



UNIVERSIDAD DE CHILE

Facultad de Economía y Negocios
Departamento de Economía

**NO LINEALIDAD EN LOS RETORNOS DE
INDICES BURSATILES: APLICACIÓN EN
EUROPA DEL ESTE**

Seminario para optar al Título de Ingeniero Comercial con
Mención En Economía

CRISTIAN NUÑEZ MENDEZ

ESTEBAN PEÑAILILLO MENARES

DIRECTOR: D.B.A. RAFAEL ROMERO MEZA

Santiago, Chile
Diciembre de 2006

Abstract:

En el trabajo que presentamos a continuación lo que nos interesa investigar es el comportamiento estadístico de los índices accionarios de las economías europeas emergentes, en cuanto a reconocer específicamente si estos datos presentan un comportamiento no lineal. Específicamente analizamos los índices accionarios de Rumania, Hungría, Croacia, Ucrania, República Checa, Rusia, Eslovenia, Bulgaria y Polonia., mediante la aplicación del test desarrollado por Hinich y Patterson, contrastando luego los resultados con los obtenidos al aplicar el test BDS, el cual es el test más popular de detección de no linealidad. Los resultados del test de Hinich y Patterson sugieren un comportamiento no lineal tanto para ventanas de 25 como 35 datos para los índices de Rumania, Croacia, República Checa y Eslovenia. Para las ventanas de 35 datos solamente se encuentra evidencia de no linealidad para el índice de Ucrania y Rusia. No se encuentra evidencia estadística de no linealidad a ninguna extensión de datos, para los índices de Bulgaria, Polonia y Hungría. Al realizar el contraste con el popular test BDS encontramos que para los índices de Rumania, Hungría, Ucrania y Rusia, existe evidencia de no linealidad de forma sistemática, es decir, a cada conjunto de parámetros escogido. Existe evidencia mixta (aunque se soporta la existencia de no linealidad) para los índices de Croacia, República Checa, Eslovenia, Bulgaria y Polonia.

INDICE

1. INTRODUCCION	4
2. EFICIENCIA, CAOS Y NO LINEALIDAD EN SERIES FINANCIERAS.....	6
3. REVISIÓN BIBLIOGRAFICA.....	10
4. TEST DE NO LINEALIDAD.....	14
4.1 Test de Correlación Dimensional.....	14
4.2 Test de McLeod-Li.....	16
4.3 Test de Engle LM.....	17
4.4 Test BDS.....	17
4.5 Test de Tsay.....	18
4.6 Test de Bivarianza de Hinich.....	19
4.7 Test Biespectral de Hinich	20
5. DATOS.....	22
5.1 Republica Checa (PX).....	22
5.2 Eslovenia (SBI20).....	25
5.3 Rusia (RTSI).....	28
5.4 Hungría (BUX).....	30
5.5 Ucrania (PFTS).....	32
5.6 Rumania (BET).....	35
5.7 Croacia (CROBEX).....	38
5.8 Bulgaria (SOFIX).....	41
5.9 Polonia (WIG20).....	43
6. METODOLOGIA.....	46
7. RESULTADOS.....	49
7.1 Resultados de la Metodología de Hinich y Patterson.....	49
7.2 Resultados del Test BDS.....	53

8. CONCLUSIÓN.....	57
9. BIBLIOGRAFIA.....	59
ANEXOS.....	63

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se ha avanzado bastante en el campo econométrico respecto a la importancia adquirida por la no linealidad en series financieras. En cuanto a los test para detectar la no linealidad y los modelos para esquematizar de mejor manera los datos de este tipo, han aparecido bastantes estudios empíricos al respecto para distintos mercados y variables tanto económicas como financieras, encontrándose según Hinich, que la no linealidad en los datos pareciera ser un fenómeno inherente de la naturaleza misma de los datos financieros.

En el trabajo que presentamos a continuación lo que nos interesa investigar es el comportamiento estadístico de los índices accionarios de las economías europeas emergentes, en cuanto a reconocer específicamente si estos datos presentan un comportamiento no lineal, lo que nos permitiría determinar en que grado se observa la hipótesis de eficiencia en dichos mercados. Esto además tiene consecuencias relevantes en el hecho de que se podría intentar realizar administración de portfolio obteniendo beneficios sobrenormales de forma sistemática. Esto es el hecho tangible más aplicado que se puede obtener del presente estudio.

Aquí específicamente analizamos los índices accionarios de Rumania, Hungría, Croacia, Ucrania, República Checa, Rusia, Eslovenia, Bulgaria y Polonia, entre los años 2000 y 2006 (las fechas de extensión difieren para cada índice en particular), y analizamos su comportamiento estadístico respecto de si estos presentan estructura no lineal, mediante la aplicación del test desarrollado por Hinich y Patterson (test biespectral de ventanas) para dos extensiones muestrales, y contrastando luego los resultados con los obtenidos al aplicar el test BDS, el cual es el test más popular de detección de no linealidad. Se debe tener en cuenta las diferencias de poder y tamaño de cada test, los cuales pueden llevar a resultados opuestos o contradictorios para un determinado índice.

Los resultados del test de Hinich y Patterson sugieren un comportamiento no lineal tanto para ventanas de 25 como 35 datos para los índices de Rumania, Croacia, República Checa y Eslovenia. Para las ventanas de 35 datos solamente se encuentra evidencia de no linealidad para el índice de Ucrania y Rusia. No se encuentra evidencia

estadística de no linealidad a ninguna extensión de datos, para los índices de Bulgaria, Polonia y Hungría.

Al realizar el contraste con el popular test BDS encontramos que para los índices de Rumania, Hungría, Ucrania y Rusia, existe evidencia de no linealidad de forma sistemática, es decir, a cada conjunto de parámetros escogido. Existe evidencia mixta (aunque se soporta la existencia de no linealidad) para los índices de Croacia, República Checa, Eslovenia, Bulgaria y Polonia.

El siguiente trabajo está estructurado de la siguiente manera: en la sección 2 se realiza una definición de los principales conceptos utilizados a lo largo del trabajo, distinguiéndose entre los distintos tipos de eficiencia de mercado y demás conceptos referidos al comportamiento de datos financieros. En la sección 3 se realiza la revisión bibliográfica dividiéndose esta principalmente en 2 partes, siendo la primera de ellas la revisión de la principal literatura referida a países desarrollados, para luego analizar la referida a economías en desarrollo así como también revisar los papers que utilizan la misma técnica principal aquí utilizada¹. En la sección 4 se revisan los distintos test existente para detección de caos y no linealidad, incluyendo las primeras variantes (o versiones) del test aquí utilizado. En la sección 5 se presentan los datos del estudio, y se explica en detalle el sistema de cálculo de cada uno y mostrándose las principales estadísticas descriptivas de cada uno. En la sección 6 se presenta en detalle la metodología aquí empleada y se revisa la estructura formal del test. En la sección 7 se presentan los resultados tanto de la metodología de Hinich y Patterson como de su contraste mediante el test BDS. Finalmente, en la sección 8 se presentan las conclusiones del análisis anterior.

¹ El test biespectral de Hinich y Patterson

2. EFICIENCIA, CAOS Y NO LINEALIDAD EN SERIES FINANCIERAS

El análisis de series de tiempo es una importante herramienta para la macroeconomía, microeconomía y las finanzas ya que permite comprobar algunas relaciones teóricas en la práctica y encontrar patrones de comportamiento de innumerables variables económicas y financieras y con ello modelar las tendencias para entender como se mueven y correlacionan entre ellas.

Las teorías financieras anteriores a los años 70's como por ejemplo Fama (1965)² o Samuelson (1965)³ afirmaban que los retornos accionarios se comportaban de forma aleatoria, por lo tanto era imposible predecir el precio futuro de ellas de manera consistente; esto es la hipótesis de eficiencia de mercado, la cual establece que el mercado se ajusta (vía precios) de forma inmediata ante cada cambio (relevante) que ocurra en el entorno de las variables que interactúan con el precio del activo en cuestión. Esto tiene implicancia de dos formas distintas:

- Los ajustes automáticos en los precios accionarios impiden a los agentes obtener retornos superiores a los normales, o sea, el conocimiento de nueva información no es suficiente para que el agente puede aprovechar las ventajas del mismo, debido a la rápida internalización que hace el mercado.
- Las empresas sólo recibe el valor justo en cada transacción; con esto las oportunidades favorables de financiamiento, producto del engaño a los inversionistas no están disponibles en los mercados.

Luego Harry Roberts (1967)⁴ introdujo una división entre distintos tipos de eficiencia en los mercados (débil, semi fuerte y fuerte) con lo cual se modifica la esperanza del cambio en el precio de una acción luego de que los agentes internalicen nueva información relevante. En esta nueva clasificación las diferencias se dan

² "The Behavior of Stock Market Prices", Journal of Business, 38: 34-105.

³ "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly", Industrial Management Review, Pag. 41-49.

⁴ "Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market".

básicamente en la rapidez de respuesta por parte de los agentes a cambios en el entorno, debido a que en las tres hipótesis se utilizan distintos conjuntos de información. La clasificación más común habla que los 3 conjuntos de información relevante son: información de precios históricos, información pública disponible e información interna a la empresa.

El primer tipo de hipótesis de eficiencia de mercado es la del tipo débil en que se incorpora todo tipo de información referente a la serie histórica del precio de la acción. Acá el rendimiento esperado hoy es igual a la suma del retorno esperado más un paseo aleatorio, por lo cual es imposible predecir el rendimiento esperado actual del activo.

El segundo tipo de hipótesis de eficiencia de mercado es en la forma semifuerte, la cual se da cuando los precios reflejan toda la información (relevante) que es públicamente conocida. Un mercado será eficiente en la forma fuerte cuando los precios de la acción reflejen el conjunto de información existente, el cual es compuesto tanto por la información públicamente disponible como también información privada que sólo posean algunos agentes.

Luego investigaciones posteriores de Fama y otros autores encontraron evidencia de que el mercado era eficiente solo en su forma débil y no en su forma fuerte o semi fuerte. Esto quiere decir que se puede predecir con el comportamiento pasado de la acción de una empresa (más su información pública y privada disponible), solo para periodos cortos y acotados.

Por otra parte el caos es un proceso no lineal determinístico que “pareciera” ser aleatorio, pero no lo es. Así el caos es interesante por varias razones, por ejemplo, en la literatura del ciclo económico existen dos formas de generar fluctuaciones en el producto. Por ejemplo, en los modelos de series de tiempo de Box Jenkins, la economía tiene un equilibrio estable, pero constantemente enfrenta distintos shocks (por ejemplo guerras, cambios climáticos, etc.) que perturban el equilibrio. Entonces las fluctuaciones económicas se producen por estos shocks, así en ausencia de ellos la economía se encontraría en un estado estacionario. En los modelos de crecimiento caótico, la

economía sigue una dinámica no lineal, los cuales son autogenerados y nunca se extinguen. Entonces los shocks externos no son necesarios para causar fluctuaciones. En las finanzas los analistas bursátiles siempre están buscando explicaciones para los movimientos en los precios de los títulos o activos, especialmente para los movimientos grandes como el *crash* del 19 de octubre de 1987. Una explicación para esto es que existen noticias (no anticipadas) que hacen cambiar drásticamente las expectativas de los inversionistas y con ello el valor de los activos. Otra explicación es que el mercado se comporta como un proceso caótico caracterizado por grandes fluctuaciones ocasionalmente.

En el trabajo que presentamos a continuación lo que nos interesa investigar es el comportamiento estadístico de los índices accionarios de las economías europeas emergentes, en cuanto a reconocer específicamente si estos datos presentan un comportamiento no lineal, lo que nos permitiría determinar en que grado se observa la hipótesis de eficiencia en dichos mercados. Esto además tiene consecuencias relevantes en el hecho de que se podría intentar realizar administración de portfolio obteniendo beneficios sobrenormales de forma sistemática. En los últimos años se ha avanzado bastante en el campo econométrico de la no linealidad en cuanto a los test para detectar la no linealidad y los modelos para esquematizar de mejor manera los datos de este tipo, así han aparecido bastantes estudios empíricos al respecto para distintos mercados (y variables tanto económicas como financieras), encontrándose según Hinich, que la no linealidad en los datos pareciera ser un fenómeno inherente de la naturaleza misma de los datos financieros (principalmente). Hsieh (1995)⁵ encuentra que los datos diarios de retornos exhiben dos características principales: los cambios en los precios no están autocorrelacionados, mientras los cambios en valor absoluto si lo están. Esto es generado por conductas no lineales en los datos. Dentro de los procesos no lineales este autor diferencia los del tipo aditivos y del tipo multiplicativo. Procesos no lineales aditivos son consistentes con la visión de que el retorno esperado es variante en el tiempo. Modelos no lineales multiplicativos son consistentes con la idea que la volatilidad esperada es variante en el tiempo. En el estudio específico de series de

⁵ D. Hsieh (1995) "Nonlinear dynamics in financial markets: evidence and implications". Financial Analyst Journal / July-August, 1995.

tiempo, Sary Levy Carciente (2004)⁶ presenta una buena definición de la no linealidad, en su trabajo “El Mercado Financiero: ¿Eficiente o Predio de la Complejidad?” de esta forma: “simplemente cuando los efectos no son proporcionales a las causas, es decir, que ante una misma causa el mercado reacciona en diferentes proporciones dependiendo de las circunstancias”. Otros autores señalan que los datos bursátiles, además de tener un comportamiento no lineal tienen un comportamiento caótico. En esta línea investigativa encontramos por ejemplo a Hsieh (1991)⁷ que encuentra que algunas series bursátiles siguen una tendencia dinámica caótica, encuentra evidencia de heterocedasticidad condicional y además concluye que la distribución de estas series no se comportan como una series idénticas e independientemente distribuidas, por lo tanto se necesitan modelos de heterocedasticidad condicional más flexible.

⁶ Mercado Financiero: ¿Eficiente o predio de la complejidad?, Revista venezolana de Análisis de coyuntura, Venezuela, 10 (1): 29-46. 2004.

⁷ “Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets”, Journal of Finance, 46: 1839-1877, 1991.

3. REVISIÓN BIBLIOGRAFICA

En cuanto a los estudios empíricos de mercados bursátiles buscando no linealidades en distintas partes del mundo, gran parte de los estudios realizados centra la atención en las series de tiempo relacionadas a economías desarrolladas, las cuales presentan características claramente distintas respecto de las economías a analizar en el presente estudio. Abhyankar, Copeland y Wong (1995)⁸ encuentran que el índice FTSE-100 de Inglaterra presenta un comportamiento caótico y no lineal usando datos en tiempo real, esta conclusión la encuentran en especial en series de entre 1 y 5 minutos. Por otra parte Pandey, Kohers y Kohers (1998)⁹ buscan no linealidades en el mercado bursátil de Nueva York y Over The Counter (OTC) y encuentran que los grandes portfolios de la bolsa de Nueva York son manejados por una influencia caótica determinística de baja dimensión, haciéndolos potencialmente predecibles. McKenzie (2001)¹⁰ también intenta seguir por la línea investigativa del caos y presenta un estudio empírico con un test llamado “close return test” el cual rechaza la hipótesis que las series se comportan caóticamente para 12 índices de 10 países, pero hay fuerte evidencia de no linealidades complementada con el test BDS. Mas tarde Pandey, Kohers y Kohers (1998)¹¹ hacen un estudio para Estados Unidos y los principales mercados de Europa y encuentran que las series son no estacionarias para Inglaterra y Suiza, también hay evidencia para caos de alta dimensión en Alemania, Italia y Estados Unidos, en cambio para Francia se encuentra un proceso determinístico, por lo tanto no podrían ser explotadas las no linealidades en este ultimo caso. Sarantis (2001)¹² rechaza la linealidad para los mercados bursátiles del G-7 y señala que se pueden hacer ganancias predictivas explotando las estructuras no lineales de los modelos STAR. Luego Kosfeld y Robé (2001)¹³ buscan no linealidades en los retornos accionarios de los bancos alemanes y encuentran que es importante diferenciar si las dependencias son aditivas o multiplicativas, en este ultimo caso se pueden usar modelos GARCH, en otro

⁸ “Uncovering Nonlinear Structure in Real-Time Stock-Market Indexes: the S&P 500, the DAX, the Nikkei 225, and the FTSE-100”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15: 1-14, 1997.

⁹ “Using Nonlinear Dynamics to Test For Market Efficiency Among the Major U.S. Stock Exchanges” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 37, No. 2, Summer 1997, Pages 523-545

¹⁰ “Chaotic Behavior in National Stock Market Indices: New Evidence From the Close Returns Test” *Global Finance Journal* No. 12, Pag 35-53. 2001.

¹¹ “Deterministic Nonlinearity in the Stock Returns of Major European Equity Markets and the United States” *The Financial Review* No. 33 Pag 45-64. 1998

¹² “Nonlinearities, Cyclical Behaviour and Predictability in Stock Markets: International Evidence”, *International Journal of Forecasting*, 17: 459-82, 2001.

¹³ Testing for Nonlinearities in German Bank Stock Returns, *Empirical Economics*, 26: 581-97, 2001.

caso se deberían usar modelos no lineales si se quieren predicciones confiables. Un estudio mas reciente de Bao y Lee (2005)¹⁴ encuentran que es posible explotar las no linealidades en los modelos extramuestralmente, aunque de forma asimétrica ya que se puede hacer solo para la cola derecha de la distribución de los retornos, usando el criterio KLIC para medir la divergencia y el error de especificación.

En economías emergentes podemos destacar a Afonso y Teixeira (1998)¹⁵ que investigan en su estudio la dependencia no lineal en el mercado accionario portugués con varios test y rechazan la hipótesis de linealidad en él, encontrando que se pueden explotar estas no linealidades a fin de obtener retornos sobrenormales de forma sistemática. Una aplicación más específica de un test particular es el testeo de la no linealidad por medio del test BDS en el mercado griego (índice ateniense) realizada por Barkoulas y Travlos (1998)¹⁶ encuentra evidencia de no linealidad, a pesar de que esta es débil en cuanto al proceso generador de datos. Ahmed, Rosser y Uppal (1999)¹⁷ también encuentran una fuerte evidencia de no linealidades pero esta vez para los mercados bursátiles de Australia, Hong Kong, Japón, Korea, Malasia, Nueva Zelanda, Filipinas, Singapur, Taiwán y Tailandia. Lim y Hinich (2005)¹⁸ encuentran usando el test de ventanas de Hinich que el índice KLCI de Malasia es no lineal, pero por largos periodos de la serie es ruido blanco y luego se vuelve no lineal y se puede predecir. El test BDS es utilizado de forma exclusiva por Gandhi y Saadi (2005)¹⁹ para el análisis del índice accionario de Túnez encontrándose evidencia para rechazar la hipótesis de ruido blanco para dicho índice. El rechazo de dicha hipótesis es debido, según los autores, al resultado de la dependencia no lineal de la serie.

¹⁴ “Asymmetric Predictive Abilities of Nonlinear Models for Stock Returns: Evidence from Density Forecast Comparison”

¹⁵ “Non-linear Tests of Weakly Efficient Markets: Evidence from Portugal”, *Estudios de Economía*, 19: 169-87, 1998.

