del país de origen de la firma extranjera). Después que la emisión primaria ha tenido lugar, los ADRs pueden ser transados en los mercados secundarios norteamericanos, como cualquier acción norteamericana. Como los ADRs están sujetos a la regulación de la Security Exchange Commission, SEC, los inversionistas americanos que poseen ADRs cuentan con la protección total de las leyes de los Estados Unidos.

Las ventajas principales de los ADRs sobre las acciones subyacentes son principalmente más liquidez, más servicios, menores costos, y diversificación [Haar y otros (1990)]. Como los ADRs son transados en los mercados norteamericanos son más líquidos que las acciones subyacentes, las cuales son transadas en el mercado de origen de la acción. El sistema bancario norteamericano provee varios servicios, tales como mantener a los inversionistas al corriente de las actividades corporativas y noticias que puedan afectar el valor de los ADRs. Los costos de custodia y de transacción son más bajos para los ADRs. Finalmente, los ADRs representan la manera más fácil para los inversionistas norteamericanos de diversificar internacionalmente una cartera de inversión. Especialmente, los inversionistas

institucionales, tales como fondos mutuos, pueden diversificar internacionalmente por medio de ADRs, y de este modo, evitan invertir directamente en las acciones extranjeras, las cuales son transadas en mercados de capitales pobremente regulados.

Los ADRs también representan ventajas para la firma extranjera que los ha emitido. Primero, la firma es evaluada en el mercado de capitales de EE.UU., el cual es más eficiente que el mercado local, en el cual la firma opera. Segundo, la firma extranjera puede aumentar la base de accionistas, particularmente con inversionistas institucionales. Tercero, los ADRs pueden reducir el costo de capital de la firma extranjera. En efecto, los ADRs permiten buscar financiamiento fuera del mercado local y evitan la regulación del mercado financiero doméstico [Haar y otros (1990)].

La demanda por ADRs en los Estados Unidos ha crecido anualmente a una tasa de 30% a 40%. Entre 1990 y 1996, el volumen de transacción de ADRs aumentó exponencialmente de 75 billones de dólares a 375 billones, por año. Al presente, hay más de novecientos ADRs emitidos por más de 40 compañías, y el volumen de transacción de ADRs representa alrededor de 10% del volumen total del NYSE. En 1996, 20% de los ADRs provenían de Gran Bretaña, 15% de Australia, y 14% del Japón.

Firmas latinoamericanas se han beneficiado grandemente con el acceso al mercado de capitales norteamericano. La región ha sido afectada por décadas por altas tasas de inflación y exorbitantes niveles de deuda nacional. Además, conseguir capital ha sido un problema perenne para las empresas latinoamericanas. El acceso a los inversionistas norteamericanos ha significado importantes flujos de capitales a la región, tan necesarios para el financiamiento de nuevos proyectos y expansiones.

Entre las mayores firmas latinoamericanas que han emitido ADRs se encuentran las siguientes: Tele Norte Leste, Telebras HOLDERS, Telesp Cellular Participacoes, Embratel Participacoes S.A., Centrais Eletricas Brasileiras, y Banco Bradesco, todas de Brasil. Teléfonos de México S.A., Grupo Televisa, S.A., y Coca-Cola FEMSA, S.A., de México. Banco Francés del Río de la Plata, S.A., de Argentina.

### 3. Motivación de la investigación

Los ADRs son instrumentos financieros únicos por varias razones. Primero, son transados en los Estados Unidos pero representan derecho de propiedad sobre acciones de firmas extranjeras. Segundo, los ADRs son cotizados en dólares americanos; por lo tanto, el precio de un ADR refleja no solamente los cambios en el valor de la acción subyacente en la moneda local, sino que también variaciones en la tasa de cambio. Kim y otros (2000) señalan que el rol de la tasa de cambio en el precio de los ADRs ha crecido en importancia recientemente. Tercero, el precio de los ADRs es afectado por las condiciones del mercado norteamericano. Por ejemplo, los inversionistas norteamericanos pueden evaluar el riesgo sistemático de los ADRs con referencia al mercado norteamericano y no al mercado local de la acción subyacente. Además, los ADRs son transados en el mercado norteamericano, cuyas horas de operación son generalmente distintas de aquellas del mercado local. Cuarto, los ADRs son convertibles en las acciones subyacentes, y vice-versa. Como el precio del ADR puede ser diferente del precio de la acción subyacente, los ADRs implican la posibilidad de arbitraje libre de riesgo [Rosenthal (1983)].

