

CARACTERIZACIÓN DEL MERCADO ACCIONARIO COLOMBIANO, 2001-2006: UN ANÁLISIS COMPARATIVO*

Jorge Mario Uribe Gil**
juribegi@banrep.gov.co

Agosto de 2007

Resumen: Partiendo de la base teórica de que existe una relación positiva entre el desarrollo del mercado de capitales y el crecimiento económico, se construyen indicadores de tamaño, liquidez, riesgo, integración y eficiencia, para el mercado accionario colombiano. Para esto, se usan medidas tradicionales de profundidad del mercado, además de modelos GARCH, estimadores de razones de varianzas heteroscedásticamente robustos y asintóticamente consistentes e indicadores de integración internacional basados en una versión modificada del CAPM. La perspectiva de análisis es comparativa y por tanto se construyen indicadores para otros países de Latinoamérica y el mundo. Se encuentra que el mercado colombiano, a pesar de seguir siendo pequeño a nivel mundial, ha tenido un desarrollo importante en los últimos años.

Abstract: Starting on the theoretical basis of an existing positive relation between the development of the stock markets and economic growth, indicators for size, liquidity, risk, integration and efficiency, for the Colombian stock market are made. Traditional measures of market deepening, in addition to GARCH models, variances ratios estimators, heteroscedastically robust and asymptotically consistent, and indicators of international integration based on a modified version of CAPM, are used. The perspective of the analysis is comparative, so indicators for other countries of Latin America and the World are made. Evidence that Colombian market, although continues being small at a world level, has had an important development in the last years, is found.

Palabras Clave: Mercado Accionario, GARCH, ICAPM, eficiencia.

Key Words: Stock Market, GARCH, ICAPM, efficiency.

Código JEL: C22, E44, G14, G15.

*Este trabajo es de carácter provisional y las opiniones que en él se expresan, así como los posibles errores que puedan presentarse, son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen al Banco ni a su Junta Directiva. Este documento es una versión resumida del texto presentado para optar por el título de Economista en la Universidad del Valle. Se agradecen sus valiosos comentarios a Inés María Ulloa, asesora de esta tesis, Dairo estrada, Andrés Murcia, Esteban Gómez y en general al Staff del Departamento de Estabilidad Financiera del Banco de la República.

** Profesional integrante del Departamento de Estabilidad Financiera del Banco de la República.

1. INTRODUCCIÓN

El principal objetivo del mercado de capitales se enmarca en las funciones de asignación y distribución de los recursos de capital de los que dispone la economía. La configuración de dicho mercado puede tomar matices distintos según el modelo de funcionamiento que predomine en la nación. Así, los mercados de capitales se pueden inclinar en mayor medida por actividades “intermediadas” o por actividades “no intermediadas”, que en ningún caso son esquemas mutuamente excluyentes sino, por el contrario, complementarios².

El mercado de capitales no intermediado está compuesto fundamentalmente por los mercados de acciones, de papeles de renta fija y de derivados. Su importancia radica en que permite la diversificación del riesgo en la economía en un momento del tiempo, ofrece mayores oportunidades de financiación para proyectos innovadores de alto riesgo y altos beneficios esperados, permite el abaratamiento de los costos de intermediación que se generan al trasladar los recursos desde los ahorradores a los inversionistas y posibilita una mejor coordinación de los agentes superavitarios y deficitarios dentro del ejercicio económico, a la hora de emparejar las decisiones de ahorrar e invertir.

Dado lo anterior, no resulta extraño que el desarrollo de éste mercado (y en general del sector financiero) sea determinante para el crecimiento económico nacional, de ahí que la literatura haya trabajado en reiteradas oportunidades las formas en que tal vínculo se presenta. Los principales avances son resaltados por Levine (2004) y se resumen aquí. El mercado de capitales puede contribuir por lo menos desde cinco formas distintas a potenciar el crecimiento económico de una nación: Produciendo información sobre las empresas y contribuyendo a una mejor asignación del capital; monitoreando las firmas, una vez éstas han llevado a cabo los procesos productivos, asegurando el mejor uso de los recursos; aminorando el riesgo transversalmente (mercados accionarios) y temporalmente (mercados bancarios); movilizandolos ahorros y superando así el problema de la indivisibilidad de la inversión y, por último, facilitando el intercambio de bienes al contribuir con la especialización mediante el aminoramiento de los costos de transacción.

En el caso colombiano el mercado de capitales no intermediado puede estar fallando en su misión al presentar ciertas condiciones de atraso relativo a nivel mundial. Éste, continúa siendo pequeño, concentrado y poco líquido, de forma tal que puede no estar respondiendo a las demandas de financiación plateadas por el sector real y por ende, imposibilitando la apropiación de los beneficios que su desarrollo trae implícitos. Sin embargo, esta tendencia parece estarse revirtiendo en los últimos tiempos con importantes repuntes de los indicadores de desarrollo en años recientes. De ahí la importancia de su estudio.

En Colombia se ha escrito bastante sobre el mercado de capitales. Las investigaciones más destacables en la materia hechas en la década de los noventa se recogen en la Misión de Estudios del Mercado de Capitales (Ministerio de Hacienda *et al.* (1996)).

² Ver Levine (1992) y Allen y Gale (1995)

Esta misión concluyó que el mercado no intermediado en Colombia era para la fecha de publicación, poco profundo, ilíquido y bastante concentrado. Que las reformas implementadas hasta ese entonces por parte del gobierno para potenciar el desarrollo de dicho mercado no habían llegado a dar los resultados esperados, y que los orígenes de la atrofia de este sector se remontaban a las primeras actuaciones del Banco de la República como proveedor de créditos de fomento, siendo agravada en todo caso por las reformas financieras de 1951 que favorecieron el endeudamiento a través de bancos.

La Misión identifica grandes avances hechos a finales de los ochenta y principios de los noventa en la materia, sobretodo en lo referente al contexto legal de operación del mercado, concluye también con una serie de recomendaciones que se convirtieron en la carta de navegación de la política económica vinculada con este frente. Básicamente, se destaca la necesidad de mantener la estabilidad económica de la nación y la de implementar medidas en pro de potenciar la oferta de nuevos papeles (por ejemplo mediante emisiones sindicadas o titularizaciones y con una actuación más activa del gobierno como oferente de títulos). Se hacen también una serie de recomendaciones en el frente legislativo, con miras a lograr una mayor coordinación entre las leyes de distinto nivel que regulaban el mercado.

Posteriormente, Arbeláez *et al.* (2002) retoman la exploración de este tópico. Los objetivos de las autoras son medir el desarrollo de los principales indicadores del mercado y aportar un análisis detallado sobre la evolución financiera de las firmas comisionistas de bolsa del país. En términos generales, concluyen que a pesar de que el tamaño del mercado se ha incrementado, su participación en la economía sigue siendo pequeña. Señalan también que el mercado accionario era en ese entonces más pequeño en términos relativos de lo que lo era diez años antes, puesto que a pesar de haber crecido, la participación de los TES (Títulos de Tesorería del gobierno colombiano) en el total transado lo ha hecho de una manera bastante más dinámica.

Un informe de Bernal y Ortega (2004) tiene como objetivo la actualización de los datos para el trabajo realizado por Arbeláez, *et al.* (2002), y aproximar alguna medida de integración financiera internacional del mercado accionario. Sus conclusiones apuntan a que a pesar del mercado haber ganado en términos de tamaño y liquidez, aun permanece muy por debajo de la media internacional y a que la concentración del mercado de capitales en lugar de disminuir se ha incrementado considerablemente.

En general, después de la Misión, los estudios sobre el mercado accionario en Colombia han sido muy limitados. Los avances en términos de riesgo, eficiencia e integración son pocos. Nada de raro tiene encontrarse en la literatura nacional con indicadores que dejan serias dudas sobre su labor como falseadores potenciales de una hipótesis, o con interpretaciones que no corresponden con la evidencia empírica presentada. El objetivo de este estudio es brindar luces al respecto.

En este trabajo se pretende hacer una aproximación detallada a la situación actual del mercado de acciones en Colombia; con este fin, se ha seguido la metodología propuesta por Demirgüç-Kunt y Levine (1995) que resulta bastante completa y de fácil implementación, lo que posibilita las comparaciones entre mercados. Al igual que lo hacen ellos se han construido medidas de tamaño del mercado, liquidez, concentración,

volatilidad, eficiencia en la valoración de activos e integración. Sin embargo, se han realizado cambios sustanciales en algunas de estas medidas que vale la pena mencionar. Por ejemplo, para la aproximación al riesgo de la inversión se han utilizado modelos de varianza condicional cambiante en el tiempo y los indicadores de eficiencia en la valoración de activos se abordan desde la perspectiva teórica de la eficiencia débil y no como eficiencia internacional. De hecho, estos últimos índices son tratados aquí como indicadores de integración internacional.

Por otra parte, se ha considerado que las comparaciones internacionales son claves a la hora de fijar el grado de desarrollo del mercado accionario local, por ende, se ha decidido construir todos los indicadores para once países y no sólo para Colombia, así pues, se estudian también los casos de: Brasil, Argentina, Chile, México, Venezuela y Perú por el lado regional y Estados Unidos, Inglaterra, Australia y Japón como muestra de mercados desarrollados. Los primeros se han incluido con la intención de contextualizar localmente y los segundos globalmente. Los segundos no responden a ningún criterio de selección en particular, como no sea el desarrollo.

La organización de este documento es la siguiente: Consta de siete secciones: La primera es esta introducción, la segunda explica y construye los indicadores estándar de profundidad del mercado, que son: tamaño, liquidez y concentración. En esta sección se apreciará cómo en términos comparativos el mercado de acciones colombiano continúa siendo pequeño a nivel mundial, pero también se verá la positiva evolución en el tiempo de éste, de forma tal que hoy día ya no se trata de un mercado rezagado a nivel latinoamericano sino de un mercado comparable en términos relativos a los mercados de Lima y México, y por encima de Buenos Aires o Caracas. En la tercera parte del documento se hace una aproximación al riesgo de la inversión en Bolsa a través de la estimación de la volatilidad para las series de los índices accionarios de la muestra, esto con la ayuda de los modelos *GARCH*. En la cuarta sección se explica la metodología de construcción de un indicador de integración internacional propuesto por Korajczyk (1994) y éste es estimado; en la quinta, se aborda el tema de la eficiencia de mercado y finalmente, la sexta concluye.

