

VOLATILIDAD DEL MERCADO ACCIONARIO Y LA CRISIS ASIÁTICA Evidencia internacional de asimetrías*

*Christian A. Johnson** y Fabián A. Soriano****

RESUMEN

Este artículo investiga la volatilidad de los rendimientos accionarios para una muestra de 39 países con datos diarios para el periodo 1990-2002. Se estiman modelos de heteroscedasticidad autorregresivos generalizados, inclusive sus extensiones asimétricas como el modelo umbral (*Threshold*) y el exponencial. Los resultados muestran presencia del efecto *leverage* (asimetría) en gran parte de los índices de los rendimientos accionarios analizados, que incluyen un análisis de estabilidad de parámetros para los modelos de volatilidad. Se encuentra inestabilidad en los coeficientes de la volatilidad condicional en todos los países con excepción de Italia, considerando un quiebre en julio de 1997, momento que define el inicio de la crisis asiática. Se presenta evidencia de asimetría en la volatilidad ante efectos de distintos signos en la mayoría de los países analizados, encontrándose una mayor reacción para los efectos negativos. La curva del efecto de noticias refleja esta asimetría. Los modelos asimétricos del tipo TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) se presentan como dominantes estadísticos al modelo simétrico base GARCH(1,1). Este resultado evidencia el sesgo de especificación que implica el utilizar modelos de volatilidad simétricos, y en particular la subestimación que se produce al momento de aplicar mediciones de riesgo del tipo valor en riesgo para la administración de cartera. Se sugiere que estos modelos son los más apropiados para la obtención de la volatilidad implícita en la valoración de opciones y desarrollo de estrategias dinámicas de coberturas.

ABSTRACT

This paper analyzes stock market volatility in thirty nine developed and developing countries over a daily sample starting in January 1990 to October

* *Palabras clave:* volatilidad condicional, GARCH, TGARCH, EGARCH, modelo asimétrico, curva del efecto de noticias, prueba de sesgo de signos. *Código JEL:* C32, C52, G15. Artículo recibido el 7 de enero y aceptado el 13 de agosto de 2003. Agradecemos los valiosos comentarios de un dictaminador anónimo de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, los cuales ayudaron a que mejorara considerablemente el contenido y formato de esta investigación.

** Escuela de Negocios, Universidad Adolfo Ibáñez, Santiago, Chile (correo electrónico: chjohnson@uai.cl).

*** Instituto de Ciencias Humanísticas y Económicas de la Escuela Superior Politécnica del Litoral (Espol) Guayaquil, Ecuador. Programa de la Escuela de Graduados, Facultad de Cien-

2002, considering conditional autoregressive heteroskedasticity symmetric and asymmetric models such as GARCH, TGRARCH and Exponential models. We found evidence for the leverage effect in most of the international indexes under study. There exists evidence of global instability in the conditional volatility parameters, with the exception of Italy. There exists evidence in favor of a structural break in July 1997, moment in which started the Asian Crisis. Also it is found evidence for asymmetries in the volatility behavior depending if the shock is negative rather than positive. The News Impact Curve reflects such asymmetry. The maximum likelihood functions reach higher values under the asymmetric representation giving evidence supporting TGARCH and EGARCH like models, all superiors to the traditional symmetric GARCH models. These results support the notion of having miss specified volatility models in traditional financial risk evaluation.

INTRODUCCIÓN

Muchos estudios empíricos dedicados a rendimientos de títulos de renta variable han demostrado la evidencia de una volatilidad inestable y en algunos casos predecible y por tanto modelable (Fama, 1965; Hathaway, 1986; Engle, 1982; Bollerslev, 1986). Actualmente el concepto de volatilidad se ha tornado cada vez más importante para la correcta y eficiente valoración de opciones¹ y el desarrollo de estrategias dinámicas de coberturas (Baillie y Myers, 1991). Sin embargo, estudios posteriores realizados por Day y Lewis (1992) y Amin y Ng (1993) indican que la volatilidad implícita obtenida a partir del modelo de Black y Scholes no es capaz de predecir de manera correcta la varianza futura de un activo determinado. Con el fin de mejorar la estimación de esta varianza se han desarrollado modelos de varianza condicionada conocidos como los modelos GARCH, TGARCH y EGARCH.

El objetivo de este estudio es examinar el comportamiento de la volatilidad de un conjunto de índices accionarios de países desarrollados así como de países de mercados de capitales emergentes. Se utilizan modelos de volatilidad condicionada simétricos del tipo GARCH y asimétricos del tipo umbral TGARCH y exponencial EGARCH.

Este estudio extiende el análisis efectuado en los Estados Unidos por Schwert (1989) y Ballie y DeGennaro (1990), entre otros, mode-

cias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile, Santiago (correo electrónico: fsoriano@espol.edu.ec).

¹ Black y Scholes (1973).

lando la varianza para una muestra de 39 países clasificados de acuerdo con el valor de las acciones comerciadas como porcentaje de su producto interno bruto (PIB).² La frecuencia de datos es diaria y la muestra comprende el periodo enero de 1990-octubre de 2002. Se incorpora además una prueba para evidenciar si los modelos de varianza condicionada propuestos son capaces de percibir los efectos que producen innovaciones positivas o negativas en cada uno de los mercados de manera independiente.

Esta investigación está compuesta de cuatro secciones. La sección I presenta una introducción y la motivación que explican cambios en la volatilidad. La segunda muestra la metodología a utilizar, incluyendo el análisis de los modelos de varianza condicionada simétricos y asimétricos con su respectiva prueba de diagnóstico para el efecto en la volatilidad. En la sección III se presentan los resultados obtenidos por los diferentes modelos planteados, así como la construcción de la curva del efecto de noticias (NIC) para cada índice accionario. En la sección IV se realiza una prueba de estabilidad de los parámetros debido a la inclusión en la muestra de datos alrededor de julio de 1997 (inicio de la crisis asiática). En esta sección también se muestra la estimación de los modelos de volatilidad condicional para los periodos antes y después de la crisis asiática y sus respectivas curvas NIC. Finalmente se presentan las conclusiones.

I. CAUSAS DE LA VOLATILIDAD

Diversos estudios documentan una relación entre el riesgo y el rendimiento esperado en acciones, esquema asociado a la teoría de cartera de los años sesenta. Se han propuesto diferentes teorías como el efecto del *leverage* financiero, mercados eficientes y requerimientos de margen, entre otros, que buscan explicar la volatilidad de estos activos.

El llamado efecto "*leverage*", mostrado primeramente por Black (1976), se refiere a la tendencia de cambios en los precios de los activos a estar negativamente correlacionados con cambios en la volati-

² Alemania, Argentina, Australia, Austria, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, China, Colombia, Corea del Sur, Ecuador, Eslovaquia, España, Estados Unidos, Filipinas, Finlandia, Hong Kong, India, Indonesia, Italia, Japón, Malasia, México, Nueva Zelanda, Pakistán, Perú, Portugal, Reino Unido, República Checa, Rusia, Singapur, Sri Lanka, Suecia, Suiza, Tailandia, Taiwán, Turquía y Venezuela.

lidad del mismo. La explicación financiera para este efecto es que cuando el precio de las acciones declina (en relación con los precios de bonos), el cambio del valor del patrimonio es mucho mayor al cambio en el valor de mercado de la deuda, por lo que la relación deuda/patrimonio aumentaría, ocasionando un mayor valor del riesgo del patrimonio, por lo que la volatilidad futura de la acción debería incrementarse. Esta conclusión se fundamenta en los trabajos empíricos de Christie (1982) y Schwert (1989).

Otra causa microeconómica de la volatilidad se basa en que la información que se acumula cuando los mercados financieros están cerrados se refleja en los precios de las acciones después que el mercado ha sido reabierto con una especie de efecto de sobreerreacción. Fama (1965) y French y Roll (1986) han encontrado que la información acumulada es más baja cuando los mercados se encuentran cerrados que cuando están abiertos.

Por otra parte, Hardouvelis (1990) establece que el requerimiento de márgenes de utilidad está negativamente correlacionado con la volatilidad del precio de la acción en los Estados Unidos. Estos requerimientos son implantados como una manera de disminuir la especulación y el riesgo que toman los operadores de mesas de dinero, causando como resultado de este mecanismo una disminución de la volatilidad del mercado accionario.

Finalmente entre las causas macroeconómicas están las citadas por Officer (1973), quien establece que los cambios en la volatilidad de los rendimientos se explican perfectamente por choques macroeconómicos en el mercado de capitales en el cual se negocian o comercian los activos o carteras en estudio.

II. METODOLOGÍA

Es frecuente que en economía y sobretodo en los mercados financieros se hable de sucesos que estén condicionados por movimientos que se produjeron en el pasado. Esto sucede al hacer un análisis dinámico tanto del primer como del segundo momento, es decir un estudio de los rendimientos y de la varianza de una serie financiera. Se analiza la estabilidad del proceso dinámico, y por lo general se modela el comportamiento de estos rendimientos suponiendo que su

desempeño actual responde a una expectativa generada en el momento precedente, es decir a un valor esperado que está condicionado a la volatilidad del periodo anterior. Así surgen los modelos de volatilidad condicionada autorregresivos del tipo ARCH (Engle, 1982) y su versión generalizada GARCH (Bollerslev, 1986). A continuación se detallan los modelos de volatilidad condicionada más utilizados, que consideran también la extensión de modelos asimétricos del tipo umbral y exponencial.

1. *Modelo GARCH*

Bollerslev (1986) desarrolla los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva generalizados (GARCH) como una generalización a los modelos del tipo ARCH desarrollados anteriormente por Engle (1982). El modelo GARCH(p, q) puede ser representado por el siguiente sistema que explica los rendimientos y su volatilidad:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^{i=q} \gamma_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{i=p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (2)$$

en los que $q \geq 0$ y $p > 0$ define el orden de los procesos, mientras β_0 , el γ_i y β_i son parámetros no negativos a ser estimados, en tanto que la restricción $\sum \gamma_i + \sum \beta_i < 1$ debería ser satisfecha para asegurar estacionariedad en la ecuación de la varianza. Si $\sum \gamma_i + \sum \beta_i = 1$, entonces implica que los choques en la volatilidad del rendimiento de los activos son persistentes y permanentes en la serie de rendimientos. Este proceso particular es conocido como GARCH integrado (IGARCH) y fue establecido por Nelson (1990).

