

Modelación del Efecto del Día de la Semana para los Índices Accionarios de Colombia mediante un Modelo STAR GARCH

David Mauricio Rivera Palacio*
Universidad del Rosario, Colombia

Recibido: agosto 2008 - Aprobado: marzo 2009

Resumen. En este trabajo se estudia el comportamiento de los retornos de los tres principales índices bursátiles de Colombia: el IBB de la Bolsa de Bogotá, el IBOMED de la Bolsa de Medellín, y el IGBC de Bolsa de Valores de Colombia. A través de un modelo STAR GARCH se identifican dos estados o regímenes extremos; mientras en el primero los rendimientos de los índices son, en términos absolutos, bajos y los procesos son estacionarios, en el segundo se tienen grandes pérdidas o ganancias, donde los efectos de los choques son permanentes. Aunque en cada uno de los regímenes el efecto del día de la semana es diferente, los resultados indican que para los tres índices existe un efecto del día de la semana en la media, y un efecto del día en la varianza para la Bolsa de Bogotá y Bolsa de Valores de Colombia. Los resultados contradicen la hipótesis de un mercado de acciones eficiente en información.

Palabras clave: efecto del día de la semana; modelos STAR-GARCH; economías emergentes; volatilidad.

Clasificación JEL: C22, G10, G12.

Abstract. This document analyzes the behavior of the three Colombian stock market indexes: IBB Bogotá's stock market, Medellín's IBOMED and the IGBC National Stock Market. By using a STAR GARCH model we identify two extreme estates / regimes, the first one showing low returns (on absolute terms) and stationary processes, and a second estate featuring either big benefits or losses and permanent effects of shocks. Although the Day of the Week Effect is different for each one of the indexes, for all of them there seems to be a mean specific effect and a variance effect for both the National and Bogotá's Stock Markets. The results allow rejecting an information efficient stock market hypothesis.

Keywords: Day of the Week Effect, STAR-GARCH models, emerging markets, volatility.

JEL classification: C22, G10, G12.

*El autor agradece los valiosos aportes y comentarios de Luis Fernando Melo, José Alberto Guerra, Ángela Sánchez, Héctor Núñez, Oscar Becerra y Claudia Pico. Dirección Electrónica: driverap@urosario.edu.co.

1. Introducción

Como lo sugieren Dimson y Marsh (1999) el concepto de eficiencia es un punto central en las finanzas. El interés por estudiar los mercados eficientes se remonta a comienzos del siglo XX con Bachelier (1900), quien indica que los eventos pasados y presentes son descontados y reflejados en el precio de mercado, pero en general no muestran una relación aparente con los cambios en precios. Más adelante Fama (1965) formalizaría el concepto de eficiencia utilizando la noción de caminata aleatoria aplicada a los mercados financieros. El concepto de eficiencia se utiliza frecuentemente para describir un mercado en el cual la información relevante es incluida dentro del precio de los activos financieros. Si los mercados son suficientemente competitivos, los inversionistas no pueden esperar recibir beneficios superiores a partir de sus estrategias de inversión (Dimson y Marsh, op. cit). Sin embargo, el concepto de mercado eficiente cambia de rumbo a partir de Samuelson (1965), quien indica que si tanto compradores como vendedores en un mercado competitivo saben que el precio puede aumentar, entonces éste ya habría aumentado, esto es, los cambios en precios se comportan siguiendo un modelo de caminata aleatoria con un sesgo no predecible.

Diez años después de que Ball y Brown (1968) notaran un comportamiento inusual cuando se anuncian ingresos u otro tipo de eventos en el mercado accionario, ya se habían publicado más de veinte estudios acerca del efecto de diversos pronunciamientos de ingresos y dividendos sobre el mercado accionario. Dichos estudios fueron resumidos por Ball (1978). A partir de estos numerosos trabajos se concluyó que existía una fuerte evidencia colectiva de comportamientos anómalos en los precios, este hecho motivó la producción de una serie de investigaciones que estudiaban las inconsistencias de los modelos de valoración de activos. Dichas investigaciones fueron más allá del estudio de las regularidades que se derivan de nuevas emisiones y de la inspección de las razones precio-ganancias;¹ se interesaron además por la estacionalidad de los precios de las acciones y encontraron patrones que pueden ser interpretados como ineficiencias de información.

De esa manera, si se encuentran variaciones sistemáticas en los precios de las acciones relacionados con el calendario del año civil, se ofrece evidencia de que los cambios en los precios de las acciones pueden ser predecibles con la información histórica disponible sobre los precios.² Si en el mercado se presentan este tipo de anomalías, éste es ineficiente, y el proceso de valoración se dirige hacia la obtención de un precio de mercado igual al precio real del activo. Los agentes que logran hacer esta valoración correctamente, estarán en capacidad de obtener mayores retornos que otros inversionistas, bien por su capacidad de encontrar firmas sub o sobrevaloradas, ó por reconocer estrategias de inversión que generen ingresos superiores a los de mercado.

El presente trabajo aborda el tema de la eficiencia analizando los patrones estacionales de los precios para el mercado bursátil colombiano, incluyendo

¹Ver Fama y French (1992).

²Ver Barone (1990).

las desaparecidas Bolsas de Bogotá y Medellín y la nueva Bolsa de Valores de Colombia,³ BVC. A diferencia de otros trabajos donde se utilizan modelos lineales, en éste se tiene en cuenta la no linealidad de las series, que implica una respuesta dinámica distinta según el estado donde se presente el choque, y se captura a través de un modelo STAR GARCH.

El trabajo está organizado en seis secciones adicionales a esta introducción. En la primera se revisan los aportes teóricos y empíricos sobre mercados eficientes y el efecto del día de la semana. En la segunda se definen y caracterizan las anomalías de mercado que contradicen la hipótesis de mercados eficientes. Posteriormente, en la tercera y cuarta secciones, se analizan las propiedades de los retornos con el propósito de probar la existencia de anomalías en el mercado, y se procede a especificar, estimar y evaluar un modelo STAR GARCH que recoge la no linealidad de las series. En la quinta sección se examinan las implicaciones económicas del modelo a través de las funciones de transición. En la última sección se presentan las conclusiones del documento.

2. Marco Teórico

Desde la década de los 1980s, la literatura financiera se ha interesado por el comportamiento estacional de los índices accionarios, y dicho comportamiento ha recibido el nombre de anomalías. Estas anomalías indican ineficiencia de mercado o inconvenientes en el modelo subyacente de valoración de activos.⁴ Diversos estudios brindan evidencia empírica de estos patrones estacionales, Harris (1986) sobre regularidades relacionadas con la hora del día; Cross (1973), Lakonishok y Levi (1982), Keim y Stambaugh (1984), Jaffe y Westerfield (1985), y Ball y Bowers (1986), entre otros, sobre el día de la semana; Ariel (1987) sobre el mes del año; y Lakonishok y Smidt (1984) y Haugen y Lakonishok (1988) sobre el cambio del año.

En investigaciones previas se han encontrado rendimientos promedio más altos en los días viernes que en otros días de la semana para el S&P500 (Cross, op. cit). French (1980) encuentra un resultado similar para el periodo 1953–1977. El autor concluye que el rezago y cumplimiento de las operaciones son las principales explicaciones para las imperfecciones de mercado. Autores como Gibbons y Hess (1981), y Lakonishok y Levi (op. cit) atribuyen este hecho a las medidas de error.