¹⁶ J. Barkoulas and N. Travlos (1998) “Chaos in an emerging capital market? The case of the Athens stock exchange”. *Applied Financial Economics*, 1998, 8, 231-243

¹⁷ “Evidence of Nonlinear Speculative Bubbles in Pacific-Rim Stock Market” , *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 39 No. 1 Pages 21-36 1999

¹⁸ “Non-linear Market Behavior: Events Detection in the Malaysian Stock Market” *Economic Bulletin* Vol. 7, No. 6, Pag 1-5 2005

¹⁹ D. Gandhi and S. Saadi (2005) “Testing for nonlinearity and modelling volatility in emerging capital markets: The case of Tunisia

En cuanto a estudios que apliquen específicamente el Test biespectral de Hinich que será utilizado en la presente investigación encontramos el estudio de análisis de tipos de cambio de Brooks y Hinich (1998)²⁰ en que se estudia la no linealidad de 10 divisas respecto a la libra esterlina, encontrando evidencia de fuerte no linealidad, la cual implica que la estructura estadística de los tipos de cambio no pueden ser capturada por medio del modelamiento de modelos GARCH. Este es uno de los papers más influyentes en análisis de tipos de cambio, materia la cual no será analizada en este estudio, al igual que el comportamiento no lineal de otras variables financieras (spread de bonos soberanos, movimientos en tasas de interés, etc) y económicas²¹. Otras aplicaciones empíricas del test a utilizar en el presente estudio lo encontramos en Lim y Hinich (2001)²² los cuales son los pioneros en realizar este tipo de análisis a mercados asiáticos mediante el test de ventanas de Hinich, encontrando una dependencia no lineal que parece no ser persistente ni estable para todos los mercados analizados. El proceso encontrado es cambiante a través del tiempo, el cual pasa de ser un ruido blanco a uno con dependencia no lineal estocástica en alguna extensión de tiempo, para luego volver a ser ruido blanco. Otro estudio de índices asiáticos de Kim, Azali, Habibullah y Liew (2002)²³ analiza la no linealidad aplicando el test biespectral de Hinich para una muestra de cuatro economías (Hong Kong, Malasia, Singapur y Japón) encontrando fuerte evidencia de aquello. Con esto se soporta de cierta manera la hipótesis encontrada en investigaciones anteriores en cuanto al hecho de que la no linealidad en series de tiempo de índices accionarios (u otras variables financieras) es un fenómeno recurrente y tiene importantes implicancias para la eficiencia de mercado, y para el modelamiento y valoración de activos (especialmente derivados). Lim, Hinich y Liew (2005)²⁴ desestima el uso de modelamiento vía estructura GARCH luego de testear a través del test de Hinich para índices accionarios de 8 economías asiáticas consideradas, ya que se encuentra evidencia de violación del supuesto de estacionariedad en la covarianza, el cual es requerido para utilizar dicha clase de modelos. Fernández-Serrano y Sosvilla-

²⁰ C. Brooks and M. Hinich (1998) "Episodic nonstationarity of exchange rate". *Applied Economic Letter*, 1998, 5, 719-722.

²¹ Aquí la literatura es extensa ya que incluye análisis tanto de variables macroeconómicas (desempleo, inflación, etc.) como de variables microeconómicas (productividad de mercado laboral, etc)

²² Lim, Kian-Ping and Melvin J. Hinich, (2005) "Cross-temporal universality of non-linear dependencies in Asian stock markets." *Economics Bulletin*, Vol. 7, No. 1 pp. 1-6

²³ Kiang-Ping Liam, M. Azali, M.S. Habibullah and Venus Khim-Sen Liew (2002) "Are non-linear dynamics a universal occurrence? Further evidence from Asian stock markets".

²⁴ Kian-Ping Lim, Melvin Hinich and Venus Khim-Shen Liew (2005) "Statistical inadequacy of GARCH models for Asian stock markets: evidence and implications". *Journal of emerging market finance*, 4:3.

Rivero (2003) utilizan los test mas populares de detección de no linealidad (test de diferente poder) para concluir que los tipos de cambio asiáticos presentan fuerte evidencia de no linealidad, encontrándose además un fuerte rechazo al modelamiento de divisas vía estructuras del tipo ARCH o GARCH.

Este test también fue utilizado en otras economías emergentes como en el estudio de Romero, Bonilla y Hinich (2005)²⁵ los que analizan el fenómeno en índices latinoamericanos. Específicamente analizan los índices de Chile, Colombia, Perú, Venezuela, Brasil, México y Argentina, encontrando para todos ellos periodos de no linealidad altamente significativos seguidos por periodos en los que se comportan como ruido blanco.

Respecto de la muestra objetivo de la presente investigación la literatura específica es escasa encontrando principalmente a Murinde y Poshakwale (2001)²⁶, que utilizando datos de índices diarios de Croacia, República Checa, Bulgaria, Hungría, Polonia y Eslovaquia reportan evidencia de volatilidad con heterocedasticidad condicional constante y no linealidad. Estos resultados lo consiguen los autores al aplicar el test BDS. También en economías emergentes de Europa Central, Patev y Kanaryan (2003)²⁷ encuentran una clara no linealidad en el comportamiento de los retornos de los índices analizados, además de encontrar una respuesta asimétrica ante noticias positivas o negativas. En dicho estudio se analizan datos entre los años 1996-2002 encontrándose volatilidad creciente en periodos de crisis. Se utilizan los test de diagnósticos de Engle y Ng para nuevos impactos.

Como podemos ver en la revisión bibliográfica no existe evidencia empírica de las economías emergentes europeas disponible que utilicen es test de Hinich para la detección de no linealidad, sino que sólo existen estudios en que se utilizan los test comúnmente utilizados por los investigadores.

²⁵ Romero-Meza, Bonilla and Hinich (2005) “Episodic nonlinearity in Latin American stock market index”

²⁶ Murinde and Poshakwale (2001) Volatility in the Emerging Stock Markets in Central and Eastern Europe: Evidence on Croatia, Czech Republic, Hungary, Poland, Russia and Slovakia. *European Research Studies* v4, n3-4 (2001): 73-101

²⁷ Patev y Kanaryan (2003) Central European stock market volatility modelling and forecasting.

4. TEST DE NO LINEALIDAD

Existe una amplia gama de test para la detección de no linealidad y caos, los cuales vienen de la década de los 70's. Aquí revisaremos los test en forma más o menos general, para luego detallar el test de Hinich que utilizaremos en este estudio. Podemos adelantar que este proviene del estudio de Hinich y Patterson (1985)²⁸ que establece una metodología (“nueva” para la época) consistente en un test estadístico biespectral que permite detectar dependencias lineales o no lineales en las series de tiempo financieras a través de la división de la muestra en ventanas. Los principales test son detallados a continuación.

4.1 Test de Correlación Dimensional

Grassberger y Procaccia (1983)²⁹ sugirieron el test de correlación dimensional para caos. Para una discusión general de este test, empecemos con una serie de una dimensión $\{X_t\}_{t=1}^n$ la cual puede ser integrada en una serie de vectores de m dimensión $X_t = (X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-m+1})'$ dada la serie $\{X_t\}_{t=m}^n$. El valor de m seleccionado se llama “dimensión integrada” y cada X_t es conocida como “historia m ” de la serie $\{X_t\}_{t=1}^n$. Esto convierte una serie de escalares en una serie ligeramente más corta de (dimensión m) vectores con entradas traslapadas, en particular de la muestra de tamaño n , $N = n - m + 1$ pueden hacerse m historias. Asumiendo que el verdadero, pero desconocido, sistema generado $\{X_t\}_{t=1}^n$ es de dimensión θ con tal que $m \geq 2\theta + 1$, entonces N m historias recrean el dinamismo del proceso de la generación de datos y puede ser usada para analizar el dinamismo del sistema (ver Takens (1981)).

El test de correlación dimensional está basado en la función de correlación (o correlación integrada), $C(N, m, \epsilon)$, el cual para una dimensión integrada m dada es de esta forma:

²⁸ ‘Evidence of Nonlinearity in Daily Stock Returns’, Journal of Business and Economic Statistics, 3: 69-77.

²⁹ Characterization of Strange Attractors, Physical Review Letters 50, 346-349

$$C(N, m, \epsilon) = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{m \leq t \neq s \leq n} H(\epsilon - \|X_t - X_s\|)$$

Donde ϵ es un numero suficientemente pequeño, $H(z)$ es la función Heavside (la cual convierte a los argumentos positivos a 1 y los argumentos negativos a 0), y $\| \cdot \|$ denota la distancia inducida por la norma seleccionada (siendo la norma máxima la mas utilizada). En otras palabras la correlación integrada es el numero de pares (t, s) tal que cada componente correspondiente de X_t y X_s esta cerca del otro, la cercanía es medida en termino de la distancia siendo menor que ϵ . Intuitivamente, $C(N, m, \epsilon)$ mide la probabilidad que la distancia entre cualquiera historia m es menor a ϵ . Si $C(N, m, \epsilon)$ es grande (lo cual significa cercano a 1) para un muy pequeño ϵ , entonces los datos están bien correlacionados.

La dimensión de la correlación puede ser definida como:

$$D_c^m = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{\log C(N, m, \epsilon)}{\log \epsilon}$$

Así D_c^m es la pendiente de la regresión $\log C(N, m, \epsilon)$ versus $\log \epsilon$ para pequeños valores de ϵ , y depende de la dimensión, m . Como algo práctico se investiga el valor estimado de D_c^m mientras m se incrementa. Si m se incrementa D_c^m continua subiendo, entonces el sistema es estocástico. Si, no obstante, los datos son generados por un proceso determinístico (consistente con un comportamiento caótico), entonces D_c^m alcanza un limite de saturación finito mas allá de un relativamente pequeño m . La correlación dimensional puede por lo tanto ser usada para distinguir un verdadero proceso estocástico de un caos determinístico (el cual puede ser de baja o alta dimensión).

Mientras la medida de correlación dimensional es por lo tanto potencialmente muy útil en testear caos, las propiedades de la muestra de la correlación dimensional, son todavía desconocidas. Como Barnett, Gallart, Hinich, Jungeilges, Kaplan y Jensen (1995, pp. 306) proponen “Si la única fuente de aleatoriedad es (observación) ruido en los datos, y si ese ruido es pequeño, entonces es posible filtrar ese ruido fuera de los

datos y usar el test de correlación dimensional determinísticamente. De todas formas si la estructura económica que genera los datos contiene disturbios estocásticos con sus ecuaciones, la correlación dimensional es estocástica y su distribución derivada es importante en producir inferencia confiable”.

De todas formas si la correlación dimensional es grande como en el caso de del caos de alta dimensión, sería difícil estimarla sin un enorme set de datos. En consideración a esto Ruelle (1990) argumenta que una serie caótica solo puede ser distinguida si la correlación dimensional es menor a $2\text{Log}_{10}N$, donde N es el tamaño de la muestra, sugiriendo que con las series de tiempo económicas la correlación dimensional solo puede distinguir caos de baja dimensión desde un proceso estocástico de alta dimensión (ver a Grassberger y Procaccia (1983) para mas detalles).

4.2 Test de McLeod-Li

Este test para el efecto ARCH fue propuesto en 1983 en base a las sugerencias de Granger y Andersen (1978). Este ve la función de autocorrelación de los cuadrados de los datos pre-blanqueados y testea si la $\text{CORR}(X_t^2, X_{t-j}^2)$ es distinta de cero para algún j. La autocorrelación del rezago j para el residuo al cuadrado es estimada por:

$$\hat{r}(j) = \frac{\sum (X_t^2 - \sigma^2)(X_{t-j}^2 - \sigma^2)}{\sum (X_t^2 - \sigma^2)}$$

Donde

$$\sigma^2 = \sum X_t^2 / N$$

Bajo la hipótesis nula que X es un proceso iid McLeod y Li (1983) demuestran para un L suficientemente largo que es asintóticamente distribuida en una Chi cuadrado con L grados de libertad, bajo la nula de mecanismo generador de datos lineal. Típicamente L se bordea los 20.

$$Q = N(N+2) \sum \hat{r}^2(j) / N-j$$

4.3 Test de Engle LM

Test propuesto por Engle (1982) para detectar alteraciones ARCH. Este test debiese tener también poder contra las alternativas GARCH. Como un test multiplicadores de Lagrange, este está basado en el R^2 de una regresión auxiliar, en este caso:

$$X_t^2 = \alpha_0 + \sum \alpha_i X_{t-i}^2 + v_t$$

Bajo la nula de un mecanismo generador lineal para X_t , NR^2 para esta regresión es distribuida asintóticamente Chi cuadrado con m grados de libertad. Se estima que este debe ser 5.

4.4 Test BDS

Para lidiar con los problemas de usar el test de correlación dimensional, Brock, Dechert, LeBaron y Scheinkman (1996)³⁰ inventaron un nuevo test estadístico conocido como el test BDS (ver también a Brock, Hsieh y LeBaron (1991)³¹). El test BDS testea la hipótesis nula de blancura (observaciones independiente e idénticamente distribuidas) contra una alternativa no especificada usando técnicas no paramétricas.

El test BDS está basado en el test de correlación integral de Grassberger y Proaccia (1983). En particular bajo la hipótesis nula de blancura, el test BDS es de la siguiente forma:

$$W(N, m, \varepsilon) = \sqrt{N} \frac{C(N, m, \varepsilon) - C(N, 1, \varepsilon)^m}{\hat{\sigma}(N, m, \varepsilon)}$$

³⁰ “A Test for Independence Based on the Correlation Dimension”, *Econometric Reviews* 15, 197-235.

³¹ “Nonlinear Dynamics Chaos and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence”, MIT Press, Cambridge, MA).

Donde $\sigma(N, m, \epsilon)^m$ es una estimación de la desviación estándar asintótica de $C(N, m, \epsilon) - C(N, 1, \epsilon)^m$ (la formula para $\sigma(N, m, \epsilon)^m$ puede encontrarse en Brock 1996). El test BDS es asintóticamente normal estándar bajo la hipótesis nula de blancura, ver a Brock (1996) para mas detalles.

La intuición detrás del test BDS sigue así. $C(N, m, \epsilon)$ es una estimación de la probabilidad que la distancia entre cualquier par de historias m X_t y X_s de las series $\{x_t\}$ es menor a ϵ . Si $\{x_t\}$ es independiente para $t \neq s$ la probabilidad de estos eventos conjuntos iguale al producto de la probabilidad individual. Es mas, si $\{X_t\}$ esta también idénticamente distribuida entonces todas las m probabilidades bajo el producto de los signos son las mismas. El estadístico BDS por lo tanto testea la hipótesis nula que $C(N, m, \epsilon) = C(N, 1, \epsilon)^m$ la hipótesis nula de blancura.

Puesto que la distribución asintótica del test BDS es conocida bajo la hipótesis nula de blancura, el test BDS provee una test directo (formal) para blancura en contra de dependencia general. Ahora, el test BDS no nos da un test directo para no linealidad o caos, puesto que la distribución de la muestra del test es conocida (en muestras finitas o asintóticas) bajo la hipótesis nula de no linealidad, linealidad o caos. Sin embargo, es posible usar el test BDS para producir evidencia indirecta sobre dependencia no lineal (ya sea caótica (es decir, determinística no lineal) o estocástica), lo cual es necesario pero no suficiente para caos (para mas detalle ver Barnett y Hinich. (1992)³²).

4.5 Test de Tsay

Este test es una generalización del test de Keenan (1985), el cual explícitamente observa la dependencia lineal cuadrática de los datos, usando términos rezagados a k periodos al cuadrado.

Sea $K = k(k+1)/2$ un vector columna $V_1 \dots V_k$ que contiene todo del producto cruzado de la forma $X_{t-i}X_{t-j}$ donde $i \in [1, k]$ y $j \in [i, k]$. Así, $v_{t,1} = X_{t-1}^2$, $v_{t,2} = X_{t-1} X_{t-2}$, $v_{t,3} = X_{t-1} X_{t-3}, \dots$, $v_{t,k} = X_{t-1} X_{t-k}$, $v_{t,k+1} = X_{t-2}^2$, $v_{t,k+2} = X_{t-2} X_{t-3}$, $v_{t,k+3} = X_{t-2} X_{t-4}, \dots$ y $v_{t,k} = X_{t-k}^2$

³² Empirical Chaotic Dynamics in Economics, Annals of Operations Research 37, 1-15.

Y sea $\hat{v}_{t,i}$ la proyección de $v_{t,i}$ en el subespacio ortogonal a X_{t-1}, \dots, X_{t-k} es decir, los residuos de la regresión de $v_{t,i}$ sobre X_{t-1}, \dots, X_{t-k}

Los parámetros $\gamma_1, \dots, \gamma_k$ son estimados aplicando OLS a la ecuación de regresión:

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \hat{v}_{t,i} + \eta_t$$

Luego el test de Tsay es ajustado a una usual F estadística para testear la hipótesis nula que $\gamma_1, \dots, \gamma_k$ son todos cero.

4.6 Test de Bicovarianza de Hinich

Este test asume que $\{X_t\}$ es una realización de un proceso estocástico estacionario de tercer orden y testea para la independencia usando la muestra de bicovarianza de los datos. La muestra (r,s) de bicovarianza es definida como:

$$C_3(r,s) = (N-s)^{-1} \sum X_t X_{t+r} X_{t+s}$$

con

$$0 \leq r \leq s$$

Las bicovarianzas de la muestra son así una generalización del parámetro de skewness. $C_3(r,s)$ son todos ceros para las medias cero, datos iid. Uno habría de esperar valores distintos de cero para $C_3(r,s)$ desde los datos en los cuales X_t depende de los productos cruzados rezagados, tales como $X_{t-i} X_{t-j}$ y términos de orden superior.

Así

$$G(r,s) = (N-s)^{1/2} C_3(r,s)$$

y definimos X_3 como

$$X_3 = \sum_{s=2}^t \sum_{r=1}^{s-1} [G(r,s)]^2$$

Bajo la hipótesis nula que $\{X_t\}$ es un proceso serialmente iid. Hinich y Patterson (1995) muestran que X_3 es asintóticamente distribuido $\chi^2(\ell(\ell-1)/2)$ para $\ell < N^{1/2}$; basados en sus simulaciones estos autores recomiendan usar $\ell = N^4$. El estadístico X_3 detecta diferencias de cero en las correlaciones de tercer orden; esto puede ser considerado una generalización del estadístico portmanteau de Box-Pierce.

4.7 Test Biespectral de Hinich

El biespectro en el dominio de la frecuencia es mas fácil de interpretar que la multiplicidad del tercer momento $\{C_{xxx}(r, s) : s \leq r, r = 1, 2, \dots\}$ en el dominio del tiempo (ver Hinich. (1982)). Para frecuencias ω_1 y ω_2 en el principal dominio dado por:

$$\Omega = \{(\omega_1, \omega_2) : 0 < \omega_1 < 0.5, \omega_2 < \omega_1, 2\omega_1 + \omega_2 < 1\},$$

El biespectro, $B_{xxx}(\omega_1, \omega_2)$, es definido por:

$$B_{xxx}(\omega_1, \omega_2) = \sum_{r=-\infty}^{\infty} \sum_{s=-\infty}^{\infty} C_{xxx}(r, s) \exp[-i2\pi(\omega_1 r + \omega_2 s)]$$

El biespectro es el doble de la transformación de Fourier del tercer momento y su poliespectro de tercer orden. El poder normal del espectro es el poliespectro de segundo orden y es una función de solo una frecuencia.

La función skewness $\Gamma(\omega_1, \omega_2)$ es definido en términos del biespectro como sigue:

$$\Gamma^2(\omega_1, \omega_2) = \frac{|B_{xxx}(\omega_1, \omega_2)|^2}{S_{xx}(\omega_1)S_{xx}(\omega_2)S_{xx}(\omega_1 + \omega_2)},$$

Donde $S_{xx}(\omega)$ es el (poder normal) espectro de $x(t)$ a la frecuencia ω . De esta forma el biespectro es complejamente evaluado, el valor absoluto (líneas verticales //) en la ecuación anterior designa el modulo.

Dentro de los principales avances recientes en esta área encontramos algunos nuevos test estadísticos, como por ejemplo el trabajo de Hinich (1996)³³, el cual presenta un test para los residuos de un modelo paramétrico lineal de series de tiempo ajustado a datos no gaussianos, el cual busca dependencias no lineales en los inputs del modelo, así sirve para validar la muestra, y para encontrar no linealidades en esta. Este es el test que utilizaremos en este estudio, y será explicado en extenso detalle en una sección posterior.

³³ “Testing for Dependence in the input to a Linear Time Series Model”, Journal of Nonparametric Statistics,; 205-21, .

5. DATOS

A continuación mostraremos una breve descripción de cada uno de los índices de Europa del este incluidos en este estudio, estos fueron elegidos ya que en general son economías emergentes y no han sido analizadas en extenso por estudios anteriores.