2. *Modelo GARCH-M*

Considerando la hipótesis de que el valor de los rendimientos de un activo podría ser influida por la volatilidad de los rendimientos, la ecuación GARCH debería incluir rezagos de los rendimientos como variables explicativas; sin embargo si se considera la hipótesis de

que la volatilidad de los rendimientos podría afectar el monto de éstos, es necesario incorporar rezagos de la volatilidad de los rendimientos como variables explicativas en la primera ecuación del sistema descrito anteriormente, denominándose este nuevo sistema como GARCH-M (Chou, 1988; Engle, 1990; Bollerslev *et al*, 1992), o GARCH en la media, y que está representado en las siguientes expresiones:

$$r_t = \mu + \sum_{k \in K} \theta_k \sigma_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

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

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^{i=q} \gamma_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{i=p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (4)$$

en las que p , q y k deben ser empíricamente definidos usando procedimientos estadísticos estándares como los criterios de Akaike (AIC), Hannan y Quinn (HQ), y el criterio de información bayesiana de Schwartz (BIC).

Dado el modelo de rendimientos representado en la ecuación (3), uno pensaría que el rendimiento condicional esperado debería estar positivamente relacionado con la varianza (o desviación estándar) condicional, por lo que el parámetro θ debería ser estadísticamente significativo y con signo positivo (Campbell y Hentschel, 1992).

Los estudios que se han realizado se basan en conclusiones en estructuras de modelos de volatilidad simétricos, en los que los choques de los rendimientos, ya sean positivos o negativos, tienen el mismo efecto de la volatilidad. Mandelbrot (1963) afirmó que cambios grandes tienden a ser seguidos por cambios de magnitudes proporcionales, independiente del signo, y cambios pequeños tienden a ser seguidos también por movimientos pequeños. Si bien la intuición de asimetría pudo estar presente, la formalidad de los modelos estimados la incorpora solamente a partir de los años noventa.

Varios modelos asimétricos han sido introducidos como resultado de la asimetría existente en datos financieros de alta frecuencia. Entre los más utilizados se encuentran el modelo de umbral, más conocido como *Threshold*-GARCH (TGARCH), y el modelo exponencial-GARCH (EGARCH). A continuación se presentan sus principales características.

3. Modelo TGARCH³

En los mercados bursátiles se observa empíricamente que los movimientos a la baja son en general más volátiles que los movimientos al alza. Así el modelo TGARCH(1,1) introducido por Zakoian (1994) y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) especifica la varianza condicionada como:

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \varphi \tau_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (5)$$

$$\tau_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-1} \leq 0 \\ 0 & \text{si } \varepsilon_{t-1} > 0 \end{cases}$$

En este modelo los efectos positivos o negativos tienen diferentes repercusiones en la varianza condicional: buenas noticias tienen efecto por γ , mientras hechos negativos tendrán efecto de magnitud $\gamma + \varphi$. Si $\varphi > 0$; se puede decir que el efecto *leverage* existe, es decir si φ es diferente de cero el efecto de noticias será asimétrico.

4. Modelo EGARCH

Nelson (1991) introdujo el modelo EGARCH(1,1), el cual permite que la volatilidad condicional sea una función asimétrica del pasado de los datos, su forma funcional puede ser escrita como:

$$\ln(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \varphi \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (6)$$

El modelo EGARCH permite que las noticias buenas o malas (choques) afecten la volatilidad de diferentes maneras. Hay que notar que el lado izquierdo de la ecuación es el logaritmo de la varianza condicional. Esto implica que el efecto *leverage* es exponencial, la presencia de este efecto puede ser analizado por la hipótesis que $\varphi < 0$. El efecto es asimétrico si φ es diferente de cero.

5. Prueba de diagnóstico basado en la curva del efecto de noticias

El modelo estándar GARCH detallado líneas arriba tiene una curva del efecto de noticias de forma simétrica y centrada en $\varepsilon_{t-1} = 0$. Esto

³ Véase en Johnson (2002a) y (2002b) los detalles de modelos asimétricos aplicados a variables macroeconómicas.

implica que tanto choques positivos como negativos van a responder en una misma cantidad en la volatilidad del activo. Además que un choque de gran magnitud debería crear mayor volatilidad en una tasa proporcional al cuadrado del tamaño del efecto. El efecto *leverage*, destacado por Nelson (1990) y basado en un argumento de Black (1976), explica que un choque negativo en el mercado de activos debería causar mayor volatilidad que uno positivo ante innovaciones de igual magnitud, pero como el modelo GARCH se encuentra definido de forma simétrica entonces ante un choque negativo el modelo subestima la cantidad de volatilidad y la sobreestima ante un hecho positivo (esto debido a la mala especificación del modelo y del sesgo que emerge en los parámetros estimados).

Estos comentarios sugieren tres nuevas pruebas de diagnósticos para la volatilidad propuestos por Engle y Ng (1993), las cuales se conocen como la prueba de sesgo de signos positivos o negativos (*Sign-Bias Test*, *Negative-Size-Bias Test* y el *Positive-Size-Bias Test*). Todas estas pruebas pueden ser aplicadas a cualquier modelo de volatilidad propuesto, y lo que hace cada una de estas pruebas es examinar si el cuadrado de los residuos estandarizados se encuentra distribuido de manera idéntica e independiente (*iid*). Para esto se definen las variables:

$$v_t = e_t / \sqrt{\hat{h}_t}, \quad \text{para} \quad y_t = \hat{y}_t + e_t$$

en las que \hat{h}_t = varianza condicional estimada.

Si z_{t-1} fuera un vector de función mensurable del conjunto de información pasada, incluyendo e_{t-1} en particular, entonces el procedimiento considera estimar la siguiente regresión:

$$v_t^2 = a + z_{t-1} b + v_t \quad (7)$$

Si el modelo está correctamente especificado, entonces el parámetro b debería ser cero y v_t ser *iid*.

Las tres pruebas mencionadas sugieren lo siguiente: la prueba de sesgo de signo se centra en los diferentes efectos que choques positivos y negativos tienen en la volatilidad, lo cual no es pronosticado por el modelo de volatilidad especificado. La prueba de sesgo de signo negativo se centra en los diferentes efectos que largos y pequeños

efectos negativos deberían tener en la volatilidad, lo cual tampoco debería ser predicho por el modelo expuesto. Finalmente la prueba de sesgo de signo positivo se centra en los diferentes efectos que largos y pequeños choques positivos deberían tener en la volatilidad, lo cual no es predicho por el modelo especificado.

Definiendo S_t^- como una variable muda, la cual toma valores de 1 si ε_{t-1} es negativo y 0 en el resto. El estadístico de la prueba del sesgo de signo es definido como la proporción *t-ratio* para el coeficiente b en la ecuación de la siguiente regresión:

$$v_t^2 = a + b \cdot S_t^- + v_t \quad (8)$$

El estadístico de la prueba de sesgo de signo negativo está definido como el *t-ratio* del coeficiente b en la siguiente ecuación de regresión estimada también por mínimos cuadrados ordinarios:

$$v_t^2 = a + b \cdot S_t^- \cdot \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (9)$$

El estadístico de la prueba de sesgo de signo positivo está definido como el *t-ratio* del coeficiente b en la misma ecuación de regresión pero en la que ahora $s_t^+ = 1 - S_t^-$:

$$v_t^2 = a + b \cdot s_t^+ \cdot \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (10)$$

Definiendo ahora una regresión conjunta como (estimada por mínimos cuadrados ordinarios):

$$v_t^2 = a + b_1 S_t^- + b_2 s_t^- \varepsilon_{t-1} + b_3 \cdot s_t^+ \cdot \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (11)$$

se computan los *t-ratios* para b_1 , b_2 y b_3 , los cuales definen las pruebas de sesgo de signos, de sesgo de signo negativo y de sesgo de signo positivo, respectivamente. La prueba conjunta es la tradicional de especificación F de Fisher de la regresión.

III. ESTIMACIÓN DE OTROS MODELOS Y LA CURVA DEL EFECTO DE NOTICIAS

Esta sección presenta las estimaciones y el análisis de los resultados de los modelos simétricos y asimétricos considerados en las secciones anteriores.

1. Los datos y estadística básica

El presente estudio considera los precios diarios de las acciones que cotizan en las diferentes bolsas del mundo. Se utilizó los índices de mercado de cada país como *proxy* para medir el precio de las acciones analizando 39 países. El intervalo para este estudio ha sido seleccionado de manera amplia de acuerdo con la disponibilidad de los datos de los diferentes índices; el periodo abarca de enero de 1990 a octubre de 2002, obteniendo en promedio cerca de 3 mil datos para cada país. Los rendimientos fueron calculados como la diferencia en logaritmo natural del valor de cada índice para dos días consecutivos:

$$r_t = \ln \left[\frac{I_t}{I_{t-1}} \right] \cdot 100$$

en la que r_t es el rendimiento para el día t e I_t es el nivel de índice al final del día t . Los países considerados se dividieron en dos grupos de acuerdo con el valor de las acciones comerciadas (AC) durante un periodo en relación con su PIB.⁴ Los grupos se conformaron de la siguiente manera: al grupo denominado A⁵ pertenece los países que tienen su porcentaje AC/PIB mayor a 50% (21 países) y al grupo B⁶ los que tienen un porcentaje menor a 50% (18 países). Esta descomposición intenta descubrir si existe alguna diferencia en la dinámica de las volatilidades pre y poscrisis asiática para grupos de países desarrollados *versus* los países que están en una etapa previa de desarrollo financiero.

2. Hechos estilizados

En esta subsección se describen los principales resultados obtenidos en el presente estudio. En el cuadro 3 se registran los resultados estadísticos de los rendimientos para cada país a partir del siguiente modelo:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

⁴ El indicador fue obtenido de la base de datos del Banco Mundial para el año 2001.

⁵ Alemania, Australia, Canadá, China, Corea del Sur, España, Estados Unidos, Finlandia, Hong Kong, India, Italia, Japón, Malasia, Pakistán, Portugal, Reino Unido, Singapur, Suecia, Suiza y Taiwán.

⁶ Argentina, Austria, Bélgica, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Eslovaquia, Filipinas, Indonesia, México, Nueva Zelanda, Perú, República Checa, Rusia, Sri Lanka, Tailandia y Venezuela.

Se muestran los siguientes estadígrafos descriptivos: desviación estándar, *skewness*, *kurtosis* y el Jarque-Bera⁷ con su respectiva probabilidad de que este estadístico exceda al valor observado en la hipótesis nula. Un pequeño valor permitiría rechazar la hipótesis nula de que la serie estocástica analizada proviene de una distribución de densidad del tipo normal.

La principal conclusión es que los rendimientos de que se trata muestran un alto valor en la *kurtosis*, excediendo del valor de 3, lo que sugiere que los rendimientos poseen *leptokurtosis* comparado con una distribución normal, esto es una mayor altura que la distribución normal con las colas más anchas. Esto significa que existe una alta probabilidad de que se verifiquen episodios alejados de lo “normal”, es decir episodios no esperados o *outliers*. Obviamente este hecho es de suma relevancia al momento de definir criterios de riesgo en cualquier cartera de inversión.⁸ Casi 50% de los datos presenta un valor negativo en el indicador de sesgo, lo que implica que la distribución tiene una larga cola hacia la izquierda, es decir se evidencia una sólida presencia de hechos negativos en la muestra. Además, la prueba de Jarque-Bera rechaza el supuesto de normalidad en los rendimientos, resultado muy influido por la *kurtosis* de las series.