La existencia de El Efecto de Día de la Semana en mercados desarrollados como Australia, Canadá, Japón y Reino Unido ha sido abordada en estudios como el de Jaffe y Westerfield (op. cit). En el caso de la Bolsa de París, Solnik y Bousquet (1990) descubren un fuerte efecto persistente en los días martes, al igual que Barone (1989), lo hace, para la Bolsa de Milán. Sin embargo todos estos trabajos fijan su atención en los primeros momentos de la distribución de los retornos, más que en los segundos. Autores como French, et al. (1987)

³La Bolsa de Valores de Colombia resulta de la integración de las tres plazas bursátiles que existían en el país en el año 2001: La Bolsa de Bogotá, la Bolsa de Medellín y la Bolsa de Occidente.

⁴Ver Schwert (2003).

se concentran en el análisis de la relación entre precio y volatilidad, haciendo uso de modelos GARCH. Los resultados indican que existe una relación negativa entre los rendimientos inesperados de la bolsa y los cambios súbitos en volatilidad.

El primer trabajo que analiza la volatilidad en un día específico de la semana y la relación con el rendimiento fue realizado por Berument y Kiyamaz (2001), quienes, utilizando el índice accionario del Standard & Poor's 500, encuentran un efecto del día de la semana tanto en las ecuaciones de rendimiento como en volatilidad. Los retornos más altos son observados para el miércoles y los más bajos para el lunes, y la volatilidad más alta se encuentra en el día viernes, y la más baja el miércoles. La investigación refuerza la hipótesis de que los patrones de volatilidad entre los días de la semana son estadísticamente diferentes.

French y Roll (1986) proponen que la volatilidad después de un festivo puede ser mayor a la de otros días. Harvey y Huang (1991) reportan una volatilidad más alta en las tasas de interés y mercados de futuros cuando se usan las horas de operaciones en los días jueves y viernes.

A pesar de su importancia, la eficiencia en el mercado de valores de Colombia, tal como lo consideran Maya y Torres (2005), no ha sido un tema abordado activamente, y son pocos los trabajos publicados. Dentro de ellos se destacan el de Arbeláez y Urrutia (1997) quienes con los datos del Índice de la Bolsa de Medellín (IBOMED), general y por sectores (financiero, industrial y de comercio), encuentran una alta correlación entre los índices, y la aparente existencia de un efecto *spillover* entre ellos. Mediante pruebas de correlación serial, estadísticos Q y corridas (runs), concluyen que existía una alta predictibilidad de los rendimientos y por lo tanto sugieren la no existencia de eficiencia débil. Los autores atribuyen dichas imperfecciones de mercado a los bajos niveles de capitalización, al hecho de que haya pocas compañías inscritas en bolsa, a los bajos volúmenes de transacción y a altos niveles de concentración.

Más recientemente, Arango et al. (2001) encuentran una relación positiva entre los rendimientos del Índice de la Bolsa de Bogotá (IBB) y la tasa interbancaria entre 1994 y 2000. Esta relación robusta implica la existencia de predictibilidad del índice. Continuando con el análisis de la Bolsa de Bogotá, Zuluaga y Guerra (2002) muestran que los rendimientos están asociados a cambios en periodos pasados. Para probarlo utilizan la prueba de cociente de varianzas sobre el IBB y el Dow Jones (como marco de referencia); si la varianza de los índices está relacionada con información exógena suministrada por el mercado se acepta la hipótesis de eficiencia. Sólo para el IBB el error resultó ser ruido blanco, por lo que se concluyó que este mercado es ineficiente.

Utilizando análisis técnico, Berruecos (2002) compara medias móviles de corto y largo plazo, con el fin de tomar decisiones con base en los índices de Bogotá, Medellín y Colombia, en el periodo 1992–2002. Las estrategias más rentables se situaron en el corto plazo, especialmente para Medellín y Bogotá. Para la BVC la estrategia *naive* de “comprar y mantener” se iguala a las estrategias de *trading* luego de tener en cuenta los costos de transacción.

Mediante pruebas de correlación serial y normalidad de las series de retornos, Maya y Torres (2004) analizan los rendimientos diarios de IBOMED, IBB

e IGBC en los últimos 10 años, junto con las 15 acciones más transadas en la BVC. El estudio muestra un claro cambio estructural en el mercado accionario colombiano a partir de julio de 2001, reflejando un mayor nivel de eficiencia, aunque todavía se presenta un cierto grado de dependencia serial. Corroboran la hipótesis de Samuelson (1998) sobre la macro ineficiencia y micro eficiencia en el mercado bursátil, es decir, las acciones individuales pueden seguir comportamientos eficientes, pero los índices no.

Más recientemente, Shin (2005) presenta una evidencia a partir de los modelos no paramétricos de varianza condicional, empleando modelos GARCH-M, tanto paramétricos como semi paramétricos. Utilizando índices semanales de catorce economías emergentes,⁵ encuentra una relación positiva entre retorno y volatilidad en diez de los diez de los catorce países, incluyendo Colombia, con los dos tipos de estimaciones.

El día de la semana en Colombia fue analizado por Yalcin y Yucel (2003), en un trabajo en el que se analiza el efecto del día de la semana sobre la volatilidad del mercado para 24 economías emergentes,⁶ utilizando un modelo GARCH exponencial en media, EGARCH-M. Encuentran evidencia estadística del efecto del día de la semana en los retornos para 11 economías emergentes, y en volatilidad para 15 de ellas; en 6 está presente tanto el efecto de media como de varianza. Para Colombia utilizan dos años del IGBC, y encuentran esta anomalía sólo para los retornos, cuyo valor es significativamente más alto los jueves y más bajo los martes.⁷ Al igual que en otros países, los parámetros indican aversión al riesgo en la ecuación de la varianza.

3. Propiedades estadísticas de los rendimientos

El presente estudio analiza los rendimientos de los índices de las principales bolsas de valores de Colombia en el periodo 1992 a 2006. Los índices analizados son: el IBB de la Bolsa de Bogotá desde 2 enero 1992 hasta 29 de junio de 2001; el IBOMED de la Bolsa de Medellín que cubre el mismo periodo de estudio de la Bolsa de Bogotá, y el IGBC de la Bolsa de Valores de Colombia⁸ que entró a reemplazar las existentes Bolsa de Bogotá, Medellín y Occidente, y cuyo periodo de análisis va desde el 3 de julio de 2001 hasta el 7 de julio de 2006.

Inicialmente, el periodo de análisis de los índices accionarios del IBOMED e IBB abarcaba un lapso más amplio, sin embargo, luego de analizar los cambios

⁵Se estudian seis economías latinoamericanas: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela; seis asiáticas: India, Corea, Malasia, Filipinas, Taiwán y Tailandia; y dos europeas, Turquía y Grecia.

⁶Los 24 países son Bulgaria, China, Colombia, Croacia, República Checa, Estonia, Hungría, India, Indonesia, Israel, Líbano, Lituania, Malasia, México, Polonia, Rusia, Suráfrica, Corea del Sur, Eslovaquia, Taiwán, Tailandia, Turquía y Venezuela.

⁷Las estimaciones se construyen de una forma tal que los resultados se interpretan con respecto al día miércoles.

⁸La BVC ha ocupado un papel muy importante en la evolución de los mercados emergentes, según el reporte anual de la Federación Internacional de Bolsas, WFE, en el 2004 la BVC fue la bolsa más rentable de dichos mercados, con un rendimiento de 120 % en dólares, un año mas tarde sería la tercera más rentable.

regulatorios, y analizar las pruebas de cambio estructural, se decidió eliminar las observaciones anteriores a 1992.⁹ A partir de 1991 se evidencian cambios estructurales como la introducción de la independencia de la banca central en la Constitución Política de 1991, la apertura económica a principios de la década de los 1990s, el desmantelamiento del control de cambios, y la entrada de nuevos agentes, como los fondos de cesantías, con la promulgación de la Ley 50 de 1990.