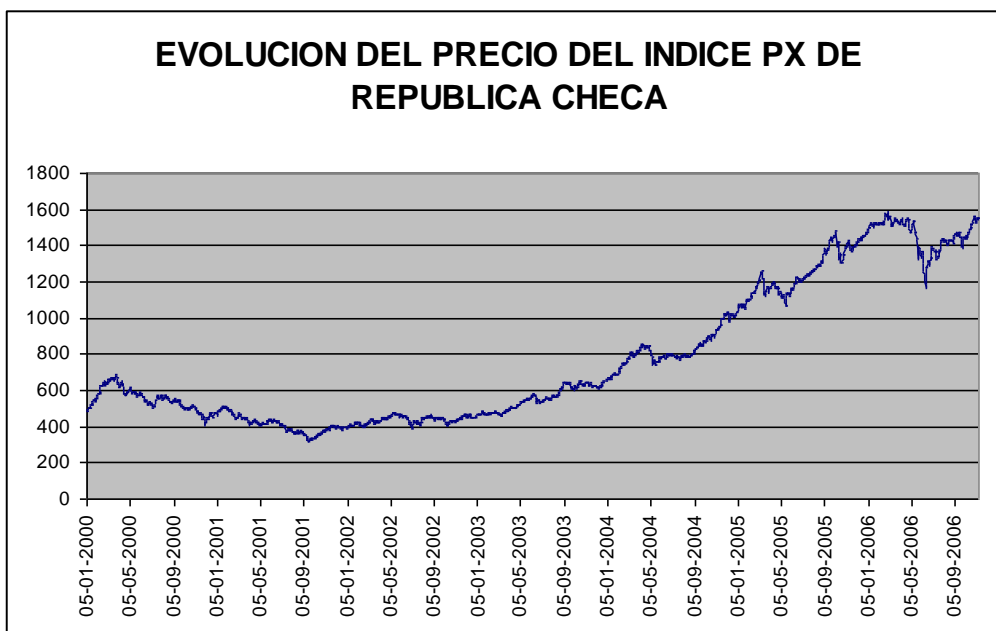
5.1 Republica Checa (PX)

El índice PX de Republica Checa comienza el 5 de abril de 1994 con una base de 1000 puntos a partir de un antiguo índice PX50 y se actualiza periódicamente el primer día de transacciones siguiente al tercer viernes de Marzo, Junio, Septiembre y Diciembre. La formula para su cálculo es la siguiente:

$$PX(t) = K(t) \times \frac{M(t)}{M(0)} \times 1000$$

En donde $K(t)$ es un factor de corrección, $M(t)$ es la capitalización en Coronas checas en el momento t , $M(0)$ es la capitalización en coronas checas al momento inicial y 1000 es la base. Para el cálculo de la base se extraen algunos títulos como por ejemplo los fondos mutuos, compañías que hayan cambiado sus títulos desde fondos de inversión, títulos no regulados o certificados. También se eliminaran todos los títulos no listados en esta bolsa de comercio además de muchas otras restricciones legales para los títulos.

De esta forma usaremos datos desde el 5 de Enero del año 2000 hasta el 9 de Noviembre del 2006. Así podemos ver en el grafico que el precio tuvo una caída sostenida desde abril del año 2000 hasta septiembre del 2001, pasando desde casi 680 Coronas a finales de abril hasta 320 Coronas en septiembre, para luego comenzar a subir hasta finales del año 2005 superando los 1580 Coronas a principios del presente año, y mas tarde tuvo una brusca caída de mas de 300 Coronas entre mediados de mayo y mediados de junio llegando a 1190 Coronas, pero luego ha estado remontando hasta el presente.

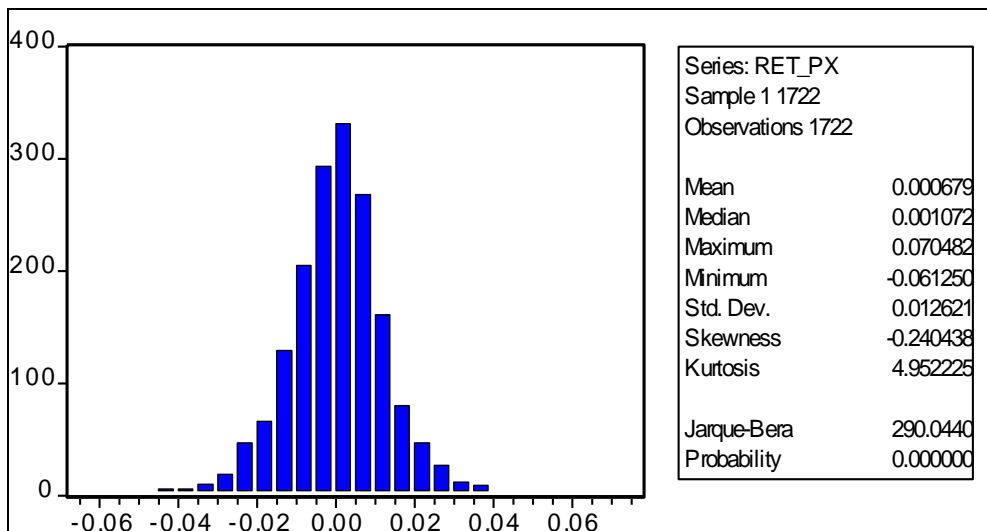


Por otra parte en las estadísticas descriptivas de sus retornos diarios podemos ver que no se comporta como una distribución normal estandarizada, ya que a pesar que su media es casi cero, su Skewness³⁴ no lo es, así es un tanto asimétrica con tendencia hacia la izquierda o retornos negativos, por otra parte presenta una Kurtosis³⁵ de 4.9522, es decir es una distribución leptocúrtica, de esta forma la distribución tiene colas delgadas. Por otra parte el test de Jarque Bera³⁶, que incluye ambos estadísticos, nos muestra a un nivel de significancia de 0.01 que la distribución no es normal.

$$^{34} S = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{X_t - \bar{X}}{\hat{\sigma}} \right)^3$$

$$^{35} K = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{X_t - \bar{X}}{\hat{\sigma}} \right)^4$$

$$^{36} JB = \frac{N-k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K-3)^2 \right); \text{ en donde la hipótesis nula corresponde a normalidad en la distribución de la serie, además el test tiene una distribución } \chi_2^2$$



Por otra parte para testear la autocorrelación de los datos usamos un correlograma y el test Q de Ljung-Box³⁷, luego para 5 rezagos solo podemos rechazar la hipótesis nula del test, la cual nos dice que no existe autocorrelación en los datos para el primer rezagos, es decir, el dato actual puede estar autocorrelacionado con el anterior, pero para los demás rezagos no se rechaza la hipótesis nula con más de un 95% de confianza.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	0.057	0.057	56.316	0.018
2	0.008	0.005	57.431	0.057
3	-0.028	-0.028	70.534	0.070
4	0.022	0.025	78.607	0.097
5	-0.001	-0.003	78.625	0.164

Otra prueba importante para los datos es la prueba de raíz unitaria, ya que los datos a pesar de estar altamente correlacionados entre ellos puede que en realidad no tengan relación, o sea, que solo se mueven de forma parecida a través del tiempo. Si la serie es no estacionaria quiere decir que sus valores no dependen del tiempo, además sus valores convergen a su media y tiene una varianza constante. Gran parte de los datos

$$^{37} Q_{LB} = (n(n-2)) \sum_{j=1}^n \frac{\rho^2(j)}{n-j}$$

donde ρ representa la autocorrelación del término j, n es el número de observaciones y h es el número de rezagos para la hipótesis nula.

financieros crecen y decrecen tendencialmente, por lo tanto se piensa que en general no son estacionarias. Para saber si nuestras series son estacionarias o no usaremos la prueba de Dickey-Fuller Aumentado:

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-18,1198
1% Critical Value*	-2,5669
5% Critical Value	-1,9395
10% Critical Value	-1,6157

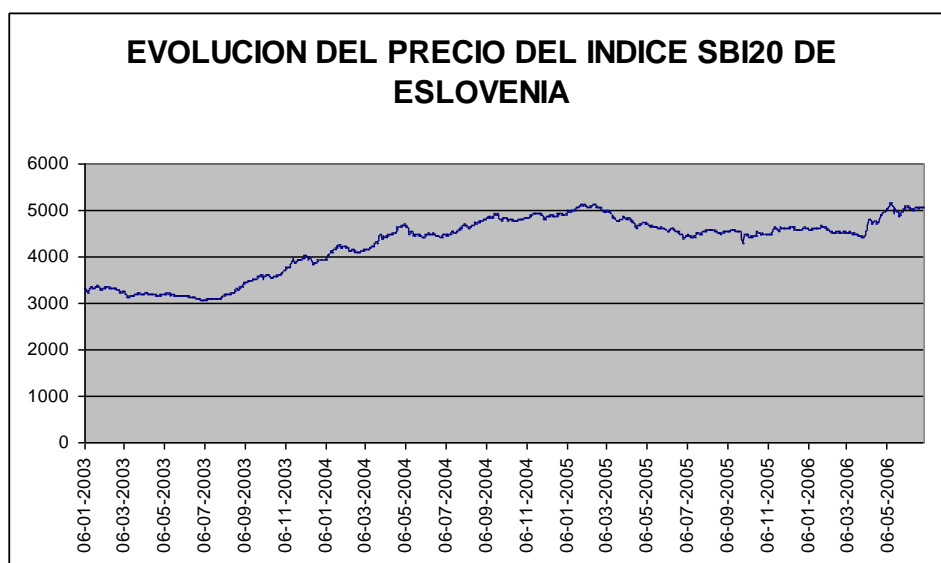
De esta forma la hipótesis nula de este estadístico nos dice que la serie tiene un comportamiento no estacionario, pero en este caso se puede rechazar la hipótesis nula y determinar que la serie tiene un comportamiento estacionario.

5.2 Eslovenia (SBI20)

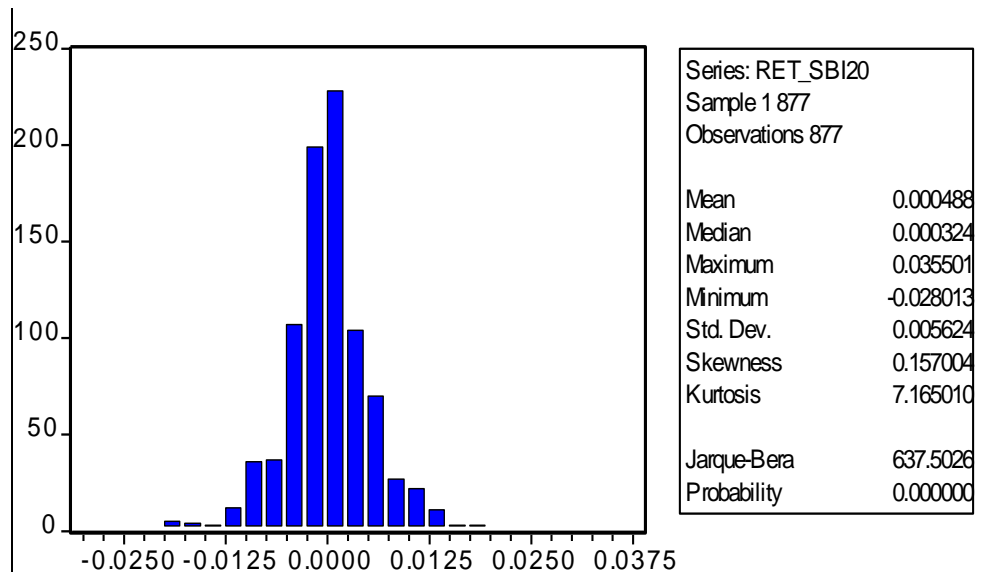
El índice SBI20 de Eslovenia contiene la información creíble de las 15 más grandes y líquidas empresas del mercado oficial de la bolsa de Ljubljana. Las empresas de este índice deben tener capitalización bursátil flotante para que el índice sea creíble, esto se obtiene sustrayendo del total de acciones emitidas las acciones que tienen estratégicamente ciertos actores y que tranzan rara vez, así se restan todas las acciones que tiene un solo individuo y que supera el 5% del total, todas las acciones que tiene el directorio que superen (todas juntas) el 5% del total, todas las acciones que tenga el gobierno o cualquier institución de él que tenga mas del 1% de la compañía, todas las acciones que tenga la misma compañía o filiales de esta que superen el 1% del total y todas las acciones que tengan fondos mutuos o fondos de pensiones. Así el índice es un promedio ponderado de 15 acciones con una ponderación entre un 0,93% y un 16,5%.

Emisor	Símbolo	Numero de Acciones en el Índice	Porcentaje del Índice
KRKA, d. d., Novo mesto	KRKG	579,276	16.65%
PETROL, d.d., Ljubljana	PETG	859,92	15.16%
TELEKOM SLOVENIJE, d.d.	TLSG	1,291,608	14.04%
MERCATOR, d.d., Ljubljana	MELR	1,410,813	9.75%
PIVOVARNA LAŠKO, d.d., Laško	PILR	5,348,661	7.32%
GORENJE, d.d., Velenje	GRVG	7,943,079	6.69%
SAVA, d.d., Kranj	SAVA	859,51	6.52%
LUKA KOPER, d.d., Koper	LKPG	4,138,622	6.02%
INTEREUROPA, d.d., Koper	IEKG	4,747,177	4.40%
ISTRABENZ, d.d., Koper	ITBG	2,623,635	3.70%
HELIOS, DOMŽALE, d.d., Domžale	HDOG	88,818	3.00%
MERKUR, d.d., Naklo	MER	450,422	2.86%
AERODROM LJUBLJANA, d.d., Brnik-aerodrom	AELG	888,928	1.64%
JUTEKS, d.d., Žalec	JTKG	331,182	1.34%
TERME ČATEŽ, d.d., Brežice	TCRG	155,622	0.93%

Para nuestra muestra de este índice tomamos datos desde el 6 de Enero del 2003 hasta el 30 de Junio del 2006. El precio se mantuvo mas menos constante alrededor de 3300 Tolares (moneda de Eslovenia) hasta Agosto del 2003 para luego aumentar sostenidamente superando los 5000 Tolares a principios del 2005, pero durante el resto del año 2005 y principios del 2006 su precio oscilo alrededor de 4500 Tolares para terminar aumentando bruscamente en abril y estar por sobre 5000 Tolares durante mayo y junio.



Sus estadísticas descriptivas nos muestran que la serie no se distribuye como una normal estandarizada, su Skewness es de 0.1570, lo que nos dice que no es simétrica y esta sesgada a la derecha, es decir tiene mas probabilidad de tener retornos positivos, su Kurtosis es 7.1650, es decir es leptocúrtica o tiene colas delgadas. El test de Jarque-Bera nos muestra finalmente que su distribución no es normal ya que rechazamos su hipótesis nula de normalidad con un nivel de confianza superior al 99%.



Usando un correlograma y el test Q de Ljung-Box para 5 rezagos rechazamos la hipótesis nula de que la serie no esta autocorrelacionada, es decir, existe evidencia de que el dato actual de la serie esta autocorrelacionado con los 5 rezagos anteriores.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	0.311	0.311	85.343	0.000
2	-0.012	-0.121	85.478	0.000
3	-0.096	-0.061	93.597	0.000
4	-0.001	0.055	93.599	0.000
5	0.054	0.030	96.148	0.000

Usando la prueba de Dickey-Fuller aumentado podemos ver si la serie es o no estacionaria, en este caso como en muchos datos financieros se rechaza la hipótesis nula y se determina que la serie tiene un comportamiento estacionario.

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-12.09205
1% Critical Value*	-2.5681
5% Critical Value	-1.9398
10% Critical Value	-1.6158

5.3 Rusia (RTSI)

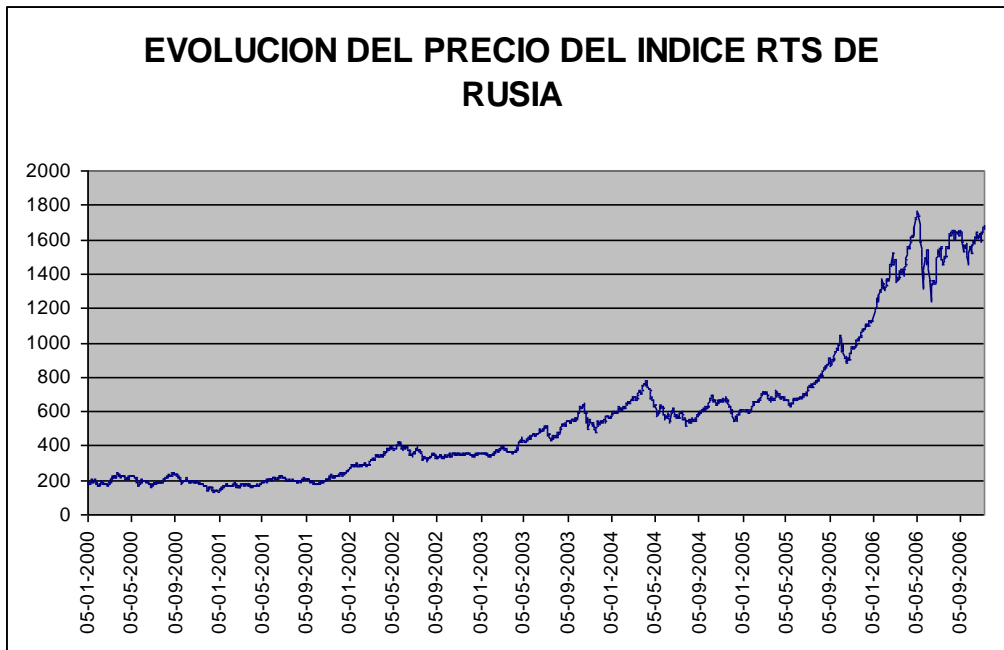
El índice RTSI de Rusia es calculado en base a la lista de las 50 acciones mas líquidas y se actualiza cada 3 meses (el día 15 de Marzo, Junio, Septiembre, Diciembre). Para calcular este índice se divide la capitalización actual por la capitalización en Rublos³⁸ a la fecha del inicio del índice y se multiplica por el valor inicial del índice que es 100 y por un coeficiente de corrección por dividendos, así la formula queda:

$$I_n = Z_n \times I_1 \times \frac{MC_n}{MC_1}$$

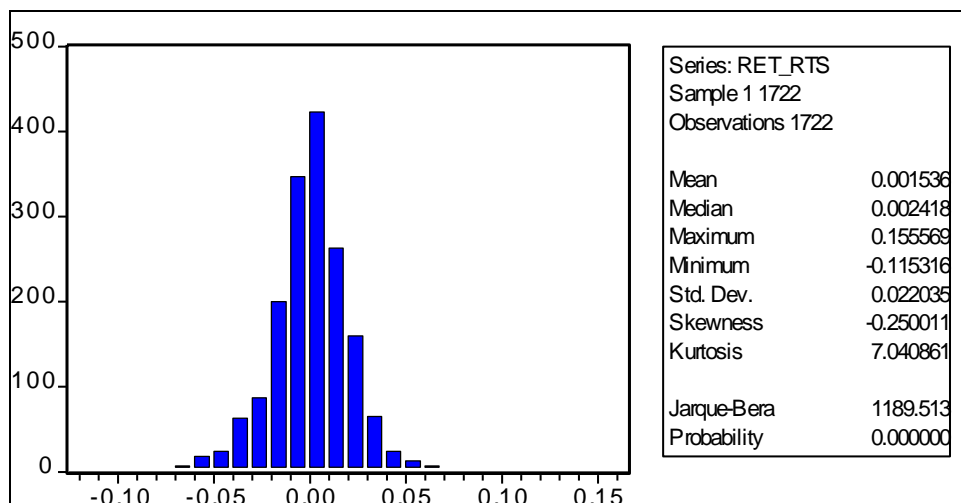
Se comenzó a calcular desde el primero de septiembre de 1995 y se recalcula cada 30 minutos, además tiene algunas restricciones, como que los títulos que lo componen no pueden representar mas del 15% del índice.