3. Modelo GARCH

El modelo GARCH(1,1), propuesto por Bollerslev (1986), fue estimado para todos los países de la muestra detallada líneas arriba. Una conclusión interesante es que todos los países presentan coeficientes significativos para la ecuación dinámica de la volatilidad; es decir que la volatilidad de un activo en el periodo t depende de sus errores al cuadrado y de su volatilidad pasada. En este modelo GARCH se impone la condición de que las innovaciones positivas o negativas van a tener la misma magnitud de efecto en la volatilidad del activo, mostrando ser un modelo simétrico.

En relación con el coeficiente correspondiente a la desviación estándar del modelo detallado GARCH(1,1)-M, la estimación nos indica

⁷ La prueba de Jarque-Bera evalúa si la serie proviene de una función de distribución normal. Esto lo hace de modo indirecto al probar de manera conjunta si los coeficientes de sesgo y de *kurtosis* son 0 y 3 respectivamente. La hipótesis nula es que el Jarque-Bera sea 0, y sigue una distribución χ^2 con dos grados de libertad.

⁸ Revisar Johnson (2001) y www.econometria.cl

que 22 países presentan coeficientes positivos y estadísticamente significativos, lo que implica que 58% de los rendimientos de las acciones es afectado por la tendencia del riesgo, de los cuales 12 países de los 21 pertenecientes al grupo A tienen el coeficiente no significativo en la desviación estándar y del segundo grupo sólo cinco de los 18 índices accionarios tienen coeficientes no significativos en la variable de la volatilidad en la ecuación de la media. Esto indica que la mayoría de los países que tienen un mayor porcentaje de AC/PIB (más de 50%) por lo general no presentan causalidad estadística alguna entre rentabilidad y riesgo, acorde con la teoría moderna de las finanzas, en la que el rendimiento esperado condicional debería ser positivo y estadísticamente significativo en relación con la varianza condicional (Campbell y Hentschel, 1992). Esta causalidad se presenta para la mayoría de los países del grupo B, de menor desarrollo financiero.

4. *Modelo TGARCH*

Para el grupo A todos los países captan el efecto *leverage* con excepción de Pakistán, cuyo coeficiente es negativo pero no estadísticamente significativo; mientras que del segundo grupo cuatro países de 18 no captan dicho efecto. En este modelo definido antes como asimétrico, en el cual un efecto en los rendimientos de índole negativo o positivo tendrá una diferente reacción en su volatilidad en cuestión de magnitud, un total de cuatro países presenta que el modelo TGARCH (1,1) es no asimétrico. En el modelo desarrollado todos los países dependen de las innovaciones pasadas con excepción de los Estados Unidos y Australia, cuyo coeficiente es no significativo, mientras que todos los países de la muestra dependen de la volatilidad pasada como predictor de su propia volatilidad. El coeficiente ϕ es significativo a 5% de probabilidad en todos los casos, con excepción de India, Pakistán, Perú y Turquía, lo cual significa que este modelo estimado es equivalente al GARCH(1,1) descrito líneas arriba sólo para estos cuatro países. En relación con la ecuación de la media del modelo TGARCH-M, 17 países del grupo A y nueve del B no presentan el coeficiente significativo con respecto a la variable correspondiente a la desviación estándar, representando más de 50% de los países de la muestra. Es decir que ahora al considerar una especificación más

general para la volatilidad, aún es cierto el rechazo de la relación entre riesgo y rendimiento para un conjunto muy representativo de países.

5. *Modelo EGARCH*

El modelo EGARCH(1,1) desarrollado en esta sección permite que la volatilidad condicional sea una función asimétrica del pasado de los datos y de su respectiva volatilidad pasada, pero de manera funcional diferente de la presentada en la subsección anterior. En este modelo todos los países que se consideran en la muestra presentan el coeficiente correspondiente a la constante valores significativos, además todos dependen de su volatilidad pasada. Del efecto *leverage* sólo Pakistán no capta este efecto en el grupo A, es decir 20 de los 21 países sí presentan efecto *leverage*. Igualmente para el segundo grupo, 11 de los 18 países captan dicho efecto. Dos países del grupo A y tres del B no presentan asimetrías en su volatilidad ante efectos positivos o negativos, siendo la mayoría de los países los mismos del modelo anterior. Esto evidencia de nuevo la fortaleza de especificación de los modelos asimétricos por sobre los modelos simétricos.

En cuanto a la ecuación de la media EGARCH-M, 14 países del grupo A no presentan el coeficiente de la volatilidad estadísticamente significativo y ocho países corresponden al segundo grupo. De los países que presentan que la variable de la volatilidad condicional es significativa, solamente 11 de 17 presentan coeficientes positivos acordes con la teoría de las finanzas modernas que hemos planteado líneas arriba.

Los resultados anteriores demuestran que los modelos de varianza condicionada GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) explican de manera adecuada la varianza condicionada de los rendimientos de los países analizados para ambos grupos. Además para algunos países es pertinente considerar la relación entre los rendimientos y las volatilidades directamente en la ecuación de la media.

IV. ESTIMACIÓN DE LA VOLATILIDAD PRE Y POSCRISIS ASIÁTICA

Para realizar un análisis de sensibilidad de los resultados obtenidos en la sección anterior y considerando que se ha incorporado en la muestra datos de la crisis de los mercados financieros en 1997, se

realizan análisis para dos subperiodos, el primero comprendido entre enero de 1990 hasta inicios de julio de 1997, y el segundo desde la segunda semana de julio de 1997 hasta octubre de 2002.

Se calcula la media y desviación estándar de los rendimientos accionarios de los países de que se trata para los dos periodos descritos, en las que se concluye que la media de los rendimientos es menor para el segundo periodo respecto al primer periodo con excepción de Corea del Sur y República Checa; sin embargo el valor de su volatilidad es mayor para el segundo periodo en 28 países de los 39 analizados en relación con el primero. Es decir el riesgo en el mercado accionario aumentó después de la crisis asiática pero su rentabilidad disminuyó.

En el cuadro 4 se muestran los resultados de la prueba de Wald para quiebre estructural en la ecuación de la varianza condicionada, para los modelos GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1); esta prueba se calculó de la siguiente manera:

$$w = (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)'(\Sigma_1 + \Sigma_2)^{-1}(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) \sim \chi^2_{(k+1)} \quad (12)$$

en la que $\hat{\beta}_n$ corresponde a la matriz de los coeficientes de la ecuación de la varianza condicionada para el periodo n . Σn corresponde a la matriz de varianza y covarianza para la ecuación de la volatilidad condicionada para el periodo n . Finalmente $k + 1$ corresponde al número de parámetros más la constante. La hipótesis nula considerada es de no quiebre estructural, lo que se representa por $\beta_1 = \beta_2$.

Los resultados indican que a una significación de 5% sólo Italia mantiene estabilidad en los parámetros de la ecuación de la volatilidad condicionada para los dos subperiodos analizados en los tres modelos planteados. Dado esto, a continuación se muestra el análisis de los modelos GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) para ambos subperiodos, que profundiza y complementa el análisis anterior.

1. *Periodo precrisis asiática*

En esta subsección se presentan los resultados obtenidos de los modelos de volatilidad simétrico y asimétrico para los rendimientos de los índices accionarios analizados, así como también la elaboración de su curva del efecto de noticias para el periodo comprendido entre enero de 1990 y julio de 1997. En el cuadro 1 se muestran los

CUADRO 1. Prueba del efecto de innovaciones. Coeficiente estadísticamente significativo^a

<i>Modelo</i>	<i>Grupo A</i>			<i>Grupo B</i>		
	<i>Sesgo de signos</i>	<i>Sesgo negativo</i>	<i>Sesgo positivo</i>	<i>Sesgo de signos</i>	<i>Sesgo negativo</i>	<i>Sesgo positivo</i>
GARCH(1,1)	India*	Finlandia** India** Japón** Malasia*		Argentina* Chile*	Austria* Chile** Filipinas** Tailandia**	Argentina** Bélgica* Brasil** Colombia** Turquía** Venezuela**
TGARCH(1,1)	India*	India* Suecia*	Suecia*	Argentina* Chile*	Austria**	Argentina* Bélgica* Brasil**
EGARCH(1,1)	India*	India* Suecia*		Argentina* Chile*	Austria* Brasil* Chile*	Argentina* Suecia* Turquía*

^a Enero de 1990-julio de 1997. H_0 : parámetro igual a cero.

* 5% de probabilidad.

** 10% de probabilidad.

resultados correspondientes a la prueba del efecto de innovaciones para los tres modelos planteados.

a) *Modelo GARCH: Primera submuestra.* En el modelo propuesto todos los coeficientes correspondientes a la ecuación de la volatilidad condicional son estadísticamente significativos. En términos de la ecuación de la volatilidad condicional, la suma de los coeficientes debería ser menor a uno para que el proceso no sea estacionario. Según la hipótesis de que $\sum \gamma_i + \sum \beta_i = 1$, los valores obtenidos mediante la prueba de Wald para cada país indican que para el primer grupo India confirma la aceptación de la hipótesis nula de que la suma es igual a 1, mientras que para el segundo grupo esta hipótesis se valida para ocho países (Argentina, Brasil, Eslovaquia, Filipinas, México, Perú, República Checa y Sri Lanka). Esta presencia de persistencia en la volatilidad implica la ineficiencia de estos mercados.

En la ecuación de la media del modelo GARCH-M(1,1) cerca de 50% de los países asocia el monto de sus rendimientos con el riesgo o volatilidad. Las estimaciones indican que para 61% de los países del grupo A y 44% del B el coeficiente correspondiente a la desviación estándar no es significativo en la determinación de los rendimientos.

b) *Modelo TGARCH: Primera submuestra.* El modelo TGARCH(1,1) propuesto identifica el efecto asimétrico en la varianza condicionada a partir de choques positivos o negativos, en los que noticias buenas tiene un efecto representado por α , mientras que noticias malas tienen un efecto de $\alpha + \gamma$. El término correspondiente a la constante es significativa en todos los países analizados. Existe presencia del efecto *leverage* en 71% de los casos para el grupo A y 33% de los casos para el otro grupo. Respecto a la asimetría en la varianza condicionada cerca de 95% de los países del grupo que tiene un mayor porcentaje de AC/PIB muestra que la reacción en la volatilidad ante efectos negativos o positivos se comporta de manera asimétrica; mientras que cerca de 40% de los países correspondiente al segundo grupo se infiere que no existe este efecto. El parámetro ϕ muestra valores insignificantes para los rendimientos accionarios de Bélgica, Brasil, Chile, China, México, Nueva Zelanda, República Checa y Sri Lanka, lo que implica que para estos países el modelo TGARCH(1,1) es equivalente a un modelo simétrico GARCH(1,1).