2. INDICADORES DE TAMAÑO, LIQUIDEZ Y CONCENTRACIÓN

Las medidas más utilizadas en la literatura económica para medir el desarrollo de un mercado accionario son los indicadores de tamaño, liquidez y concentración. Un mayor tamaño de mercado está positivamente correlacionado con la habilidad de éste para movilizar y diversificar el riesgo, un mercado más líquido permite a los agentes que se desenvuelven en él realizar más transacciones con menores costos (en tiempo y dinero) y por ende permite realizar operaciones de manera más eficiente; finalmente, un mercado menos concentrado es mejor por cuanto se hacen menos probables los conflictos de intereses entre grandes y pequeños poseedores de acciones, y se imponen fuerzas competitivas que permiten alcanzar puntos óptimos en su interior. (Ver Demirgüç-Kunt y Levine (1995))

2.1. Tamaño del Mercado

En este estudio se han incluido dos medidas de tamaño del mercado: La Capitalización Relativa del Mercado (CR) que es igual al número total de acciones transadas multiplicado por su valor en bolsa, dividida entre el PIB nominal del período; y el Número de Empresas Inscritas en Bolsa. Estas medidas de tamaño son complementarias: en tanto que la primera es útil para hacer comparaciones internacionales al ser una medida relativa, la segunda es interesante en términos absolutos y permite hacer seguimiento a la evolución del mercado en el tiempo.

2.2. Liquidez de Mercado

Se define en términos generales como la habilidad para fácilmente comprar y vender títulos en el mercado. Una medida comprehensiva de liquidez debería incluir todos los costos asociados con la transacción de activos, incluyendo los costos en tiempo y la incertidumbre de encontrar una contraparte con la cual llevar a cabo la transacción. Sin embargo, la complejidad del estudio puede elevarse considerablemente si se tratan de incluir todos estos factores en el análisis, a la vez que se dificultan las comparaciones internacionales.

Teniendo en cuenta lo anterior, se han construido dos medidas de liquidez: La Razón Volumen Transado sobre PIB (RV) y la Tasa de Rotación (TR). La primera corresponde al valor total de acciones transadas en el mercado sobre el PIB, y la segunda es el volumen transado sobre la capitalización bursátil.

2.3. Concentración del Mercado

Una medida estándar de concentración de mercado se construye calculando el porcentaje de la capitalización de mercado que representan las diez compañías más grandes (de mayor capitalización) al interior de la bolsa. El indicador se sitúa necesariamente entre cero y uno, entre más se acerque a uno indica mayor concentración.

En términos positivos un mercado más concentrado resulta peor por cuánto se generan conflictos de intereses entre los poseedores de acciones, en dónde, el accionista mayoritario puede expropiar recursos de la firma, proveer trabajos, o generosos acuerdos de negocios a “sus amigos” en una forma que puede ir en detrimento de la firma misma, como lo exponen Grossman y Hart (1980). Por otra parte, la concentración de la propiedad parece tener grandes implicaciones en la política y la macroeconomía. Los grandes poseedores transforman frecuentemente su poder económico en poder político y por lo general terminan por usar este poder para influir en las políticas públicas, de forma tal que éstas terminen protegiéndolos en contra de posibles competidores, o terminen por generar subsidios que les beneficien directamente, impidiendo que se alcancen puntos óptimos de bienestar³

³ Ver Morck et al.(2004)

Finalmente, es de notar que en el caso de mercados pequeños, una alta concentración de la propiedad accionaria está relacionada con problemas de iliquidez y oportunidades constantes de arbitraje, lo cual deriva en problemas de ineficiencia y riesgo.

2.4. Tamaño, Liqueidez y Concentración en la Muestra

Los principales hallazgos han sido resumidos en la Tabla 1 para el año 2006. El mercado colombiano es un mercado pequeño en términos relativos a nivel mundial, con una Capitalización Relativa de Mercado del 41.61% al 2006, prácticamente constante para los dos últimos años. No existe punto de comparación con economías de mercados desarrollados como Inglaterra (159.85%), Australia (145.18%) o Japón (105.65%). Sin embargo, en el entorno regional, gracias al buen comportamiento del mercado accionario colombiano en el último quinquenio, el panorama luce un poco distinto: el mercado colombiano se encuentra rezagado con respecto a Chile (120.12%) y Brasil (66.52%), pero en condiciones muy similares a las de Perú (42.91%) y México (41.47%). La situación en Colombia es mejor que en Argentina y Venezuela que son los mercados más pequeños de la muestra de estudio.

Tabla 1
Medidas de Tamaño, Liqueidez y
Concentración en la Muestra: 2006

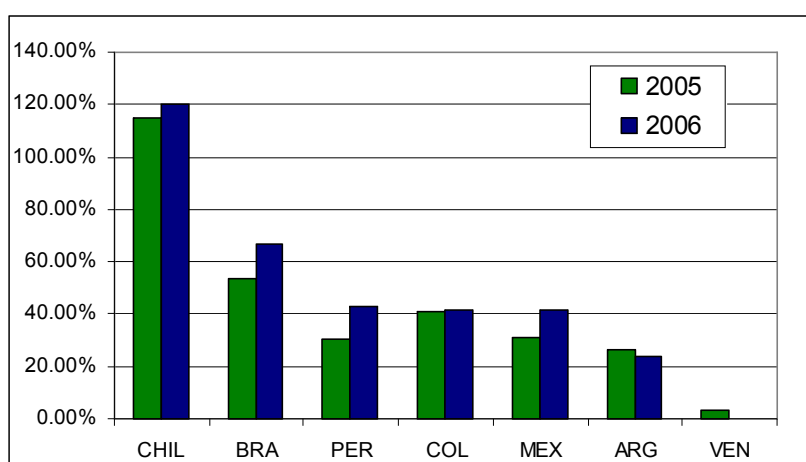
País	Tamaño		Liqueidez		Concentración
	(1) -%-	(2)	(3) -%-	(4) -%-	(5) -%-
Mercados Regionales					
Argentina	24.09	106	2.48	10.30	77.77
Brasil	66.52	350	25.86	38.88	52.23
Chile	120.12	246	20.40	16.98	48.29
Colombia	41.61	94	10.99	26.41	67.37
México	41.47	335	11.48	27.68	76.94
Perú	42.91	221	5.88	13.71	61.53
Venezuela*	3.50	50	0.16	4.58	ND
Mercados Internacionales de Comparación					
Australia	145.18	1,829	113.88	78.44	31.10
Estado Unidos	116.43	2,280	164.42	141.30	16.11
Japón	105.65	2,416	133.22	126.20	20.06
Inglaterra	159.85	3,256	318.98	199.55	37.14

ND: No disponible. *datos al 2005 (1) Capitalización Relativa, (2) Número de empresas inscritas en bolsa, (3) Volumen transado/PIB, (4) Tasa de Rotación, (5) Capitalización de las 10 empresas más grandes /capitalización total del mercado. FUENTE: (1)-(4) Elaboración propia con base en los datos de World Federation of Exchanges (WFE), Y del International Monetary Fund (IMF), los datos de Venezuela corresponden a World Development Indicators 2006(WDI). (5) Tomados como están de la página de WFE.

Vale la pena mencionar que el tamaño de la bolsa colombiana de 2000 a 2005 se multiplicó casi por tres (261% de variación porcentual de la CR), siendo éste el comportamiento más dinámico de la región. Adicionalmente, el colombiano fue el segundo mercado de mayor crecimiento en el mundo del 2004 al 2005, con un 100.2% de variación en la Capitalización Bursátil y del 58.3% en la Capitalización Relativa según datos de World Federation of Exchanges (2005), ver Figura 5.

La explicación para el anterior fenómeno se puede encontrar en la convergencia de varios factores como: la demanda creciente de títulos incentivada por la entrada de capitales extranjeros en la economía colombiana que han hecho que la inversión extranjera de cartera presente flujos del orden de USD 1,213 millones⁴, del año 2002 al 2006; una mayor participación de las AFP en la compra accionaria⁵; el proceso de “desmutualización” que ha experimentado la Bolsa de Valores de Colombia (BVC) en el último quinquenio en su camino para convertirse en una institución moderna⁶, con la aparición de leyes marco fundamentales como la 964 de 2005; y finalmente, un número de empresas inscritas en bolsa en descenso que potencia el dinamismo en precios y volumen de las acciones más bursátiles.

Figura 1
Capitalización Relativa en Unidades.
Países Seleccionados 2005-2006



Fuente: Elaboración propia. Información obtenida de la página de World Federation of Exchanges (WFE) y del internacional Monetary Fund (IMF).

La situación de Colombia en materia de liquidez es similar a la del tamaño, es el cuarto país con el mercado más líquido de la región según la RV (10.99%) y el tercero según la TR (26.41%), sólo por debajo de Brasil y México. En términos de liquidez la evolución temporal también ha sido positiva y ha hecho que Colombia pase de ser un país con uno de los mercados menos líquidos en la muestra para el 2004 (Con una RV del 2.5% y una TR del 8.24%), en peores condiciones que Venezuela, a tener uno de los mercados más líquidos de la región para el 2006. Este comportamiento parece responder a la reducción de los costos de transacción gracias a la implementación de nuevas plataformas electrónicas de negociación (SETI en el 2001, MEC-PLUS en el 2006, SET-FX para divisas, SIAM para actores de mercados, etc.)

⁴ Fuente: Banco de la República, corresponde a la inversión extranjera de cartera de corto y largo plazo.

⁵ La participación de los Fondos de Pensiones Obligatorias aumentó de diciembre de 2002 a diciembre de 2006 en \$5.84 billones, pasando de ser en el 2002 0.43 billones o sea el 2.79% del total de sus inversiones, a \$6.27 billones en el 2006, es decir el 14.74% del total de éstas. Datos de la Página de la Superintendencia Financiera de Colombia.

⁶ Ver GARAVITO, C. (2006).