Por todas estas características tan únicas, postulamos que los ADRs pueden exhibir una conducta temporal que puede ser diferente de aquella del mercado de capitales como un todo. Por lo tanto, aún cuando la presencia de caos es débil en el mercado en general, postulamos que puede ser más fuerte en el caso de los ADRs.

### 4. Metodología

A continuación describimos los diferentes tests usados en esta investigación.

#### A. *La dimensión de correlación y el test de Grassberger y Procaccia*

Grassberger y Procaccia (1983) crearon la noción de dimensión de correlación (correlation dimension), CD, la cual puede usarse para diferenciar entre procesos estocásticos y caóticos. Un proceso aleatorio (random walk) tiene una dimensión infinita, pero un proceso caótico tiene una dimensión finita. Por lo tanto, si la CD tiende a estabilizarse a medida que la dimensión

inserción (embedding dimension) aumenta, hay evidencia de no linealidad, y posiblemente, de caos en los datos.

La dimensión de correlación es determinada siguiendo varias etapas:

- Construcción de  $n$ -historias de los datos a fin de obtener la dimensión incrustada. Una  $n$ -historia es un punto en un espacio dimensión- $n$ , donde  $n$  es la dimensión incrustada. Las  $n$ -historias son denotadas como sigue:

$$1\text{-historia: } x_t^1 = x_t$$

$$2\text{-historia: } x_t^2 = (x_{t-1}, x_t)$$

.

.

.

$$n\text{-historia: } x_t^n = (x_{t-n+1}, \dots, x_t)$$

- A fin de definir la dimensión de correlación, Grassberger y Procaccia (1983) usan la siguiente forma de correlación integral:

$$C_m(e) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{\#\{(t, s), 0 < t, s < T : \|x_t^m - x_s^m\| < e\}}{T^2},$$

donde  $\| \cdot \|$  es la norma superior o máxima. La integral de correlación es la fracción de los pares  $(x_s^m, x_t^m)$ , los cuales están cerca unos de los otros, de tal manera que :

$$\max_{i=0, \dots, m-1} \{ |x_{s-i} - x_{t-i}| \} < e$$

- Calcular la pendiente del gráfico del  $\log C_m(e)$  versus  $\log e$ , para valores pequeños de  $e$ . Más precisamente, queremos calcular la siguiente cantidad:

$$V_m = \lim_{e \rightarrow 0} \log C_m(e) / \log e$$

Si  $V_m$  no aumenta con  $m$ , los datos son consistentes con una conducta caótica.

Aun cuando en teoría  $T$  tiende a infinito,  $T \rightarrow \infty$ , es determinado en la práctica por el número de observaciones de la serie temporal. Esto pone límites en los valores posibles para  $e$  y  $m$ . Para un valor dado de  $m$ ,  $e$  no

puede ser demasiado pequeño porque  $C_m(e, T)$  contendrá muy pocas observaciones. Por otra parte,  $e$  no puede ser demasiado grande porque, en este caso,  $C_m(e, T)$ , contendrá demasiadas observaciones. Hsieh (1989) define  $e$  en términos de múltiplos de la desviación estándar de la serie. En este trabajo, usamos el programa "Chaos Data Analyzer," creado por Sprott y Rowlands (1995). Este programa elige el  $e$  óptimo automáticamente y deja dos parámetros a la discreción del usuario: la dimensión de inserción,  $D$ , y el parámetro  $n$ , el cual es el número de intervalos en la muestra sobre los cuales cada par de puntos es seguido, antes que un nuevo par sea escogido. Nosotros reportamos resultados para  $D$  de 2 a 10, y  $n$  de 1, 2, 4, y 8.