Bernal y Ortega (2004) consideran que la entrada de capitales extranjeros, estimulada por el Estatuto Cambiario (Ley 9 de 1991) impulsó los crecimientos de las bolsas de los mercados emergentes. Entre 1991 y 1993 se eliminaron la mayoría de los controles de capitales, dando paso a la liberalización financiera y a la reforma del sistema bancario. Además, la disminución de la inflación y de las tasas de interés promovieron la inversión en acciones.

La Tabla 1 muestra las estadísticas de los retornos porcentuales de los índices, incluyendo media, varianza, asimetría y curtosis en cada uno de los días de la semana de cada índice. Como en otros estudios, el promedio de los retornos el día viernes son más altos que en los otros días, de manera especial en el IGBC y en la Bolsa de Medellín; contrario a otros estudios internacionales, el día de menor rendimiento promedio no es el lunes, sino los días martes y miércoles.

Tabla 1. Retornos porcentuales de las bolsas según día de la semana

	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes	Total
Bolsa de Bogotá						
IBB (1992 – 2001)						
Media	0.124	-0.021	0.035	0.002	0.072	0.039
Varianza	1.127	1.526	1.452	1.258	1.245	1.331
Asimetría	1.049	0.996	1.076	0.241	0.323	0.747
Curtosis	9.474	13.414	13.290	6.630	5.972	10.397
Observaciones	390	488	485	473	469	2305

Continúa.

⁹Los procedimientos estadísticos aplicados para tomar esta decisión están a disposición previa solicitud.

	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes	Total
Bolsa de Medellín						
IBOMED (1992 – 2001)						
Media	0.127	-0.020	-0.085	-0.002	0.118	0.023
Varianza	1.179	1.673	1.504	1.493	1.364	1.458
Asimetría	1.014	1.276	0.084	-0.074	0.294	0.495
Curtosis	6.810	15.216	8.020	6.863	6.674	9.455
Observaciones	390	488	485	473	469	2305
Bolsa de Valores de Colombia						
IGBC (2001 – 2006)						
Media	0.003	-0.062	0.118	0.277	0.502	0.172
Varianza	2.345	2.364	1.797	2.922	2.008	2.319
Asimetría	-2.364	-1.131	-0.728	1.045	2.392	-0.066
Curtosis	17.114	9.169	9.338	28.432	14.577	18.461
Observaciones	212	256	255	252	251	1226

Fuente: Cálculos del Autor.

Nota: Los retornos porcentuales son calculados como $r_t = (\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})) \times 100$, donde P_t es el valor del índice al cierre del día t .

Los t -estadísticos presentados en la Tabla 2 indican en algunos casos niveles razonables de diferencias estadísticas para diferentes niveles de confianza en cada caso. Mientras en la Bolsa de Medellín los más altos rendimientos ocurren los días viernes, y lunes, en la Bolsa de Bogotá sólo los lunes, y en la Bolsa de Valores de Colombia, IGBC, son sólo los viernes.

Tabla 2. Pruebas t para comparación de la media de los retornos de cada uno de los días con respecto al promedio de toda la semana

Índice	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
IGBC	-1.604	-2.433	-0.636	0.974	3.688
IBOMED	1.890	-0.733	-1.936	-0.451	1.766
IBB	1.590	-1.067	-0.075	-0.717	0.631

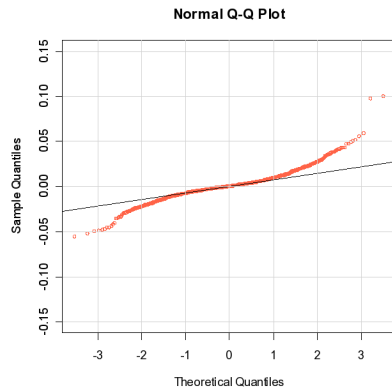
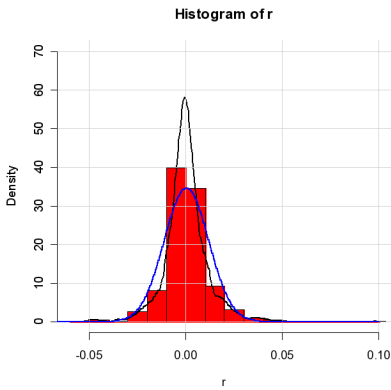
Fuente: Cálculos del Autor.

Nota: Cada t estadístico resulta de la diferencia de medias. En el caso del lunes, por ejemplo, se compara el retorno promedio del lunes con respecto al promedio de los otros días de la semana.

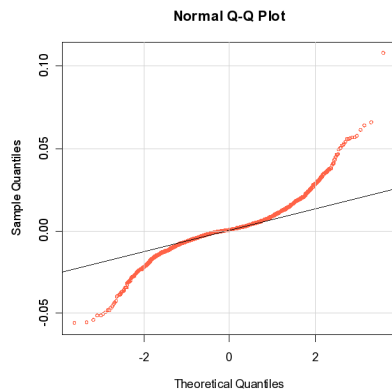
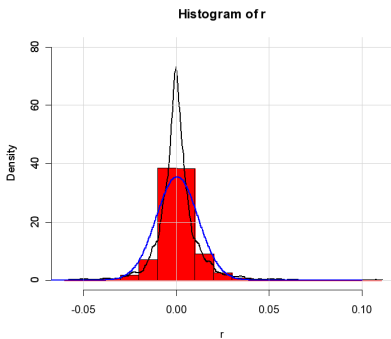
Los rendimientos de las tres bolsas (Figura 1) conservan las características habituales de las series de tiempo financieras, distribuciones no normales, leptocúrticas, con colas anchas y una concentración muy fuerte en la media, así como datos atípicos en los extremos de la distribución. En cada uno de los casos, el promedio es significativamente mayor a cero. Según las estadísticas de la Tabla 2, tanto los retornos del IBB como del IBOMED tienen el día lunes una media significativamente mayor al promedio de la semana. Esto a diferencia del IGBC, en donde las pruebas t indican un efecto negativo los martes y uno positivo los viernes.

Figura 1. Histograma, distribución normal asociada y gráfico de cuantiles

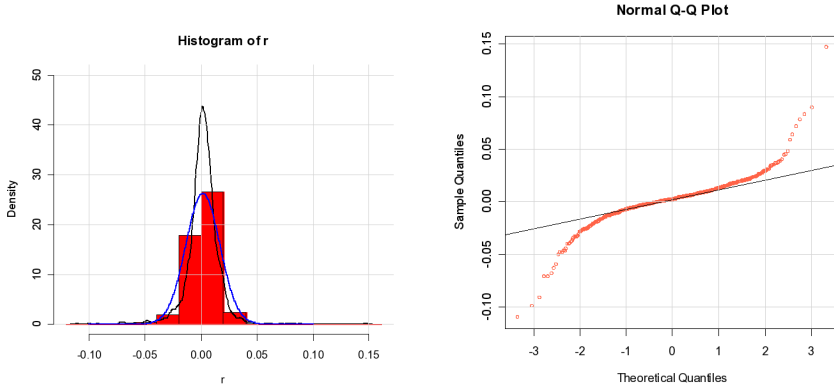
IBB



IBOMED



IGBC



4. MODELO STAR - GARCH

En el uso de modelos no lineales se tiene una gama amplia de opciones de análisis para modelos sobre retornos y volatilidad. Una aproximación en series de tiempo que cuenta con gran acogida ha sido la introducción de modelos que se adecuen a diferentes estados del mundo, o regimenes, y que permiten el comportamiento dinámico de variables económicas que dependen del régimen vigente en un determinado punto del tiempo. Hablamos de que las medias y autocorrelaciones de los primeros y segundos momentos de los rendimientos pueden ser estado-dependientes, en nuestro caso debido al día de la semana, en el cual cada día constituye un régimen que puede afectar a los índices accionarios.