Figura 2
Volumen Transado sobre PIB

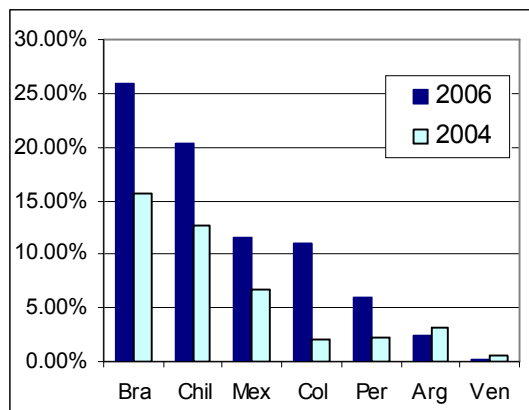
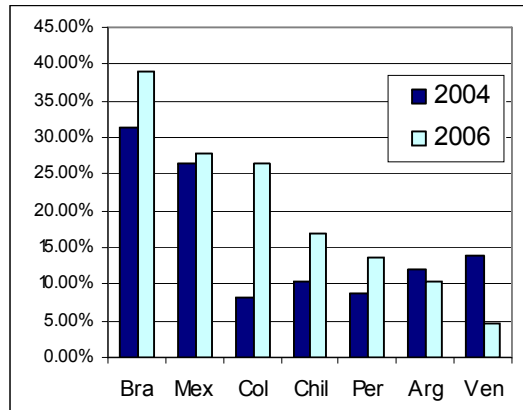


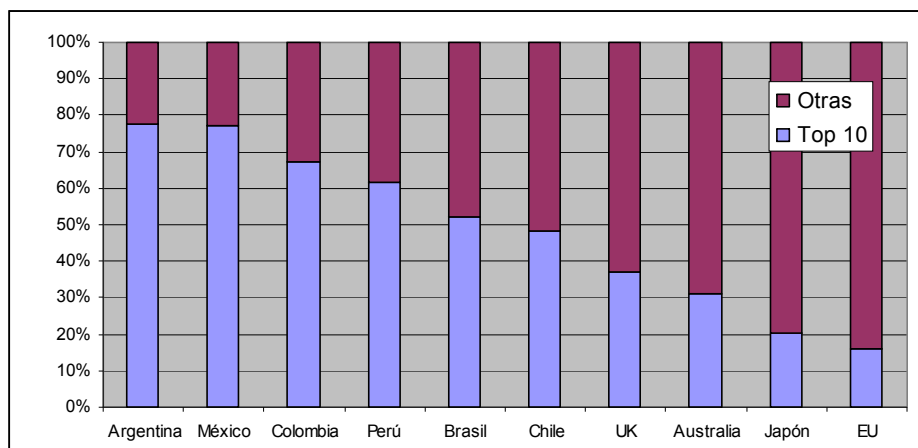
Figura 3
Tasa de Rotación al 2006



Fuente: Elaboración propia. Información obtenida de la página de World Federation of Exchanges (WFE) y del internacional Monetary Fund (IMF)

En cuanto a la concentración el panorama no es positivo como en los otros indicadores. La *Capitalización Bursátil de las 10 empresas más grandes* en Colombia en términos de la CB total, asciende al 67.37%, lo que lo ubica como uno de los mercados más concentrados de la muestra. El problema parece no ser inherente únicamente a la bolsa colombiana, sino en general a las bolsas latinoamericanas, si se considera que son precisamente las bolsas de Argentina y México las que la superan (Figura 4)

Figura 4
Indicador de Concentración al año 2006

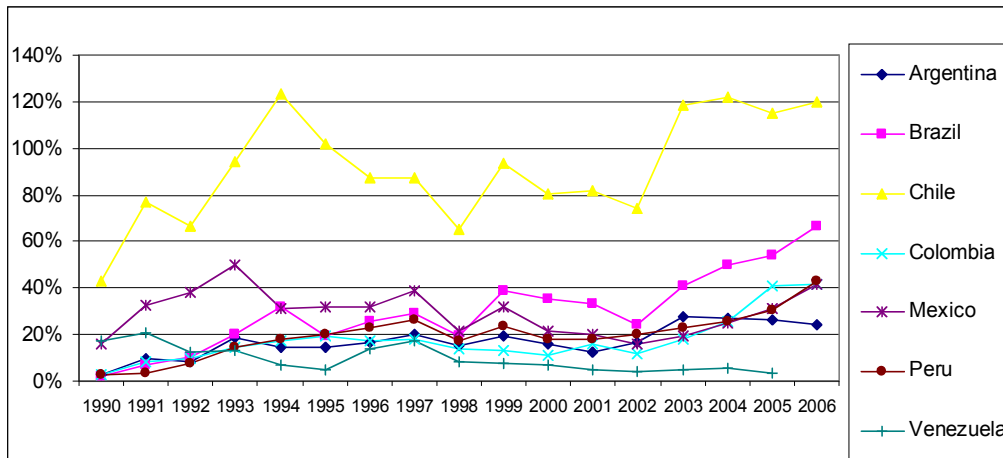


Fuente: Elaboración propia. Información obtenida de la página de World Federation of Exchanges (WFE).

En términos relativos parece ser que Colombia se encuentra por encima del promedio latinoamericano con un repunte formidable de los indicadores para el año 2005. Luego, visto desde principios de los noventa (Figura 5) la tendencia es positiva. Se puede afirmar que el mercado accionario colombiano se ha desarrollado en términos de tamaño y liquidez tal y como lo hacen Arbeláez, *et al.* (2002) y Bernal y Ortega (2004) y que este desarrollo ha sido uno de los más dinámicos de la región. Un crecimiento sin precedentes en el tamaño y en la liquidez ha cobrado fuerzas en el quinquenio 2000-

2005, en dónde el mercado accionario colombiano ha casi triplicado su tamaño, recuperando tan sólo en un año de 2000 a 2001 el retroceso de 1995 a 2000. El crecimiento es sin lugar a dudas el más notable de la región para los últimos tres años.

Figura 5
Capitalización Relativa en Unidades. 1990-2006



FUENTE: Elaboración propia con datos de WFE y WDI

3. RIESGO DE LA INVERSIÓN

La aproximación al riesgo de la inversión se hará en, este documento, a través de la modelación de la volatilidad de los índices de la muestra, puesto que se entiende como riesgo la probabilidad de que el precio del activo sea inferior en el momento de su venta al precio en el momento de la compra.

Por otra parte, a pesar de que una mayor o menor volatilidad de los activos financieros que se transan en un mercado accionario no necesariamente refleja un mayor o menor grado de desarrollo de dicho mercado; ésta sí constituye una señal de riesgo para la inversión. Mayor volatilidad implica una mayor prima por riesgo exigida por parte de los inversionistas en el momento de realizar inversiones en el mercado local. Una menor volatilidad se asocia con inversiones más seguras y de más largo plazo que pueden contribuir al mejor desempeño del mercado de capitales. Así pues, para aproximar una medida óptima de la volatilidad, se hace necesario revisar algunos conceptos básicos.

3.1. Modelación de la Varianza

Las series financieras presentan ciertas particularidades que hacen que los procedimientos tradicionales para la modelación de la volatilidad, como las desviaciones de la media con igual ponderación entre datos, o las volatilidades dinámicas, no sean óptimos para modelar el comportamiento ésta. La modelación a través de series de tiempo puede ser una alternativa interesante, sin embargo, algunas de estas particularidades o si se prefiere hechos estilizados, imposibilitan el uso de series de tiempo convencionales para modelar la varianza de los retornos financieros.

Los hechos estilizados a los que se hace referencia son expuestos con claridad en Bollerslev, *et al.* (1994) y se enumeran a continuación: i) Las series financieras no admiten el supuesto de una varianza condicional constante ii) Los retornos financieros exhiben colas pesadas iii) Existen efectos de apalancamiento , iv) períodos de no transacción, v) la volatilidad de un activo aumenta en vísperas de la materialización de un evento predecible vi) existe una relación inversa entre volatilidad y correlación serial, vii) existen co-movimientos en las volatilidades; y, viii) la volatilidad de los fundamentales macroeconómicos parece estar positivamente correlacionada con la volatilidad de los activos financieros. Las regularidades *iv-viii* indican razones por las que la varianza de los activos financieros no es constante a través del tiempo y *i-ii* advierten sobre la violación de algunos supuestos clásicos de regresión lineal, estos son la homocedasticidad y la normalidad⁷. En esta misma sección se mostrará cómo las series de los retornos de los índices de las bolsas de valores seleccionadas poseen estas propiedades.

3.2. Modelos ARCH , GARCH y TARCH

Los modelos ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) tratan de replicar algunos de los hechos estilizados antes mencionados (i-ii). Se basan en el supuesto de que mientras que la varianza no condicional de la serie es constante en el tiempo, la varianza condicional es variable (iv-viii) y fueron desarrollados originalmente por Engle(1982). Se tiene que un proceso ARCH(q) se define de la siguiente forma:

$$(1) \quad y_t = f(z_t) + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \eta_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}}$$

$$(3) \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

Donde $f(z_t)$ es una función que modela el valor esperado de y_t , $\eta_t \sim NIID(0,1)$ es un proceso independiente de h_t . $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0, i=1, \dots, q$ y que $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$. Es posible demostrar bajo estos supuestos que ε_t es un proceso ruido blanco con varianza condicional h_t (Engle ,1982). Nótese que (3) recoge el comportamiento de la varianza del término de perturbación como una función lineal de los términos precedentes hasta el período q .

Una extensión natural de los modelos ARCH es propuesta por Bollerslev (1986). Esta generalización se conoce como modelos GARCH (Generalized Austerregressive Conditional Heteroskedasticity). En estos modelos se permite que las varianzas condicionales del pasado entren en la ecuación de la varianza condicional corriente. Un modelo GARCH(p,q) está descrito por (1), (2) y (4):

⁷ Que implica una curtosis igual a 3.

$$(4) \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

Estos modelos ofrecen una estructura más flexible para la composición de los rezagos y en la mayoría de los casos pueden modelar la volatilidad de una manera mucho más parsimoniosa que los modelos ARCH.

Igual que antes se tiene que $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$, con $i = 1, \dots, q, j = 1, \dots, p$ para asegurar la no negatividad de la varianza condicional y adicionalmente que $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ para asegurar que los choques se desvanecen en el tiempo y la varianza no condicional está definida. La ecuación de la varianza no condicional en este caso está dada por:

$$(6) \quad \sigma^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j}$$

Por lo tanto si $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \geq 1$, ésta no estaría definida y los choques no se desvanecerían en el tiempo sino que permanecerían iguales (=1) o su impacto crecería de forma explosiva (>1). Las ecuaciones (3) o (4) que describen la varianza condicional de la serie implican que habrá conglomerados de volatilidad y que la varianza de ε_t condicionada a la información hasta el período $t-1$ está dada por h_t , que su media es cero, y que su curtosis es mayor que la de una normal. Estos fenómenos serán examinados a continuación para el caso de los retornos en varios mercados de valores.

Uno de los hechos estilizados mencionados antes, el efecto leverage, tiene implicaciones prácticas bastante precisas. Los efectos que generan los choques positivos o negativos sobre la varianza de la serie son distintos. Los choques negativos tienen un impacto mayor sobre la volatilidad y por tanto la Curva de Impacto de las Noticias (NIC⁸) es asimétrica. Claramente, este hecho estilizado no es recogido ni en los modelos ARCH ni en los modelos GARCH.

Existen una amplia gama de modelos derivados de los GARCH que buscan replicar esta particularidad (Ver Engle y K.Ng (1993)). Luego en este trabajo, se ha hecho necesario modelar esta asimetría de impactos con la ayuda de los modelos TARCH (Threshold Autoregressive Heteroskedastic), que se proceden a explicar. Los TARCH son similares a los GARCH, salvo que también modelan la interacción entre los choques negativos y la varianza. Fueron propuestos por Zakoian (1994). La varianza condicional en un modelo TARCH (p,q) está dada por :

$$(7) \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$$

⁸ Por sus siglas en inglés News Impact Curve.