En la ecuación de la media TGARCH-M 90% de los países que conforman el grupo A y 33% del segundo grupo presentan coeficientes no significativos en la desviación estándar, lo que confirma la escasa relación entre la variable rendimiento y riesgo para los países desarrollados *versus* los países en desarrollo.

c) *Modelo EGARCH: Primera submuestra.* Sólo Japón no presenta el término de la constante de manera significativa para el modelo EGARCH(1,1). La presencia del efecto *leverage* muestra que 71% del primer grupo y 33% del segundo presentan este efecto; en cambio en cuanto a la asimetría cerca de 10 y 44% de los países del primer y segundo grupos respectivamente no son asimétricos. Esto de nuevo indica la gran potencia que deben tener los modelos de volatilidad asimétricos en los mercados accionarios.

En cuanto a la ecuación de la media EGARCH-M, 66 y 33% de los países del primer y segundo grupos en ese orden presentan el coeficiente correspondiente a la volatilidad como no estadísticamente significativo.

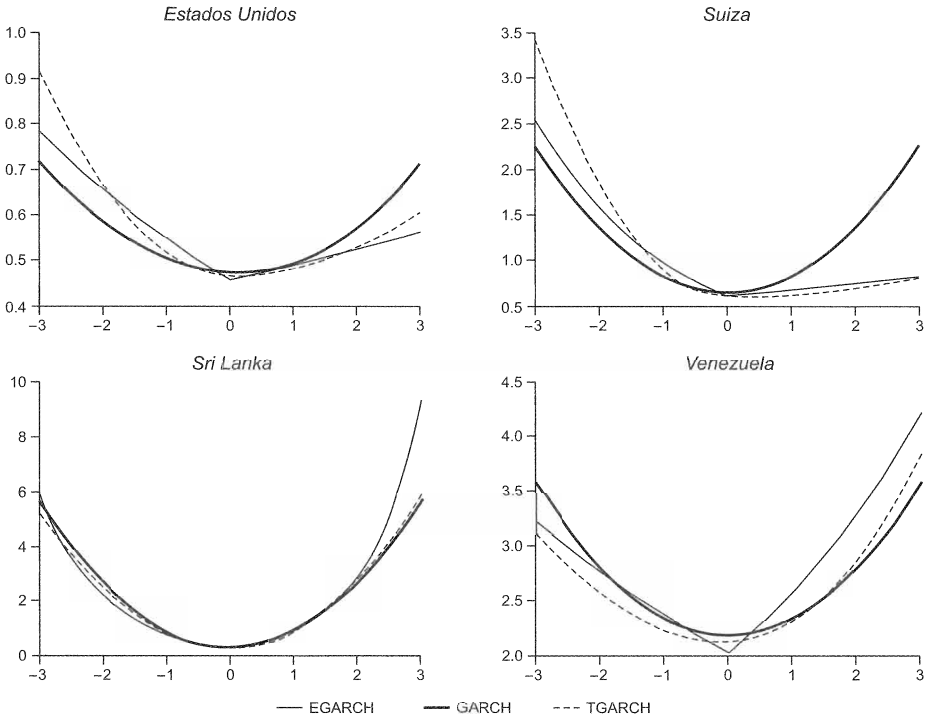
Se puede concluir que los modelos de varianza condicionada GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) explican de manera adecuada la volatilidad de los rendimientos de los países analizados al tener sus

parámetros significación estadística; sin embargo también se hace evidente que más de 90% de los países que corresponden al grupo A y cerca de 60% del grupo B muestran asimetría en la volatilidad condicional de los rendimientos ante efectos positivos o negativos de igual magnitud, lo que conlleva al uso de los modelos asimétricos en vez del modelo GARCH(1,1) planteado. Igual resultado se obtuvo al comparar los modelos mediante la función de verosimilitud (prueba de proporción de verosimilitud), los cuales muestran un mayor valor en la función de verosimilitud para los modelos asimétricos en relación con el simétrico, exceptuando Chile y la República Checa que presentan un mayor valor de la función de verosimilitud para el modelo simétrico. Respecto a si el modelo se encuentra bien especificado al captar los efectos negativos y positivos en los rendimientos se puede observar que el mejor modelo que capta de manera adecuada estas innovaciones es el TGARCH para el primer grupo y el EGARCH para el segundo, como se registra en el cuadro 1. De igual modo el valor de los rendimientos de los índices accionarios para los países del primer grupo no consideran el riesgo en 60, 90 y 70% para los modelos GARCH, TGARCH y EGARCH respectivamente.

d) *Curva del efecto de noticias.* Para el modelo EGARCH(1,1) se presenta asimetría en la volatilidad condicional ante innovaciones positivas y negativas de igual magnitud; por lo general en series de tiempo financieras un hecho negativo causa mayor volatilidad que uno positivo. Sin embargo 12 índices accionarios muestran mayor volatilidad ante un efecto positivo en relación con uno negativo de igual magnitud, entre los cuales citamos a Bélgica, China, Colombia, Ecuador, Eslovaquia, India, Indonesia, Pakistán, Portugal, Sri Lanka, Turquía y Venezuela, de los cuales cinco corresponden al grupo A y siete al B. Brasil, Chile, México, Nueva Zelanda y Perú no presentan asimetrías en la volatilidad condicional, por tener el coeficiente ϕ estadísticamente insignificante (véase cuadro 9).

En el modelo TGARCH(1,1) 11 países presentan que un efecto positivo causa una mayor volatilidad en relación con uno negativo de igual magnitud, entre los cuales se encuentran China, Colombia, Ecuador, Eslovaquia, India, Indonesia, Pakistán, Portugal, Sri Lanka, Turquía y Venezuela, de los cuales cinco corresponden al primer grupo y seis al segundo.

GRÁFICA 1



En la gráfica 1 se muestra las curvas del efecto de noticias de algunos países, en el periodo analizado desde enero de 1990 hasta el 2 de julio de 1997, es decir utilizando parámetros estimados con la primera submuestra.

2. *Periodo poscrisis asiática*

En esta subsección se presenta las estimaciones de los modelos de volatilidad condicional y un análisis de la curva del efecto de noticias para los 39 índices accionarios analizados, para el periodo comprendido entre julio de 1997 y octubre de 2002. En el cuadro 2 se muestran los resultados correspondientes a la prueba del efecto de innovaciones para los tres modelos planteados.

a) *Modelo GARCH: Segunda submuestra.* En el modelo propuesto todos los coeficientes correspondientes a la ecuación de la volatili-

CUADRO 2. Prueba de efecto de innovaciones. Coeficiente estadísticamente significativo^a

<i>Modelo</i>	<i>Grupo A</i>			<i>Grupo B</i>		
	<i>Sesgo de signos</i>	<i>Sesgo negativo</i>	<i>Sesgo positivo</i>	<i>Sesgo de signos</i>	<i>Sesgo negativo</i>	<i>Sesgo positivo</i>
GARCH(1,1)	Suecia*	Finlandia* Hong Kong* Portugal*	Alemania* España* Estados Unidos* Italia* Reino Unido** Suiza** Taiwán**	Bélgica* Colombia**	Brasil*	Brasil** Nueva Zelanda**
TGARCH(1,1)	Suecia*	Japón**	España** Estados Unidos** Italia*	Bélgica* Colombia**		
EGARCH(1,1)	Pakistán* Suecia*	Hong Kong** Japón** Pakistán*	España** Estados Unidos** Italia* Pakistán**	Colombia**		

^a Julio de 1997-octubre de 2002. H_0 : parámetro igual a cero.

* 5% de probabilidad.

** 10% de probabilidad.

dad condicional son estadísticamente significativos, con excepción de China (véase cuadro 5). En términos de la ecuación de la volatilidad condicional, la suma de los coeficientes debería ser menor a 1 para que el proceso no sea estacionario. Según la hipótesis de que $\Sigma\gamma_i + \Sigma\beta_i = 1$ los valores obtenidos mediante la prueba de Wald para cada país (cuadro 5) indican que para el primer grupo Finlandia y Suecia confirman la aceptación de la hipótesis nula, de que la suma es igual a uno, mientras para el segundo sólo Bélgica acepta esta hipótesis.

En la ecuación de la media del modelo GARCH-M(1,1) 38% de los países analizados considera que existe una relación entre el monto de sus rendimientos y el riesgo. El 47% del primer grupo presenta el coeficiente correspondiente a la volatilidad estadísticamente significativo. Para el segundo grupo sólo dos países (a un nivel de 5%) o tres países (a 10% de significación) presentan un coeficiente significativo (véase cuadro 6).

CUADRO 3. *Estadística descriptiva de los residuos de los rendimientos*

(Enero de 1990-octubre de 2002)

<i>País</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Skewness</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>Jarque-Bera</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Porcentaje AC/PIB^a</i>
Alemania	1.403035	-0.329042	6.620071	1806.757	(0.00)	57.1
Argentina	3.152388	0.894587	11.0625	8946.227	(0.00)	2.1
Australia	0.825494	-0.793759	12.74642	12631.99	(0.00)	58.0
Austria	1.224733	-0.170355	8.278672	3681.762	(0.00)	5.0
Bélgica	1.038647	-0.326075	11.13759	8144.659	(0.00)	16.8
Brasil	3.529671	0.364107	9.667427	5878.025	(0.00)	17.1
Canadá	0.898156	-0.797493	11.22402	9380.532	(0.00)	92.3
Chile	1.272774	0.297029	7.086286	2251.394	(0.00)	8.6
China	2.040684	0.864052	25.8493	40890.35	(0.00)	66.8
Colombia	1.243825	1.219682	14.49033	16333.16	(0.00)	0.5
Corea del Sur	2.064515	-0.078902	7.072219	2150.719	(0.00)	231.3
Ecuador	1.77139	0.287284	32.38494	82961.25	(0.00)	0.1
Eslovaquia	1.832901	2.307867	39.37081	121700.7	(0.00)	4.7
España	1.365786	-0.24369	6.219395	1408.746	(0.00)	176.5
Estados Unidos	1.032185	0.17558	7.017475	2176.588	(0.00)	323.9
Filipinas	1.670501	0.498205	11.47118	9603.495	(0.00)	11.0
Finlandia	1.992154	-0.283765	8.911009	4246.147	(0.00)	170.1
Hong Kong	1.731437	-0.031632	11.90017	10393.95	(0.00)	232.3
India	2.049023	0.425402	18.80789	30407.76	(0.00)	111.6
Indonesia	1.562984	0.252642	12.99669	12765.76	(0.00)	9.4
Italia	1.546498	-0.102484	4.71103	304.0164	(0.00)	72.5
Japón	1.550907	0.266424	6.193303	1369.532	(0.00)	55.6
Malasia	1.726393	0.315514	36.51173	146654.9	(0.00)	65.2
México	1.756789	1.124913	9.330405	5963.561	(0.00)	7.8
Nueva Zelanda	1.002972	-0.61918	17.26614	27161.4	(0.00)	21.3
Pakistán	1.798531	-0.055375	9.291973	4337.98	(0.00)	53.5
Perú	1.756789	1.124913	9.330405	5963.561	(0.00)	2.8
Portugal	1.045839	-0.414369	9.621966	4110.416	(0.00)	51.8
Reino Unido	1.038358	-0.144249	5.514686	829.6905	(0.00)	129.7
Rep. Checa	1.300005	-0.130757	5.087031	373.8354	(0.00)	13.0
Rusia	3.608253	-4.052327	87.57574	613592.9	(0.00)	7.8
Singapur	1.37439	-0.316195	16.47598	24047.01	(0.00)	99.2
Sri Lanka	1.088095	2.17143	35.93941	139363.0	(0.00)	0.9
Suecia	1.340978	0.145186	7.190213	2347.148	(0.00)	171.6
Suiza	1.172541	-0.399393	8.252585	3763.694	(0.00)	254.1
Tailandia	1.934463	-0.075999	10.47573	7289.218	(0.00)	19.0
Taiwán	2.08001	-0.041805	5.920887	1209.987	(0.00)	300.0
Turquía	3.252309	0.033374	5.975136	960.1259	(0.00)	89.9
Venezuela	1.96746	0.820317	13.32148	13075.11	(0.00)	0.6