En esta estimación permitimos simultáneamente para la media condicional y para la varianza condicional, el uso de una especificación flexible. La media condicional se especifica como un modelo STAR (Smooth Transition Autoregressive) y la varianza condicional es especificada como un modelo GARCH.

Siguiendo a Lundbergh y Teräsvirta (1998), el modelo logístico de transición suave de especificación $AR(m)-GARCH(p, q)$ es un caso especial de un modelo STAR-GARCH, éste último con una media condicional que tiene la siguiente estructura:

$$r_t = \varphi'w_t + f(w_t; \theta) + \epsilon_t \tag{1}$$

Donde $\varphi = (\varphi_0, \varphi_1, \dots, \varphi_m)'$ es el vector de parámetros de la parte autoregresiva del modelo y $w_t = (1, r_{t-1}, \dots, r_{t-m})'$ es el correspondiente vector de rezago. La función $f(W_t; \theta)$ es no lineal y se asume doblemente diferenciable para cada $\theta \in \Theta$ en cualquier espacio en $w_t \in \mathbb{R}^m$. El error del proceso se define como:

$$\epsilon_t = \eta_t \sqrt{h(w_t, \varphi, \theta, \vartheta)} \tag{2}$$

Tal que $\eta_t \sim nid(0,1)$. La varianza condicional es $h_t = h(w_t, \varphi, \theta, \vartheta) = \vartheta' z_t$, tal que $h_t > 0$ para cada t con probabilidad de uno. Definiendo $\vartheta = (\omega, \beta_1, \dots, \beta_q, \delta_1, \dots, \delta_p)'$ y $z_t = (1, \epsilon_{t-1}^2, \dots, \epsilon_{t-q}^2, h_{t-1}, \dots, h_{t-p})'$ se tiene el modelo *GARCH*(p, q) en (2). Tanto φ como θ se asumen independientes de ϑ , ya que $\epsilon_t = r_t - \varphi' w_t - f(w_t; \theta)$.

Las restricciones usuales para asegurar la no negatividad de la varianza condicional se imponen sobre ϑ , tal que

$$\omega > 0, \beta_j \geq 0, j = 1, \dots, q - 1, \beta_q > 0, \delta_j \geq 0, j = 1, \dots, p.$$

Para definir $f(w_t; \theta)$, tenemos

$$H_n(s_t; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left(-\gamma \prod_{l=1}^n (s_t - c_l) \right) \right)^{-1}, \quad \gamma > 0, c_1 \leq \dots \leq c_n \quad (3)$$

Donde s_t es la variable de transición, γ es un parámetro de pendiente y $c = (c_1, \dots, c_n)'$ un vector de locación. El valor de la función logística está acotado entre a y 1, al mismo tiempo que $0 \leq a \leq 1/2$, la cual está directamente influenciada por la variable de transición, s_t . Dado un $\gamma = 0$, el modelo autorregresivo lineal, *AR*(m), y cuando $\gamma \rightarrow \infty$, y $n = 1$, $H_n(s_t; \gamma, c)$ es una función de paso, si $n > 1$ la función es “multipaso” a medida que $\gamma \rightarrow \infty$.

El producto de la función logística, (3), de orden n y otra combinación lineal que incluye rezagos de la variable r_t , con $\theta = (\phi', \gamma, c')$, puede ser:

$$f(w_t; \theta) = \phi' w_t H_n(s_t; \gamma, c) \quad (4)$$

Reemplazando (4) en (1), se obtiene el modelo *LSTAR*(n)

$$r_t = \varphi' w_t + \phi' w_t \left(1 + \exp \left(-\gamma \prod_{l=1}^n (s_t - c_l) \right) \right)^{-1} + \epsilon_t \quad ;$$

$$\gamma > 0, c_1 \leq \dots \leq c_n$$

En nuestro caso, la variable de transición es un rezago de la variable dependiente, $s_t = r_{t-d}$. En la mayoría de series de tiempo financieras se presentan fases de relativa tranquilidad, seguidas por periodos de alta volatilidad: aunque en los modelos econométricos tradicionales la varianza del error es asumida como constante, en los modelos con *clusters* de volatilidad este supuesto de homocedasticidad no es el apropiado. El interés por modelar los segundos momentos ha venido creciendo en años recientes, en la medida que el papel del riesgo y la incertidumbre en las teorías económicas modernas han impulsado el desarrollo de nuevas técnicas que permiten modelar varianzas y covarianzas cambiantes en el tiempo (Bollersev et al., 1994).

En nuestro caso, como en muchos otros, el supuesto de normalidad sobre ϵ_t es poco realista, ya que el modelo resultante no puede capturar la curtosis de la serie. Para solucionar ese problema han sido propuestas varias alternativas, como asumir una distribución para η_t como la t -student, por ejemplo. Sin embargo al no tener plena certeza sobre cual es la distribución más adecuada se

hace uso del método de estimación de pseudo máxima verosimilitud (PMLE): es decir, los parámetros estimados son consistentes y asintóticamente normales.¹⁰ Las propiedades de estos modelos en un *GARCH*(1, 1) son consideradas por Engle y González-Rivera (1991) y Bollerslev y Wooldridge (1992). Dichas propiedades se mantienen siempre que la distribución de η_t sea simétrica; los valores estimados por PMLE son muy cercanos a los estimados obtenidos por los métodos de máxima verosimilitud convencionales, en tanto que las distribuciones no sean muy asimétricas.

4.1. Especificación y estimación del modelo STAR- GARCH

La regla general para estimar este modelo consiste en especificar en una primera medida la media condicional y luego la varianza condicional. La razón por la cual este procedimiento resulta válido es que los parámetros de la media condicional pueden ser estimados sin que la varianza condicional se especifique, es decir, se puede asumir constante. Aunque se puede especificar la media condicional sin la varianza, no es posible hacerlo en dirección contraria, puesto que si la media no ha sido especificada los parámetros de la varianza no tienen validez (Lundbergh y Teräsvirta, 1998).

Siguiendo a Teräsvirta (1994), en la especificación de modelos STAR y a Lundbergh y Teräsvirta (op. cit), con los modelos STAR GARCH, se consideran varios pasos en la estimación de los modelos STAR. En general se tienen las siguientes etapas:

1. Se prueba la linealidad de la media condicional, y en caso de que se rechace se escoge el rezago de la variable de transición, d , y el orden del modelo LSTAR, n .
2. Se procede a estimar los parámetros de la media condicional, asumiendo que la varianza condicional permanece constante, y se prueba la hipótesis nula de la no existencia de efecto ARCH contra un ARCH de un orden dado. Si la hipótesis de no ARCH es rechazada, se puede asumir que la varianza condicional sigue un proceso GARCH.
3. Estimar los parámetros del modelo GARCH y probar la validez del modelo STAR (media condicional) y del GARCH (varianza condicional) con varias pruebas de diagnóstico.
4. En caso de que el modelo apruebe la etapa de diagnóstico, aceptarlo. En cualquier otro caso, intentar otra especificación o escoger otra familia de modelos.

Con esta metodología partimos de un modelo general que reduce su tamaño gradualmente, incluso la no linealidad de la media condicional puede ser descartada, y por tanto rechazar la especificación STAR. De igual manera, la varianza condicional puede ser constante y el modelo GARCH ser considerado inadecuado para este proceso.

¹⁰Ver Ling y McAleer (2002).

4.2. Prueba de no linealidad para la media condicional

Siguiendo la metodología propuesta, comenzamos modelando la media condicional, con el fin de poder realizar la prueba de linealidad; a priori se debe conocer el máximo rezago (m) del modelo autoregresivo.