Para nuestra base utilizamos datos desde el 5 de Enero del año 2000 hasta el 9 de Noviembre del 2006. El precio de este índice se mantuvo alrededor de 200 Rublos hasta octubre del 2001 para luego aumentar constantemente hasta mediados del 2002 y llegar a 400 Rublos para luego descender levemente y mantenerse alrededor de 360 Rublos hasta mediados del 2003. Luego ha aumentado bastante hasta mediados del 2005, con una gran caída de más de 200 Rublos desde abril hasta Septiembre del 2004 y luego ha aumentado espectacularmente hasta la fecha pero con grandes oscilaciones en su precio, especialmente durante el 2006.

³⁸Moneda Rusa a la cual esta expresado el índice.



Su distribución no es normal ya que la hipótesis nula de normalidad del test de Jarque Bera se puede rechazar con un nivel de confianza por sobre el 99%, su Skewness es de -0.2500, es decir la distribución esta sesgada hacia la izquierda y con ello hay mas probabilidad de retornos negativos, su Kurtosis es de 7.0408, lo que quiere decir que tiene colas delgadas.



Para saber su autocorrelación seguimos utilizando el test Q de Ljung-Box de un correlograma, de esta forma rechazamos la hipótesis nula, de esta forma existe evidencia de que existe autocorrelación en los datos.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	0.067	0.067	77.536	0.005
2	0.004	0.000	77.843	0.020
3	-0.034	-0.035	98.072	0.020
4	0.041	0.046	12.770	0.012
5	0.041	0.035	15.633	0.008

Para probar si la serie es estacionaria usamos la prueba de Dickey-Fuller Aumentado, y en este caso también nos dice que la serie tiene un comportamiento estacionario ya que podemos rechazar la hipótesis nula del test.

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-17.39240
1% Critical Value*	-2.5669
5% Critical Value	-1.9395
10% Critical Value	-1.6157

5.4 Hungría (BUX)

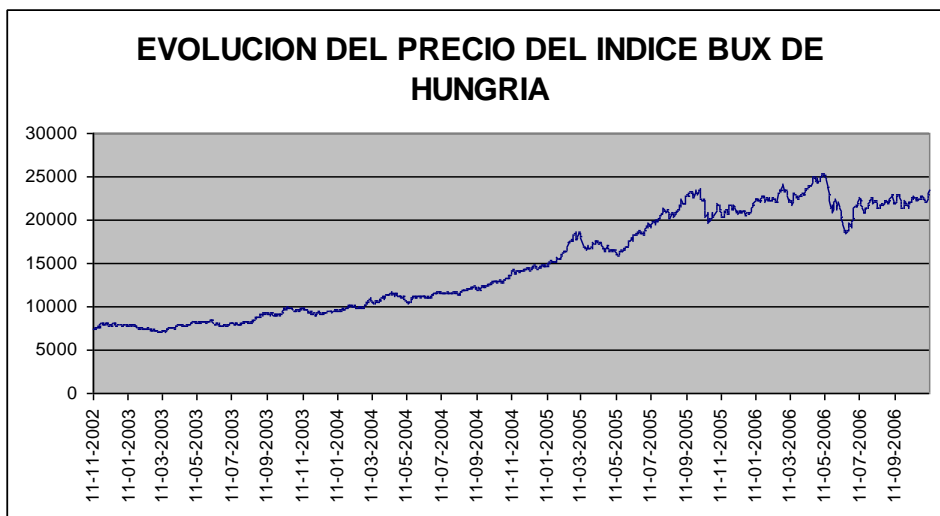
El índice BUX de Hungría tiene una cantidad de acciones variable, ya que se toman todas las acciones del mercado y se van descartando con una serie de restricciones, como por ejemplo que se hayan transado por lo menos el 95% de los días en los últimos 6 meses, tenga información pública creíble, presente estados de resultados periódicamente, que por lo menos el 1% del valor de los activos sea representado en las acciones transadas, que la capitalización sea de por lo menos de un billón de Forintos³⁹, etc. Así se crea un portfolio de mercado llegando como máximo a 25 acciones dentro de él y se actualiza dos veces al año, el primero de Marzo y el primero de Septiembre. La fórmula para calcularlo es la siguiente:

$$BUX_t = K \times \frac{\sum_{i=1}^n P_{it} \times Q_{iT} \times D_i}{\sum_{i=1}^n P_{i0} \times Q_{iT}} \times 1000$$

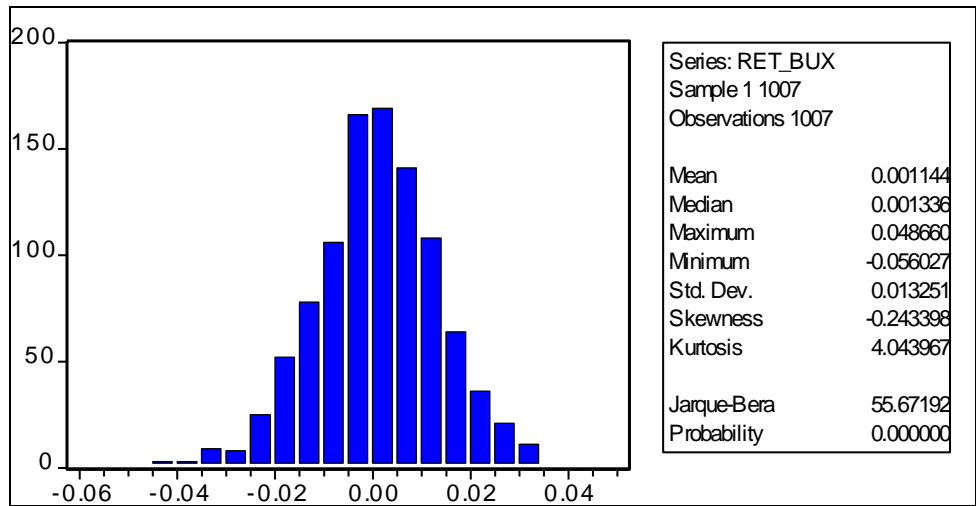
³⁹ Moneda Húngara a la cual está expresada el índice.

En donde $P_{it} \times Q_{iT}$ representa la capitalización en Forintos de la empresa i al momento T , D_i es un factor (con un valor distinto para cada serie de acciones) para ajustar el cambio en el precio de mercado de una acción i al pagar dividendos. K es un factor de ajuste para asegurar la continuidad del índice.

Así nuestros datos para este índice comienzan el 11 de Noviembre del 2002 y terminan el 9 de Noviembre del 2006. El nivel del índice aumentó constantemente desde el 2002 hasta principios del 2005 pasando de 7450 Forintos hasta sobre 15200 Forintos en Enero, para luego aumentar mucho mas rápidamente llegando hasta 18400 Forintos en Marzo de ese año y después caer bajo 16400 Forintos en Mayo; luego remontó rápidamente superando los 23000 Forintos en Octubre y volver a caer bajo los 20000 Forintos ese mismo mes. Luego a seguido aumentando pero con grandes oscilaciones en su nivel y otra fuerte caída desde sobre 25000 Forintos hasta bajo los 18000 Forintos entre Mayo y Junio del 2006 y luego a oscilado en torno a 22000 Forintos durante el resto del año.



Su distribución según el test de Jarque-Bera no es normal ya que rechazamos su hipótesis nula por sobre un 99% de confianza. Su Skewness es de -0.2433 por lo tanto esta cargada hacia la izquierda con mas probabilidad de tener retornos negativos. Su Kurtosis se de 4.0439, es decir tiene una distribución leptokurtica o de colas delgadas.



En cuanto a su autocorrelación usamos un correlograma y el test Q de Ljung-Box, y con ello no podemos rechazar la hipótesis nula de que no existe autocorrelación en la serie.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	0.053	0.053	28.113	0.094
2	-0.007	-0.010	28.680	0.238
3	-0.001	0.000	28.684	0.412
4	0.006	0.006	29.090	0.573
5	0.014	0.014	31.127	0.683

Tampoco tiene comportamiento no estacionario pues rechazamos la hipótesis nula del test de Dickey-Fuller aumentado.

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-13.44797
1% Critical Value*	-2.5678
5% Critical Value	-1.9397
10% Critical Value	-1.6158

5.5 Ucrania (PFTS)

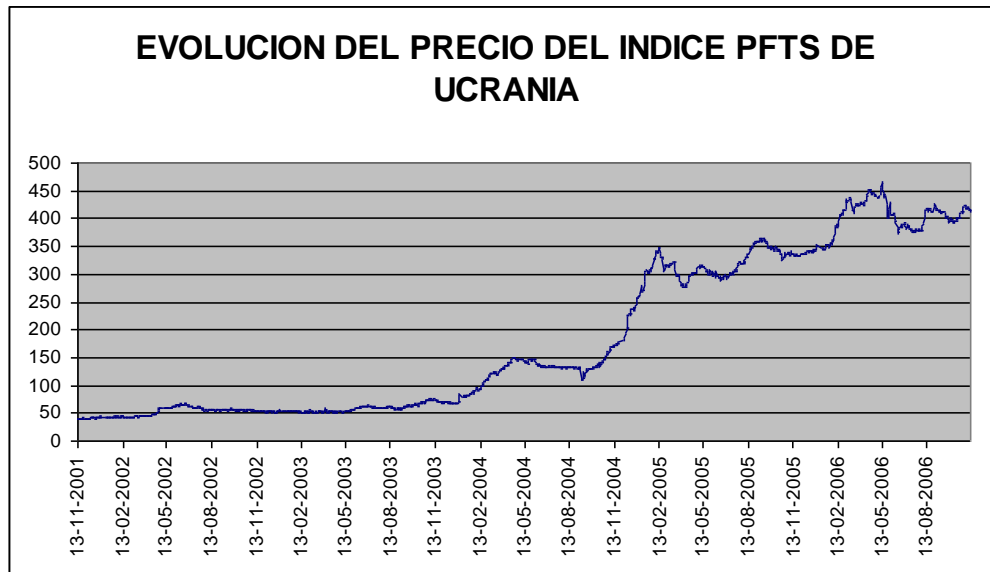
El índice PFTS de Ucrania es calculado como un promedio ponderado de las 14 acciones más líquidas, así cada una de estas acciones es ponderada entre un 0.86% y un 19.11% para conformar el índice, también se le aplica un factor de corrección K para eliminar el efecto de la cantidad de acciones del índice que tenga el gobierno y afecten

el nivel de transacciones, esta lista de acciones se actualiza todos los meses según los títulos mas líquidos. Este índice se calcula desde el primero de octubre de 1997, y se comenzó con una base 100.

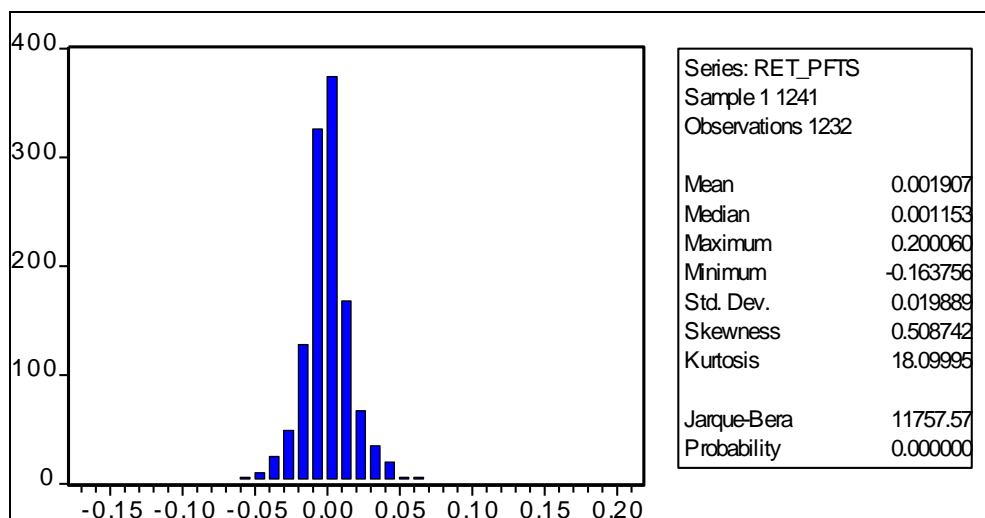
Emisor	Símbolo	Factor de Corrección K	Porcentaje del Índice
"Nizhnodniprovsky Pipe Rolling Works"	NITR	0.3867	19.11%
"Ukrnafta"	UNAF	0.0800	16.59%
"Ukrtelekom"	UTEL	0.0714	14.02%
"Ukrsocbank"	USCB	0.1190	9.56%
"Zakhidenergo"	ZAEN	0.2990	9.36%
"Dniproenergo"	DNEN	0.2396	6.17%
"Centrenergo"	CEEN	0.2171	5.77%
"Aval"	BAVL	0.0650	5.71%
Konzern Stinol	STIR	0.1787	4.36%
"Kyivenergo"	KIEN	0.3727	3.70%
"Poltava Ore Mining And Processing Enterprise"	PGOK	0.0400	1.82%
Donbasenergo	DOEN	0.1423	1.61%
"Luganskteplovoz"	LTPL	0.2400	1.36%
"Sumske Nvo Im. Frunze"	SMASH	0.0547	0.86%

Para nuestra base tenemos datos desde el 13 de Octubre del año 2001 hasta el 9 de Noviembre del 2006. En este caso el precio de este índice se expresa en Hryvni⁴⁰ y se mantuvo alrededor de 50 hasta agosto del 2003 y aumento hasta 100 en Mayo del 2004 y luego pasó de 130 Hryvni en Septiembre del 2004 hasta 350 Hryvni en Febrero del 2005. Después de una caída durante el resto de ese año estuvo alrededor de 300 y en Julio del 2005 comenzó a aumentar hasta 360 Hryvni en Septiembre de ese mismo año, luego el precio se mantuvo alrededor de 350 Hryvni i hasta el fin de ese año. Durante la primera parte del año 2006 paso de 350 Hryvni hasta 450 con grandes oscilaciones en su nivel y cayo bajo 380 en Agosto de ese año y luego a oscilado alrededor de 400 Hryvni el resto del año.

⁴⁰ Moneda de Ucrania a la cual esta expresada el índice.



Su distribución no es normal ya que su Skewness es 0.5087, es decir, es sesgada hacia la derecha o a los retornos positivos, su Kurtosis es 18.0999, así su distribución es leptokurtica, tiene colas delgadas. Luego podemos rechazar la hipótesis nula de normalidad del test de Jarque-Bera con un nivel de confianza superior al 99%.



Con respecto a si sus retornos están autocorrelacionados, rechazamos la hipótesis nula del test Q de Ljung-Box, por lo tanto los retornos actuales probablemente estén autocorrelacionados con retornos pasados.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	-0.203	-0.203	51034	0.000
2	0.064	0.023	56031	0.000
3	0.029	0.048	57063	0.000
4	0.004	0.018	57083	0.000
5	0.063	0.066	62037	0.000

Existe evidencia de estacionariedad ya que según el test de Dickey-Fuller aumentado podemos rechazar la hipótesis nula de que existe no estacionariedad en la serie.

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-14.67609
1% Critical Value*	-2.5674
5% Critical Value	-1.9396
10% Critical Value	-1.6157

5.6 Rumania (BET)

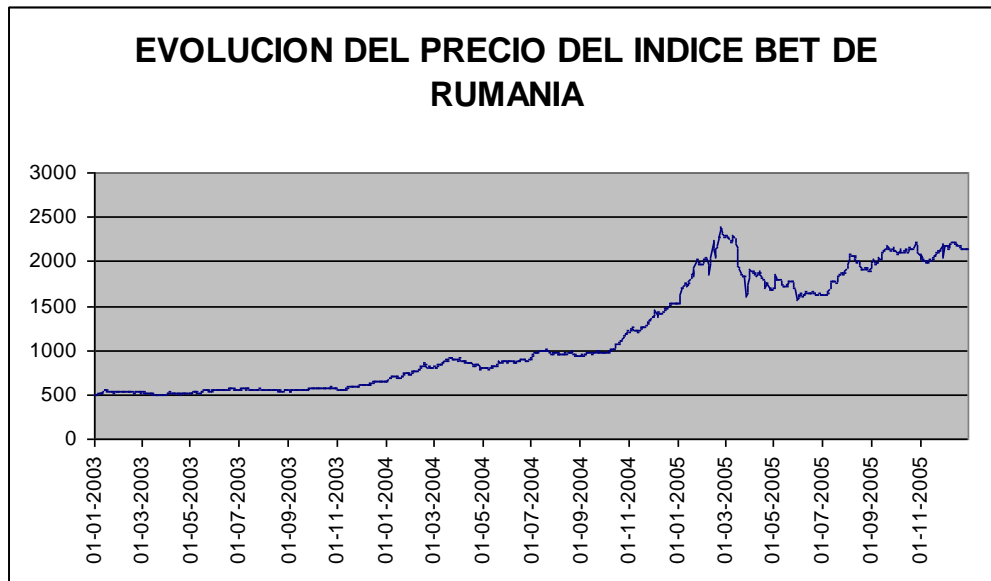
El índice BET del mercado bursátil de Bucarest en Rumania fue lanzado en Septiembre de 1997. Se compone de las 10 acciones mas líquidas listadas considerando una diversificación en distintos sectores. Este índice al igual que muchos otros también es un promedio ponderado, y luego ajustado por aumentos o disminuciones de capital, dividendos, divisiones, fusiones u otras actividades de las compañías que componen este índice. Otro objetivo de este índice es entregar un instrumento para hacer derivados (opciones y futuros de él).

Los criterios de selección son chequeados en forma trimestral examinando el desempeño de las acciones que componen el portfolio así como un creciente número de de compañías listadas que son potenciales reemplazantes. La decisión de actualización es adoptada por el comité. Actualmente más del 60% de la capitalización total del índice y 70% del volumen total tranzado es cubierto por las acciones pertenecientes al índice.

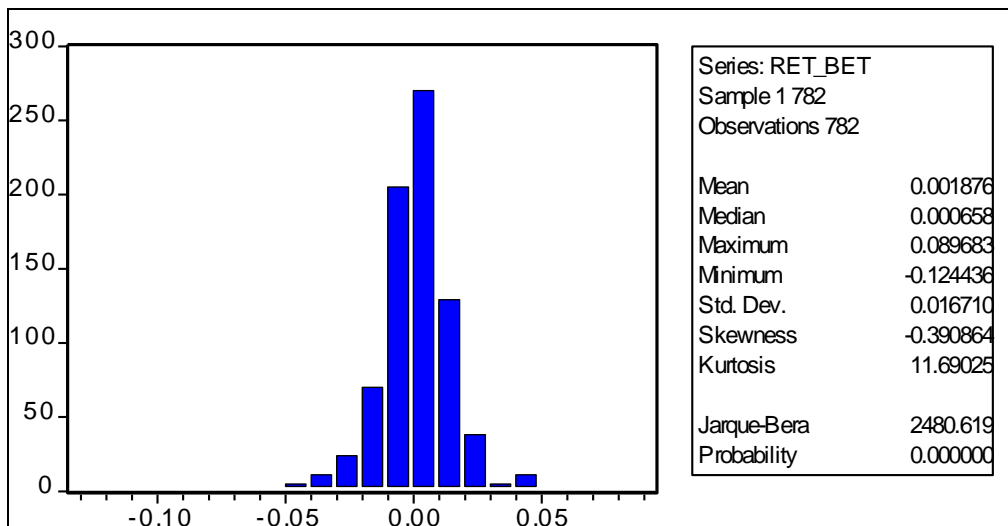
Emisor	Numero de Acciones	Porcentaje del Índice
Oltchim rm. Valcea	313814077	26.13%
Terapia Cluj - napoca	44893075	14.84%
Alro Slatina	12757170	13.69%
Automobile Dacia Pitesti	684471078	10.69%
Azomures Tg. Mures	209458459	10.61%
Antibiotice iasi	68499580	7.58%
Arctic Gaiesti	57186000	6.58%
Policolor Bucuresti	41425250	6.00%
Compa Sibiu	74175375	2.39%
Santierul Naval Constanta	6899481	1.48%

Para nuestra base de datos tenemos datos desde 1 de Enero del año 2003 hasta el 31 de Diciembre del 2005. El valor del índice tuvo una leve alza durante casi todo el año 2003 pasando de 490 Leus⁴¹ en Enero a 560 Leus en Noviembre, para luego aumentar rápidamente llegando a 900 Leus en Abril del 2004, luego tuvo una pequeña caída, pero se estabilizo en Junio con un valor alrededor de 1000 Leus para comenzar a aumentar mucho mas rápidamente nuevamente a partir de Octubre de ese mismo año, llegando a un valor históricamente alto, superando los 2200 Leus en Febrero del año 2005, pero luego se desplomo bajo los 1600 en Marzo, así tuvo bastantes oscilaciones en su precio hasta Julio, desde donde comenzó a repuntar superando los 2000 Leus en Agosto, luego se mantuvo sobre los 2000 Leus todo el resto del año pero con un precio bastante variante.