^a Acciones comerciadas en 2001 en relación con su PIB.

CUADRO 4. Prueba de quiebre estructural (prueba de Wald)^a

(Primer periodo: enero de 1990-2 de julio de 1997;
segundo periodo: 3 de julio de 1997-octubre de 2002)

<i>País</i>	<i>Modelos</i>		
	<i>GARCH(1,1)</i>	<i>TGARCH(1,1)</i>	<i>EGARCH(1,1)</i>
Alemania	20.519	21.477	27.071
Argentina	19.437	30.639	41.366
Australia	20.944	40.561	64.401
Austria	27.437	26.316	17.969
Bélgica	58.481	59.927	637.318
Brasil	29.868	105.284	96.348
Canadá	85.316	88.556	78.349
Chile	7.788	35.686	60.460
China	127.260	117.532	116.430
Colombia	61.652	47.608	61.038
Corea del Sur	124.193	120.791	103.577
Ecuador	1955.770	1414.085	1437.988
Eslovaquia	243.659	189.896	196.017
España	18.191	20.806	20.458
Estados Unidos	35.226	109.610	92.364
Filipinas	59.378	64.986	66.815
Finlandia	33.078	31.328	34.480
Hong Kong	25.036	35.474	27.203
India	133.280	154.469	215.360
Indonesia	6082.564	4083.194	230.707
Italia	6.825645*	7.278257*	8.628921*
Japón	15.087	19.016	12.749
Malasia	114.922	136.040	129.987
México	44.619	52.849	53.570
Nueva Zelanda	37.925	48.355	123.021
Pakistán	13.238	30.124	25.803
Perú	45.377	53.773	54.245
Portugal	59.259	82.454	56.929
Reino Unido	13.528	16.819	16.041
Rep. Checa	129.238	112.336	27.207
Rusia	531.468	506.473	565.741
Singapur	282.612	134.544	128.517
Sri Lanka	143.615	178.480	124.735
Suecia	18.385	15.701	15.761
Suiza	40.114	70.074	81.622
Tailandia	141.283	93.500	108.040
Taiwán	12.876	24.916	30.488
Turquía	16.789	26.348	31.619
Venezuela	164.451	158.422	143.633

^a H_0 : parámetros de la ecuación de la volatilidad son iguales en ambos periodos.

* Se acepta la H_0 a 95% de confianza.

CUADRO 5. *Modelo GARCH(1,1)*
(Julio de 1997-octubre de 2002)

<i>País</i>	μ	β_0	γ	β_1	<i>Log Lhood</i>	<i>Prueba de Wald^a</i>
Alemania	0.039	0.088*	0.110*	0.864*	-2517.919	4.051*
Argentina	-0.023	0.263*	0.156*	0.817*	-2934.188	7.147*
Australia	0.038	0.077*	0.112*	0.797*	-1650.195	10.819*
Austria	0.019	0.045*	0.119*	0.849*	-1905.750	8.770*
Bélgica	0.023	0.033*	0.153*	0.835*	-2024.503	1.075
Brasil	0.041	0.470*	0.193*	0.746*	-2966.980	13.237*
Canadá	0.039	0.050*	0.088*	0.882*	-2048.035	23.701*
Chile	-0.006	0.054*	0.157*	0.814*	-1975.946	5.419*
China	0.024	0.141*	0.238	0.728*	-2185.708	6.010*
Colombia	-0.060*	0.364*	0.385*	0.457*	-1959.071	49.730*
Corea del Sur	0.000	0.239*	0.058*	0.911*	-3030.373	11.067*
Ecuador	-0.028	0.050*	0.168*	0.871*	-2250.097	65.271*
Egipto	-0.104*	0.149*	0.270*	0.697*	-1861.048	4.641*
Eslovaquia	-0.034	0.063*	0.017*	0.958*	-2324.247	19.220*
España	0.024	0.083*	0.105*	0.867*	-2432.899	4.528*
Estados Unidos	0.033	0.105*	0.106*	0.838*	-2190.301	11.268*
Filipinas	-0.106*	0.339*	0.189*	0.732*	-2541.997	29.620*
Finlandia	0.146*	0.045*	0.060*	0.938*	-3048.615	0.460
Hong Kong	-0.021	0.105*	0.103*	0.876*	-2667.545	5.352*
India	0.021	0.649*	0.090*	0.717*	-2579.761	11.922*
Indonesia	-0.013	0.202*	0.133*	0.826*	-2567.982	31.138*
Italia	0.035	0.085*	0.131*	0.842*	-2433.142	3.877*
Japón	-0.041	0.121*	0.081*	0.875*	-2408.128	10.016*
Malasia	-0.035	0.178*	0.178*	0.794*	-2529.699	14.132*
México	-0.030	0.144*	0.326*	0.596*	-1823.811	11.987*
Nueva Zelanda	-0.001	0.055*	0.206*	0.759*	-1769.740	4.920*
Pakistán	0.013	0.164*	0.159*	0.809*	-2544.327	13.463*
Perú	-0.029	0.145*	0.328*	0.594*	-1826.764	12.082*
Portugal	0.005	0.149*	0.227*	0.685*	-1986.426	16.725*
Reino Unido	0.005	0.059*	0.094*	0.871*	-2119.204	6.649*
Rep. Checa	0.000	0.093*	0.097*	0.858*	-2243.495	7.859*
Rusia	0.165*	0.958*	0.266*	0.663*	-3232.378	14.098*
Singapur	0.005	0.254*	0.171*	0.764*	-2494.399	27.657*
Sri Lanka	-0.035**	0.221*	0.842*	0.232*	-1623.217	11.006*
Suecia	0.073**	0.069*	0.136*	0.846*	-2414.228	2.007
Suiza	0.032	0.055*	0.148*	0.827*	-2141.197	3.606**
Tailandia	-0.028	0.798*	0.300*	0.573*	-2764.199	14.046*
Taiwán	-0.020	0.292*	0.143*	0.782*	-2786.382	11.191*
Turquía	0.106	0.811*	0.129*	0.811*	-3417.051	17.406*
Venezuela	-0.069**	0.778*	0.509*	0.443*	-2608.259	3.006**

^a Prueba de Wald, $H_0: \gamma + \beta_1 = 1$.
* 5% de probabilidad.
** 10% de probabilidad.

CUADRO 6. *Coefficiente de la volatilidad en la ecuación de la media*

(Julio de 1997-octubre de 2002)

<i>País</i>	<i>GARCH(1,1)-M</i> θ	<i>TGARCH(1,1)-M</i> θ	<i>EGARCH(1,1)-M</i> θ
Alemania	0.123	0.063	0.115
Argentina	0.148	0.027	0.005
Australia	0.285	0.076	0.173
Austria	0.010	-0.095	-0.119
Bélgica	0.066	-0.019	0.021
Brasil	0.366*	0.078	0.064
Canadá	0.101	-0.021	-0.063
Chile	0.194**	0.090	0.097
China	0.253*	0.196*	0.151*
Colombia	0.206**	0.272*	0.115
Corea del Sur	0.253	0.212	0.124
Ecuador	0.061	-0.118*	-0.018
Eslovaquia	0.608**	0.472	0.443
España	0.113	0.041	0.029
Estados Unidos	0.397*	0.170**	0.102
Filipinas	0.193	0.130	0.170
Finlandia	-0.079	-0.114	-0.140
Hong Kong	0.299*	0.125	0.181**
India	0.143	-0.089	-0.301**
Indonesia	0.088	0.049	0.040
Italia	0.200*	0.120	0.185**
Japón	0.216	0.215	0.113
Malasia	0.175*	0.144**	0.071
México	0.034	-0.067	-0.126
Nueva Zelanda	0.049	0.003	0.040
Pakistán	0.144	0.107	0.163*
Perú	0.038	-0.064	-0.122
Portugal	0.347*	0.196	0.217**
Reino Unido	0.154	0.218**	0.202**
Rep. Checa	0.210	0.153	0.159
Rusia	0.137	0.105	0.053
Singapur	0.253**	0.060	0.048
Sri Lanka	-0.166*	-0.028	0.025
Suecia	-0.040	-0.109	-0.129
Suiza	0.177*	0.064	0.037
Tailandia	0.067	0.002	0.033
Taiwán	0.374*	0.179	0.180
Turquía	0.346*	0.296*	0.447*
Venezuela	0.076	0.102	0.079

* 5% de probabilidad.