Que tiene las mismas características antes descritas y en donde adicionalmente se tiene que: $d_t = 1$ si $\varepsilon_t < 0$ y que $d_t = 0$ si $\varepsilon_t > 0$. Como es evidente el coeficiente ϕ_t mide el impacto diferencial entre las buenas y malas noticias. Si este coeficiente es mayor que cero, las noticias malas ($\varepsilon_t < 0$) tienen un impacto más grande sobre la varianza condicional que las noticias buenas ($\varepsilon_t > 0$).⁹

3.3. Modelo de Valor en Riesgo (VaR)

En esta sección, con el objetivo de dar una mayor claridad en términos prácticos de lo que significa una mayor volatilidad para un inversionista que desee colocar sus recursos en el mercado accionario colombiano, se ha hecho uso de la teoría de los modelos de Valor en Riesgo (VaR). Este modelo permitirá hacer una aproximación monetaria ilustrativa al riesgo de la inversión en la bolsa colombiana y permitirá comparar este riesgo con el que está implícito en la inversión en otros mercados. Formalmente, el VaR es la máxima pérdida esperada que podría registrarse durante un determinado período de tiempo, para un nivel dado de confianza¹⁰.

Para el cálculo del Valor en Riesgo se asume normalidad en los retornos y se utiliza la desviación estándar encontrada gracias a los modelos GARCH y sus derivados. Por tratarse más de un ejercicio ilustrativo que de una medida exacta se asume la perspectiva de un inversionista que coloca su dinero en un solo mercado y se ignoran otro tipo de riesgos como el cambiario o el crediticio en la comparación.

Para los efectos de este estudio lo que se pretende calcular es el Valor en Riesgo de una inversión hipotética de \$100 millones en unidades del índice de la bolsa de valores de cada nación. Ya que, si bien es cierto que en algunas de las bolsas latinoamericanas no es posible comprar unidades del índice general accionario, este procedimiento puede brindar una aproximación al máximo monto que en teoría podría esperar perder un inversionista que coloque sus recursos en las acciones más representativas de una nación.

3.4. La Estimación para la Muestra de Estudio

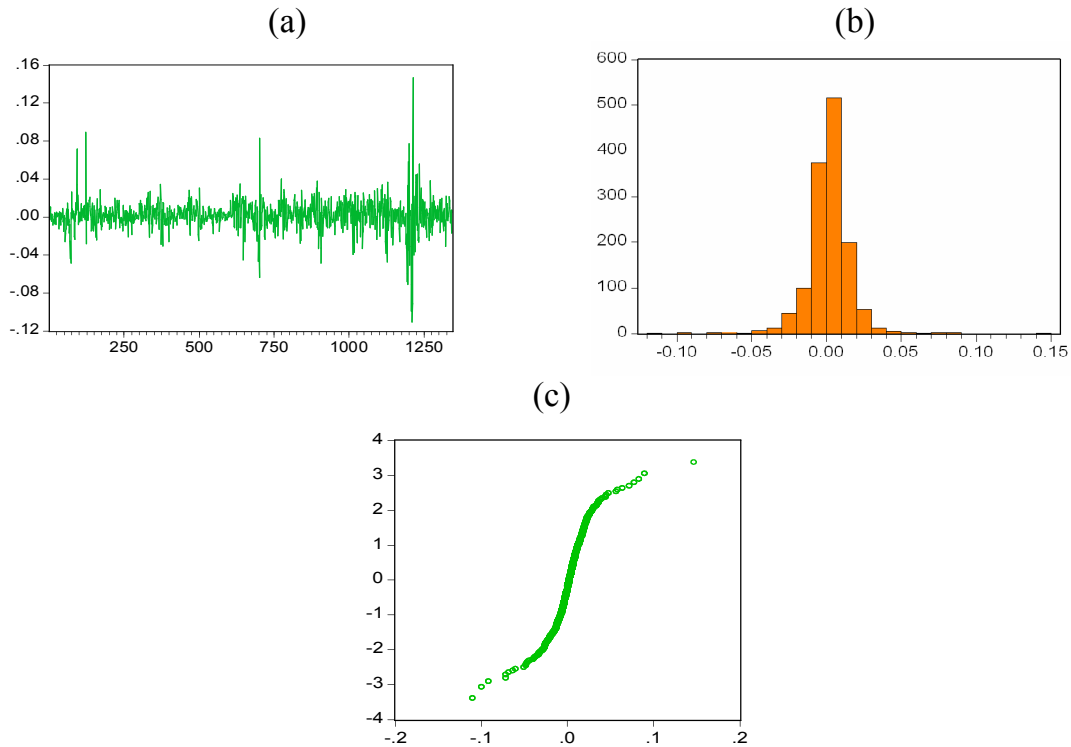
En la gráfica 6 se presentan los retornos capitalizables continuamente (diferencia de logaritmos) del IGBC, así como el histograma de esta serie y una gráfica de cuantiles que sirve para detectar normalidad. El panel (a) de la gráfica presenta conglomerados de volatilidad, obsérvese que las varianzas pequeñas y las varianzas grandes parecen ir en pequeños grupos que se suceden entre sí. Por su parte el histograma pertenece claramente a una distribución no normal con curtosis igual 17.74. Con la ayuda del test de normalidad de Jarque Bera se puede rechazar la hipótesis de normalidad a cualquier nivel de confianza. Finalmente, la gráfica Q-Q confirma este resultado; si la distribución fuese una normal las burbujas estarían sobre una línea recta de 45 grados, en vista de

⁹ Los resultados de la estimación de este modelo se presentan en la Tabla 2.

¹⁰ Ver al respecto Jorion (2003)

que no es así el resultado de que la distribución tienes colas más pesadas que la normal es corroborado estadísticamente.

Figura 6
Retornos Continuos del IGBC(a), Histogramas (b) y Gráfica Q-Q(c)



FUENTE: Elaboración propia con base en la serie de los retornos capitalizables continuamente del IGBC, de Julio 3 de 2001 a diciembre 31 de 2006.

Un análisis similar se ha llevado a cabo para cada uno de los retornos de los índices accionarios de la muestra. Resultados análogos han sido encontrados: Se trata de series leptocúrticas (pico más empinado que el de la normal) con colas pesadas y que presentan agrupamientos de varianzas. Por otra parte, tal y como se verá más adelante también se han hallado efectos asimétricos en la Curvas de Impacto de las Noticias de la mayoría de los retornos.

En la Tabla 2 se presenta un resumen de los principales hallazgos. Se detalla el valor del estadístico de *Multiplicadores de Lagrange* propuesto por Engle (1982) para detectar la presencia de efectos ARCH en la serie; los modelos que se implementaron en media y varianza para estimar la volatilidad (medida como la desviación estándar en porcentaje); la persistencia de los choques $\hat{\lambda}_j$ ¹¹; la mitad de la vida o “half life” de los choques en cada bolsa¹² y el coeficiente de la variable ficticia que capta la asimetría en los efectos de las buenas y las malas noticias $\hat{\phi}_j$, cuando ésta existe.

¹¹ dada por $\hat{\lambda}_j = \sum \hat{\alpha}_i + \sum \hat{\beta}_i + 0.5\hat{\phi}_j$

¹² que se ha calculado según la fórmula: $\ln 0.5(\ln \hat{\lambda}_i)^{-1}$, este valor se refiere a el número de días en que un choque a la varianza condicional alcanza la mitad de su tamaño original.

Tabla 2
Volatilidad de los Retornos , Vida Media (Half-life) de los Choques y VaR's

País	g.l.	Modelo	LM	$\hat{\lambda}_j$	$\hat{\sigma}_j$	Half-Life	VaR 5%	$\hat{\phi}_j$
Retornos diarios-2001:07:03/2006:12:31								
Mercados Regionales								
Argentina	1,368	GARCH(1,1)	155.37	0.986	2.12	50.4	3,499,624	NA
Brasil	1,377	TARCH(3,1)	25.94	0.877	1.72	5.3	2,842,645	0.156
Chile	1,371	AR(1)-TARCH(1,1)	64.61	0.925	0.63	8.8	1,045,898	0.093
Colombia	1,333	AR(1)-TARCH(1,1)	290.97	0.969	1.46	22.0	2,403,181	0.071
México	1,378	AR(1)-TARCH(1,1)	20.03	0.928	1.14	9.3	1,884,195	0.195
Perú	1,358	AR(1)-GARCH(1,1)	5.88	0.949	0.95	13.3	1,574,515	NA
Venezuela	1,304	AR(2)-TARCH(1,3)	40.83	0.737	1.46	2.3	2,410,879	-0.138
Mercados Internacionales de Comparación								
Australia	1,394	TARCH(2,1)	11.17	0.968	0.60	21.3	998,063	0.145
Estados U.	1,380	TARCH(2,1)	53.92	0.990	0.89	69.1	1,472,733	0.124
Japón	1,352	TARCH(1,1)	0.43	0.989	1.36	65.1	2,249,546	0.062
Inglaterra	1,388	TARCH(1,1)	99.32	0.983	0.86	40.4	1,414,988	0.174

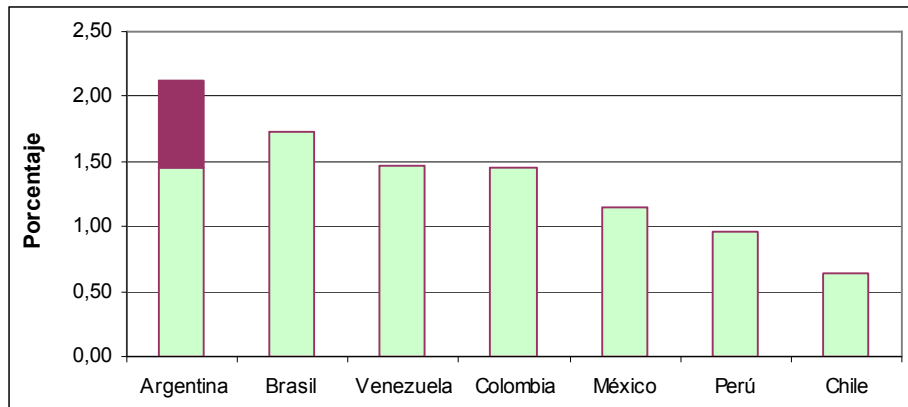
N.A.: No aplica. Modelos implementados en media y varianza, estadístico de LM, persistencia, volatilidad diaria (desviación estándar en porcentaje), vida media de los choques (en días), Valor en Riesgo (en pesos) para un portafolio hipotético de \$100.000.000, con una confianza del 95%, y efecto diferencial de las buenas y malas noticias. Todo para los retornos de los índices accionarios nacionales de julio 3 de 2001 a diciembre 31 de 2006. FUENTE: Elaboración propia con base en las series estudiadas.

De los países latinoamericanos en la muestra, la mayor volatilidad la presenta el índice argentino seguido por índices nacionales con una desviación estándar muy similar entre sí: Brasil, Venezuela y Colombia. El índice menos volátil es el chileno. Cabe aclarar que si se sustrajese el primer año de la muestra y se calculara nuevamente la volatilidad en el índice de Buenos Aires, al considerar que este primer año era en cierta manera atípico dada la crisis de la economía argentina, los resultados cambiarían; se tendría que la volatilidad diaria más alta sería la de Brasil (1.72%) seguida por las volatilidades casi idénticas de Colombia, Argentina y Venezuela (1.46%), ver figura 7.