⁴¹ Moneda de Rumania al cual está expresado el índice.



En cuanto al comportamiento de los retornos podemos decir que no tiene una distribución normal ya que rechazamos la hipótesis nula del test de Jarque-Bera con un nivel de significancia de 0.01. Su distribución es asimétrica cargada hacia el lado izquierdo o hacia los retornos negativos, pues su Skewness es -0.3908, además su Kurtosis es 11.6902 lo que nos dice que tiene una distribución leptocúrtica o colas delgadas.



Con respecto a la autocorrelación de los retornos no podemos rechazar la hipótesis nula del test Q de Ljung-Box ni siquiera con un 90% de confianza, de esta forma no hay evidencia suficiente para afirmar que los datos estén autocorrelacionados.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	0.053	0.053	22464	0.134
2	0.032	0.029	30383	0.219
3	-0.041	-0.045	43920	0.222
4	-0.017	-0.013	46200	0.329
5	0.050	0.055	66041	0.252

Usando el la prueba de Dickey-Fuller aumentado encontramos que los retornos si son estacionarios pues hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula del test.

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-11.56283
1% Critical Value*	-2.5683
5% Critical Value	-1.9398
10% Critical Value	-1.6158

5.7 Croacia (CROBEX)

CROBEX es el índice oficial de la bolsa de comercio de Croacia. Este índice se comenzó a publicar el primero de Septiembre de 1997, pero la base del índice se fijo el primero de Julio y es de 1000. Este índice se calcula como un promedio ponderado de la capitalización bursátil expresados en Kunas⁴² con un máximo de 20% de una firma, así se calcula de la siguiente forma:

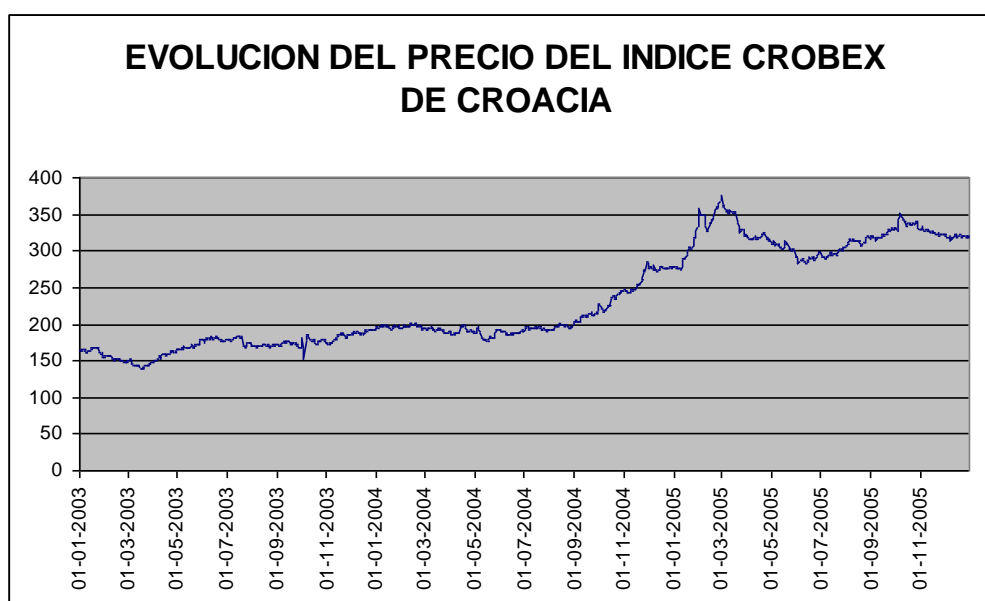
$$I_{jt} = \frac{M_j(t)}{K_t \times M(0)} \times 1000$$

En Donde $M_j(t)$ representa la capitalización bursátil en Kunas del índice en el momento t , $M(0)$ representa la capitalización bursátil en Kunas del índice en el momento inicial (20.301.203.005), K_t es un factor de ajuste diario. En este momento el índice se compone de 25 acciones, las cuales tienen que cumplir ciertos requisitos, por ejemplo deben tranzarse por lo menos el 75% de los días hábiles en los 6 meses antes de

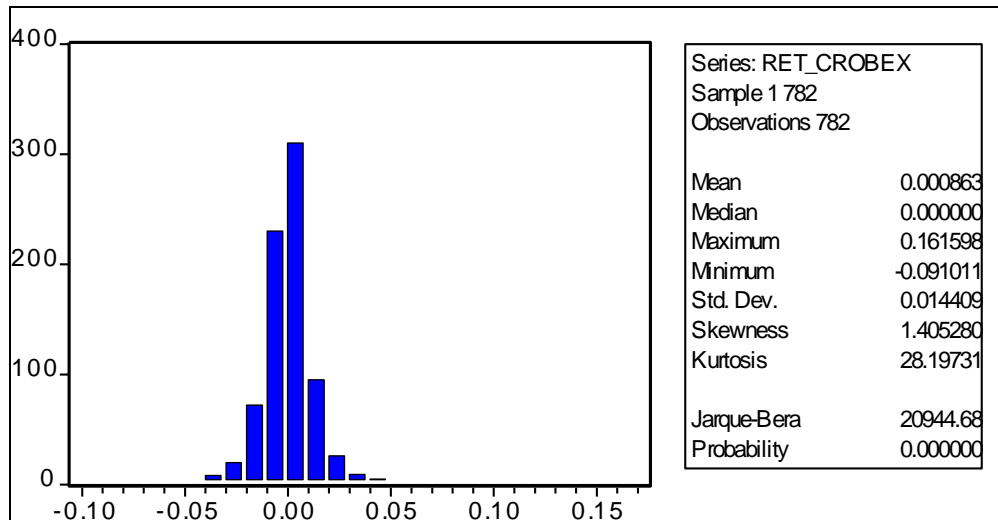
⁴² Moneda Croata a la cual esta expresado el índice.

ser incluidas, deben estar inscritas en la bolsa de comercio de Zagreb por lo menos 6 meses, su capitalización bursátil tiene que ser mayor a la del promedio de todas las acciones ordinarias. Este índice se revisa dos veces al año, el tercer viernes de Marzo y Septiembre.

Nuestra serie para este índice comienza el primero de Enero del año 2003 y termina el 31 de Diciembre del año 2005, de esta forma durante gran parte del periodo el precio se mantuvo en un rango entre 150 y 200 Kunas, pero a partir de Septiembre del 2004 comenzó a aumentar sostenidamente legando a 375 Kunas en Marzo de 2005, pero con una caída el mes anterior. Luego el nivel del índice cayo rápidamente llegando casi a 280 en Junio del 2005, después volvió a remontar llegando a un nivel de 350 Kunas en Octubre para luego volver a disminuir llegando a 320 Kunas al final de la serie.



La distribución de sus retornos esta bastante lejos de ser una normal ya que el valor arrojado por el test de Jarque-Bera es bastante alto y podemos rechazar la hipótesis nula de normalidad con una nivel de confianza superior al 99%. Por otra parte su Skewness tiene el valor de 1.4052, el cual nos dice que la distribución esta cargada hacia la derecha o a los retornos positivos, su Kurtosis es 28.1973, lo que quiere decir que tiene colas delgadas o una distribución leptocúrtica.



Al aplicar el test Q de Ljung-Box nos encontramos que no podemos rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación para el primer rezago, pero para los demás rezagos hay evidencia suficiente para afirmar que están correlacionados con el valor actual, pues para ellos podemos rechazar la hipótesis nula con un nivel de confianza del 95%.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	-0.035	-0.035	0.9399	0.332
2	-0.145	-0.146	17358	0.000
3	0.008	-0.003	17409	0.001
4	0.016	-0.005	17619	0.001
5	0.049	0.051	19519	0.002

En cuanto a la estacionariedad, usamos nuevamente el test de Dickey Fuller aumentado y rechazamos su hipótesis nula, por lo tanto encontramos evidencia suficiente para afirmar que la serie es estacionaria.

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-12.40816
1% Critical Value*	-2.5683
5% Critical Value	-1.9398
10% Critical Value	-1.6158

5.8 Bulgaria (SOFIX)

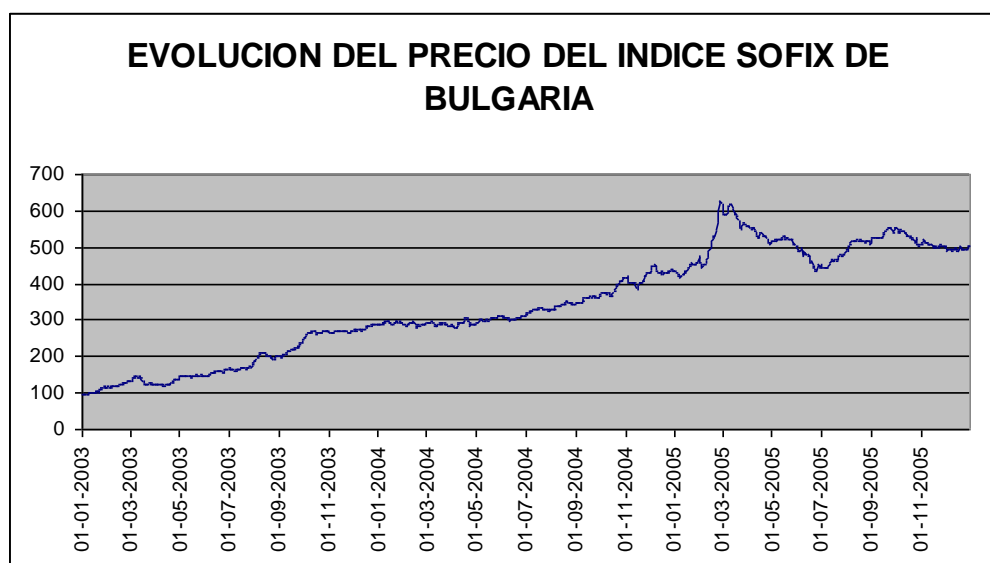
El índice SOFIX se comenzó a publicar el 20 de Octubre del año 2000 y partió con una base 100. Este representa una correlación de la suma de la capitalización de mercado de las compañías en Levs⁴³ de un día con el día siguiente. La capitalización de mercado es definida como el total de acciones por el promedio ponderado del precio de estas. Sólo las compañías mas líquidas son incluidas y deben cumplir con algunos requerimientos, como por ejemplo deben haber sido transadas por lo menos los últimos tres meses y no menos de un 20% de los días hábiles, su capitalización no debe ser menor a 2 millones de Lev de Bulgaria, no debe tener menos de 500 accionistas. Así el número de compañías dentro del índice puede variar entre 5 y 50.

$$SOFIX_t = SOFIX_{t-1} \times \left[\frac{\sum_{i=1}^n N_{i,t} \times P_{i,t} \times D_t}{\sum_{i=1}^n N_{i,t-1} \times P_{i,t-1}} \right] \times K$$

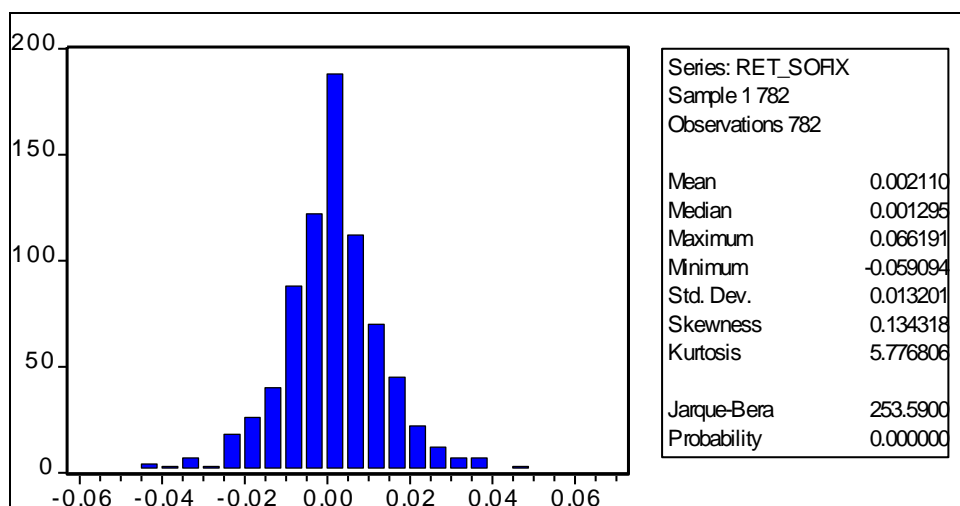
En donde SOFIX es el índice en el Mercado regulado de la bolsa de comercio, $N_{i,t-1}$ es el número de acciones en la respectiva emisión en el día T, $P_{i,t}$ es el precio promedio ponderado de la emisión i-ésima en el día T, $P_{i,t-1}$ es el precio promedio ponderado de la emisión i-ésima en el día T-1, n es el número de emisiones incluidas en el índice del portfolio

Para nuestra base de datos tenemos información del nivel de precios de este índice desde el primero de Enero del año 2003 hasta el 31 de Diciembre del año 2005, de esta forma podemos ver que el índice ha aumentado bastante y sostenidamente desde Enero del 2003 hasta Febrero del 2005 pasando de 100 Levs a 470 Levs para luego aumentar de forma espectacular entre Febrero y Marzo del 2005 superando el nivel de 600 Levs. Luego tuvo una caída llegando a 440 Levs en Junio pero ha tenido un pequeño remonte manteniéndose alrededor de los 500 durante el resto del año 2005.

⁴³ Moneda de Bulgaria a la cual esta expresado el índice.



Usando el Test de Jarque-Bera podemos ver que su distribución no es normal ya que podemos rechazar la hipótesis nula de normalidad con un nivel de confianza superior al 99%. Su Skewness es 0.1343, es decir los retornos tienen una probabilidad mayor de ser positivos pues la distribución está sesgada hacia la derecha. Su Kurtosis es 5.7768, por lo tanto al igual que los otros índices revisados es leptocúrtica.



Al revisar si la serie de retornos tiene autocorrelación encontramos usando el test Q de Ljung-Box que existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación, por lo tanto los retornos actuales y pasados están correlacionados entre sí.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	0.137	0.137	14638	0.000
2	0.157	0.141	34012	0.000
3	0.069	0.032	37732	0.000
4	0.101	0.070	45840	0.000
5	-0.009	-0.045	45907	0.000

También encontramos que los datos presentan estacionariedad ya que se rechaza la hipótesis nula del test de Dickey-Fuller aumentado.

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-10.44678
1% Critical Value*	-2.5683
5% Critical Value	-1.9398
10% Critical Value	-1.6158

5.9 Polonia (WIG20)

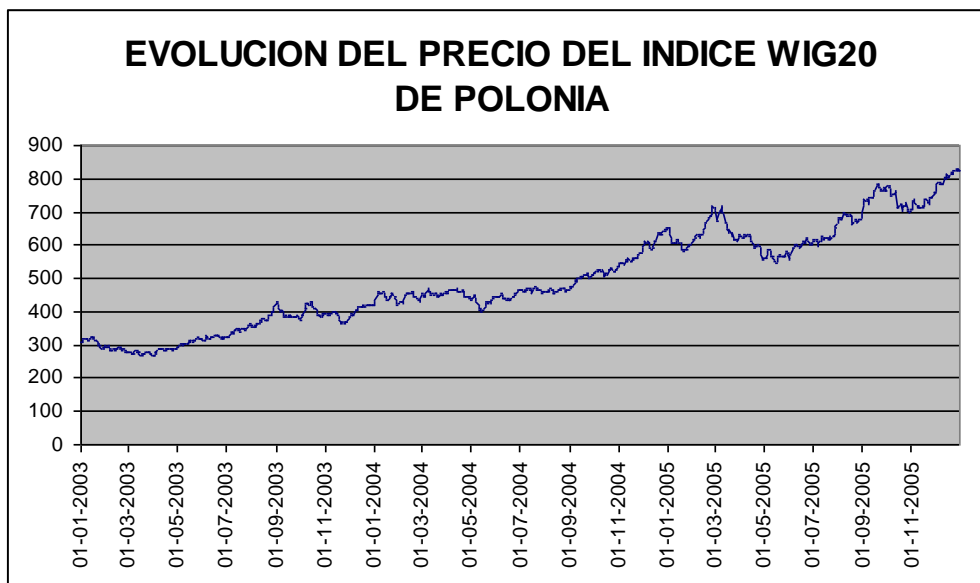
El índice WIG20 de Polonia se publicó por primera vez el 16 de Abril del año 1994 con una base de 1000 y una capitalización de 136.322,9 Zlotych⁴⁴. Este índice se compone de las 20 acciones más grandes y líquidas del mercado y se revisa una vez al año, el tercer viernes de Marzo y se ajusta 3 veces, el tercer viernes de Junio, Septiembre, Diciembre. Este índice de precios, excluye dividendos. De este índice se excluyen los fondos de inversión y tampoco pueden participar más de 5 compañías de un solo sector. La formula para calcular su valor es:

$$WIG20 = \frac{M(T)}{M(0) \times K(t)} \times 1000$$

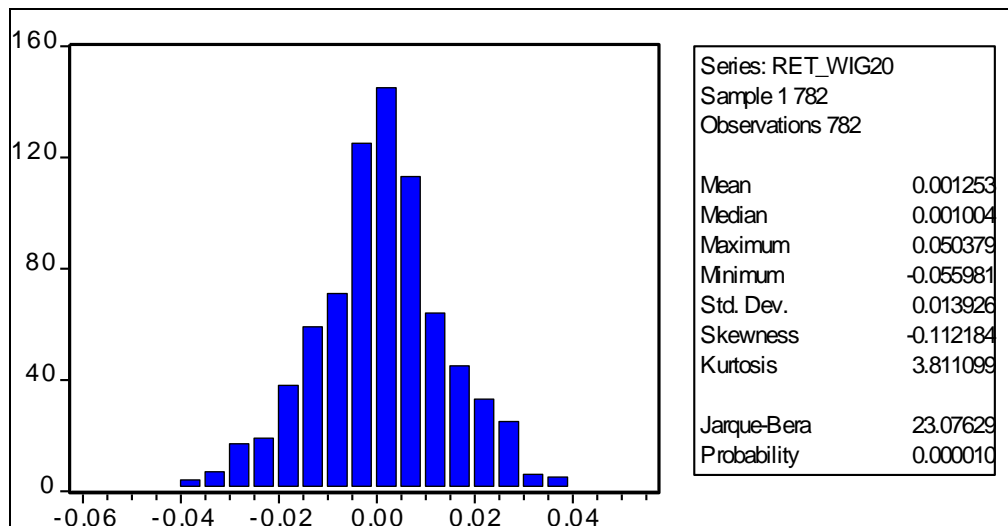
En donde M(t) es la capitalización del índice en Zlotych en el momento t, M(0) es la capitalización base y K(t) es el coeficiente de ajuste para el momento t.

⁴⁴ Moneda polaca a la cual esta expresado el índice.