** 10% de probabilidad.

CUADRO 7. *Modelo TGARCH(1,1)*

(Julio de 1997-octubre de 2002)

<i>País</i>	μ	β_0	γ	φ	β_1	<i>Log Lhood</i>
Alemania	-0.010	0.107*	0.022	0.147*	0.868*	-2502.982
Argentina	-0.087	0.219*	0.058*	0.147*	0.844*	-2917.823
Australia	0.004	0.042*	-0.022*	0.216*	0.864*	-1614.682
Austria	0.000	0.039*	0.023	0.108*	0.888*	-1894.967
Bélgica	-0.003	0.031*	0.069*	0.120*	0.857*	-2014.155
Brasil	-0.048	0.495*	0.001	0.286*	0.784*	-2933.351
Canadá	0.019	0.057*	0.004	0.164*	0.876*	-2030.387
Chile	-0.026	0.039*	0.072*	0.100*	0.858*	-1988.029
China	-0.007	0.118*	0.143*	0.150*	0.755*	-2178.736
Colombia	-0.058**	0.340*	0.326*	0.054	0.493*	-1958.862
Corea del Sur	-0.017	0.194*	0.031*	0.035*	0.925*	-3028.217
Ecuador	-0.026	0.041*	0.005	0.275*	0.889*	-2211.361
Eslovaquia	-0.040	0.137*	0.043*	-0.027*	0.915*	-2323.331
España	-0.016	0.080*	0.025	0.119*	0.886*	-2421.059
Estados Unidos	-0.027	0.089*	-0.045*	0.255*	0.872*	-2141.388
Filipinas	-0.127*	0.296*	0.108*	0.110*	0.767*	-2537.562
Finlandia	0.130*	0.067*	0.049*	0.041*	0.924*	-3046.584
Hong Kong	-0.065	0.102*	0.012	0.133*	0.901*	-2643.749
India	-0.017	0.625*	0.001	0.183*	0.721*	-2564.356
Indonesia	-0.034	0.216*	0.113*	0.063*	0.814*	-2565.584
Italia	-0.001	0.090*	0.081*	0.097*	0.842*	-2426.149
Japón	-0.077**	0.109*	0.033*	0.104*	0.879*	-2399.709
Malasia	-0.054	0.189*	0.136*	0.076*	0.793*	-2527.304
México	-0.041	0.149*	0.254*	0.124*	0.598*	-1821.592
Nueva Zelanda	-0.016	0.060*	0.142*	0.115*	0.758*	-1765.927
Pakistán	-0.005	0.172*	0.128*	0.055*	0.809*	-2542.394
Perú	-0.040	0.150*	0.254*	0.125*	0.596*	-1824.519
Portugal	-0.014	0.156*	0.123*	0.175*	0.693*	-1977.608
Reino Unido	-0.034	0.046*	-0.004	0.121*	0.915*	-2106.414
Rep. Checa	-0.013	0.099*	0.070*	0.051*	0.857*	-2241.241
Rusia	0.137**	0.946*	0.224*	0.072*	0.668*	-3231.159
Singapur	-0.039	0.199*	0.072*	0.217*	0.782*	-2476.399
Sri Lanka	-0.010	0.234*	1.145*	-0.524*	0.204*	-1616.876
Suecia	0.017	0.076*	0.037*	0.137*	0.867*	-2399.476
Suiza	-0.011	0.049*	0.019	0.170*	0.868*	-2120.621
Tailandia	-0.059	0.662*	0.239*	0.125*	0.606*	-2761.789
Taiwán	-0.075	0.261*	0.034*	0.206*	0.800*	-2763.782
Turquía	0.065	0.816*	0.089*	0.068*	0.817*	-3413.697
Venezuela	-0.062	0.780*	0.531*	-0.047	0.443*	-2608.134

* 5% de probabilidad.

** 10% de probabilidad.

b) *Modelo TGARCH: Segunda submuestra.* En el modelo TGARCH(1,1) el término correspondiente a la constante es significativo en todos los países analizados (véase cuadro 7). Existe presencia del efecto *leverage* en todos los casos para el primer grupo y en 14 oportunidades para el grupo B. Respecto a la asimetría en la varianza condicionada, todos los países del grupo A, los cuales tienen un mayor porcentaje de AC/PIB, muestran que la reacción en la volatilidad ante efectos negativos o positivos se comportan de manera asimétrica; mientras que sólo en dos países correspondientes al segundo grupo se infieren que no existe este efecto. Para Eslovaquia, Sri Lanka y Venezuela el valor del coeficiente γ correspondiente a efectos positivos es mayor a la suma de los coeficientes $\gamma + \phi$ que corresponde a los efectos negativos.

En la ecuación de la media (cuadro 6) dos países al nivel de 5% y tres al 10% correspondiente al grupo A presentan el coeficiente de la volatilidad de manera significativa, y dos oportunidades del segundo grupo de igual manera consideran el riesgo a 5 por ciento.

c) *Modelo EGARCH: Segunda submuestra.* La presencia del efecto *leverage* muestra que todos los países del primer grupo presentan este efecto y de igual manera para los países correspondientes al grupo B con excepción de Colombia y Venezuela. En cambio en cuanto a la asimetría se hace evidente en todas las oportunidades para primer grupo, en tanto que sólo Colombia y Venezuela del segundo grupo no presentan este efecto de asimetría. En cuanto a la ecuación de la media (cuadro 6) para el grupo A presenta en tres y cinco oportunidades a un nivel de 5 y 10% respectivamente el coeficiente de la volatilidad estadísticamente significativo, mientras que en ninguno de los casos para el grupo B.

Se puede concluir, con los resultados anteriores aplicados a la segunda muestra poscrisis, que los modelos de varianza condicionada GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1) explican de manera adecuada la volatilidad de los rendimientos de los países analizados. De igual modo es evidente el efecto *leverage* y la asimetría en la volatilidad condicional de los rendimientos, lo que conlleva al uso de los modelos asimétricos en vez del modelo GARCH(1,1) planteado. Igual resultado se obtiene al analizar el mayor valor de la función de verosimilitud, lo cual favorece a los modelos asimétricos planteados. En relación

CUADRO 8. *Modelo EGARCH(1,1)*

(Julio de 1997-octubre de 2002)

<i>País</i>	μ	β_0	γ	φ	β_1	<i>Log Lhood</i>
Alemania	-0.026	-0.108*	0.193*	-0.100*	0.953*	-2503.405
Argentina	-0.080	-0.124*	0.268*	-0.092*	0.958*	-2921.317
Australia	-0.008	-0.084*	0.090*	-0.152*	0.958*	-1600.918
Austria	-0.004	-0.121*	0.161*	-0.089*	0.965*	-1891.739
Bélgica	-0.020	-0.184*	0.246*	-0.096*	0.966*	-2013.831
Brasil	-0.061	-0.073*	0.258*	-0.170*	0.925*	-2939.521
Canadá	0.006	-0.108*	0.154*	-0.102*	0.963*	-2021.022
Chile	-0.028	-0.160*	0.214*	-0.054*	0.978*	-1966.555
China	-0.008	-0.205*	0.317*	-0.072*	0.949*	-2166.800
Colombia	-0.056*	-0.239*	0.423*	-0.017	0.836*	-1946.868
Corea del Sur	-0.025	-0.024*	0.117*	-0.031*	0.968*	-3022.127
Ecuador	-0.145*	-0.082*	0.247*	-0.108*	0.960*	-2211.872
Eslovaquia	-0.052	-0.006	0.064*	0.024*	0.959*	-2324.120
España	-0.016	-0.105*	0.168*	-0.076*	0.968*	-2424.081
Estados Unidos	-0.029	-0.047*	0.094*	-0.184*	0.940*	-2137.953
Filipinas	-0.161*	-0.098*	0.240*	-0.054*	0.937*	-2537.152
Finlandia	0.132*	-0.076*	0.168*	-0.064*	0.970*	-3042.971
Hong Kong	-0.092**	-0.094*	0.165*	-0.088*	0.976*	-2643.684
India	0.017	0.085*	0.122*	-0.147*	0.844*	-2564.249
Indonesia	-0.068	-0.126*	0.319*	-0.039*	0.920*	-2572.552
Italia	0.008	-0.159*	0.254*	-0.062*	0.953*	-2432.981
Japón	-0.077**	-0.080*	0.154*	-0.081*	0.959*	-2400.070
Malasia	0.026	-0.131*	0.260*	-0.019**	0.954*	-2531.602
México	-0.040	-0.338*	0.455*	-0.051*	0.874*	-1826.931
Nueva Zelanda	-0.032	-0.283*	0.357*	-0.092*	0.930*	-1760.917
Pakistán	-0.069**	-0.148*	0.280*	-0.025*	0.952*	-2546.251
Perú	-0.039	-0.340*	0.458*	-0.051*	0.873*	-1829.980
Portugal	-0.017	-0.245*	0.352*	-0.098*	0.898*	-1976.765
Reino Unido	-0.033	-0.074*	0.108*	-0.089*	0.973*	-2107.531
Rep. Checa	-0.024	-0.125*	0.204*	-0.028*	0.946*	-2239.750
Rusia	0.133**	-0.104*	0.449*	-0.041*	0.891*	-3229.336
Singapur	-0.054	-0.125*	0.269*	-0.110*	0.929*	-2478.172
Sri Lanka	-0.029	-0.654*	0.856*	0.139*	0.706*	-1640.597
Suecia	0.019	-0.135*	0.209*	-0.091*	0.959*	-2395.137
Suiza	-0.014	-0.126*	0.177*	-0.115*	0.966*	-2115.080
Tailandia	-0.026	-0.098*	0.494*	-0.039*	0.815*	-2764.436
Taiwán	-0.084**	-0.093*	0.234*	-0.130*	0.926*	-2760.529
Turquía	0.127	-0.010	0.201*	-0.037*	0.942*	-3417.212
Venezuela	-0.012	-0.135*	0.673*	0.008	0.735*	-2604.872

* 5% de probabilidad.