Como se puede apreciar en este tópico las diferencias no son muchas entre los países de Latinoamérica, exceptuado el caso de Chile que presenta una volatilidad bastante baja de 0.63% en el índice Chile-65. Si se amplía el rango de comparación se hace evidente que el riesgo de la inversión es mayor en los países de la región que en los países con mercados desarrollados de la muestra, en donde la volatilidad diaria no llega a un dígito (Estados Unidos (0.89%), Australia (0.60%) e Inglaterra (0.86%)). Claro está que el caso de Japón, con una volatilidad diaria del 1.39% viene a recordar que no necesariamente, como se decía al principio de esta sección, una menor volatilidad es sinónimo de un mayor desarrollo del mercado.

En términos pecuniarios el riesgo (ilustrativo) al que se expone quien quiera invertir \$100 millones en unidades del índice accionario de la Bolsa de Colombia asciende a \$2'403.181 al día, con un 95% de confianza. Es decir, en un mercado que opera aproximadamente 252 días al año, sólo existe la probabilidad de que en 12 días se pierda algo más que este monto. Si se compara con otros países de Latinoamérica, es evidente que Colombia está en la media (el caso de Argentina es terrorífico al trabajar con la muestra completa: ¡\$3.500.000!)

Figura 7
Volatilidad Diaria de los Retornos de los Índices Nacionales



La volatilidad es aproximada como la desviación estándar en porcentaje. En el caso de Argentina la parte clara es la volatilidad calculada de 2002 a 2006 y la parte oscura más la volatilidad calculada de 2001 a 2006. FUENTE: Elaboración propia con base en los datos en la Tabla 2.

El gráfico 8 parece dar más luces en el análisis. Ahora lo que se observa es la persistencia en días de los choques en cada bolsa. Es decir, el número de días en que un choque a la varianza condicional alcanza la mitad de su tamaño original, suponiendo que no se presentasen nuevos choques. De nuevo se tiene a la Argentina encabezando, con un mercado que se tarda 50.4 días en absorber parcialmente un choque, le sigue Colombia con 22 días y luego viene un conjunto de países (Perú, México y Chile) que se tardan entre 9 y 13 días. A la cola están los mercados de más corta memoria con 2 o 5 días de half life (Brasil y Venezuela).

Un hallazgo notable en este trabajo incluye la presencia, en general, de persistencias y half-life más altos para los mercados accionarios que se asumen más desarrollados. De esta forma, los mercados con más larga memoria en la muestra de estudio son E.U. y Japón y los mercados de más corta memoria son Venezuela y Brasil¹³.

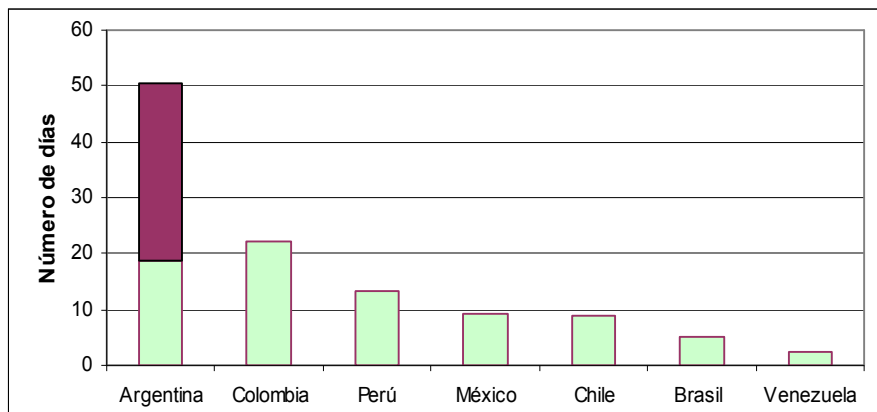
Una explicación parcial para este fenómeno puede surgir al extender una idea expuesta por Vrolijk (1997). Éste plantea la posibilidad de que se presenten choques más duraderos (de la política monetaria) sobre las variables reales de la economía, en la medida en que existan mercados de derivados más desarrollados, ya que al los agentes poder cubrirse de los choques de política, mediante el uso de estos instrumentos, podrán posponer los efectos de éstos. Aunque el análisis del autor se concentra en los choques de política monetaria, es fácil extenderlo a cualquier otro tipo de choque del que los agentes se puedan cubrir.¹⁴ La anterior idea cobra vigencia al tener en cuenta que los

¹³ Es necesario aclarar que aunque una mayor persistencia implica una mayor volatilidad (esto se observa fácilmente en la ecuación (6)) en el caso de los mercados más desarrollados la volatilidad resulta menor al final (también así el valor en riesgo) por cuenta de el componente tendencial en la volatilidad α_0 que es mucho menor en estos casos.

¹⁴ Vrolijk (1997) expone como se alarga el período de respuesta ante los choques de la política monetaria a través de dos mecanismos: Al cubrirse los agentes del efecto sustitución y dilatar la exposición a las nuevas tasas de interés y al dilatar la exposición al efecto ingreso para agentes con títulos de distinta madurez.

mercados desarrollados de la muestra presentan también unos mercados de derivados más grandes. En resumen, si se acepta esta extensión, el efecto neto será la aparición de choques que se reflejan más rápidamente, pero durante más tiempo en mercados con un componente de derivados más amplio.

Figura 8
Half-life de los Choques en las Bolsas Latinoamericanas



En el caso de Argentina la parte clara es la vida media calculada de 2002 a 2006 y la parte clara más la oscura vida media calculada de 2001 a 2006 FUENTE: Elaboración propia con base en los datos de la Tabla 2.

En conclusión, Colombia está en la media latinoamericana en términos de riesgo por variaciones en precios. Chile es el mercado más apacible de la región y Argentina es en apariencia el más turbulento.

4. INTEGRACIÓN

Este indicador corresponde al índice de eficiencia internacional en la valoración de activos reportado por Demirgüç-Kunt y Levine (1995), tomado por ellos a su vez de los trabajos de Korajczyk (1994) y de Korajczyk y Viallet (1989). En este documento se le ha denominado “índice de integración” para evitar confusiones con el análisis de eficiencia que hace parte del siguiente numeral. Además, teóricamente resulta más intuitivo asociar los resultados presentados por este indicador con la integración internacional del mercado y no con la eficiencia en su sentido financiero tradicional¹⁵.

En la construcción de este indicador se parte de la base de que la internacionalización, o integración de los mercados de capitales es benéfica para el desarrollo de tales mercados. También de que este desarrollo, a través de la internacionalización, es un objetivo óptimo de política que permite la expansión de las posibilidades de crecimiento de la economía en su conjunto. La razón es que la integración hace posible una mayor diversificación del riesgo de mercado y así la valoración del riesgo de la inversión se hace más eficiente¹⁶.

¹⁵ Ver Fama (1970)

¹⁶ El argumento opuesto de que la internacionalización no siempre resulta tan benéfica para el desarrollo de los mercados locales es expuesto para el caso latinoamericano por De la torre, *et al.* (2007)

La idea básica es que en mercados financieramente integrados, en teoría, el capital fluye a través de las fronteras nacionales para asegurarse de que el precio del riesgo de los activos sea igual en todos los mercados, eliminándose así posibilidades de arbitraje. Por otra parte, si existen impedimentos (institucionales o no) para este libre flujo, entonces es esperable que diferentes economías valoren de diferente forma el riesgo.

Una forma para medir las desviaciones de la integración que pudieran existir, será midiendo las desviaciones de los retornos de los activos de un modelo de equilibrio para tales retornos, construido asumiendo integración entre los mercados de capitales. Korajczyk (1994) hace uso del modelo de Valoración de Activos en Ausencia de Arbitraje Internacional (IAPT) y Korajczyk y Viallet (1989) de este mismo y del Modelo de Valoración de Activos de Capital Internacional (ICAPM). En este trabajo se utiliza el último.

4.1. Modelos CAPM e ICAPM

Los primeros fundamentos teóricos del CAPM se encuentran en las postulaciones de Markowitz (1959) quién introdujo en el análisis financiero el concepto de portafolio eficiente en media y varianza. Se trata de portafolios de inversión que se derivan de la optimización de los beneficios por parte de agentes aversos al riesgo; o en otras palabras, que presentan el mayor retorno sujeto a un cierto nivel de varianza. Posteriormente, Sharpe(1964) y Lintner(1965) trabajaron más sobre las bases que dejó Markowitz y descubrieron que en teoría (y para situaciones “normales” de equilibrio), el portafolio que conforma toda la riqueza en el mercado debe ser óptimo en media y varianza. De forma tal, que bajo el supuesto de agentes racionales y expectativas homogéneas, todos los activos en el mercado deben valorarse de acuerdo con su covarianza con el portafolio eficiente de comparación, dando lugar a las tradicionales ecuaciones del CAPM:

$$(8) \quad E(R_p) = R_f + \beta_p [E(R_m) - R_f]$$

$$(9) \quad \beta_p = \frac{Cov[R_p, R_m]}{Var[R_m]}$$

Donde $E(R_p)$ es el valor esperado del rendimiento del portafolio de activos que se quiere valorar, R_f es el rendimiento del activo libre de riesgo, R_m es el rendimiento esperado del mercado y β_p es la sensibilidad del portafolio ante el riesgo de mercado, sistemático y no diversificable. La ecuación (8) lo que establece es que el rendimiento esperado de un portafolio dado, deberá ser el rendimiento del activo sin riesgo *más* una medida de la exposición del portafolio ante el riesgo de mercado, entre mayor sea β mayor será dicha exposición.

El modelo se puede expresar también en formas de primas por riesgo. Primas que se pagarán en términos de rendimiento ante la mayor exposición al riesgo de mercado por parte de un activo o un portafolio. La formulación sería entonces:

$$(10) \quad E(r_p) = \beta_p E(r_m)$$

Donde $E(r_p)$ es el valor esperado de la prima de riesgo del portafolio p , $E(r_m)$ es el valor esperado de la prima de riesgo de mercado y β_p es la sensibilidad del portafolio ante el riesgo sistemático. Análogamente, la ecuación (10) establece que la prima por riesgo que reciba el portafolio de títulos será mayor entre mayor sea la exposición de dicha cesta de acciones al riesgo de mercado.

La versión internacional del CAPM de Adler y Dumas (1983) es una extensión natural del modelo original en donde el portafolio de mercado o de comparación ya no está compuesto por activos locales, sino por activos del mundo entero. Es decir, se trata de un portafolio mundialmente diversificado, óptimo en media y varianza.

4.2. Desarrollo del Test de Integración

La contraparte empírica del modelo propuesto en (10) corresponde con la siguiente ecuación:

$$(11) \quad r_{pt} = \alpha_0 + \beta_p r_{mt} + \varepsilon_t$$

Donde $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$, Σ es una matriz diagonal con iguales elementos en su diagonal principal, y $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0, \forall t \neq s$.