Luego de estimar un modelo lineal autoregresivo sobre la serie r_t , se hace una regresión de estos residuos contra los términos que resultan de una aproximación de Taylor de tercer orden de la función no lineal del modelo STAR. Siguiendo a Teräsvirta (op. cit), la prueba de hipótesis de linealidad contra un modelo STAR logístico de orden n es probada con una prueba de máxima verosimilitud, donde la hipótesis nula es un modelo lineal AR y la hipótesis alternativa es un $LSTAR(n)$, por lo cual en la hipótesis nula se tiene $\gamma = 0$; como bajo la hipótesis nula $f(w_t; \theta)$ no está identificada, la expresión (4) se aproxima con una expansión de Taylor alrededor de $\gamma = 0$. Sin pérdida de generalidad, asumiendo que $d \leq m$ y $s_t \leq r_{t-d}$, tenemos que:

$$r_t = \pi_0 w_t + \pi_1 \tilde{w}_t r_{t-d} + \pi_2 \tilde{w}_t r_{t-d}^2 + \dots + \pi_n \tilde{w}_t r_{t-d}^n + R_1(w_t; \theta) + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde $\tilde{w}_t = (r_{t-1}, \dots, r_{t-m})'$, π_i es una función de γ , de manera que $\pi_i = 0, i = 1, \dots, n$, cuando $\gamma = 0$, pero entonces se tiene una función remanente $R_1(w_t; \theta)$. Sin embargo cuando la hipótesis nula es $H_0 : \pi_i = 0, i = 1, \dots, n$, con $R_1(w_t; \theta) \equiv 0$; la distribución teórica no se afecta.

Cuando la varianza condicional es constante, el estadístico se distribuye como χ^2 . Bajo la hipótesis nula esto puede calcularse por dos regresiones auxiliares. A pesar de que la hipótesis nula pueda ser rechazada, la prueba no indica cual es la causa de no linealidad en el modelo; si esto se debe a la media condicional o por la heterocedasticidad condicional. Si la no linealidad es causada por el efecto GARCH de la serie, esto se puede descubrir en la etapa de modelación de la varianza condicional.

En la prueba de linealidad se debe haber determinado el orden del modelo lineal AR que representará la media condicional bajo la hipótesis nula; la elección de este orden, tal como lo sugiere Teräsvirta puede ser determinada por un criterio de selección de modelos como el criterio de información de Akaike (AIC).

En la especificación del modelo STAR, luego de escoger el parámetro de rezago, d , se debe elegir el parámetro n , seleccionando el modelo de tipo $STAR(n)$; después se debe estimar el modelo STAR, para posteriormente probar la existencia de un efecto ARCH en los residuos.

Para varios valores de d , se aplica la prueba de linealidad y para cada valor se prueba la hipótesis de $\gamma = 0$, seleccionando aquel con el p -valor más pequeño (Teräsvirta, op. cit). Luego de fijar un orden de rezago, se utiliza un modelo LSTAR y se escoge un $n \leq 2$. La escogencia entre el modelo LSTAR(1) o el

modelo LSTAR(2) puede seguir la siguiente secuencia, asumiendo $n = 3$ en (5):

$$\begin{aligned} H_{04} : \pi_3 &= 0 \\ H_{03} : \pi_2 = 0 | \pi_3 &= 0 \\ H_{02} : \pi_1 = 0 | \pi_2 = \pi_3 &= 0 \end{aligned}$$

Según la significancia de cada una de las hipótesis se puede escoger entre el modelo LSTAR(1) o el LSTAR(2), aunque la reglas de decisión no son balanceadas y en ocasiones pueden tender a favorecer el modelo LSTAR(1); esto último ocurre frecuentemente cuando el modelo verdadero es LSTAR(2) y las observaciones sobre una de las colas de la función de transición son muy pocas o no existen, para estos casos el modelo LSTAR(1) es una buena aproximación. El modelo LSTAR(2) se selecciona cuando H_{03} es la más fuertemente rechazada, en los otros dos casos los estadísticos sugieren el LSTAR(1).

Luego de la estimación de la media condicional mediante máxima verosimilitud, se puede asumir que la varianza condicional es constante; sin embargo como se ha mencionado anteriormente, este supuesto pierde validez cuando se trabajan series financieras. Para solucionar este inconveniente lo primero que se hace es testear un modelo contra una alternativa en la cual $\{\epsilon_t\}$ sigue un proceso ARCH; para ello se utiliza la prueba de máxima verosimilitud de Engle. Si el modelo de media condicional aprueba la etapa de diagnóstico y las pruebas de Engle señalan la existencia de un efecto ARCH en los residuos, el ciclo continúa con el supuesto de un proceso GARCH en la varianza condicional.

4.3. Estimación y evaluación de los modelos STAR-GARCH

En una primera etapa se prueba la existencia de no linealidad en los rendimientos de cada índice contra el modelo STAR; los resultados, que se encuentran en la Tabla 3, muestran que la prueba justifica la aplicación del modelo STAR. En este sentido, para escoger la variable de transición, se utiliza el estadístico de máxima verosimilitud; para las Bolsas de Bogotá y Medellín, la variable escogida es el primer rezago de la variable dependiente, r_{t-1} , mientras que para la Bolsa de Valores de Colombia, la variable de transición es el cuarto rezago, r_{t-4} .

La estimación del modelo se realiza en dos etapas de la misma forma en que Tong (1990) estima un modelo SETAR (Self Exciting Threshold Autoregressive), y luego para la varianza condicional se utiliza un modelo ARCH, como lo aplican Li y Lam (1996) con su modelo SETAR-ARCH. En este caso se considera en una primera etapa el modelo STAR y luego con los residuos el modelo GARCH; así, los parámetros estimados son consistentes (Lundbergh y Teräsvirta, op. cit). Para evitar la sobreparametrización del modelo, aquellos elementos autoregresivos que son redundantes son eliminados aplicando el algoritmo de eliminación retrospectiva.

Tabla 3. P -valores de la prueba F de no linealidad

Variable de transición	IBB	IBOMED	IGBC ¹¹
$d = 1$	4.8E-25*	4.2E-51*	NaN
$d = 2$	6.2E-13	1.8E-38	NaN
$d = 3$	6.5E-10	3.5E-28	NaN
$d = 4$	9.1E-04	7.7E-05	7.9E-42*
$d = 5$	1.5E-05	1.2E-07	7.9E-28
$d = 6$	2.1E-04	1.8E-08	1.5E-41
$d = 7$	1.5E-01	2.1E-06	2.2E-23
$d = 8$	3.9E-03	2.2E-03	9.3E-16
$d = 9$	2.8E-01	1.4E-07	5.6E-21
$d = 10$	1.8E-01	5.2E-07	1.7E-17
$d = 11$	9.4E-03	3.0E-08	6.2E-27
$d = 12$	5.7E-02	1.2E-04	3.4E-36
$d = 13$	2.3E-04	3.3E-14	2.5E-32
$d = 14$	1.6E-05	5.1E-11	5.9E-33
$d = 15$	2.1E-02	6.9E-05	3.7E-34
$d = 16$	8.3E-02	3.0E-05	1.4E-34
$d = 17$	3.3E-01	1.7E-03	3.8E-30
$d = 18$	1.5E-01	6.4E-03	3.5E-30
$d = 19$	6.0E-02	2.4E-06	1.0E-32
$d = 20$	2.5E-02	7.4E-07	

Fuente: Cálculos del autor

Al incluir estas variables, la especificación del modelo es:

$$\begin{aligned}
r_t = & C_M D_{Mt} + C_T D_{Tt} + C_W D_{Wt} + C_H D_{Ht} + C_1 D_{1t} \\
& + C_2 D_{2t} + C_3 D_{3t} + \varphi_0 + \varphi_1 r_{t-1} + \dots + \varphi_{19} r_{t-19} \\
& + (\phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \dots + \phi_{20} r_{t-20} + C'_M D_{Mt} + C'_T D_{Tt} \\
& + C'_W D_{Wt} + C'_H D_{Ht})
\end{aligned} \tag{6}$$