Para este índice contamos con datos desde el primero de Enero del 2003 hasta el 31 de Diciembre del 2005. De esta forma se puede apreciar en el grafico de la serie que el nivel ha aumentado desde Enero del año 2003 hasta Marzo del 2005 pasando de 300 Zlotych a 712 Zlotych, pero con una fuerte volatilidad, incluso con una fuerte caída Enero del 2005. Luego de Marzo el precio del índice disminuyo bastante llegando a 550 Zlotych en Mayo, pero luego a seguido aumentando para ubicarse sobre los 800 Zlotych en Diciembre, pero siempre con la característica de una alta volatilidad en el nivel del índice.



En cuanto a sus retornos, estos no tienen una distribución normal, ya que su Skewness es -0.1121 , por lo tanto tienen un sesgo a tener retornos negativos, su Kurtosis es 3.8110 , de esta forma tiene colas delgadas. Con todo lo anterior aplicamos el test de Jarque-Bera y el valor que nos entrega nos permite rechazar la hipótesis nula de normalidad en los retornos del índice.



También encontramos que el retorno actual esta correlacionado con el anterior o primer rezago ya que usando el test Q de Ljung-Box nos permite rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación, no así con los rezagos posteriores, ya que no podemos rechazar la hipótesis nula con un valor de confianza mayor al 95% como en el caso del primer rezago.

AUTOCORRELACION				
REZAGOS	TOTAL	PARCIAL	Q-STAT	PROB
1	0.079	0.079	48574	0.028
2	0.029	0.023	55135	0.063
3	0.033	0.029	63786	0.095
4	-0.067	-0.073	99569	0.041
5	0.003	0.013	99655	0.076

Aplicando la prueba de Dickey-Fuller aumentado, encontramos que los retornos tienen la característica de estacionariedad ya que existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula del test que lo niega.

Dickey-Fuller Aumentado	
ADF Test Statistic	-12.17104
1% Critical Value*	-2.5683
5% Critical Value	-1.9398
10% Critical Value	-1.6158

6. METODOLOGIA

La metodología a utilizar en nuestro análisis ha sido desarrollado por Hinich y Patterson (1996) y consiste básicamente en un test de detección de dependencias, respecto de si son o no lineales. Este test tiene el plus de permitir encontrar exactamente el intervalo de tiempo en que se da cada una de estas condiciones. Esto gracias a una división de la muestra en ventanas, las que pueden ser traslapadas, no traslapadas y no sobretraslapadas. Sobre traslapadas significa que cada una de las ventanas posee sólo un dato en común. Media traslapadas quiere decir que la mitad de los datos de cada ventana corresponde al mismo porcentaje de la ventana siguiente. Por último, no sobretraslapadas significa que cada dato es exclusivo a una sola ventana.

Luego que se han ordenado los datos, la metodología contempla aplicar a cada una de las ventanas dos pruebas estadísticas independientes. La primera es la prueba de autocorrelación, C , que es una variante de Ljung-Box (detecta autocorrelación o dependencias lineales). Luego se realiza el test estadístico H , desarrollado por Hinich y Patterson, que busca bicorrelaciones o dependencias no lineales en cada una de las ventanas. Finalmente se engloban los resultados obtenidos para cada uno de los dos test en cada una de las ventanas formadas, y se está en condiciones de saber tanto si existe o no dependencia lineal en toda la serie, así como también los intervalos de tiempo en que estos ocurren (o no ocurren).

La definición formal de la metodología empleada es obtenida de Lim, Hinich y Liew (2003)⁴⁵. Supongamos que la secuencia $\{X(t)\}$ denota el proceso de los datos de la muestra, donde la unidad de tiempo t , es un número entero. El procedimiento de ventanas no sobretraslapadas utilizado aquí, establece un n que representa el largo de la ventana, con lo que la ventana número k es $\{X(t_k), X(t_{k+1}), \dots, X(t_{k+n-1})\}$. La siguiente ventana no traslapada, $k+1$, es $\{X(t_{k+1}), X(t_{k+1}+1), \dots, X(t_{k+1}+n-1)\}$, donde $t_{k+1} = t_k + n$. la hipótesis nula para cada ventana es que los $X\{t\}$ son realizaciones de un proceso estacionario de ruido puro, que tiene covarianza igual a cero. La hipótesis

⁴⁵ "Episodic Nonlinearity and nonstationarity in Asian Exchange Rates Return Series", Labuan Bulletin of International Business and Finance, Vol. 1, Page 79-93

alternativa en este caso es que el proceso es aleatorio con algunas correlaciones distintas de cero

$$C_{xx}(r, s) = E \left[\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-r} (X(t) - m_x)(X(t+r) - m_x)(X(t+s) - m_x) \right]$$

En el set $0 < r < s < L$, donde L es el número de rezagos.

Definiendo $Z(t)$ como las observaciones estandarizadas ($Z(t) = [X(t) - m_x] / S_x$) para cada $t = 1, 2, \dots, n$ donde m_x es la media muestral, mientras S_x representa la desviación estándar de la ventana correspondiente. La correlación muestral viene dado entonces por la siguiente expresión:

$$C_{xx}(r) = (n-r)^{-1/2} \sum_{t=1}^{n-r} Z(t)Z(t+r)$$

El test estadístico C para identificación de dependencias lineales es definido de la siguiente manera:

$$C = \sum_{y=1}^L \frac{1}{n-y} \sum_{t=1}^{n-y} Z(t)Z(t+y) \approx \chi^2(L)$$

La bicornelación (r,s) muestral es:

$$C_{xxx}(r, s) = (n-s)^{-1} \sum_{t=1}^{n-s} Z(t)Z(t+r)Z(t+s)$$

para $0 \leq r \leq s$. El estadístico H , el cual es utilizado para analizar dependencias no lineales dentro de una ventana en particular es definido como:

$$H = \sum_{s=2}^L \sum_{y=1}^{s-1} G^2(r, s) \approx \chi^2(L-1)(L/2)$$

Donde

$$G(r, s) = (n - s)^{1/2} C_{.xxx}(r, s)$$

Tanto en la prueba C como en la prueba H, el número de rezagos es definido como $L = n^b$ con $0 < b < 0.5$, pero escogido por quien realice el estudio. Simulaciones de Montecarlo, Hinich y Patterson (1996) establecen que el b óptimo es igual a 0.4 (aumenta el poder de las pruebas a un máximo, y asegura cumplimiento de la teoría asintótica).

Una ventana se define como significativa si el estadístico C o H rechaza la hipótesis nula de ruido blanco al nivel de confianza especificado. Aquí se usará un umbral de 0.001 (0.1%), lo que es equivalente a obtener un falso rechazo 1 vez dentro de cada 1000 (Error tipo I). la elección de este umbral se basa simplemente en escoger el mismo utilizado en los análisis empíricos llevados a cabo por los autores del test.

7. RESULTADOS

En esta sección presentaremos los resultados de la metodología de Hinich y Patterson para detectar no linealidades así como también los resultados del test BDS para reforzar nuestra hipótesis.

7.1 Resultados de la Metodología de Hinich y Patterson

En el análisis de no linealidad de los índices accionarios es importante considerar tanto las ventanas que presentan no linealidad, así como también las que presentan episodios de linealidad y no linealidad en forma conjunta; siguiendo la metodología utilizada por Hinich, Lim y Romero (2003).

En esta etapa realizamos todas las medidas para dos tamaños de ventanas no traslapadas distintas (25 y 35 observaciones). En cada una de las corridas se utilizaron las mismas técnicas consistentes en realizar la prueba de Hinich y Patterson a cada una de las series de índices accionarios, tomando como punto de partida un modelo del tipo AR (0). Si en esta primera especificación se encuentra evidencia de no linealidad en alguna ventana y además se encuentra ausencia de linealidad, entonces la prueba con dicha serie ha de concluir, concentrándose los resultados en las fechas y números de ventanas que presentan no linealidad. Si en lugar de esto se encuentran episodios de no linealidad en conjunto con episodios de linealidad se realiza la prueba para una especificación del tipo AR (1), para limpiar el efecto de la linealidad en dicha (s) ventana (s). Si en esta etapa nuevamente se encuentra la presencia conjunta de linealidad con no linealidad, se procede a repetir el procedimiento hasta llegar a una especificación “umbral” del tipo AR (3).

En la tabla 1 de esta sección se reportan los resultados obtenidos para cada uno de los índices accionarios europeos, para las especificaciones AR (0), AR (1), AR (2) y AR(3). Estos resultados incluyen el número de ventanas que presentan evidencia de linealidad (C) y no linealidad (H). Además, se incluyen los resultados para ventanas de

observaciones 25 y 35. Por ejemplo, el índice BET (Bucarest Exchange Trade) en la tabla presenta en la especificación AR (0) (que es donde se encuentran en forma primaria episodios de no linealidad sin presencia de linealidad conjunta) un valor para el estadístico $C = 0$ y $H = 3$. Con esto podemos deducir que tenemos 3 ventanas con episodios de no linealidad. Las fechas en que se encuentran dichas ventanas pueden ser vistas en la tabla 2 de esta misma sección. En la tabla 2 y tabla 3 encontramos un resumen de las características que se encuentran en la primera especificación de cada índice donde sólo se haya encontrado no linealidad o en la primera especificación donde no se haya detectado presencia tanto de linealidad como de no linealidad.

Tabla 1. Numero de Ventanas con Presencia de Linealidad y no Linealidad

	Length = 25								Length = 35							
	AR (0)		AR (1)		AR (2)		AR (3)		AR (0)		AR (1)		AR (2)		AR (3)	
	C	H	C	H	C	H	C	H	C	H	C	H	C	H	C	H
BET	0	3	0	3	0	3	0	3	0	1	0	1	0	1	0	1
BUX	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0
CROBEX	1	1	0	1	0	10	0	10	1	1	6	1	0	1	0	1
PFTS	2	1	0	0	0	0	0	0	5	2	0	1	0	0	0	0
PX	0	1	0	2	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1
RTS	1	0	1	0	0	0	0	0	0	4	0	4	0	2	0	2
SIB 20	1	2	0	1	0	1	0	1	0	2	0	1	0	1	0	1
SOFIX	2	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0
WIG 20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Primero analizaremos la parte izquierda de la tabla donde se trabaja con ventanas de 25 datos de extensión. Una vez que se corre la especificación AR (0) para cada uno de los 9 índices accionarios, podemos asegurar que el proceso ha sido completado para 4 de ellos. Específicamente podemos concluir que los índices BUX y WIG 20 no presentan ventanas ni con evidencia de linealidad ni tampoco presentan episodios de no linealidad. Por otra parte los índices BET y PX, no presentan ventanas con linealidad y sí presentan ventanas con episodios de no linealidad (BET presenta 3 ventanas, mientras PX presenta 1), seguidos o rodeados por comportamientos de ruido blanco de sus respectivos retornos. Con los otros 5 índices no podemos concluir nada hasta esta etapa de especificación. En la especificación del tipo AR (1) se corren nuevamente los 9 índices (a pesar de haber sacado conclusiones válidas para 4 de ellos). En esta especificación no se observan episodios de linealidad en los índices CROBEX,

PFTS, SIB 20 y SOFIX. Tanto para los índices PFTS como SOFIX tampoco se encuentra evidencia de no linealidad. Para los índices CROBEX y SIB 20 no existe evidencia de ventanas con linealidad (como fue expuesto anteriormente), pero en ambos casos existe evidencia de episodios de no linealidad en una ventana en cada serie. Ahora solo quedan por determinar episodios de no linealidad en el índice RTS. En la especificación AR (2) para el índice RTS no se observa evidencia de episodios ni de linealidad ni de no linealidad.

Ahora analizaremos los mismos índices analizados anteriormente pero con ventanas de extensión de 35 observaciones. Al realizar la primera especificación de modelos AR (0), no encontramos evidencia de linealidad en los siguientes índices: BET, BUT, PX, RTS, SIB 20 y WIG 20. Para los índices BUX y WIG 20 tampoco se encuentra evidencia de no linealidad, mientras que para los índices BET, PX, RTS y SIB 20 se encuentra evidencia de episodios de no linealidad rodeados por procesos de ruido blanco en cada serie de retorno. El número de ventanas que presenta evidencia de no linealidad es: 1, 1, 4 y 2, respectivamente. A continuación se procede con la especificación AR (1), para limpiar la existencia de linealidad en las series donde esta está presente. Aquí encontramos para los índices PFTS y SOFIX evidencia de que no existen episodios de linealidad, combinados con episodios de no linealidad en 1 ventana para el primer índice, mientras que para SOFIX no existe evidencia de no linealidad. Hasta la especificación AR(1) no podemos concluir nada para CROBEX por cuanto aún se debe limpiar la existencia de linealidad. Cuando se realiza la especificación AR(3) para el índice CROBEX, se encuentra evidencia de que no existen episodios de linealidad, mientras que la evidencia muestra que existe un episodio de no linealidad.

En la tabla 2 y tabla 3 se encuentran resumidas las estadísticas de cada índice en la especificación AR (p) en que se ha limpiado la presencia de linealidad (esto es la primera vez que el estadístico C revela que no existen ventanas con presencia de linealidad).

TABLA 2. RESUMEN DE LAS ESTADÍSTICAS DEL TEST DE HINICH.
VENTANAS DE 25 DATOS

	LENGTH = 25								
	BET	BUX	CROBE X	PFTS	PX	RTS	SIB 20	SOFI X	WIG 20
MODELO AR (p)	AR (0)	AR (0)	AR (1)	AR (1)	AR (0)	AR (2)	AR (1)	AR (1)	AR (0)
N° VENTANAS	31	40	40	49	68	68	35	31	31
VENTANAS H SIGNIFICATIVAS	3 9,68%	0 0%	1 2,50%	0 0%	1 1,47%	0 0%	1 2,86%	0 0%	0 0%
FECHAS									
	06/02/0 3 12/03/0 3		04/09/03 08/10/03		03/08/0 3 06/09/0 3		09/09/0 4 13/10/0 4		
	10/02/0 4 16/03/0 4								
	13/10/0 4 16/11/0 4								

TABLA 3. RESUMEN DE LAS ESTADÍSTICAS DEL TEST DE HINICH.
VENTANAS DE 35 DATOS

	LENGTH = 35								
	BET	BUX	CROBEX	PFTS	PX	RTS	SIB 20	SOFIX	WIG 20
MODELO AR (p)	AR (0)	AR (0)	AR (2)	AR (1)	AR (0)	AR (0)	AR (0)	AR (1)	AR (0)
N° VENTANAS	22	48	28	35	49	48	25	22	22
VENTANAS H SIGNIFICATIVAS	1 4,55%	0 0%	1 3,57%	1 2,86%	1 2,04%	4 8,33%	2 8,00%	0 0%	0 0%
FECHAS									
	06/01/04 23/02/04		04/09/03 22/10/03	16/09/02 03/11/02	11/04/04 01/06/04	07/06/00 26/07/00	26/08/04 13/10/04		
						15/05/03 03/07/03	11/05/05 28/06/05		
						01/12/03 22/01/04			
						16/01/06 06/03/06			

En resumen, encontramos episodios de no linealidad en 4 índices (BET, CROBEX, PX y SIB20) al utilizar ventanas no traslapadas con 25 observaciones, mientras que los episodios de no linealidad son evidentes en 6 índices (BET, CROBEX, PFTS, PX, RTS y SIB 20), cuando cada ventana posee 35 observaciones. Los índices que no presentan evidencia de no linealidad en ambas especificaciones muestrales son: BUX, SOFIX y WIG 20.

7.2 Resultados del Test BDS

A continuación procedemos a analizar los resultados obtenidos al correr el test BDS en el software econométrico E-views (Versión 5.0). En la tabla 4 que a continuación se encuentran los p-values respectivos a cada índice, a distintas dimensiones, las que van desde 2 hasta 6.

Tabla 4. P-Values de la hipótesis nula (ser iid) de cada índice de 2 a 6 dimensiones

		WIG 20	CROBE X	BET	SOFIX	BUX	PX	PFTS	SBI 20	RTS
	MODEL O	AR (1)	AR (2)	AR (1)	AR (2)	AR (1)	AR (1)	AR (1)	AR (1)	AR (1)
m = 2	0,5	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,8969 *	0,021 8	0,0000	0,000 0
	1	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,2661 *	0,000 0
	1,5	0,0031	0,1685*	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0
	2	0,0159	0,0493	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0
m = 3	0,5	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0
	1	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0
	1,5	0,0000	0,6901*	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0002	2	0,0000	0,000 0
	2	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0
m = 4	0,5	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0118	0,000 0
	1	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0
	1,5	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0
	2	0,0000	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0	0,0000	0,000 0
m =	0,5	0,0048	0,0030	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,2505	0,000

5				0		0		0	*	0
	1	0,0000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0041	0,000
	1,5	0,0000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0001	0,000
	2	0,0000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000
m = 6	0,5	0,0983	0,0815*	0,000	0,1601	0,000		0,000		0,000
	1	*		0	*	0	0,0000	4	0,0000	0
	1,5	0,0000	0,0018	0,000	0,0159	0,000	0,0000	0,000	0,583*	0,000
	2	0,0003	0,0005	0,000	0,0018	0,000	0,0000	0,000	0,0169	0,000
		0,0000	0,0010	0,000	0,0005	0,000	0,0000	0,000	0,0019	0,000

El test BDS, como ya fue descrito anteriormente, testea la hipótesis nula de que la serie analizada tiene un comportamiento independiente e idénticamente distribuido, contra la hipótesis nula de no ser iid (aquí se reúnen todas las posibles alternativas). Por esta razón en caso de rechazo de la nula, podemos decir que existe evidencia estadística de que la serie posee un comportamiento no lineal (esto dada la falta de independencia en los retornos analizados). Los valores de m en la tabla corresponden a las dimensiones analizadas. Los valores 0.5, 1, 1.5 y 2 corresponden al valor de las distancia escogidos, los cuales son 0.5, 1, 1.5 y 2 veces el valor de la respectiva desviación estándar de la propia serie⁴⁶.

Para cada una de las series se escogió la especificación autorregresiva que presentaba un mejor ajuste (basado en los criterios de información de Akaike y Schwarz, así como también en los resultados obtenidos al analizar los correlogramas respectivos)

El primer índice a analizar es WIG 20, en el cual se puede observar que desde las dimensiones 2 hasta la 5 existe un total rechazo a cada uno de las distancias escogidas (factores multiplicativos de la desviación estándar de la serie), mientras que cuando se analiza la dimensión 6, con un ponderador de la desviación de 0,5, no se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de serie iid al 1% ni al 5% (al 10% se rechaza la nula). Por todo lo anterior existe evidencia estadística que permite establecer que la serie presenta no linealidad.

⁴⁶ Esto es lo sugerido por Brock WA, Hsieh DA, LeBaron B (1992; pagina 52, Apéndice A)

Para el índice CROBEX en las dimensiones 2, 3 y 6, existe evidencia de no rechazo de la hipótesis nula cuando se utilizan múltiplos de la desviación estándar de 1.5, 1.5 y 0.5 veces respectivamente. En los 3 valores se produce un rechazo tanto al 1%, 5% como al 10%. Para todo el resto de las dimensiones analizadas, así como también distintos valores de epsilon, se rechaza la hipótesis nula. Existe evidencia de que la serie presenta no linealidad.

Para el índice SOFIX, en la dimensión 6 se produce un no rechazo a los niveles porcentuales usuales cuando se utiliza un valor de epsilon de 0.5 veces la desviación estándar. Para todo el resto de las dimensiones y valores de epsilon, se produce un fuerte rechazo de la nula. Por lo tanto existe evidencia de no linealidad en la serie de retornos de este índice.

En el análisis de PX encontramos evidencia de no rechazo de la hipótesis nula cuando vemos la dimensión 2, con un valor de epsilon que es el factor multiplicativo de la desviación estándar por 0.5 veces. Se produce no rechazo de la nula a niveles de 1%, 5% y 10%. Para todo el resto de las dimensiones analizadas, así como también a los distintos niveles de epsilon. Como conclusión existe evidencia de no linealidad en esta serie.

Para la serie de retornos del índice SBI 20 no se rechaza la hipótesis nula a las dimensiones 2, 5 y 6 cuando utilizamos valores de epsilon 1, 0.5 y 1 respectivamente. Los valores de los respectivos p-values sobrepasan los niveles correspondientes a 1%, 5% y 10%. Para el resto de las dimensiones y valores de epsilon se rechaza la nula. Por esto podemos decir que existe evidencia estadística de que la serie tiene comportamiento no lineal.