Para efectos prácticos del ICAPM, r_{pt} son los excesos de retornos de los índices accionarios locales con respecto a un portafolio internacional (el S&P 500), r_{mt} es el exceso de retorno de un portafolio de mercado eficiente internacionalmente y β_p es la pendiente de la estimación por OLS¹⁷ de la ecuación (11).

Si el modelo teórico se cumple, el coeficiente de intercepto α_0 en (11) debe ser igual a cero. Si por el contrario, existen otros factores asociados con la explicación de la valoración del riesgo en el mercado local, tal vez debido a la presencia de restricciones, institucionales o no, a la libre movilidad de capitales, este coeficiente se alejará de cero. Entre más se aleje, más oportunidades de arbitraje imposibles de materializarse existirán y menos integrado estará el mercado.

Siguiendo a Korajczyk (1994), una medida natural del grado de desintegración o falla en la valoración doméstica (mispricing) es el coeficiente del intercepto al cuadrado, promediado por el número de activos que se quieran valorar (no interesa si la desviación es negativa o positiva, sólo interesa si se aleja o no). Sin embargo, ya que la estimación

¹⁷ Ordinary Least Squares por sus siglas en inglés.

por OLS no provee el verdadero valor de α_0 , sino su estimado $\hat{\alpha}_0$, es necesario ajustar el indicador. Entonces, al tener el estimador $\frac{\hat{\alpha}_0 \hat{\alpha}_0'}{n}$, se sabe que éste converge asintóticamente hacia el verdadero valor $\frac{\alpha_0 \alpha_0'}{n}$ más el valor medio al cuadrado del error de la estimación. De aquí se deduce que un estimador insesgado del coeficiente de intercepto será $\hat{\phi} = \hat{\alpha}_0 \hat{\alpha}_0' - Var(\alpha_0)$ (ya que en este caso sólo se quiere valorar un activo por país: su índice de mercado, y por tanto $n=I$)

En este trabajo se han construido varios indicadores de (des)integración $\hat{\phi}_i$ siguiendo esta metodología. Se utilizan 18 datos mensuales de los excesos de retorno de los índices para estimar el ICAPM y luego se avanza un mes sobreponiendo 17 datos y se vuelve a realizar la estimación¹⁸. Por ejemplo, $\hat{\phi}_1$ va de agosto de 2001 a enero de 2003, $\hat{\phi}_2$ comprende desde septiembre de 2001 hasta febrero de 2003...y así hasta llegar a $\hat{\phi}_{48}$ que va de julio de 2005 a diciembre de 2006. También se ha calculado un indicador $\hat{\phi}$ para el total de la muestra. Los primeros permiten estudiar la evolución en el tiempo de la integración y el segundo hacer comparaciones internacionales más específicas para todo el período de análisis.¹⁹

La Tabla 3 muestra los resultados de la estimación que incluye toda la muestra bajo estudio, o sea con los datos mensuales desde julio de 2001 hasta diciembre de 2006. Estados Unidos no se incluye en la tabla porque al ser el S&P500 el índice tomado como portafolio de mercado de comparación, necesariamente, por construcción, su medida de falla en la valoración es cero y su sensibilidad es uno.

Tabla 3
Medida Ajustada de (Des)Integración, Mispricing- ϕ

País	n	\hat{c}_i	t-est.	$\hat{\beta}_i$	t-est.	$\hat{\phi}$
<i>Retornos mensuales 2001:07-2006:12</i>						
Mercados Regionales						
Argentina	66	0.0265	1.967	0.719	2.029	0.0521
Brasil	66	0.0150	2.083	1.497	7.984	0.0172
Chile	66	0.0120	2.906	0.592	5.470	0.0126
Colombia	66	0.0352	3.564	0.608	2.345	0.1139
México	66	0.0192	4.032	0.958	7.675	0.0344
Perú	66	0.0326	4.817	0.681	3.824	0.1018
Venezuela	66	0.0271	2.618	0.488	1.792	0.0627
Mercados Internacionales de comparación						
Australia	66	0.0061	2.475	0.540	8.262	0,0032
Japón	66	0.0035	0.638	0.623	4.367	-0,0006
Inglaterra	66	-0.0006	-0.222	0.866	13.047	-0,0017

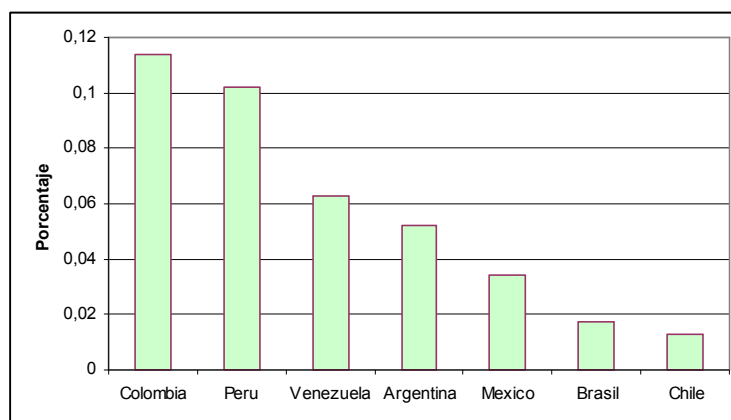
La Tabla 3 reporta los coeficientes de intercepto (\hat{c}_i) y pendiente ($\hat{\beta}_i$), así como el indicador de desviación (en porcentaje) construido con base en el CAPM internacional. Un mayor valor en este indicador es señal de una mayor desintegración financiera del mercado nacional. FUENTE: Elaboración propia con base en las series de los índices bajo estudio.

¹⁸ Tanto el número de datos como el procedimiento de la superposición siguen a Korajczyk (1994).

¹⁹ Más información sobre este punto en los anexos.

La figura 9 ha sido construida utilizando los datos consignados en la Tabla 3. Se puede apreciar que Colombia es el país que tiene una mayor desviación en la valoración del riesgo (desviación de la ley del precio único si se prefiere) medida con la ayuda del CAPM internacional, el país que le sigue es Perú. Esta desviación corresponde a cerca de 0.1139 puntos porcentuales al mes, valoración que es positiva y que indica que en Colombia se paga más por el mismo riesgo que en otros países, este comportamiento está asociado con un mayor riesgo de mercado, y también puede responder a consideraciones de concentración y liquidez. Por otra parte, los mercados más integrados al mercado mundial de la muestra regional son México, Chile y Brasil, que también son de los más líquidos y grandes de la región. Como era de esperarse todos los mercados desarrollados están también más integrados que los latinoamericanos con el contexto internacional.

Figura 9
Indicador de (Des) Integración Ajustado. $\hat{\phi}$



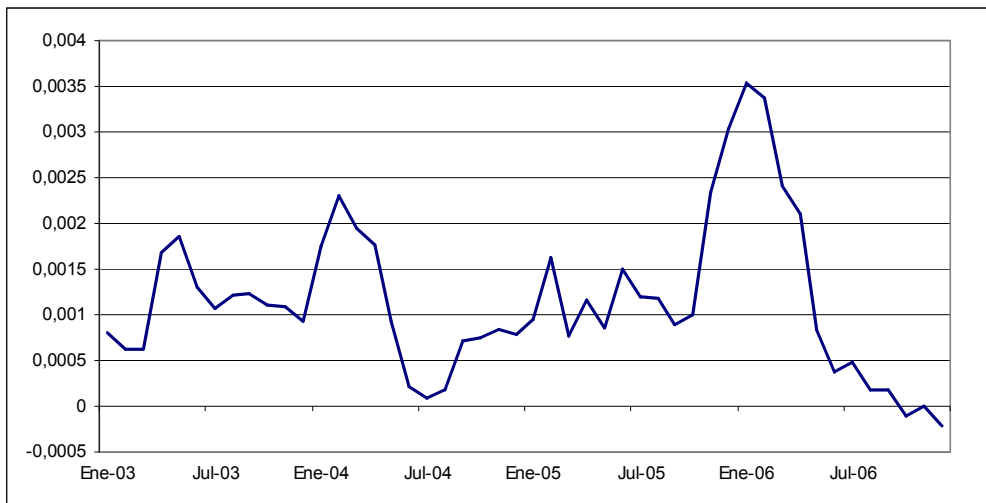
La altura de las barras corresponde al nivel de desintegración de cada mercado. FUENTE: Elaboración propia con base en los datos de la Tabla 3.

La sensibilidad de los índices accionarios de los países en la muestra ante variaciones en las primas por riesgo pagadas en el portafolio de comparación internacional S&P500, son menores que uno para casi todos los países incluida Colombia. El único que tiene un beta mayor a uno es Brasil (1.5)

A pesar de ser el mercado chileno el más integrado según este indicador, sorprende que su beta sea bastante menor que uno. Lo que esto indica es que al no presentar un riesgo idiosincrásico significativo (relativo a la economía chilena y por tanto diversificable) es una excelente alternativa para un inversionista que busque conformar un portafolio en la frontera eficiente internacional.

Como se explicó antes, no hay razones para creer que este indicador (mispricing) deba ser el mismo en el tiempo. Por eso han sido estimados aquí 48 indicadores $\hat{\phi}_t$, para cada país, con datos de 18 meses sobrepuestos a lo largo del período de muestra. Se presenta el gráfico de la evolución en el tiempo (figura 10) para el caso colombiano y el resto de países de la muestra están en los anexos (figuras 11-19).

Figura 10
 Medida $\hat{\phi}_t$ de (Des) Integración para Colombia. $\hat{\phi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06



A medida que el indicador se aleje de cero habrá menor integración del mercado local. Cada punto es una estimación que involucra 18 meses. FUENTE: Elaboración propia.

Constantemente la valoración del riesgo en Colombia es mayor que en los mercados financieros globales. Esto se puede presentar por tratarse de un mercado pequeño, concentrado, poco líquido y volátil, en donde la prima por riesgo exigida por los inversionistas internacionales y locales, es mayor a la que debiera ser. La menor integración del mercado colombiano con relación a países como Chile se puede explicar por la brecha en liberalización financiera que data de 20 años. O por el contraste entre las normas del mercado de capitales de ambos países. Chile siempre más orientado a los mercados internacionales (ver Wormald y Brieba (2006)).

Los mayores niveles del índice para el período se ubican a comienzos del año 2006 antes de que estallara la burbuja en el precio de los activos nacionales. Los flujos de fondos se tradujeron en un alejamiento del precio de su valor fundamental y por tanto del portafolio de referencia. El indicador encuentra en sus mínimos históricos para diciembre de 2006 cuando es estadísticamente igual a cero.

5. EFICIENCIA

Siguiendo a Fama (1970), la eficiencia de mercado se define como la capacidad que tiene éste para incorporar inmediatamente toda la información disponible en la valoración de los títulos que se transan en él. Dado que la información que llega al mercado es abundante (incluso ilimitada) y dado que en todo momento los precios absorben tal información, se hace evidente que si algún hecho del mañana no se ha reflejado en los precios de hoy es porque su materialización depende del azar, porque no existe, o porque es desconocida por todos. Luego, si un mercado de capitales es eficiente, será imposible predecir sistemáticamente los precios de los activos que se transan en su interior, siguiendo cualquier tipo de técnica de predicción o haciendo uso de algún tipo de información.