¹¹Como las potencias de la variable de transición están incluidas en el test, se pueden generar problemas de invertibilidad debido a que los elementos de s_t están muy cercanos a cero o a uno.

$$\begin{aligned}\epsilon_t &= \eta_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \omega + V_M D_{Mt} + V_T D_{Tt} + V_W D_{Wt} + V_H D_{Ht} + \beta_1 \epsilon_{t-1}^2 \\ &\quad + \beta_2 \epsilon_{t-2}^2 + \delta h_{t-1}\end{aligned}$$

Donde r_t representa los rendimientos del índice, D_{Mt} , D_{Tt} , D_{Wt} y D_{Ht} son variables dicotómicas para lunes, martes, miércoles y jueves, respectivamente. Se incluyen tanto en la media como en la varianza, y se excluye el día viernes para evitar problemas de multicolinealidad. Adicionalmente se incluyen tres variables que recogen los valores atípicos de las series, una de ellas capta el efecto de las elecciones presidenciales de 1998, y las otras dos la peor caída de la BVC en su historia.¹² Antes de estimar el modelo STAR-GARCH, se estiman especificaciones ARIMA y ARIMA-GARCH¹³ en las que se presentan problemas de autocorrelación en los residuos, y que no son capaces de capturar el comportamiento no lineal de las series. Los resultados se muestran en la Tabla 4, los valores en blanco dentro de la tabla indican que el parámetro fue especificado como cero en (6).

Tabla 4. Modelo STAR – GARCH.

Parámetro	IBB	IBOMED	IGBC
Modelo para la media condicional			
C_M			-0,0033 *** (0,0011)
C_T	-0,0014 *** (0,0005)	-0,0015 *** (0,0005)	-0,0034 *** (0,0010)
C_W		-0,00093 * (0,0005)	-0,0022 ** (0,0010)

Continúa.

¹² C_1 : 23 de junio de 1998. Luego de que se conociera la victoria en las elecciones presidenciales del conservador Andrés Pastrana, el nuevo Presidente tranquilizó a los turbulentos mercados con el anuncio de que el Ministerio de Hacienda mantendría la banda cambiaria. Ese mismo día el Consejo de Política Económica y Social recomendó ampliar las posibilidades de inversión de los Fondos de Capital Extranjero, sugirió además la eliminación de la prohibición que tenían los fondos individuales para comprar títulos de derechos inmobiliarios emitidos por empresas colombianas.

C_2 : 18 de mayo de 2006. La que hasta ese día fue la mayor caída desde el nacimiento de la BVC: el IGBC cayó 6.60 %, con los índices bursátiles del mundo siendo afectados por el poco apetito de los inversionistas hacia acciones.

C_3 : 14 de junio de 2006: Repunte de las acciones. Luego de tocar fondo, las acciones subieron 6.53 %. Luego de que el gobierno tomara medidas ante el pánico financiero, eliminando el plazo mínimo que las inversiones extranjeras debían permanecer en el país, y la cancelación de las operaciones a plazo, luego de un acuerdo mutuo entre las partes.

¹³Disponibles previa solicitud al autor.

C_H	-0,0008 (0,0005)		
C_1	0,090 *** (0,010)	0,090 *** (0,0096)	
C_2			-0,052 *** (0,013)
C_3			0,16 *** (0,040)
C_M^i	0,065 ** (0,0035)	-0,041 *** (0,010)	-0,075 *** (0,013)
C_T^i	0,0078 ** (0,0042)	-0,083 *** (0,012)	-0,099 *** (0,017)
C_W^i		-0,024 ** (0,012)	-0,072 *** (0,013)
C_H^i	0,013 *** (0,031)	-0,039 *** (0,0078)	
γ	31,74 (30,45)	2,24 (0,98)	2,88 (1,00)
c_1	-0,024 (0,0001)	-0,030 (0,0006)	-0,039 (0,0006)
c_2	0,031	0,060	0,057
Modelo para la varianza condicional			
ω	$1,2E - 05$ *** ($1,0E - 06$)	$4,0E - 0,6$ *** ($9,7E - 07$)	$8,7E - 06$ *** ($1,5E - 06$)
β_1	0,29 *** ($5,2E - 02$)	0,24 *** (0,036)	0,090 * (0,049)
β_2	-0,12 ** ($5,7E - 02$)		
δ	0,75 *** ($4,2E - 02$)	0,75 *** 0,033	0,90 *** ($5,6E - 02$)

Continúa.

V_M	$-1,5E - 05$ ** ($6,7E - 06$)		
V_T	$3,0E - 05$ ** ($1,2E - 05$)		
V_W	$-3,2E - 05$ *** ($1,1E - 05$)		$-2,8E - 05$ *** ($9,0E - 06$)

Fuente: Cálculos del Autor.

Nota: Errores estándar en paréntesis. Las notaciones ***, ** y * denotan significancia a niveles del 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Los contrastes de los residuos estandarizados¹⁴ en cada uno de los modelos indican que la hipótesis de no autocorrelación serial no puede ser rechazada para los niveles usuales de confianza, y aunque todavía existe evidencia para el IBOMED, es mucho más débil a la encontrada en la serie original y con las especificaciones alternativas. Por otra parte la hipótesis de no linealidad en los residuos no puede ser rechazada, y vale destacar el cambio en la significancia de este modelo contra las pruebas inicialmente calculadas.

En la parte de la varianza condicional se tienen los contrastes de efecto ARCH remanente en los residuos, el cual es descartado por el estadístico de máxima verosimilitud; por otra parte, para identificar posibles no linealidades en la especificación de la varianza condicional, se aplica la prueba de Engle y Ng, de acuerdo a la cual la hipótesis nula de no linealidad no puede ser rechazada, con lo cual se descarta algún tipo de asimetrías de la varianza condicional. Al mismo tiempo que se prueba la asimetría de la distribución de los errores estandarizados con lo cual se respalda la utilización de la estimación de pseudo máxima verosimilitud (PMLE).

Coincidiendo con Arbeláez y Urrutia (op. cit), los resultados del modelo indican que existe un efecto del día de la semana en los tres índices accionarios. El efecto negativo de los días martes que encuentran Barone (op. cit) para la Bolsa de Milán y Solnik y Bousquet (op. cit) para la Bolsa de París, también se evidencia para las tres bolsas analizadas. Como se puede observar en la Tabla 1, las variables dicotómicas que captan el efecto de los días D_{Mt} , D_{Tt} , D_{Wt} y D_{Ht} son significativas en las estimaciones. Sin embargo para poder analizar en detalle el efecto del día en este modelo, es necesario examinar los regimenes o estados que implican los diferentes valores de la función de transición.

En lo relacionado al efecto sobre la volatilidad de mercado, dicho efecto se presentó en el IBB pero no en el IBOMED. En el IBB la volatilidad fue mayor los días martes, y menor los lunes y miércoles en comparación con los viernes. En el actual IGBC se mantiene la evidencia de una menor volatilidad para los

¹⁴Disponibles mediante solicitud al autor

miércoles, comparados con los días viernes. Por lo tanto, al notar este tipo de anomalías en el mercado, antes y después de la fusión de las bolsas, se puede concluir que el mercado ha sido y sigue siendo ineficiente en información.

Un resultado interesante en este punto es la no existencia de un efecto de volatilidad para la Bolsa de Medellín, que sugiere una superioridad en eficiencia con respecto a los otros índices. En este sentido Arbeláez et al (2002) consideran que la Bolsa de Medellín fue la bolsa de mayor importancia en Colombia, no sólo por tener el mas grande volumen transado y capitalización de mercado, sino también debido a que tenía los más eficientes sistemas de operación y cumplimiento. Para los autores, la Bolsa de Medellín era incluso conocida por proveer la información más oportuna y relevante para los inversionistas.