La CD tiene varios problemas [Scheinkman y LeBaron (1989)]: las series temporales de retornos de capital tienen generalmente pocas observaciones (menos de 2.000 observaciones), así es que la aplicación del test de la dimensión de correlación presenta un problema de muestras pequeñas, lo cual hace los resultados menos confiables. También, el test de CD es un proceso gráfico y no un test estadístico.

#### *B. Test de residuos de Brock*

Brock (1986) desarrolló el test de los residuos, consistente en filtrar los datos y calcular la dimensión de correlación en los residuos de un modelo autoregresivo. Este proceso controla por linealidad pero no por no linealidad. Por lo tanto, si existía no linealidad en la serie original, las CDs de los datos filtrados deberían ser menores o iguales a las CDs de la serie original.

#### *C. El test de Scheinkman y LeBaron*

El test de Scheinkman y LeBaron (1989) consiste en revolver los datos (shuffled data), de una manera similar a revolver una baraja de naipes. Este procedimiento destruye cualquier estructura, lineal o no lineal, que puede existir en los datos originales, pero conserva la longitud y la distribución de la serie original. Esto da como resultado CDs más grandes para los datos revueltos que las CDs de la serie original.

D. El test estadístico de Brock, Dechert y Scheinkman, BDS

El estadístico BDS desarrollado por Brock, Dechert, y Scheinkman (1987) evita los problemas de la dimensión de correlación de Grassberger y Procaccia. La hipótesis nula del BDS es que los datos son independientes e idénticamente distribuidos, IID.

BDS (1987) demuestran que bajo la hipótesis nula ( $x_t$ ) es IID con una densidad no degenerada  $F$ , [Hsieh (1989)],  $C_m(e, T) \rightarrow C_1(e)^m$ , con probabilidad igual a la unidad, a medida que  $T \rightarrow \infty$ , por cualquier valor de  $m$  y  $e$ . Estos autores también demuestran que  $T^{1/2}[C_m(e, T) - C_1(e, T)^m]$  tiene, en el límite, una distribución normal con media cero y varianza igual a

$$\mathbf{s}_m^2(e) = 4 \left[ K^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} K^{m-j} C^{2j} + (m-1)^2 C^{2m} - m^2 K C^{2m-2} \right],$$

donde:

$$C = C(e) = \int [F(z+e) - F(z-e)] dF(z),$$

$$K = K(e) = \iint [F(z+e) - F(z-e)]^2 dF(z).$$

$C_1(e, T)$  es un estimador consistente de  $C(e)$ , y

$$K(e, T) = \frac{6}{T_m(T_m-1)(T_m-2)} \sum_{t < s < r} I_e(x_t, x_s) I_e(x_s, x_r)$$

es un estimador consistente de  $K(e)$ . Por lo tanto,  $\mathbf{s}_m(e)$  puede estimarse con  $\mathbf{s}_m(e, T)$ , la cual usa  $C_1(e, T)$  y  $K(e, T)$ , en vez de  $C(e)$  y  $K(e)$ . El estadístico BDS es, en el límite, normalmente distribuido y puede estimarse como:

$$W_m(e, T) = T^{1/2} [C_m(e, T) - C_1(e, T)^m] / \mathbf{s}_m(e, T).$$

BDS (1987) muestran que, bajo la hipótesis nula de IID,  $W_m \rightarrow N(0, 1)$ , a medida que  $T \rightarrow \infty$ . Esto implica que si los residuos del modelo estimado son realmente IID, entonces el estadístico BDS debería ser asintóticamente  $N(0, 1)$ . Valores más grandes del estadístico BDS indicarían evidencia de no linealidad en los datos.



### E. Test de heteroscedasticidad condicional

Hay bastante evidencia empírica de que la volatilidad de los retornos de activos de capital varía con el tiempo [French, Schwert, y Stambaugh (1987); Schwert y Seguin (1990)]. Esto sugiere que la presencia de no linealidad en los datos financieros puede ser causada por heteroscedasticidad condicional en la serie temporal.