Por otra parte, la eficiencia es mejor pensada en términos relativos (ante algún tipo de información). En este trabajo, y en el contexto de la taxonomía propuesta por Roberts (1967), lo que se presenta es una aproximación a la eficiencia débil del mercado (es decir el conjunto de información contra el que se prueba la eficiencia incluye únicamente la historia de los precios de los retornos).

Empíricamente, la eficiencia en el sentido débil se traduce en la inexistencia de autocorrelaciones en la serie histórica de los retornos de los activos financieros, puesto que comportamientos de este tipo implican la posibilidad de modelar el comportamiento de tal serie en alguna medida, y por tanto, estarán advirtiéndolo sobre la incapacidad del mercado para reflejar en el precio toda la información pertinente, en particular información contenida en el pasado de la serie.

Dado lo anterior se puede ver que la contraparte empírica del concepto teórico de eficiencia está en los procesos de caminatas aleatorias (RW)²⁰ o de martingalas. Un RW se define por la siguiente ecuación:

$$(12) \quad P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde μ es el cambio esperado en el precio o la deriva (drift), y ε_t es el incremento esperado en el precio del activo, que se distribuye según lo restringida que sea la hipótesis que se quiere probar de caminata aleatoria; para este estudio baste con decir que se trata de una serie sin autocorrelaciones, es decir (12) constituye un Random Walk³ en las categorías descritas por Campbell *et al.* (1997).²¹

Para probar la hipótesis de eficiencia débil se utilizan dos medidas: un Análisis de Autocorrelación al estilo Ljung y Box (1978)²² y un estadístico de Razones de Varianzas heteroscedásticamente robusto y asintóticamente consistente propuesto por Lo y Mackinlay(1988)

La intuición detrás de las razones de varianza está dada por el hecho de que si una serie es estacionaria y se cumple la hipótesis de RW, se puede demostrar que la varianza crece linealmente dependiendo del número de observaciones que se agreguen en la estimación. Lo que esto quiere decir es que si se estima la varianza para retornos de q períodos, esta será igual a q veces la varianza de los retornos de un solo período, más la suma ponderada de los coeficientes de autocorrelación de los q períodos de agregación, que bajo la hipótesis de eficiencia serán iguales a cero. Luego, la prueba consiste en

²⁰ RW, por sus siglas en inglés Random Walks

²¹ En la práctica no se trabaja con esta ecuación sino con los logaritmos de la misma, ya que el supuesto común en estos casos es el de normalidad y por tanto serían posible teóricamente precios negativos.

²² Cabe recordar que el estadístico de Ljung y Box (1978) está dado por:

$$Q_m^* \equiv n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho^2(k)}{n-k} \stackrel{a}{\sim} \chi_m^2 ; \text{ donde } n \text{ es el número de observaciones, } m \text{ es el rango en el que se}$$

mide la autocorrelación, y ρ es el coeficiente de autocorrelación. Recuérdese que la hipótesis nula en este caso es que todas las autocorrelaciones son cero, de modo que si ésta es rechazada lo que indica es que al menos una no es cero y que por tanto el mercado no es eficiente en el sentido débil.

estimar una razón de varianzas que debe ser igual a uno para poder aceptar (o no rechazar) la hipótesis de eficiencia del mercado.

Sin embargo, cómo se ha visto que las series financieras, en general, no son homocedásticas, y dado que se trabaja con una muestra y no con la población, Lo y Mackinlay(1988) proponen un estadístico ($\Psi^*(q)$) heteroscedásticamente robusto y asintóticamente consistente, que se distribuye normal estándar, que servirá para determinar si estadísticamente las razones de varianzas son iguales a uno. La negación de este hecho servirá para falsar una hipótesis de caminata aleatoria (RW) modificada (H_0^*) que permite la presencia de diversas formas de heteroscedasticidad, siguiendo a Campbell *et al.* (1997)

El estadístico de prueba está dado por:

$$(13) \quad \psi^*(q) \equiv \frac{\sqrt{nq}(\overline{VR}(q)-1)}{\sqrt{\hat{\theta}}} \stackrel{a}{\sim} N(0,1),$$

$$(14) \quad \overline{VR}(q) \equiv \frac{\overline{\sigma_c^2}(q)}{\overline{\sigma_a^2}}.$$

$$(15) \quad \hat{\theta}(q) \equiv 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 \hat{\delta}_k,$$

$$(16) \quad \hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2}$$

Siendo δ_k la varianza asintótica de los coeficientes de autocorrelación muestrales ($\hat{\rho}(k)$) y Siendo $\theta(q)$ la varianza asintótica de la *razón de varianzas* insegada estimada en (14).²³

5.1. Resultados de las Estimaciones para la Muestra de Estudio

La Tabla 4 reporta las medias, los estadísticos t , las autocorrelaciones de los residuos y los estadísticos Q^{24} para los retornos de los índices accionarios de distintos países del mundo. El período de tiempo seleccionado va desde julio 3 de 2001 hasta diciembre 31 de 2006.

²³ Son notables varios puntos: Para calcular las dos varianzas que conforman la razón se utilizan estimadores fuertemente consistentes, para calcular la varianza de los períodos agregados en el tiempo la agregación se realiza superponiendo datos y no partiendo la muestra, finalmente los estimadores utilizados (que terminan siendo los de Máxima Verosimilitud) son corregidos para que queden insegados.

²⁴ Ver pie de página 22.

En Colombia se presenta una autocorrelación significativa desde el primer rezago, es decir, se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación para cualquier nivel de confianza convencional. Siendo particularmente notoria la autocorrelación para el primer rezago (23.6%)

Tabla 4
Autocorrelaciones de los Retornos Diarios de los Índices Accionarios

País	n	Media	t-est.	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	\hat{Q}_5	\hat{Q}_{10}
Retornos Diarios: 2001:07:03-2006:12:31								
Mercados sudamericanos								
Argentina	1,370	0.00123	1.980	6.2	-1.4	3.5	7.90	25.53
Brasil	1,385	0.00079	1.625	1.0	-4.3	-2.7	3.94	6.59
Chile	1.373	0.00070	3.946	22.4	7.3	4.1	94.66	106.84
Colombia	1,343	0.00180	4.360	23.6	2.8	1.2	75.77	116.32
México	1,381	0.00098	3.039	10.0	-3.5	-3.2	17.39	23.96
Perú*	1,367	0.00108	3.549	22.1	1.8	1.9	70.23	79.93
Venezuela	1,307	0.00147	3.798	15.5	9.3	0.2	51.09	69.74
Mercados desarrollados de comparación.								
Australia	1,395	0.00037	2.044	-3.6	1.1	8.5	14.60	25.41
Estados Unidos	1,381	0.00010	0.360	-2.6	-2.1	0.5	3.42	10.71
Japón	1,353	0.00022	0.587	-2.9	-2.9	4.4	7.77	14.42
Inglaterra	1,389	0.00007	0.236	-7.1	2.2	-10.3	28.50	51.72

Coefficientes de autocorrelación (en porcentajes) y Q-estadísticos para los retornos diarios de los índices de cada nación de julio 3 de 2001 a diciembre 31 de 2006.*la modelación en la media incluye una variable dicótoma que mide un cambio estructural en la serie en la observación 1111. FUENTE: Elaboración propia.

Lo anterior quiere decir que los retornos del IGBC pueden ser anticipados en alguna medida por el pasado de la serie y que por tanto, el mercado accionario colombiano no es eficiente en el sentido débil, ya que dicho índice no sigue una caminata aleatoria en su evolución.

En términos generales la hipótesis de RW (que conlleva la eficiencia débil) es rechazada también para los casos de Perú, Chile, Venezuela, y México a cualquier nivel de significancia. Por el contrario, los mercados de Australia, Japón, Estados Unidos y Brasil son eficientes y los resultados son ambiguos para los casos de Argentina e Inglaterra. En Argentina lo que ocurre es que la hipótesis de RW puede ser rechazada al 5%, pero no al 1% de significancia y en el caso inglés que la hipótesis de eficiencia es rechazada cuando se observan los estadísticos Q de la tabla anterior, pero no así al incluir los términos GARCH para la varianza, modelados en sección 3. Las razones de varianzas deberán confirmar o refutar estos resultados y proveer un diagnóstico definitivo para los casos en duda.

La Tabla 5 contiene el resumen de los resultados, presenta las razones de varianza calculadas y los estadísticos $\psi^*(q)$ detallados anteriormente.

Tabla 5
Razones de Varianza para los Retornos de los Índices Accionarios

País	n	Número de retornos (q) agregados para formar las razones de varianza			
		2	4	8	16
Retornos diarios.: 2001:07:03-2006:12:31					
Mercados Regionales					
Argentina	1,369	1.063	1.099	1.186	1.340
$\Psi^*(q)$		(1.291)	(1.115)	(1.400)	(1.781)
Brasil	1,385	1.010	0.960	0.928	0.963
$\Psi^*(q)$		(0.273)	(-0.588)	(-0.676)	(-0.241)
Chile	1,372	1.226	1.436	1.712	2.028
$\Psi^*(q)$		(6.179)	(6.501)	(7.004)	(7.150)
Colombia	1,343	1.222	1.370	1.406	1.558
$\Psi^*(q)$		(3.131)	(2.706)	(1.931)	(1.961)
México	1,380	1.102	1.102	1.098	1.106
$\Psi^*(q)$		(2.984)	(1.573)	(0.934)	(0.692)
Perú	1,368	1.233	1.383	1.524	1.796
$\Psi^*(q)$		(4.727)	(4.222)	(3.860)	(4.270)
Venezuela	1,306	1.156	1.330	1.560	1.893
$\Psi^*(q)$		(3.222)	(3.934)	(4.758)	(5.739)
Mercados Internacionales de comparación					
Australia	1,393	0.966	0.998	1.039	1.089
$\Psi^*(q)$		(-1.035)	(-0.031)	(0.360)	(0.569)
Estados Unidos	1,380	0.974	0.941	0.883	0.859
$\Psi^*(q)$		(-0.682)	(-0.795)	(-0.969)	(-0.787)
Japón	1,352	0.972	0.951	0.942	0.892
$\Psi^*(q)$		(-0.999)	(-0.872)	(-0.631)	(-0.778)
Inglaterra	1,388	0.930	0.866	0.794	0.757
$\Psi^*(q)$		(-1.607)	(-1.577)	(-1.514)	(-1.207)

Bajo la hipótesis de eficiencia RW3 la razón debe ser igual a uno. El estadístico $\Psi^*(q)$ entre paréntesis se distribuye Normal Estándar, si el valor cae por fuera del intervalo [-1.96, 19.6] se rechaza la hipótesis nula compuesta H_0^* de eficiencia débil (RW3) con un 95% de confianza. FUENTE: Elaboración propia con base en los índices accionarios estudiados.