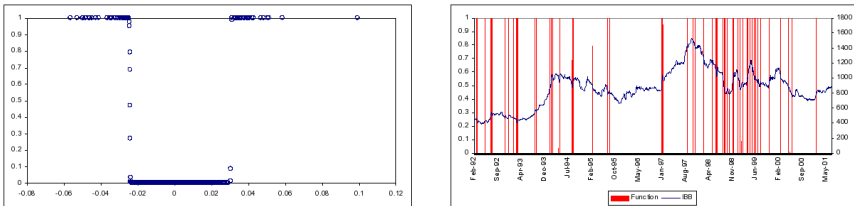
5. Funciones de transición

La no linealidad que se introduce por medio de la función $f(w_t; \theta)$ depende de los parámetros γ , c_1 y c_2 . En este caso, el modelo LSTAR tiene infinitos regímenes de transición, que ocurren alrededor de $r_{t-d} = c_1$ y $r_{t-d} = c_2$, el parámetro señala el grado de no linealidad, lo que se traduce en la rapidez a la cual se presenta la transición de los regímenes extremos. En las estimaciones se evidencia una mayor velocidad en el IBB, mientras que en el caso del IBOMED y el IGBC la transición es un poco más suave.

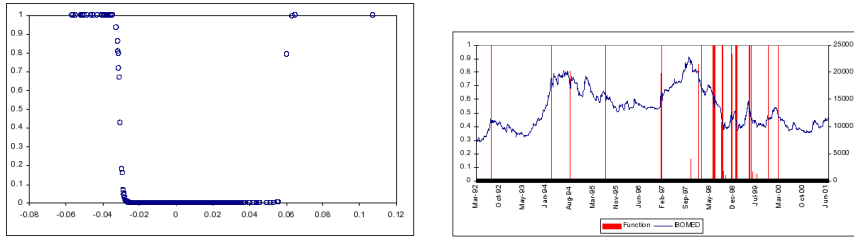
Como se puede observar en la Figura 2, existen infinitos regímenes, cada uno de los cuales se presenta en la transición de los dos regímenes extremos. Nos interesa analizar el comportamiento de los índices en los dos estados extremos cuando $f(w_t; \theta) = 0$ y $f(w_t; \theta) = 1$.

Figura 2. Funciones de transición

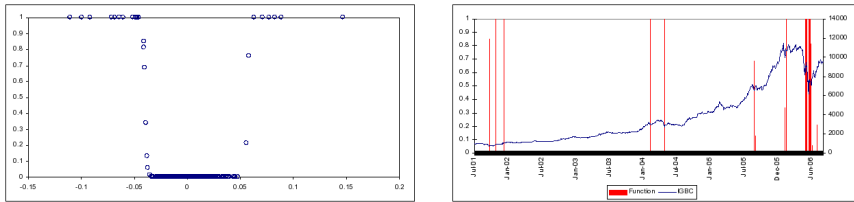
IBB



IBOMED



IGBC



5.1. Primer régimen extremo: bajos rendimientos

Uno de los dos regímenes extremos ocurre cuando la función de transición es cero, $f(w_t; \theta) = 0$, es decir, cuando la variable de transición es cercana a cero. En ese caso los rendimientos, ya sean positivos o negativos, son pequeños.

En el caso de la Bolsa de Bogotá (ver Figura 2) el régimen de bajos rendimientos ocurre cuando la variable de transición está aproximadamente entre -2.37% y 3.14% . Contrario a lo que se concluye en las estimaciones lineales del IBB, el efecto del día lunes no es un día estadísticamente diferente de cero. El modelo STAR GARCH indica que los martes son los días de mayores desvalorizaciones con respecto a los viernes. El efecto del día martes con respecto al viernes, bajo este régimen extremo, es una caída de -0.14% .

Cuando la variable de transición del IBOMED está entre -3% y 6.18% , nos encontramos en el régimen de bajos retornos. Cuando se comparan los resultados de los modelos lineales con el STAR GARCH, los viernes dejan de tener un efecto positivo, no obstante, los martes y miércoles siguen siendo los días donde se presentan las mayores desvalorizaciones con respecto al viernes. Para el IBOMED, bajo este régimen extremo, el efecto del día martes es una caída de -0.15% , y para el miércoles el efecto es de -0.093% , con respecto al día viernes.

Los resultados de la Tabla 4 indican que el IGBC está en el régimen de bajos retornos en tanto que la variable de transición sea mayor a -3.8% y menor a 5.86% . En un principio, con las estimaciones lineales del IGBC encuentran efectos positivos prácticamente todos los días, a excepción del martes, pero en el modelo STAR GARCH el efecto del día se presenta en los tres primeros días de la semana en comparación con los viernes, todos con un efecto negativo.

En este régimen extremo, el IGBC tiene tres días con retornos significativamente negativos. El efecto del lunes es -0.32% . Por otro lado el martes tiene un efecto de -0.34% , el miércoles de -0.22% con respecto al día viernes.

5.2. Segundo régimen extremo: altos rendimientos

A diferencia del primer caso, cuando la variable de transición, r_{t-1} , es menor a -2.37% , o mayor a 3.14% la Bolsa de Bogotá se ubica en los regímenes de grandes pérdidas o ganancias. Contrario al régimen extremo de bajos rendimientos, en éste los efectos de los lunes, martes y jueves son todos positivos con respecto al del día viernes. El efecto del lunes es 0.65% , martes 0.64% y el del jueves de 1.23% , los jueves casi duplican los efectos de los lunes y martes, todos ellos medidos contra el día viernes.

Cuando la Bolsa de Medellín caía mas del -3% o subía más del 6.18% se situaba en el régimen extremo de grandes rendimientos. En éste régimen, los resultados de la Tabla 4 indican que lunes, martes, miércoles y jueves tenían menores rendimientos que el día viernes. En este punto es importante anotar que en la función de transición del IBOMED se nota una mayor densidad de observaciones en la parte negativa de los retornos que en la positiva. Por esta razón en el régimen extremo de grandes rendimientos de la Bolsa de Medellín predomina el signo negativo de los parámetros. El efecto del lunes en este caso es de -4.05% , el martes de -8.06% , miércoles de -2.45% y jueves de -3.86% en relación con el viernes.

En la BVC, cuando la función de transición es igual a uno ($f(w_t; \theta) = 0$), existe una cantidad mayor de observaciones con fuertes caídas, que de altas valorizaciones, por lo que en este régimen los resultados de las estimaciones apuntan a parámetros todavía más negativos para los lunes, martes y miércoles (comparados con los viernes); en este sentido el lunes sugiere una caída de 7.53% , el martes de -9.69% , y el miércoles -7.13% .

6. Conclusiones

Con la evidencia del impacto de días particulares sobre el cambio de los precios de las acciones, los resultados refutan la hipótesis de que los mercados de valores en Colombia han sido eficientes en información.

Los modelos STAR-GARCH estimados han indicado que la hipótesis de linealidad es fuertemente rechazada tanto en los retornos de los índices de las bolsas de Bogotá y Medellín, como en los de la actual Bolsa de Valores de Colombia. El modelo identifica dos estados extremos, uno en el cual los rendimientos de los índices son bajos, en términos absolutos, y un segundo donde se tienen grandes pérdidas o ganancias, en cada uno de ellos el efecto del día de la semana es diferente.

Los resultados indican que los martes han sido, estadísticamente, los días más perjudiciales para los rendimientos, tanto para el periodo de existencia de las Bolsas de Bogotá y Medellín como en el de la Bolsa de Valores de Colombia.