** 10% de probabilidad.

CUADRO 9. *Curvas del efecto de noticias*

Enero de 1990- octubre de 2002				Enero de 1990- julio de 1997				Julio de 1997- octubre de 2002			
<i>E</i>	<i>EGARCH</i>	<i>GARCH</i>	<i>TGARCH</i>	<i>E</i>	<i>EGARCH</i>	<i>GARCH</i>	<i>TGARCH</i>	<i>E</i>	<i>EGARCH</i>	<i>GARCH</i>	<i>TGARCH</i>
<i>Alemania</i>											
-3	2.23	2.12	2.52	-3	1.36	1.46	1.64	-3	3.66	3.11	3.65
-1	1.53	1.33	1.45	-1	0.98	0.90	0.90	-1	2.51	2.23	2.30
0	1.27	1.23	1.32	0	0.83	0.83	0.81	0	2.08	2.12	2.13
1	1.37	1.33	1.36	1	0.86	0.90	0.83	1	2.20	2.23	2.15
3	1.60	2.12	1.67	3	0.94	1.46	0.99	3	2.48	3.11	2.33
<i>Argentina</i>											
-3	6.77	5.69	6.27	-3	6.73	5.77	6.16	-3	6.72	5.69	6.18
-1	5.12	4.60	4.80	-1	5.32	4.82	4.92	-1	4.87	4.44	4.54
0	4.45	4.46	4.62	0	4.74	4.71	4.77	0	4.15	4.29	4.33
1	4.88	4.60	4.71	1	5.20	4.82	4.86	1	4.49	4.44	4.39
3	5.88	5.69	5.40	3	6.27	5.77	5.63	3	5.26	5.69	4.86
<i>Brasil</i>											
-3	9.36	8.28	8.89	-3	12.87	12.25	12.27	-3	7.24	5.78	6.60
-1	7.56	7.15	7.51	-1	11.39	11.34	11.33	-1	4.93	4.24	4.31
0	6.80	7.00	7.34	0	10.71	11.23	11.22	0	4.06	4.05	4.02
1	7.38	7.15	7.46	1	11.39	11.34	11.33	1	4.23	4.24	4.02
3	8.71	8.28	8.36	3	12.88	12.25	12.22	3	4.57	5.78	4.03
<i>Canadá</i>											
-3	0.99	1.17	1.46	-3	0.74	1.02	1.15	-3	2.13	1.84	2.52
-1	0.56	0.52	0.55	-1	0.36	0.34	0.36	-1	1.33	1.13	1.18
0	0.42	0.43	0.44	0	0.25	0.26	0.26	0	1.05	1.05	1.01
1	0.50	0.52	0.49	1	0.31	0.34	0.32	1	1.10	1.13	1.01
3	0.69	1.17	0.88	3	0.48	1.02	0.77	3	1.21	1.84	1.05
<i>Chile</i>											
-3	2.41	2.62	2.82	-3	2.60	2.83	2.88	-3	2.09	2.34	2.52
-1	1.28	1.12	1.15	-1	1.30	1.16	1.17	-1	1.27	1.08	1.15
0	0.93	0.94	0.94	0	0.92	0.95	0.95	0	0.99	0.93	0.98
1	1.24	1.12	1.11	1	1.31	1.16	1.16	1	1.15	1.08	1.05
3	2.21	2.62	2.40	3	2.64	2.83	2.79	3	1.55	2.34	1.62
<i>Colombia</i>											
-3	2.35	2.98	2.89	-3	1.70	2.63	2.04	-3	3.03	4.30	4.28
-1	1.25	1.12	1.18	-1	1.13	1.09	1.00	-1	1.33	1.22	1.23
0	0.91	0.89	0.96	0	0.92	0.90	0.87	0	0.89	0.84	0.85
1	1.34	1.12	1.22	1	1.32	1.09	1.11	1	1.29	1.22	1.18
3	2.92	2.98	3.26	3	2.73	2.63	2.96	3	2.76	4.30	3.79
<i>España</i>											
-3	2.14	2.18	2.42	-3	1.62	1.77	2.02	-3	3.18	2.88	3.26
-1	1.51	1.35	1.36	-1	1.10	1.01	1.02	-1	2.29	2.04	2.11
0	1.26	1.25	1.23	0	0.91	0.91	0.89	0	1.94	1.94	1.97
1	1.37	1.35	1.28	1	0.99	1.01	0.94	1	2.07	2.04	1.99
3	1.60	2.18	1.62	3	1.17	1.77	1.30	3	2.34	2.88	2.20
<i>Estados Unidos</i>											
-3	1.46	1.28	1.80	-3	0.78	0.73	0.91	-3	2.76	2.32	3.22
-1	0.90	0.80	0.82	-1	0.55	0.49	0.52	-1	1.75	1.47	1.53
0	0.70	0.74	0.70	0	0.46	0.46	0.47	0	1.40	1.37	1.32
1	0.73	0.80	0.70	1	0.49	0.49	0.48	1	1.30	1.47	1.28
3	0.78	1.28	0.77	3	0.56	0.73	0.60	3	1.12	2.32	0.92

CUADRO 9 (continuación)

Enero de 1990- octubre de 2002				Enero de 1990- julio de 1997				Julio de 1997- octubre de 2002			
E	EGARCH	GARCH	TGARCH	E	EGARCH	GARCH	TGARCH	E	EGARCH	GARCH	TGARCH
<i>Indonesia</i>											
-3	2.96	3.62	4.01	-3	3.51	3.77	3.44	-3	4.33	3.57	4.29
-1	1.48	1.28	1.32	-1	2.82	2.74	2.65	-1	3.16	2.85	2.81
0	1.05	0.99	0.98	0	2.52	2.61	2.55	0	2.70	2.76	2.63
1	1.43	1.28	1.25	1	2.95	2.74	2.70	1	2.66	2.85	2.63
3	2.63	3.62	3.37	3	4.05	3.77	3.87	3	2.59	3.57	2.64
<i>Italia</i>											
-3	3.06	2.77	3.15	-3	2.82	2.66	2.99	-3	3.40	3.03	3.41
-1	2.04	1.84	1.86	-1	1.82	1.68	1.70	-1	2.21	1.99	1.99
0	1.66	1.72	1.70	0	1.47	1.56	1.53	0	1.79	1.85	1.81
1	1.88	1.84	1.78	1	1.71	1.68	1.62	1	2.03	1.99	1.89
3	2.41	2.77	2.38	3	2.33	2.66	2.33	3	2.64	3.03	2.54
<i>Japón</i>											
-3	3.00	2.67	3.18	-3	2.57	2.51	2.86	-3	3.34	2.85	3.36
-1	2.10	1.85	1.91	-1	1.73	1.60	1.57	-1	2.46	2.20	2.27
0	1.76	1.75	1.75	0	1.42	1.48	1.41	0	2.11	2.12	2.13
1	1.82	1.85	1.77	1	1.46	1.60	1.43	1	2.22	2.20	2.17
3	1.97	2.67	1.97	3	1.55	2.51	1.55	3	2.43	2.85	2.43
<i>México</i>											
-3	3.53	3.90	4.00	-3	4.31	4.53	4.59	-3	3.21	3.56	4.03
-1	1.57	1.37	1.39	-1	2.21	1.93	1.94	-1	1.09	0.96	1.01
0	1.04	1.06	1.06	0	1.58	1.61	1.61	0	0.64	0.63	0.63
1	1.59	1.37	1.37	1	2.26	1.93	1.93	1	0.98	0.96	0.89
3	3.67	3.90	3.84	3	4.63	4.52	4.50	3	2.32	3.56	2.91
<i>Perú</i>											
-3	3.53	3.90	4.00	-3	4.32	4.54	4.60	-3	3.24	3.58	4.05
-1	1.57	1.37	1.39	-1	2.21	1.94	1.94	-1	1.09	0.95	1.01
0	1.04	1.06	1.06	0	1.58	1.61	1.61	0	0.63	0.63	0.63
1	1.59	1.37	1.37	1	2.26	1.94	1.93	1	0.98	0.95	0.88
3	3.67	3.90	3.84	3	4.64	4.54	4.51	3	2.33	3.58	2.92
<i>Reino Unido</i>											
-3	1.31	1.40	1.55	-3	0.88	1.08	1.21	-3	2.07	2.06	2.30
-1	0.90	0.80	0.81	-1	0.61	0.57	0.58	-1	1.48	1.31	1.36
0	0.74	0.72	0.72	0	0.51	0.51	0.50	0	1.25	1.22	1.25
1	0.78	0.80	0.74	1	0.54	0.57	0.53	1	1.27	1.31	1.24
3	0.87	1.40	0.88	3	0.61	1.08	0.69	3	1.31	2.06	1.21
<i>Sri Lanka</i>											
-3	5.61	6.74	5.75	-3	6.09	5.69	5.23	-3	5.25	7.94	5.95
-1	0.84	1.01	0.90	-1	0.77	0.86	0.81	-1	0.96	1.21	0.98
0	0.33	0.29	0.29	0	0.27	0.26	0.26	0	0.41	0.36	0.36
1	1.04	1.01	1.11	1	0.89	0.86	0.89	1	1.33	1.21	1.50
3	10.43	6.74	7.62	3	9.37	5.67	5.95	3	14.21	7.94	10.66
<i>Suiza</i>											
-3	2.13	2.24	2.86	-3	2.55	2.23	3.43	-3	2.51	2.49	2.85
-1	1.12	0.96	1.00	-1	0.99	0.81	0.92	-1	1.52	1.31	1.34
0	0.81	0.80	0.77	0	0.61	0.63	0.60	0	1.18	1.16	1.15
1	0.89	0.96	0.81	1	0.68	0.81	0.63	1	1.24	1.31	1.17
3	1.06	2.24	1.11	3	0.83	2.22	0.81	3	1.38	2.49	1.32

CUADRO 9 (*conclusión*)

Enero de 1990- octubre de 2002				Enero de 1990- julio de 1997				Julio de 1997- octubre de 2002			
E	EGARCH	GARCH	TGARCH	E	EGARCH	GARCH	TGARCH	E	EGARCH	GARCH	TGARCH
<i>Taiwán</i>											
-3	4.13	3.44	3.93	-3	3.49	3.09	3.36	-3	4.79	3.96	4.73
-1	3.02	2.65	2.67	-1	2.74	2.46	2.49	-1	3.15	2.82	2.82
0	2.59	2.56	2.52	0	2.42	2.38	2.38	0	2.56	2.68	2.58
1	2.80	2.65	2.57	1	2.64	2.46	2.44	1	2.72	2.82	2.61
3	3.29	3.44	3.00	3	3.13	3.09	2.90	3	3.06	3.96	2.89
<i>Venezuela</i>											
-3	4.49	5.47	4.87	-3	3.21	3.57	3.11	-3	6.21	6.61	6.39
-1	2.60	2.34	2.25	-1	2.36	2.34	2.23	-1	2.89	2.53	2.52
0	1.98	1.94	1.92	0	2.02	2.18	2.12	0	1.98	2.02	2.03
1	2.76	2.34	2.38	1	2.58	2.34	2.31	1	2.92	2.53	2.56
3	5.38	5.46	5.99	3	4.21	3.57	3.83	3	6.39	6.61	6.81

con si el modelo se encuentra bien especificado al captar los efectos negativos y positivos en los rendimientos se observa en el cuadro 2 que el mejor modelo que capta de manera adecuada estas innovaciones se encuentra representado por el TGARCH para el primer grupo y el EGARCH y TGARCH para el segundo. Asimismo, el valor de los rendimientos de los índices accionarios para los países del grupo B no considera el riesgo en 72, 88 y 100% para los modelos GARCH, TGARCH y EGARCH, respectivamente.