Para los índices BET, BUX, PFTS y RTS se rechaza la hipótesis nula a todos los niveles dimensionales así como también a todos los niveles de epsilon sugeridos y escogidos. Estas series tienen un comportamiento completamente no lineal, en base a las estadísticas encontradas.

En resumen podemos decir que los índices de Rumania (BET), Hungría (BUX), Ucrania (PFTS) y Rusia (RTS) evidencian un fuerte comportamiento no lineal, lo que es

corroborado en cada uno de los valores estadísticos otorgados por los p-values. Mientras que los índices de Croacia (CROBEX), Bulgaria (SOFIX), República Checa (PX), Polonia (WIG20) y Eslovenia (SBI20) presentan evidencia mixta, encontrándose en el mayor número de casos comportamiento no lineal.

Tenemos que tener presente las deficiencias del test BDS, las cuales son relativas al tamaño del test (esto es la capacidad de este para no aceptar la hipótesis nula cuando esta es cierta; comúnmente denominado error tipo I), a la potencia del test (capacidad del BDS para no aceptar la hipótesis nula cuando esta es falsa; comúnmente conocido como error tipo II). El test BDS además recoge cualquier tipo de dependencia (no linealidad) a diferencia del test de Hinich y Patterson. El test BDS no necesita ningún supuesto de la distribución (por ejemplo, no es necesario suponer la existencia de momentos de orden superior) como lo hace el test utilizado alternativamente en este trabajo.

8. CONCLUSIÓN

En el trabajo recientemente presentado se intentó determinar la estructura que presentan los índices accionarios de Rumania, Croacia, República Checa, Eslovenia, Ucrania, Rusia, Bulgaria, Polonia y Hungría, mediante el test de ventanas desarrollado por Hinich y Patterson. Además, luego los resultados son contrastados con los obtenidos para los mismos índices ejecutando el test mas conocido de detección de no linealidad, el test BDS.

Los resultados del test de Hinich y Patterson sugieren un comportamiento no lineal tanto para ventanas de 25 como 35 datos para los índices de Rumania, Croacia, República Checa y Eslovenia. Para las ventanas de 35 datos solamente se encuentra evidencia de no linealidad para el índice de Ucrania y Rusia. No se encuentra evidencia estadística de no linealidad a ninguna extensión de datos, para los índices de Bulgaria, Polonia y Hungría.

Al realizar el contraste con el popular test BDS encontramos que para los índices de Rumania, Hungría, Ucrania y Rusia, existe evidencia de no linealidad de forma sistemática, es decir, a cada conjunto de parámetros escogido. Existe evidencia mixta (aunque se soporta la existencia de no linealidad) para los índices de Croacia, República Checa, Eslovenia, Bulgaria y Polonia.

Tenemos que tener presente las deficiencias del test BDS, las cuales son relativas al tamaño del test (esto es la capacidad de este para no aceptar la hipótesis nula cuando esta es cierta; comúnmente denominado error tipo I), y a la potencia del test (capacidad del BDS para no aceptar la hipótesis nula cuando esta es falsa; comúnmente conocido como error tipo II). El test BDS además recoge cualquier tipo de dependencia (no linealidad) a diferencia del test de Hinich y Patterson. El test BDS no necesita ningún supuesto de la distribución (por ejemplo, no es necesario suponer la existencia de momentos de orden superior) como lo hace el test utilizado alternativamente en este trabajo. Es por esto que los resultados no son completamente comparables puesto que detectan diversos tipos de comportamiento, referidos a los momentos específicos sobre los que actúa cada test analizado anteriormente.

Por último, cabe destacar que los resultados obtenidos en el presente estudio están en línea con lo sugerido en la literatura previa para índices tanto de economías en desarrollo, como para distintas variables económicas y financieras en economías desarrolladas.

9. BIBLIOGRAFIA

Abhyankar A., Copeland, L.S., Wong, W., “Uncovering Nonlinear Structure in Real-Time Stock-Market Indexes: the S&P 500, the DAX, the Nikkei 225, and the FTSE-100”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15: 1-14, 1997.

Afonso, A., Teixeira, J. “Non-linear Tests of Weakly Efficient Markets: Evidence from Portugal”, *Estudios de Economía*, 19: 169-87, 1998.

Ahmed, E. Rosser, B. Uppal, J. “Evidence of Nonlinear Speculative Bubbles in Pacific-Rim Stock Market” , *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 39, No. 1, Pages 21-36, 1999.

Álvarez, N. Matilla, M. Pérez, P. Rodríguez, J. “Análisis de las deficiencias del test BDS en series temporales univariantes”, *Material docente departamento de economía aplicada cuantitativa, Universidad Nacional de Educación a distancia, UNED.*

Bao, Y. Lee, T “Asymmetric Predictive Abilities of Nonlinear Models for Stock Returns: Evidence from Density Forecast Comparison”, 2005.

Barkoulas, J. Travlos, N. “Chaos in an emerging capital market? The case of the Athens stock exchange”. *Applied Financial Economics* 8, 231-243, 1998.

Barnett, W. Hinich, M. "Empirical Chaotic Dynamics in Economics", *Annals of Operations Research* 37, 1-15, 1992.

Brock, C. Dechert, W. LeBaron, B. Scheinkman, J. "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension", *Econometric Reviews* 15, 197-235, 1996.

Brock, C. Hsieh, D. LeBaron, B. "Nonlinear Dynamics Chaos and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence", MIT Press, Cambridge, MA, 1992.

Brooks, C. Hinich, M. "Episodic nonstationarity of exchange rate". *Applied Economic Letter*, 1998, 5, 719-722, 1998.

Fama, E. "The Behaviour of Stock Market Prices", *Journal of Business*, 38: 34-105 1965

Gandhi, D. Saadi, S. "Testing for nonlinearity and modeling volatility in emerging capital markets: The case of Tunisia, 2005.

Grassberger, P. Procaccia, I. "Characterization of Strange Attractors", *Physical Review Letters* 50, 346-349, 1983.

Hinich, M.J., "Testing for Dependence in the input to a Linear Time Series Model", *Journal of Nonparametric Statistics*, 205-21, 1996.

Hinich, M.J., Patterson, D "Evidence of Nonlinearity in Daily Stock Returns', *Journal of Business and Economic Statistics*, 3: 69-77, 1985.

Hinich, M. Lim, K. "Non-linear Market Behavior: Events Detection in the Malaysian Stock Market" *Economic Bulletin* Vol. 7, No. 6, Page 1-5 2005.

Hinich, M. Liew, V. Lim, K. "Episodic Non-linearity and nonstationarity in ASEAN Exchange Rates Return Series", *Labuan Bulletin of International Business and Finance*, Vol. 1, Page 79-93, 2003.

Hinich M. Romero, R. Bonilla, C. “Episodic nonlinearity in Latin American stock market index”, 2005.

Hsieh, D. “Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets’, *Journal of Finance*, 46: 1839-1877, 1991.

Hsieh, D. “Nonlinear dynamics in financial markets: evidence and implications”. *Financial Analyst Journal* / July-August, 1995.

Kanaryan, N. Patev, P. “Central European stock market volatility modeling and forecasting”, 2005.

Kian-Ping, Hinich, M. Khim-Sen, V. “Statistical inadequacy of GARCH models for Asian stock markets: evidence and implications”. *Journal of emerging market finance*, 4:3, 2005.

Kian-Ping, L. Azali, M. Habibullah M. S. Khim-Sen, V. “Are non-linear dynamics a universal occurrence? Further evidence from Asian stock markets”. 2002.

Kian-Ping, L. Hinich, M. "Cross-temporal universality of non-linear dependencies in Asian stock markets." *Economics Bulletin*, Vol. 7, No. 1 pp. 1-6, 2005.

Kosfeld, R., Robé, S “Testing for Nonlinearities in German Bank Stock Returns”, *Empirical Economics*, 26: 581-97, 2001.

Kohers, T. Kohers, G. Pandey, V. “Deterministic Nonlinearity in the Stock Returns of Major European Equity Markets and the United States” *The Financial Review* No. 33 Page 45-64. 1998.

Kohers, T. Kohers, G. Pandey, V. “Using Nonlinear Dynamics to Test For Market Efficiency Among the Major U.S. Stock Exchanges” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 37, No. 2, Summer 1997, Pages 523-545, 1998.

McKenzie, M. "Chaotic Behavior in National Stock Market Indices: New Evidence From the Close Returns Test" *Global Finance Journal* No. 12, Page 35-53. 2001.

Murinde, V. Poshakwale, S. "Volatility in the Emerging Stock Markets in Central and Eastern Europe: Evidence on Croatia, Czech Republic, Hungary, Poland, Russia and Slovakia". *European Research Studies* v4, n3-4: 73-101, 2001.

Robert, H. "Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market" Documento no publicado, citado por Brealey y Myers 1993.

Samuelson, P. "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly", *Industrial Management Review*, Page. 41-49. 1965

Sarantis, N. "Nonlinearities, Cyclical Behavior and Predictability in Stock Markets: International Evidence", *International Journal of Forecasting*, 17: 459-82, 2001.

Sary Levy Carciente "Mercado Financiero: ¿Eficiente o predio de la complejidad?", *Revista venezolana de Análisis de coyuntura*, Venezuela, 10 (1): 29-46. 2004.

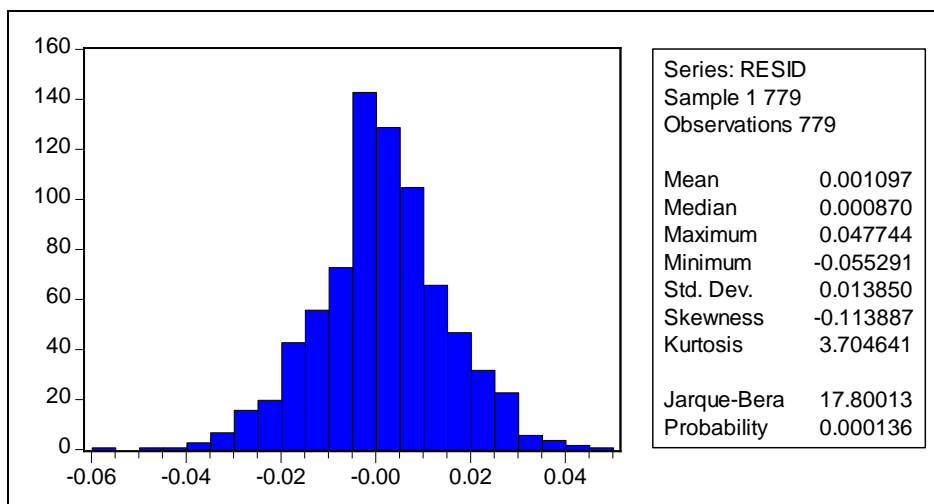
ANEXOS

INDICE WIG 20 MODELO AR(1)

Dependent Variable: WIG20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WIG20_1	0.085347	0.035733	2.388465	0.0172
R-squared	-0.000156	Mean dependent var		0.001202
Adjusted R-squared	-0.000156	S.D. dependent var		0.013893
S.E. of regression	0.013894	Akaike info criterion		-5.713455
Sum squared resid	0.150185	Schwarz criterion		-5.707475
Log likelihood	2226.391	Durbin-Watson stat		2.003490

ESTADISTICA DESCRIPTIVA ERRORES



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	2.97E-05	1.71E-06	17.35275	0.0000
3	2.97E-06	3.29E-08	90.16886	0.0000
4	-2.46E-09	4.77E-10	-5.155300	0.0000
5	-1.71E-11	6.06E-12	-2.818783	0.0048
6	-1.18E-13	7.14E-14	-1.652929	0.0983

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	3.40E-05	5.04E-06	6.741931	0.0000
3	1.06E-05	1.76E-07	59.87871	0.0000
4	-3.77E-08	4.64E-09	-8.109295	0.0000
5	-5.21E-10	1.07E-10	-4.856568	0.0000
6	-7.11E-12	2.30E-12	-3.096678	0.0020

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	3.19E-05	1.08E-05	2.953823	0.0031
3	1.43E-05	5.48E-07	26.10626	0.0000
4	-1.86E-07	2.09E-08	-8.884157	0.0000
5	-3.83E-09	6.99E-10	-5.479914	0.0000
6	-7.80E-11	2.17E-11	-3.595778	0.0003

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	4.35E-05	1.80E-05	2.411749	0.0159
3	1.81E-05	1.21E-06	14.93577	0.0000
4	-6.07E-07	6.11E-08	-9.926654	0.0000
5	-1.69E-08	2.70E-09	-6.235104	0.0000
6	-4.63E-10	1.11E-10	-4.170402	0.0000

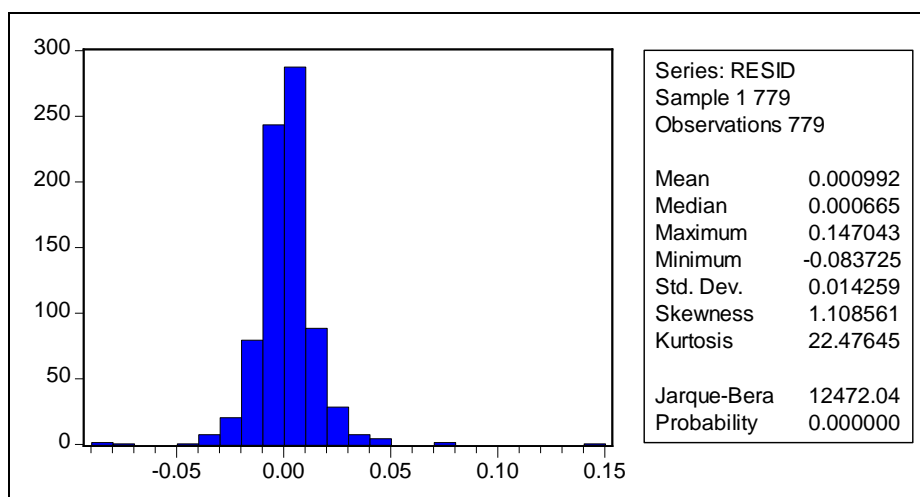
INDICE CROBEX MODELO AR(2)

Dependent Variable: CROBEX

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CROBEX_1	-0.035400	0.035513	-0.996819	0.3192
CROBEX_2	-0.141745	0.035479	-3.995199	0.0001

R-squared	0.017734	Mean dependent var	0.000841
Adjusted R-squared	0.016470	S.D. dependent var	0.014422
S.E. of regression	0.014302	Akaike info criterion	-5.654232
Sum squared resid	0.158939	Schwarz criterion	-5.642273
Log likelihood	2204.324	Durbin-Watson stat	1.996454

ESTADISTICA DESCRIPTIVA ERRORES



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	-1.47E-05	1.68E-06	-8.731483	0.0000
3	-3.65E-07	3.27E-08	-11.15181	0.0000
4	-2.59E-09	4.79E-10	-5.406404	0.0000
5	-1.82E-11	6.15E-12	-2.963073	0.0030
6	-1.28E-13	7.33E-14	-1.742212	0.0815

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	-4.80E-05	5.37E-06	-8.947304	0.0000
3	-2.98E-06	1.94E-07	-15.36491	0.0000
4	-4.27E-08	5.26E-09	-8.112864	0.0000
5	-6.11E-10	1.25E-10	-4.874234	0.0000
6	-8.62E-12	2.77E-12	-3.118273	0.0018

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	-1.68E-05	1.22E-05	-1.376934	0.1685
3	-2.58E-07	6.46E-07	-0.398749	0.6901
4	-2.21E-07	2.58E-08	-8.551926	0.0000
5	-4.77E-09	9.03E-10	-5.275826	0.0000
6	-1.02E-10	2.93E-11	-3.463805	0.0005

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

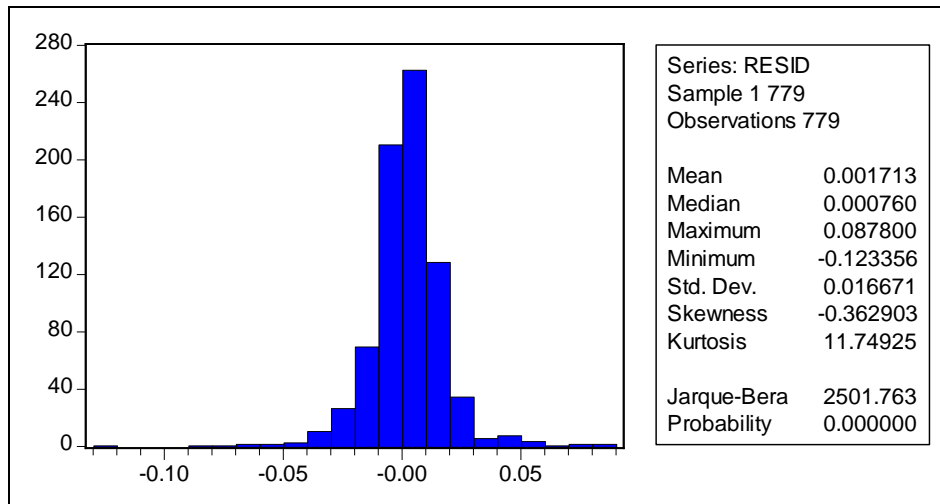
<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	4.04E-05	2.06E-05	1.965705	0.0493
3	-1.17E-05	1.45E-06	-8.066198	0.0000
4	-7.26E-07	7.65E-08	-9.491259	0.0000
5	-2.11E-08	3.55E-09	-5.958571	0.0000
6	-6.08E-10	1.53E-10	-3.982475	0.0001

INDICE BET MODELO AR(1)

Dependent Variable: BET

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BET_1	0.065312	0.035664	1.831287	0.0674
R-squared	-0.007770	Mean dependent var		0.001836
Adjusted R-squared	-0.007770	S.D. dependent var		0.016695
S.E. of regression	0.016759	Akaike info criterion		-5.338436
Sum squared resid	0.218522	Schwarz criterion		-5.332457
Log likelihood	2080.321	Durbin-Watson stat		2.002508

ESTADISTICA DESCRIPTIVA



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	0.001045	1.20E-05	86.75438	0.0000
3	0.000520	3.41E-07	1525.882	0.0000
4	0.000313	7.42E-09	42120.32	0.0000
5	0.000160	1.45E-10	1106382.	0.0000
6	8.02E-05	2.66E-12	30122979	0.0000

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	0.001132	2.23E-05	50.76480	0.0000
3	0.000581	1.09E-06	534.3143	0.0000
4	0.000312	4.02E-08	7770.560	0.0000
5	0.000160	1.32E-09	121650.6	0.0000
6	8.02E-05	4.02E-11	1996755.	0.0000

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	0.001418	3.42E-05	41.44895	NA
3	0.000812	2.34E-06	346.4974	0.0000
4	0.000498	1.21E-07	4106.486	0.0000

5	0.000293	5.53E-09	53010.63	0.0000
6	0.000150	2.35E-10	640414.6	0.0000

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	0.001307	5.23E-05	25.00889	0.0000
3	0.000810	4.68E-06	172.9400	0.0000
4	0.000497	3.17E-07	1568.042	0.0000
5	0.000293	1.89E-08	15541.38	0.0000
6	0.000150	1.04E-09	144007.9	0.0000