Consideremos los valores absolutos de la siguiente ecuación [Hsieh (1991)]:

$$|x_t| = |g(x_{t-1}, \dots)| |\varepsilon_t|.$$

Si  $g(\cdot)$  es diferenciable, una expansión de Taylor indicaría que  $|x_t|$  depende en  $|x_{t-1}|$ . Esto es, la detección de autocorrelación entre los valores absolutos de  $|x_t|$  y  $|x_{t-1}|$  es evidencia de heteroscedasticidad condicional.

A fin de investigar si modelos del tipo ARCH capturan la dependencia no lineal en los retornos de la cartera de ADR de empresas latinoamericanas, procedimos a ajustar el siguiente modelo EGARCH a nuestros datos [Hsieh (1991)]:

$$x_t \sim N(0, \sigma_t^2),$$

Si el modelo EGARCH es especificado correctamente, entonces los residuos estandarizados  $Z_t = x_t / \sigma_t$ , deberían ser IID.

En la fórmula de arriba,  $\sigma_t$  es el valor ajustado de la desviación estándar de la ecuación de varianza. En otras palabras, el estadístico BDS se puede aplicar a los residuos estandarizados para probar si el EGARCH captura la no linealidad presente en los datos.

### F. Test de caos

La teoría de caos provee herramientas de diagnóstico que permiten distinguir entre estructuras subyacentes que parecen aleatorias o impredecibles pero que representan procesos determinísticos no lineales, y aquellas estructuras subyacentes que contienen componentes estocásticos. Una conducta caótica

implica la presencia de estructuras no lineales, pero lo inverso no es necesariamente cierto.

Los tests de no linealidad y caos han sido también aplicados a datos financieros, especialmente a los retornos de índices financieros nacionales [Scheinkman and LeBaron (1989), Brock and Baek (1991), Hsieh (1991, 1993)]. Los resultados reportan no linealidad, pero la evidencia de caos ha sido débil. En verdad, la existencia de no linealidad en el mercado de capitales ha sido atribuida principalmente a la presencia de heteroscedasticidad, y no a la existencia de caos. Hay consenso, sin embargo, de que la conducta en el tiempo de los retornos de capital no es un proceso aleatorio puro (random walk), debido a que la frecuencia de fluctuaciones amplias en el mercado de capitales es más alta de la que se debería esperar con una distribución normal.

En este trabajo probamos caos por medio de una regresión no paramétrica, conocida como regresión localmente ponderada (locally weighted regression), LWR [Diebold y Nason (1990), LeBaron (1988)]. Una descripción breve de la LWR es la siguiente:

Supongamos que la serie temporal de datos financieros es generada por:

$$X_{t+1} = f(x_t).$$

Podemos observar  $x_t, x_{t-1}, \dots$ , y nos gustaría predecir  $x_{t+1}$ . La LWR usa los  $k$  vecinos más cercanos de  $x_t$ , y un esquema que pone más peso en las observaciones más cercanas y menos peso en las observaciones más lejanas. Varios parámetros deben ser escogidos: (a) el número de vecinos más cercanos: empezamos con el 10% de las observaciones, con aumentos de 10%, hasta 90 %; (b) el número de rezagos de  $x_t$  a ser incluidos como argumento en la función desconocida  $f(x)$ : usamos rezagos de 1 a 5; (c) el esquema de pesos: usamos el esquema “tricúbico”, propuesto por Cleveland y Devlin (1988). El punto clave aquí es que si los retornos son gobernados por caos, entonces deberíamos poder predecir retornos con más exactitud por medio de la LWR, que con métodos más simples, tal como el modelo del *random walk* [Hsieh (1991)].

## 5. Datos

La muestra de datos consiste de retornos diarios, con dividendos incluidos, de una cartera de ADRs de firmas latinoamericanas comerciados en las bolsas de valores de NYSE, AMEX y NASDAQ. Los datos son extraídos de los archivos del Center for Research in Security Prices, CRSP, de la Universidad de Chicago, y cubren el período de tiempo de junio de 1990 a diciembre de 1998. La cartera es creada dando igual peso a cada ADR en la muestra. El número de ADRs en la muestra varía en el tiempo, porque los ADRs latinoamericanos han experimentado un gran crecimiento durante el período bajo análisis, aumentando de 5 en 1990 a 115 en 1998.