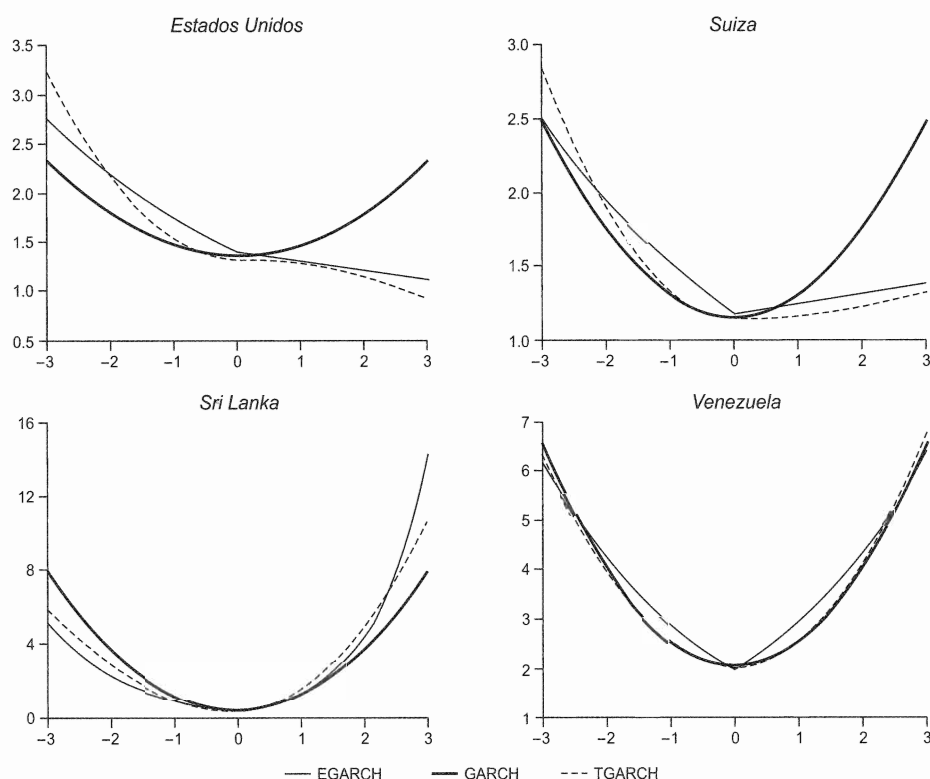
d) *Curva del efecto de noticias.* Para el modelo EGARCH(1,1) tres índices accionarios muestran una mayor volatilidad ante un efecto positivo en relación con uno negativo de igual magnitud, cuyos países son los siguientes: Eslovaquia, Sri Lanka y Venezuela, todos ellos perteneciente al grupo B. De igual manera se observa que para los Estados Unidos el coeficiente de la prueba de signo de sesgo positivo se presenta de manera significativa. Colombia y Venezuela no presentan asimetrías en la volatilidad ante efectos positivos o negativos de igual magnitud por tener coeficiente ϕ no significativo (véase cuadro 9).

En el modelo TGARCH(1,1) estimado para Eslovaquia, Sri Lanka y Venezuela se verifica que un efecto positivo causa una mayor volatilidad en relación con uno negativo de igual magnitud. De igual manera estos países que pertenecen al grupo B tienen la característica de que el coeficiente γ es mayor a la suma de los coeficientes

$\gamma + \phi$ como se había mencionado líneas arriba, lo cual explica la asimetría.

A continuación se muestran las curvas del efecto de noticias de algunos países, considerando los coeficientes estimados para el subperiodo muestral 3 de julio de 1997-octubre de 2002.

GRÁFICA 2



Haciendo una comparación entre las curvas del efecto de noticias para ambos subperiodos (pre y poscrisis), podemos observar que para el segundo subperiodo analizado 29 países presentan un valor de γ menor en comparación con el primer subperiodo, lo que implica que ante un efecto positivo la magnitud de la volatilidad condicional es menor después de la crisis asiática. Lo contrario ocurre ante un efecto negativo, ya que el valor de $\gamma + \phi$ es mayor para el segundo subperiodo en todos los países analizados, excepto Corea del Sur, Japón, Rusia y Suiza.

CONCLUSIONES

Este estudio examina la volatilidad de los rendimientos de los principales índices accionarios de 39 economías, considerando un espectro de países con sistemas financieros profundos y de mercados de capitales emergentes. Con una muestra de frecuencia diaria que abarca de 1990 a octubre de 2002 se procede a agrupar a los países de acuerdo con el valor de acciones comerciadas respecto al valor de su producto interno bruto, los que tienen un porcentaje mayor a 50% corresponden al grupo A (21 países) y menor a 50% al grupo B (18 países). Un amplio espectro de modelos de volatilidad condicionada simétricos y asimétricos fue estimado en cada economía. Los modelos considerados en este estudio son del tipo GARCH(1,1), TGARCH(1,1) y EGARCH(1,1); todos además toman en cuenta la volatilidad en la media como variable explicativa.

Se encuentra inestabilidad en los parámetros de la ecuación de la volatilidad condicional en todos los países analizados con excepción de Italia, considerando un quiebre en julio de 1997. Se generan dos subperiodos, el primero de enero de 1990 a julio de 1997 y el segundo de julio de 1997 a octubre de 2002. Los resultados muestran que después de 1997 la volatilidad de los rendimientos aumentó en alrededor de 70% de los índices accionarios en relación con el periodo anterior; sin embargo su rentabilidad disminuyó. Se evidencia también el efecto leverage en gran parte de los países para ambos periodos; es decir la tendencia de que cambios en los precios de los activos estén negativamente correlacionados con cambios en la volatilidad del mismo.

En el primer periodo de la muestra (1990-1997) la mayor parte de los países del grupo A son asimétricos; en cambio más de 40% del grupo B no presenta este efecto. Este resultado de asimetría cambia después de 1997 en el que casi todos los países presentan una gran asimetría en la volatilidad. Se observa una mayor magnitud en la volatilidad ante cambios positivos que negativos en 50% de los países que pertenecen al grupo B antes de 1997; este resultado cambia después de la fecha en el que más de 90% de los países analizados reacciona su volatilidad condicional más grande ante un efecto negativo que en relación con uno positivo. La curva del efecto de noticias para

ambos periodos refleja lo expuesto. Los modelos asimétricos del tipo TGARCH y EGARCH presentan un mayor valor de la función de verosimilitud (prueba de proporción de verosimilitud), lo que sugiere que estos modelos son superiores al modelo simétrico GARCH usualmente analizado en la bibliografía del análisis y predicción de riesgo. En conclusión para ambos grupos de países se recomienda el uso de los modelos asimétricos TGARCH y EGARCH para una valoración precisa de la volatilidad condicional.

Al incorporar a los modelos GARCH, TGARCH y EGARCH la volatilidad como determinante de la media condicional (Chow, 1988; Engle, 1990, y Bollerslev *et al*, 1992) se encuentra que la relación riesgo/rendimiento es relevante para la mayor parte de los países del grupo B considerando el primer periodo muestral 1990-1997. Esto no se observa para el mismo periodo para el grupo A, en el que esta relación es más bien débil. Al utilizar información a contar de julio de 1997, los países del grupo A en su mayor parte incorporan como variable condicional el riesgo como determinante del rendimiento esperado; en cambio los países del grupo B no lo hacen.

Finalmente, futuros estudios que utilicen esta metodología pueden efectuarse usándola en lugar de índices los rendimientos efectivos de las acciones de las empresas que coticen en la bolsa de comercio. Esto permitiría tener una evaluación del riesgo esperado más precisa al momento de determinar la composición óptima de una cartera de inversión.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amin, K., y B. Ng (1993), "Option Valuation with Systematic Stochastic Volatility", *Journal of Finance* 48, pp. 881-910.
- Baillie, R., y R. Myers (1991), "Modeling Commodity Price Distributions and Estimating the Optimal Future Hedge", *Journal of Applied Econometrics* 6, pp. 109-124.
- Ballie, R. T., y R. P. DeGennaro (1990), "Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, pp. 203-214.
- Black, F. (1976), "Studies in Stock Price Volatility Changes, Proceeding of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics", *American Statistics Association*, pp. 177-181.
- , y M. Scholes (1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economics*, pp. 637-654.

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 31, pp. 307-327.
- , R. Chou y K. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance", *Journal of Econometrics* 52, pp. 5-59.
- Campbell, J. Y., y L. Hentschel (1992), "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 31, pp. 281-318.
- Chow, R. Y. (1988), "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH", *Journal of Applied Econometrics* 3, pp. 279-294.
- Christie, A. (1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage, Interest Rate Effects", *Journal of Financial Economics* 10, pp. 407-432.
- Day, T., y C. Lewis (1992), "Stock Market Volatility and the Information Content of Index Options", *Journal of Econometrics* 52, pp. 597-622.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica* 50, pp. 987-1008.
- (1990), "Stock Volatility and the Crash of '87: Discussion", *Review of Financial Studies* 3, pp. 103-106.
- , y V. K. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, pp. 1749-1778.
- Fama, E. F. (1965), "The Behavior of Stock-Markets Prices", *Journal of Business* 38, pp. 34-105.
- French, K., y R. Roll (1986), "Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders", *Journal of Financial Economics* 17, pp. 5-26.
- Glosten, L., R. Jagannathan y D. Runkle (1993), "On the Relationship Between the Expected Value Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance* 48 (5), pp. 1779-1801.
- Hardouvelis, G. (1990), "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices", *American Economic Review* 80, pp. 736-762.
- Hathaway, N. (1986), "The Non-Stationarity of Share Price Volatility", *Accounting and Finance* 26, pp. 35-54.
- Hull, J., y A. White (1987), "The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities", *Journal of Finance* 42, pp. 281-300.
- Johnson, C. (2001), "Value at Risk: Teoría y Aplicaciones", *Estudios de Economía* 28(2), pp. 217-247.
- (2002a), "Inflation Uncertainty in Chile: Asymmetries and the News Impact Curve", *Revista Análisis Económico* 17(1), pp. 3-20.
- (2002b), "Una aplicación del modelo de cambio de régimen para el crecimiento y la evolución del tipo de cambio nominal en Chile", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. XLIX, núm. 273, enero-marzo, pp. 65-94.
- Mandelbrot, B. (1963), "New Methods in Statistical Economics", *Journal Political Economy* 71, pp. 421-440.
- Nelson, D. (1990), "Stationarity and Persistence in the GARCH(1,1) Model", *Econometric Theory* 6, pp. 318-334.

- Nelson, D. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica* 59, pp. 347-370.
- Officer, R. (1973), "The Variability of the Market factor of the New York Stock Exchange", *Journal of Business* 46, pp. 443-453.
- Pagan, A., y G. W. Schwert (1990), "Alternative Models for Conditional Stock Volatility", *Journal of Econometrics* 45 (1-2), pp. 267-290.
- Schwert, G. W. (1989), "Why does Stock Market Volatility Change Over Time?", *Journal of Finance* 44, pp. 1115-1153.
- (1989), "Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 31, pp. 83-125.
- Zakoian, Jean-Michael (1994), "Threshold Heteroskedastic Models", *Journal of Economic, Dynamics and Control* 18, pp. 931-955.