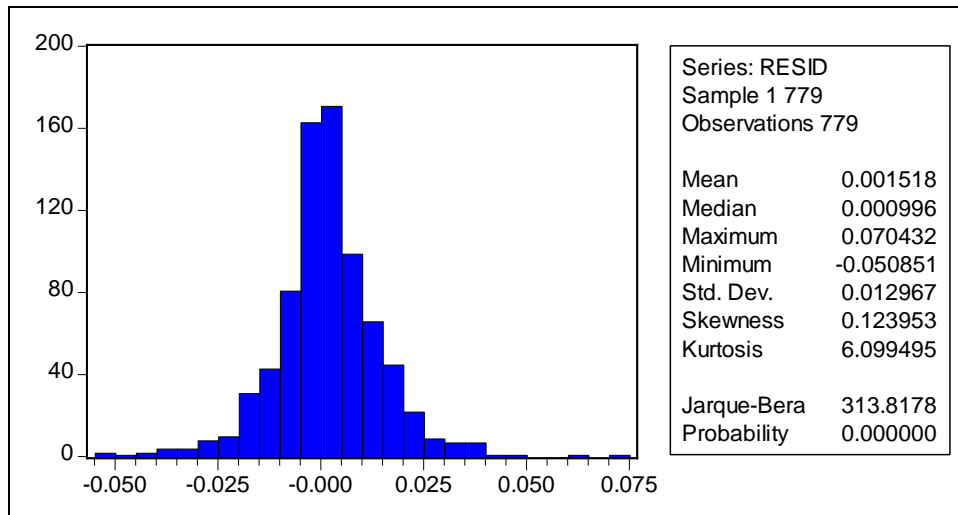
INDICE SOFIX MODELO AR(2)

Dependent Variable: SOFIX

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SOFIX_1	0.133007	0.035420	3.755195	0.0002
SOFIX_2	0.157311	0.035416	4.441865	0.0000

R-squared	0.024301	Mean dependent var	0.002133
Adjusted R-squared	0.023046	S.D. dependent var	0.013217
S.E. of regression	0.013064	Akaike info criterion	-5.835314
Sum squared resid	0.132614	Schwarz criterion	-5.823355
Log likelihood	2274.855	Durbin-Watson stat	2.006430

ESTADISTICA DESCRIPTIVA ERRORES



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	3.47E-05	1.55E-06	22.41348	0.0000
3	1.96E-05	2.77E-08	708.8075	0.0000
4	9.98E-06	3.74E-10	26706.23	0.0000
5	3.33E-06	4.42E-12	754228.9	0.0000
6	-6.82E-14	4.85E-14	-1.404631	0.1601

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	6.88E-05	5.08E-06	13.55843	0.0000
3	2.11E-05	1.65E-07	127.9978	0.0000
4	9.95E-06	4.05E-09	2457.856	0.0000
5	3.33E-06	8.71E-11	38284.40	0.0000
6	-4.19E-12	1.74E-12	-2.410320	0.0159

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	5.71E-05	1.01E-05	5.669378	0.0000
3	1.96E-05	4.74E-07	41.42157	NA
4	9.84E-06	1.68E-08	586.6913	0.0000
5	3.33E-06	5.21E-10	6390.703	0.0000
6	-4.68E-11	1.50E-11	-3.116100	0.0018

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	9.75E-05	1.75E-05	5.563487	0.0000
3	2.29E-05	1.09E-06	20.94621	0.0000
4	9.54E-06	5.13E-08	186.1034	0.0000
5	3.32E-06	2.11E-09	1574.081	0.0000
6	-2.83E-10	8.06E-11	-3.507165	0.0005

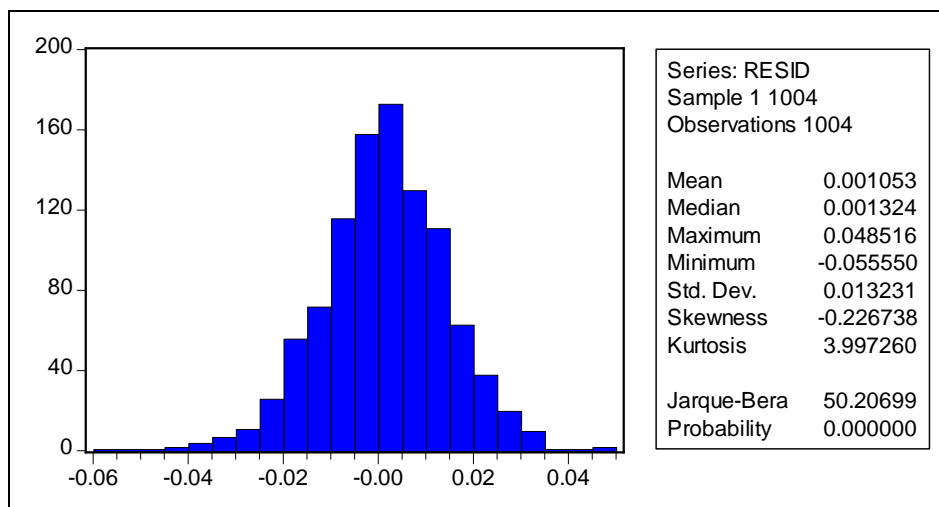
INDICE BUX MODELO AR(1)

Dependent Variable: BUX

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BUX_1	0.059026	0.031509	1.873327	0.0613
R-squared	-0.003635	Mean dependent var		0.001119
Adjusted R-squared	-0.003635	S.D. dependent var		0.013248
S.E. of regression	0.013272	Akaike info criterion		-5.805250
Sum squared resid	0.176688	Schwarz criterion		-5.800358
Log likelihood	2915.236	Durbin-Watson stat		1.994009

ESTADISTICA DESCRIPTIVA ERRORES



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	8.75E-06	9.46E-07	9.254263	0.0000
3	1.69E-06	1.67E-08	101.4527	0.0000
4	-2.02E-09	2.21E-10	-9.149659	0.0000
5	-1.37E-11	2.57E-12	-5.310291	0.0000
6	-9.14E-14	2.77E-14	-3.304359	0.0010

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	5.16E-05	3.03E-06	17.03733	0.0000
3	3.70E-06	9.80E-08	37.78546	0.0000
4	-3.00E-08	2.38E-09	-12.57576	0.0000
5	-3.97E-10	5.08E-11	-7.809856	0.0000
6	-5.24E-12	1.00E-12	-5.215522	0.0000

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	8.63E-05	6.26E-06	13.78373	0.0000
3	1.41E-05	2.98E-07	47.45558	0.0000
4	-1.54E-07	1.06E-08	-14.50625	0.0000
5	-3.08E-09	3.33E-10	-9.233175	0.0000
6	-6.11E-11	9.67E-12	-6.316648	0.0000

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	9.41E-05	1.03E-05	9.095841	0.0000
3	2.50E-05	6.51E-07	38.46065	0.0000
4	-5.01E-07	3.08E-08	-16.27545	0.0000
5	-1.34E-08	1.27E-09	-10.50525	0.0000
6	-3.56E-10	4.89E-11	-7.274138	0.0000

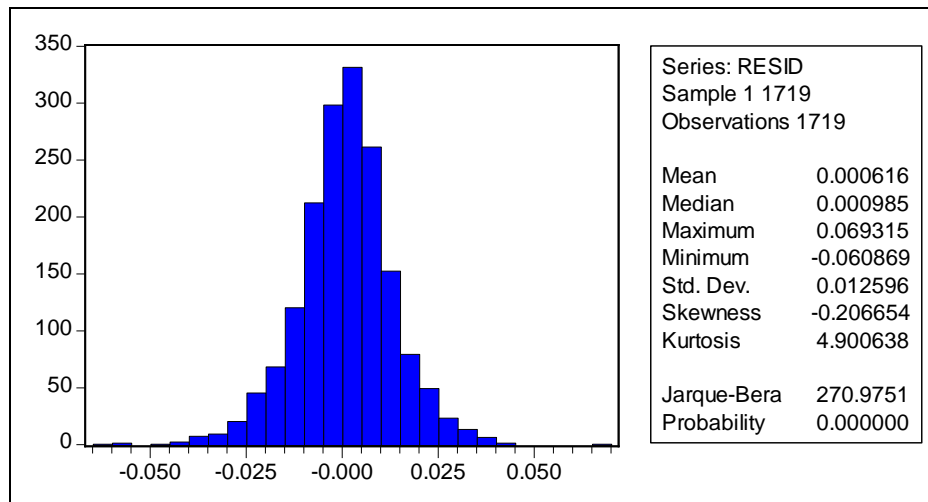
INDICE PX MODELOAR(1)

Dependent Variable: PX
Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

PX_1	0.058736	0.024076	2.439643	0.0148
R-squared	0.000769	Mean dependent var	0.000654	
Adjusted R-squared	0.000769	S.D. dependent var	0.012616	
S.E. of regression	0.012611	Akaike info criterion	-5.907942	
Sum squared resid	0.273218	Schwarz criterion	-5.904772	
Log likelihood	5078.876	Durbin-Watson stat	2.000486	

ESTADISTICA DESCRIPTIVA ERRORES



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID				
<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	7.67E-08	5.92E-07	0.129532	0.8969
3	4.34E-07	9.30E-09	46.73992	0.0000
4	-1.52E-09	1.10E-10	-13.87337	0.0000
5	-9.45E-12	1.14E-12	-8.326514	0.0000
6	-5.90E-14	1.09E-14	-5.416885	0.0000

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID				
<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	1.90E-05	2.03E-06	9.371028	0.0000
3	1.44E-06	6.09E-08	23.66202	0.0000
4	-2.43E-08	1.37E-09	-17.74353	0.0000

5	-3.03E-10	2.71E-11	-11.17458	0.0000
6	-3.77E-12	4.96E-13	-7.597182	0.0000

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	3.96E-05	4.31E-06	9.182135	0.0000
3	7.22E-07	1.92E-07	3.755599	0.0002
4	-1.27E-07	6.44E-09	-19.70573	0.0000
5	-2.39E-09	1.89E-10	-12.63567	0.0000
6	-4.51E-11	5.15E-12	-8.750403	0.0000

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	0.000100	7.43E-06	13.50547	0.0000
3	5.13E-06	4.38E-07	11.72397	0.0000
4	-3.99E-07	1.94E-08	-20.60282	0.0000
5	-1.00E-08	7.52E-10	-13.30561	0.0000
6	-2.51E-10	2.70E-11	-9.285177	0.0000

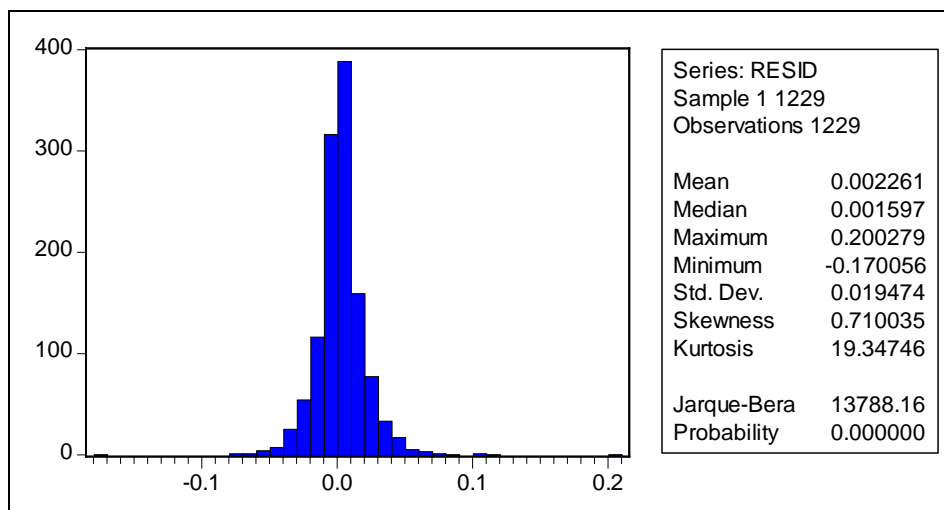
INDICE PFTS MODELO AR(1)

Dependent Variable: PFTS

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PFTS_1	-0.191420	0.028011	-6.833709	0.0000
R-squared	0.027835	Mean dependent var		0.001900
Adjusted R-squared	0.027835	S.D. dependent var		0.019884
S.E. of regression	0.019605	Akaike info criterion		-5.025247
Sum squared resid	0.471991	Schwarz criterion		-5.021086
Log likelihood	3089.014	Durbin-Watson stat		1.983777

ESTADISTICA DESCRIPTIVA ERRORES



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	5.23E-06	2.28E-06	2.293623	0.0218
3	-9.53E-07	5.62E-08	-16.94803	0.0000
4	-9.31E-09	1.04E-09	-8.920345	0.0000
5	-9.19E-11	1.70E-11	-5.402655	0.0000
6	-9.04E-13	2.57E-13	-3.514651	0.0004

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	7.20E-05	8.56E-06	8.414000	0.0000
3	4.16E-06	4.09E-07	10.16593	0.0000
4	1.18E-06	1.47E-08	80.04726	0.0000
5	-3.06E-09	4.64E-10	-6.598000	0.0000
6	-6.07E-11	1.36E-11	-4.465815	0.0000

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	0.000136	1.90E-05	7.173582	0.0000
3	1.81E-05	1.36E-06	13.29131	0.0000

4	1.85E-06	7.30E-08	25.34567	0.0000
5	-2.45E-08	3.45E-09	-7.096072	0.0000
6	-7.34E-10	1.51E-10	-4.864523	0.0000

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.000267	3.47E-05	7.707151	0.0000
3	3.31E-05	3.34E-06	9.904882	0.0000
4	1.24E-06	2.42E-07	5.098643	0.0000
5	-1.13E-07	1.54E-08	-7.306664	0.0000
6	-4.59E-09	9.10E-10	-5.044177	0.0000

INDICE SBI20 MODELO AR(2)

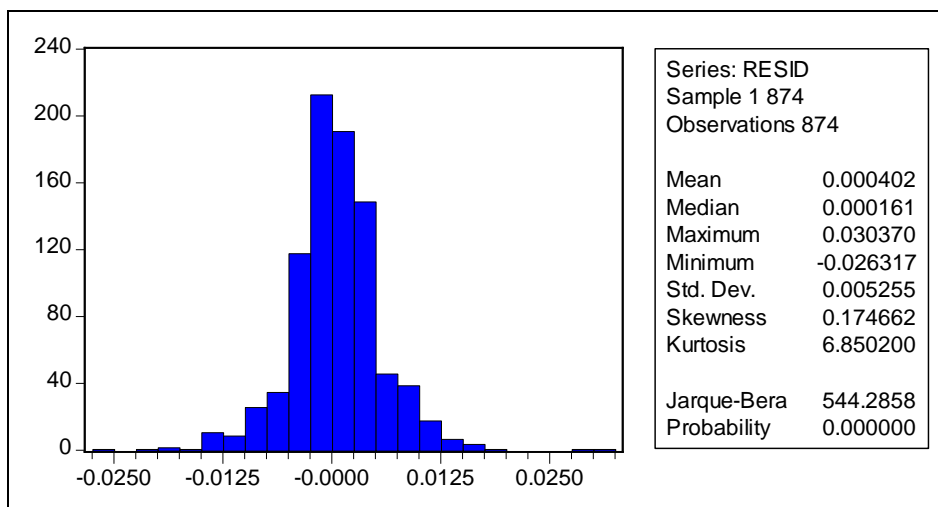
Dependent Variable: SBI20

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SBI20_1	0.361354	0.033558	10.76796	0.0000
SBI20_2	-0.126426	0.033559	-3.767257	0.0002

R-squared	0.109756	Mean dependent var	0.000522
Adjusted R-squared	0.108735	S.D. dependent var	0.005586
S.E. of regression	0.005273	Akaike info criterion	-7.650075
Sum squared resid	0.024247	Schwarz criterion	-7.639152
Log likelihood	3345.083	Durbin-Watson stat	1.989088

ESTADISTICA DESCRIPTIVA ERRORES



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	-1.52E-06	3.26E-07	-4.671530	0.0000
3	-1.78E-08	2.83E-09	-6.285154	0.0000
4	-4.64E-11	1.84E-11	-2.517165	0.0118
5	-1.21E-13	1.06E-13	-1.149218	0.2505
6	-3.08E-16	5.61E-16	-0.549045	0.5830

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	9.86E-07	8.86E-07	1.112165	0.2661
3	-1.48E-07	1.31E-08	-11.26607	0.0000
4	-7.83E-10	1.47E-10	-5.337601	0.0000
5	-4.11E-12	1.44E-12	-2.866690	0.0041
6	-2.13E-14	1.30E-14	-1.636760	0.1017

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	1.34E-05	1.67E-06	8.023636	0.0000
3	-4.68E-07	3.43E-08	-13.64700	0.0000
4	-3.64E-09	5.29E-10	-6.874679	0.0000
5	-2.82E-11	7.16E-12	-3.935929	0.0001
6	-2.15E-13	8.98E-14	-2.389076	0.0169

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	4.76E-05	2.65E-06	17.98771	0.0000
3	-1.12E-06	7.00E-08	-15.93558	0.0000
4	-1.16E-08	1.39E-09	-8.311414	0.0000
5	-1.20E-10	2.43E-11	-4.925804	0.0000
6	-1.22E-12	3.94E-13	-3.098416	0.0019

INDICE RTS MODELO AR(1)

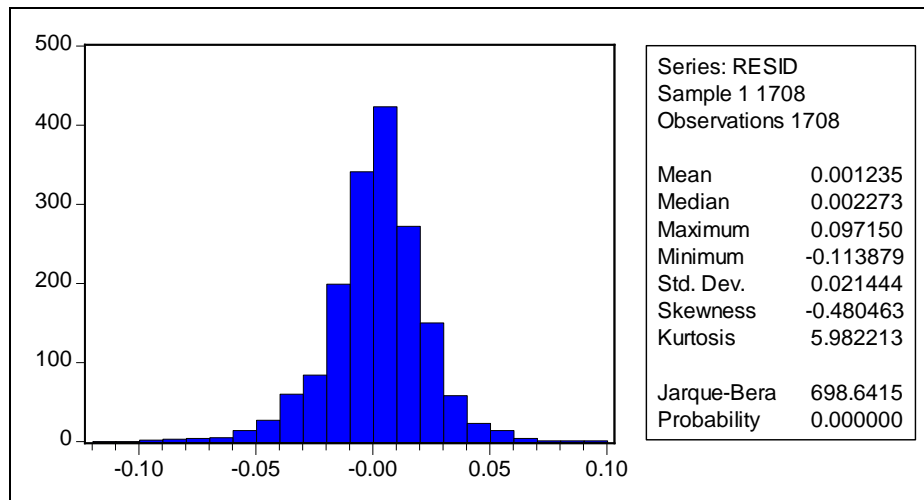
Dependent Variable: RTS

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

RTS_1	0.055683	0.024128	2.307776	0.0211
R-squared	-0.000573	Mean dependent var	0.001305	
Adjusted R-squared	-0.000573	S.D. dependent var	0.021473	
S.E. of regression	0.021480	Akaike info criterion	-4.842840	
Sum squared resid	0.787565	Schwarz criterion	-4.839653	
Log likelihood	4136.785	Durbin-Watson stat	1.992465	

ESTADISTICA DESCRIPTIVA ERRORES



TEST BDS CON 0.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	1.36E-05	2.02E-06	6.723470	0.0000
3	7.54E-07	5.37E-08	14.04261	0.0000
4	-1.43E-08	1.07E-09	-13.35371	0.0000
5	-1.56E-10	1.88E-11	-8.324976	0.0000
6	-1.72E-12	3.05E-13	-5.619215	0.0000

TEST BDS CON 1 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	4.21E-05	7.01E-06	6.005715	0.0000
3	3.55E-06	3.59E-07	9.882999	0.0000
4	4.67E-07	1.38E-08	33.78442	0.0000

5	-4.81E-09	4.67E-10	-10.30548	0.0000
6	-1.04E-10	1.46E-11	-7.154734	0.0000

TEST BDS CON 1.5 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	7.59E-05	1.50E-05	5.065451	0.0000
3	1.39E-05	1.14E-06	12.26193	0.0000
4	9.54E-07	6.49E-08	14.71520	0.0000
5	-3.60E-08	3.25E-09	-11.08721	0.0000
6	-1.17E-09	1.51E-10	-7.763832	0.0000

TEST BDS CON 2 DESV ESTANDAR DE DISTANCIA

BDS Test for RESID

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
2	0.000118	2.64E-05	4.468275	0.0000
3	3.10E-05	2.67E-06	11.62675	0.0000
4	3.33E-06	2.03E-07	16.44718	0.0000
5	5.35E-07	1.35E-08	39.66282	0.0000
6	-6.68E-09	8.33E-10	-8.016624	0.0000