## **6. Análisis de los resultados empíricos**

La tabla 1 presenta los resultados del test de Scheinkman y LeBaron para los retornos filtrados. La dimensión de correlación, CD, de Grassberger y Procaccia es reportada en el panel A, y el estadístico BDS de Brock, Dechert y Scheinkman es reportado en el panel B. Las CDs aumentan con la dimensión de inserción pero no explotan. Esto es, las CDs sugieren la presencia de no linealidad en los ADRs. Sin embargo, debemos ser cautelosos porque la dimensión de correlación no es un test estadístico.

El BDS, es un test estadístico que detecta desviaciones desde la hipótesis nula de retornos IID. Los estadísticos BDS reportados en el panel B de la tabla 1 rechazan fuertemente la nula de IID, indicando la presencia de no linealidad en los retornos de la cartera de ADRs latinoamericanos.

**Tabla 1**

*Dimensión de correlación y estadístico BDS para los retornos filtrados, a dimensiones de inserción de 2 a 10 y n de 1, 2, 4, y 8,*

*para la cartera de ADRs latinoamericanos*

PANEL A: DIMENSIÓN DE CORRELACIÓN

n	Dimensión de inserción								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	2.070	3.020	3.763	4.571	5.030	5.420	5.979	5.822	6.104
2	2.048	3.037	3.898	4.501	5.099	5.603	5.935	6.165	6.561
4	2.069	3.026	3.839	4.554	5.198	5.667	5.825	6.281	6.576
8	2.062	3.033	3.855	4.593	5.197	5.653	5.797	6.168	6.467

PANEL B: ESTADÍSTICO BDS

n	Dimensión de inserción								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	-1.953	-2.928	-3.508	-3.520	-3.158	-2.649	-2.120	-1.936	-1.935
2	-1.970	-3.581	-4.268	-4.179	-3.711	-3.045	-2.381	-1.931	-1.930
4	-2.107	-3.835	-4.570	-4.480	-3.916	-3.179	-2.475	-1.966	-1.955
8	-2.319	-4.228	-5.029	-4.959	-4.365	-3.564	-2.770	-2.087	-1.944

Los resultados del test de Scheinkman y LeBaron para los datos filtrados y revueltos son presentados en la tabla 2. Necesitamos comparar las CDs reportadas en el panel A de la tabla 1 con aquellas reportadas en el panel A de la tabla 2. Se puede ver que las CDs para los datos filtrados y revueltos no son más grandes que aquellas reportadas para los datos brutos revueltos. Esto es, el test de Scheinkman y LeBaron no parece indicar la presencia de no linealidad en los datos. Sin embargo, el más poderoso test estadístico BDS, presentado en el panel B de la tabla 2, rechaza fuertemente la hipótesis nula de IID para las series de datos filtrados y revueltos. Esto es, contrariamente al test de Scheinkman y LeBaron, el test BDS sugiere la presencia de no linealidad en la serie temporal de ADRs latinoamericanos.

Sin embargo, la no linealidad en las series temporales de retornos de activos financieros puede ser estocástica o caótica. En otras palabras, nuestro hallazgo de no linealidad en los retornos de los ADR latinoamericanos puede deberse a la presencia de heteroscedasticidad o caos en los datos.

**Tabla 2**

*Dimensión de correlación y estadístico BDS para los retornos filtrados y revueltos, a dimensiones de inserción de 2 a 10 y n de 1, 2, 4, y 8, para la cartera de ADRs latinoamericanos.*

## PANEL A: DIMENSIÓN DE CORRELACIÓN

N	Dimensión de inserción								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	2.041	3.047	3.825	4.419	5.003	5.423	5.715	6.135	6.141
2	2.068	3.014	3.788	4.438	4.955	5.446	5.829	6.264	6.331
4	2.012	3.021	3.854	4.528	5.168	5.631	5.913	6.346	6.320
8	2.072	2.949	3.769	4.437	5.055	5.463	5.960	6.402	6.296