En los dos regímenes extremos se puede decir que el efecto del día de la semana se presentó el miércoles en la Bolsa de Medellín y se presenta en la Bolsa de Valores de Colombia. Sin embargo, la Bolsa de Medellín, en el régimen de rendimientos extremos, tiene menores rendimientos los lunes, martes, miércoles y jueves frente al viernes. Para el IGBC, los lunes, martes y miércoles tienen menores retornos con respecto al viernes.

El efecto del día de la semana sobre la volatilidad se presentó en la Bolsa de Bogotá y la Bolsa de Valores de Colombia, pero no en la Bolsa de Medellín. Para el IBB la mayor volatilidad se presentaba los martes, mientras que los lunes y miércoles fueron de más baja variabilidad, con respecto a los viernes. El miércoles es el único día en que el IGBC tiene una menor variabilidad.

La Bolsa de Medellín, al no presentar un efecto del día de la semana en la varianza, corrobora las consideraciones de Arbeláez et al (2001), que indican que fue la bolsa más representativa de Colombia, no sólo por tener el mas grande volumen transado y capitalización de mercado, sino por que también tenía los más eficientes sistemas de operación y cumplimiento.

Referencias

- Arango, L.E., González, A. y Posada, C.E. (2002). "Returns and Interest Rate: A Nonlinear Relationship in the Bogotá Stock Market". Banco de la República, *Borradores de Economía*, 169.
- Arbeláez, H., Urrutia, J. (1997). "Why Is There So Much Serial Correlation In Colombia's Stock Market Returns?". *Emerging Markets Quarterly* 1 (4).
- Arbeláez, H., Urrutia, J. (1998). "The behavior of the Colombian emerging capital markets". En: J.J. Choi y J.A. Doukas (eds.), *Emerging capital markets: financial and investment issues*, Greenwood Pub. Group.
- Arbeláez, M., Zuluaga, S. y Guerra, M. (2002). *El Mercado de Capitales Colombiano en los Noventa y las Firmas Comisionistas de Bolsa*. Fedesarrollo.
- Ariel, R. (1987). "A Monthly Effect in Stock Returns". *Journal of Financial Economics*, 18.
- Bachelier, L. (1900). "Théorie de la Speculation". París. Traducción al inglés en: P. H. Cootner (ed), *The Random Character of Stock Market Prices* (1964), MIT Press, Cambridge.
- Ball, R., Bowers, J. (1987). "Daily Seasonals in Equity and Fixed-Interest Returns: Australian Evidence and Tests of Plausible Hypotheses". En: E. Dimson (ed.), *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Ball, R., Brown, P. (1968). "An empirical evaluation of accounting income numbers". *Journal of Accounting Research* 6.
- Barone, E. (1990). "The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies". *Journal of Banking and Finance* 14.
- Bernal, H., Ortega, B. (2004). *¿Se ha desarrollado el mercado secundario de acciones colombiano durante el período 1988-2002?*. Monografía de grado. Universidad Externado de Colombia, Bogotá.

- Berruecos, P. (2002). *Evaluación de la eficacia predictiva del análisis técnico en el mercado accionario colombiano*. Monografía de grado. Universidad EAFIT, Medellín.
- Berument, H., Kiyamaz, H. (2001). "The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility". *Journal of Economics and Finance*, 25 (2).
- Bollerslev, T., Engle, R. y Nelson, D. (1984). "ARCH Models". En Z. Griliches y M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, North-Holland, Amsterdam.
- Bollerslev, T., Wooldridge, J. (1992). "Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances". *Econometric Reviews*, 11.
- Cross, F. (1973). "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays". *Financial Analysts Journal* 29.
- Dimson, E., Marsh, P. (1999). "Murphy's law and market anomalies". Working Paper. London Business School.
- Engle, R. (1982), "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation". *Econometrica*, 50 (4).
- Engle, R., Gonzalez-Rivera, G. (1991). "Semiparametric ARCH Models". *Journal of Business & Economic Statistics*, 9 (4).
- Fama, E. (1965). "The Behavior of Stock Market Prices". *Journal of Business* 38 (1).
- Fama, E., French, K. (1992). "The cross-section of expected stock returns". *Journal of Finance* 47.
- French, K. (1980). "Stock returns and the weekend effect". *Journal of Financial Economics* 8.
- French, K., Schwert, G. y Stambaugh, R. (1987). "Expected Stock Returns and Volatility". *Journal of Financial Economics*, 19.
- French, K., Roll, R. (1986). "Stock Return Variances: The Arrival of Information of the Reaction of Traders". *Journal of Financial Economics*, 17.
- Gibbons, M., Hess, P. (1981). "Day of the week effects and asset returns". *Journal of Business*, 54 (4).
- Harris, L. (1986). "How to Profit from Interdaily Stock Returns". *Journal of Portfolio Management* 12.
- Harvey, C., Huang, R. (1991). "Volatility in Foreign Exchange Futures Markets". *Review of Financial Studies*, 4.
- Haugen, R. A., Lakonishok, J. (1988). *The Incredible January Effect*. Dow Jones-Irwin, Homewood, Illinois.
- Jaffe, J., Westerfield, R. (1985). "The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence". *Journal of Finance*, 40 (2).
- Keim, D., Stambaugh, F. (1984). "A Further Investigation of Weekend Effects in Stock Returns". *Journal of Finance*, 39.

- Lakonishok, J., Levi, M. (1982). "Weekend Effects on Stock Returns: A Note". *Journal of Finance*, 37.
- Lakonishok, J., Smidt, S. (1984). "Volume and turn-of-the-year behaviour". *Journal of Financial Economics*, 13.
- Lim, W.K., Lam, K. (1995). "Modeling asymmetry in stock returns by a threshold autoregressive conditional heteroscedastic model". *The Statistician*, 44.
- Ling, S., McAleer, M. (2003). "Asymptotic theory for a vector ARMA GARCH Model", *Econometric Theory*, 19.
- Lundbergh, S., Teräsvirta, T. (1998). "Modelling economic high-frequency time series with STAR-STGARCH models", Stockholm School of Economics, *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, 291.
- Maya, C., Torres, G. (2004). "The Unification of the Colombian Stock Market: A Step Towards Efficiency. Empirical Evidence". *Latin American Business Review* 5 (4).
- Maya, C., Torres, G. (2005). "Las caminatas aleatorias no son de este mundo. Teoría y revisión bibliográfica sobre evidencia empírica". *Revista Universidad EAFIT*, 41.
- Ritter, J.R. (1991). "The long-run performance of initial public offerings". *Journal of Finance* 46.
- Samuelson, P. (1965). "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly". *Industrial Management Review*, 6.
- Samuelson, P. (1998). "Summing Up on Business Cycles: Opening Address". En: Fuhrer, J., Schuh, S. (eds.) *Beyond What Causes Business Cycles*. Boston: Federal Reserve Bank of Boston.
- Schwert, W. (2003). "Anomalies and Market Efficiency". En: Costantinides, G.M., Harris, M., Stulz, R. (eds.) *Handbook of the Economics of Finance*.
- Shin (2005). "Stock Returns and Volatility in Emerging Stock Markets". *International Journal of Business and Economics*, 4 (1).
- Solnik, B., Bousquet, L. (1990). "Day-of-the-Week Effect on the Paris Bourse". *Journal of Banking and Finance*, 14.
- Teräsvirta, T. (1994). "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models". *Journal of the American Statistical Association*, 89.
- Tong, H. (1993). *Non-linear Time Series. A Dynamical System Approach*, Oxford University Press.
- Vélez, I. (1999). "The Colombian Stock Market: 1930-1998". Universidad Tecnológica de Bolívar.
- Yalcin, Y., Yucel, E. (2003). *The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility: Evidence from Emerging Markets*. Banco Central de la República de Turquía.

Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K. y C. Kleiber (2005). “Monitoring structural change in dynamic econometric models”. *Journal of Applied Econometrics*, 20.