## PANEL B: ESTADÍSTICO BDS

n	Dimensión de inserción								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	-2.470	-5.631	-8.145	-9.634	-10.116	-9.878	-9.150	-8.174	-7.124
2	-2.464	-5.544	-8.136	-9.685	-10.171	-9.852	-9.101	-8.124	-7.077
4	-2.440	-5.512	-7.909	-9.402	-9.931	-9.718	-9.017	-8.062	-7.013
8	-2.452	-5.581	-8.283	-9.915	-10.423	-10.124	-9.360	-8.355	-7.274

La tabla 3 presenta los residuos estandarizados del modelo EGARCH. Se ve que las CDs aumentan con la dimensión de inserción, pero no explotan, y que el estadístico BDS rechaza la hipótesis nula de IID. Este resultado nos permite concluir que la heteroscedasticidad condicional no es la causa de la presencia de no linealidad en los retornos de la cartera de ADRs latinoamericanos.

Por otra parte, los resultados presentados en la tabla 4 muestran que los errores cuadráticos medios obtenidos con la regresión localmente ponderada, LWR, son más pequeños que aquellos obtenidos con el *random walk*. Esto es, los tests de la LWR confirman que la existencia de no linealidad en la serie temporal de los retornos de la cartera de ADRs de firmas latinoamericanas es debida a la presencia de caos en los datos. Este es un

resultado importante porque otros investigadores han fallado previamente en reportar evidencia empírica de caos en los datos financieros.

**Tabla 3**

*Dimensión de correlación y estadístico BDS para los residuos estandarizados del modelo EGARCH de los retornos filtrados, a dimensiones de inserción de 2 a 10 y n de 1, 2, 4, y 8, para la cartera de ADRs latinoamericanos.*

PANEL A: DIMENSIÓN DE CORRELACIÓN

n	Dimensión de inserción								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	2.082	3.005	3.779	4.561	5.158	5.639	5.761	6.174	6.504
2	2.066	3.012	3.851	4.609	5.152	5.722	5.856	6.320	6.734
4	2.049	2.932	3.814	4.490	5.085	5.633	5.847	6.284	6.650
8	2.103	2.998	3.875	4.512	5.100	5.560	5.820	6.188	6.370

PANEL B: ESTADÍSTICO BDS

n	Dimensión de inserción								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	-2.643	-5.019	-5.974	-5.907	-5.232	-4.331	-3.432	-2.644	-2.005
2	-2.777	-5.138	-6.174	-6.042	-5.353	-4.417	-3.488	-2.674	-2.015
4	-2.718	-4.934	-5.914	-5.890	-5.252	-4.357	-3.469	-2.679	-2.027
8	-2.596	-4.919	-6.015	-6.097	-5.516	-4.616	-3.677	-2.843	-2.161

**Tabla 4**

*Desviación estándar de los errores cuadráticos medios de predicción obtenidos con la regresión localmente ponderada, LWR, para los retornos filtrados de la cartera de ADRs latinoamericanos*

FRACCIÓN	REZAGO 1	REZAGO 2	REZAGO 3	REZAGO 4	RESAGO 5
.10	0.0007605	0.0007990	0.0007985	0.0007963	0.0007971
.20	0.0007634	0.0007997	0.0007998	0.0007986	0.0007992
.30	0.0007649	0.0008003	0.0008002	0.0007990	0.0008002
.40	0.0007665	0.0008008	0.0008005	0.0007991	0.0008004
.50	0.0007665	0.0008008	0.0008005	0.0007991	0.0008006
.60	0.0007668	0.0008011	0.0008007	0.0007991	0.0008006
.70	0.0007670	0.0008012	0.0008009	0.0007992	0.0008008
.80	0.0007670	0.0008013	0.0008011	0.0007992	0.0008009
.90	0.0007673	0.0008015	0.0008013	0.0007992	0.0008008
RANDOM WALK	0.0010447	0.0010447	0.0010447	0.0010447	0.0010447

## 7. Conclusiones

La dimensión de correlación de Grassberger y Procaccia, calculada para los datos filtrados y los datos filtrados revueltos, da resultados mixtos de la presencia de no linealidad en los retornos de la cartera de ADRs latinoamericanos. Sin embargo, el más poderoso estadístico BDS, de Brock, Dechert y Scheinkman, fuertemente sugiere la existencia de no linealidad en los datos.

El estadístico BDS aplicado a los residuos del modelo EGARCH rechaza la hipótesis nula de IID, indicando que heteroscedasticidad no es la causa de no linealidad en los datos. Por otra parte, el test de regresión localmente ponderada, LWR, confirma la presencia de caos en la serie temporal de los retornos de la cartera de ADRs latinoamericanos. Este es un resultado importante porque la investigación previa ha fallado en reportar la presencia de caos en los retornos de activos financieros.

El hallazgo de una estructura no lineal podría ayudar a explicar mejor la conducta en el tiempo de los precios de los ADRs, y abriría la posibilidad del diseño de modelos de predicción de precios para ADRs que incluirían términos no lineales.

**Referencias**

- BROCK, W., (1986), "Distinguishing Random and Deterministic Systems," *Journal of Economic Theory*, 40, 168-195.
- BROCK, W., y E. BAEK, (1991), "Some Theory of statistical Inference for Nonlinear Science: Expanded Version," *Working Paper*, University of Wisconsin-Madison, and Iowa State University.
- BROCK, W., W. DECHERT, y J. SCHEINKMAN, (1987), "A test for Independence Based on the Correlation Dimension," *Working Paper*, University of Wisconsin at Madison, University of Houston, and University of Chicago.
- BROCK, W., y C. SAYERS, (1988), "Is the Business Cycle Characterized by Deterministic Chaos?," *Journal of Monetary Economics*, 22, 71-90.
- CLEVELAND, W., y S. DEVLIN, (1988), "Locally Weighted Regressions: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting," *Journal of the American Statistical Association*, 83, 596-610.
- DIEBOLD, F., y J. NASON, (1990), "Nonparametric Exchange Rate Prediction?," *Journal of International Economics*, 28, 315-332.
- FRENCH, K, G. SCHWERT, y R. STAMBAUGH, (1987), "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- GRASSBERGER, P., y I. PROCACCIA, (1983), "Measuring the Strangeness of Strange Attractors," *Physica*, 9D, 189-208.
- HAAR, JERRY, K. DANDAPANI, y S. HAAR, (1990), "The American Depositary Receipt (ADR): A Creative Financial Tool for Multinational Companies," *Global Finance Journal*, 1, 2, 163-171.
- HSIEH, DAVID A., (1989), "Testing for Nonlinearity in Daily Foreign Exchange Rate Changes," *Journal of Business*, 62, 339-368.
- HSIEH, DAVID A., (1991), "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets," *The Journal of Finance*, 46, 5, 1839-1877.



- HSIEH, DAVID A., (1993), "Implications of Nonlinear Dynamics for Financial Risk Management," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 1, 41-64
- KIM, MINHO, A. C. SZAKMARY, y I. MATHUR, (2000), "Price Transmission Dynamics Between ADRs and Their Underlying Foreign Securities," *Journal of Banking and Finance*, 24, 1359-1382.
- LEBARON, BLAKE, (1988), "The Changing Structure of Stock Returns," *WP, University of Wisconsin at Madison*.
- ROSENTHAL, L., (1983), "An Empirical Test of the Efficiency of the ADR Market," *Journal of Banking and Finance*, 7, 17-29.
- SCHEINKMAN, J., y B. LEBARON, (1989), "Nonlinear Dynamics and Stock Returns," *Journal of Business*, 62, 311-337.
- SCHWERT, G., y P. SEGUIN, (1990), "Heteroskedasticity in Stock Returns," *Journal of Finance*, 45, 1129-1155.
- SPROTT, J. C., y G. ROWLANDS, (1995), "Chaos Data Analyzer: The Professional Version," *American Institute of Physics*.
- STONEHILL, A.I., y K.B. DULLUM, (1982), "Internationalizing the Cost of Capital: The Nova Experience and National Policy Implications," John Wiley and Sons, New York.