Con los anteriores resultados en mente, se debe rechazar la hipótesis nula de eficiencia con un nivel de confianza del 90% para todas las agregaciones de retornos presentadas. En Colombia, las razones de varianza se muestran mayores que uno y parecen crecer dependiendo del número de rezagos que se tomó, sin embargo, puesto que el estadístico $\Psi^*(q)$ va disminuyendo, se puede asegurar que gran parte de tal comportamiento se debe a la varianza no constante en el tiempo de la serie del IGBC.

A pesar de todo no se puede afirmar que el mercado colombiano de acciones sea débilmente eficiente, lo que quiere decir que deja por fuera cierta información relevante a la hora de fijar los precios de las acciones en bolsa, en particular información referente al pasado de la serie.

Aparecen también algunas confirmaciones: Los mercados en Perú, Chile, Venezuela y México son ineficientes en el sentido débil. En cambio, los mercados en Brasil, Argentina y todos los países desarrollados incluidos en la muestra son eficientes bajos este mismo criterio.

Sin embargo, siendo un poco suspicaces se podría reducir la potencia la prueba y entonces trabajar con un nivel de significancia del 5% o menor, y no del 10%. En este caso vendría a resultar que los estadísticos $\psi^*(8)$ y $\psi^*(16)$ para Colombia estarían dentro de la región de no rechazo de la hipótesis nula de eficiencia. El anterior resultado parece indicar que los comportamientos al interior de la muestra no son homogéneos y abre paso para el análisis temporal en los datos del *IGBC*.

La Tabla 6 presenta las razones de varianzas para tres sub-muestras iguales, así como para los retornos mensuales del *IGBC*.

Tabla 6
Razones de Varianza para los Retornos de los Índices Accionarios

País	n	Número de retornos (q) agregados para formar las razones de varianza			
		2	4	8	16
A. Retornos Diarios: 2001:07:03-2006:12:31					
2001:07-2003:04	448	1,27	1,60	1,82	2,08
$\Psi^*(q)$		(3,16)	(4,17)	(4,10)	(4,12)
2003:05-2005:02	448	1,21	1,41	1,47	1,86
$\Psi^*(q)$		(2,07)	(2,34)	(1,86)	(2,59)
2005:03-2006:12	447	1,22	1,29	1,28	1,35
$\Psi^*(q)$		(1,98)	(1,37)	(0,86)	(0,79)
B. Retornos Mensuales: 2001:07- 2006:12					
2001:07-2006:12	66	1,19	1,13	0,77	0,48
$\Psi^*(q)$		(1,22)	(0,50)	(-0,59)	(-0,98)

Bajo la hipótesis de eficiencia RW3 la razón debe ser igual a uno. El estadístico $\Psi^*(q)$ entre paréntesis se distribuye Normal Estándar, si el valor cae por fuera del intervalo [-1.96, 19.6] se rechaza la hipótesis nula compuesta H_0^* de eficiencia débil (RW3) con un 95% de confianza
FUENTE: Elaboración propia.

El análisis de eficiencia a la luz de estos resultados se enriquece bastante. Las razones de varianza parecen ir acercándose a uno conforme se toma una muestra más cercana en el tiempo a diciembre de 2006, hasta tal punto que se puede hablar de un mercado eficiente para el último tramo estudiado. En el caso de los índices mensuales, ambas pruebas indican que no se puede rechazar la hipótesis de caminata aleatoria. Parece ser entonces, que el mercado ha venido ganado en términos de eficiencia durante el período de tiempo estudiado que va de julio 3 de 2001 a diciembre 31 de 2006 y que en todo caso, no se trata de que no incorpore la información relevante sino de que tarda en hacerlo (esto no implica que sea eficiente), de ahí los resultados para los retornos mensuales.

En términos generales, el buen comportamiento de los indicadores de eficiencia en el tiempo se puede asociar en el caso colombiano con las medidas implementadas en este período por la administración de la BVC. Específicamente, la mayor eficiencia puede haberse potenciado con la implementación de plataformas de negociación electrónicas tanto para transacciones de renta fija como de renta variable (implementación del Sistema Electrónico de Transacciones e Información (SETI)).

6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

En este documento se encuentra que el mercado accionario colombiano ha crecido en el intervalo 2001-2005 en términos de liquidez y tamaño. Este crecimiento es el más dinámico en Latinoamérica, pero evidentemente la brecha en el desarrollo con países como Chile o Brasil no muestra signos claros de disminución. Ni que decir con los mercados desarrollados.

El mercado de acciones cada vez está más concentrado y son menos las empresas que lo integran. Por lo que el principal problema que se detecta para su desarrollo es la limitada oferta de acciones. Una salida al problema implica la mayor pro actividad de la BVC y la administración central colombiana en este frente, por ejemplo para potenciar la emisión de acciones sindicadas que permita elevar la oferta de papeles y al mismo tiempo, que un grupo muchas veces marginado del sector crediticio y financiero acceda a él: Las pequeñas y medianas empresas.

El mercado de Colombia no es particularmente volátil y se ubica dentro de los estándares de la región. Sin embargo, es notorio el diferencial que existe con respecto a los países desarrollados, en términos de volatilidad.

Parece existir una tendencia a la integración del mercado nacional, para finales del 2006 la desintegración está en sus mínimos históricos. Queda claro que el año 2005 y principios de 2006 son los líderes en desintegración. Esto muestra que el crecimiento de corto plazo y sin fundamentos estructurales es un factor insostenible conforme los mercados financieros se globalizan. Colombia es de cualquier forma uno de los mercados más desintegrados de la región.

El mercado de acciones colombiano no es eficiente en el sentido débil para la muestra diaria de retornos 2001-2006, sin embargo, parecen haber grandes avances en la materia si se divide en tres secciones la muestra y se hacen análisis separados. La explicación puede estar en las innovaciones tecnológicas y administrativas del período al interior de la BVC.

La tendencia mundial reciente, en términos financieros, es la centralización global de las actividades en grandes mercados (ver De La Torre, *et al.* (2006)). Este enfoque genera mayores economías a escala en las transacciones y mayor eficiencia en todos los sentidos económicos de la palabra. Los mercados pequeños en términos absolutos como el colombiano pueden enfrentar “trampas de iliquidez” que los lleven a ser cada vez más concentrados e ilíquidos. Cualquier intento por aumentar la liquidez, el tamaño y por mejorar la percepción de los actores de mercado sobre éste es bienvenido. Se hacen tres recomendaciones puntuales en este sentido: Integrar las actividades de la Bolsa Nacional Agropecuaria (BNA) a las de la BVC. Gestionar los procesos de integración regional con las otras bolsas de Iberoamérica concentradas en la FIAB. Gestionar la rápida creación de la Cámara de Compensación de la BVC, utilizando la plataforma de la BNA que ya existe.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADLER, M. y DUMAS, B. (1983) "International Portfolio Selection and Corporation Finance: A Sythesis", *Journal of Finance*, 46, pp. 925-984.
- ALLEN, F. y GALE, D. (1995) "A Welfare Comparison of Intermediaries and Financial Markets in Germany and US", *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper*, No. 95
- ARBELÁEZ, M., ZULUAGA, S., GUERRA, M. (2002) "El Mercado de Capitales Colombiano en los Noventa y las Firms Comisionistas de Bolsa", *Alfaomega-Fedesarrollo*, Bogotá, D.C.
- BERNAL, H., ORTEGA, B. (2004) "¿Se Ha Desarrollado el Mercado Secundario de Acciones en Colombia Durante el Período 1988-2002?", Bogotá, Monografía de Grado, Universidad Externado de Colombia, Departamento de Economía.
- BOLLERSLEV, T. (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327
- BOLLERSLEV, T., ENGLE, R. y NELSON, D. (1994) "ARCH MODELS", *Handbook of Econometrics*, 4, pp. 2960-3031.
- BOX, G., y PIERCE, D. (1970) "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models"; *Journal of the American Statistical Association*, 65, pp. 1509-1526.
- CAMPBELL, J., LO, A. y MACKINLAY C., (1997) "The Econometrics of Financial Markets", *Princeton University Press*, New Jersey.
- DE LA TORRE, A., GOZZI, J. C., y SCHMUKLER S. (2006) "Financial Development in Latin America: Big Emerging Issues, Limited Policy Answers", *The World Bank Policy Research Working Paper*, No. 3963.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A. y LEVINE, R. (1995) "Stock Markets and Financial Intermediaries: Estlized Facts", *The World Bank Policy Research Working Paper*, No. 1462, The World Bank
- ENGLE, R. F. (1982) "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1008
- ENGLE, R., y K. NG (1993) "Measuring and testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, pp. 1749-1778
- FAMA, E. (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, pp.383-417.

GARAVITO, C. (2006) “De Club de Caballeros a Foro Electrónico de Negociación: Un Análisis Institucionalista Denso de la Bolsa de Valores de Colombia”, *Working Paper Series, Princeton University*, No. 06-08f.

GROSSMAN, S.J. y HART, O. (1980) “The Cost and Benefit of Ownership: A Theory of Lateral and Vertical Integration”, *Journal of Political Economy*, 94, pp.691-719

JORION, P. (2003) “Financial Risk Manager Handbook “, *John Wiley & Sons*, New Jersey

KORAJCZYK, R. (1994) “A Measure of Stock Markets Integration for Developed and Emerging Markets”, *The World Bank Policy Research Working Paper*, No. 1482.

KORAJCZYK, R. Y VIALLET, C. (1995) “An Empirical Investigation of International Asset Pricing”, *Review of Finance Studies*, 2, 553-585.

LEVINE, R. (2004) “Finance and Growth: Theory and Evidence”, *NBER Working Papers*, No. 10766.

LEVINE, R.(1992) “Financial Structures and Economic Development”, *The World Bank Policy Research Working Paper*, No. 849,

LINTNER, J. (1965) “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, *The Review of Economics and Statistics*, 47, pp.13-37

LJUNG, G., y BOX, G. (1978) “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models”, *Biometrika*, 65, 2, pp. 297-303.

LO, A., y MACKINLAY, C. (1988) “Stocks Markets Prices Do Not Follows Random Walks: Evidence for a Simple Specification Test”, *The Reviews of Finance Studies*, 1, pp. 41-66.

MARKOWITZ, H. (1959) “Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments” *John Wiley*, New York.

Ministerio de Hacienda, Banco Mundial y Fedesarrollo (1996) “Misión de Estudios del Mercado de Capitales: Informe Final”, *mimeo*, Bogotá D.C.

MORCK, R.; WOLFENZON, D. y YEUNG, B. (2004) “Corporate Governance, Economic Entrenchment and Growth”, *NBER Working Paper*, No. 10692

OBSFELD, M., y TAYLOR A. (2002) “Globalization and Capital Markets”, *NBER Working Papers*, No.8846

PURFIELD, C., OURA, H., KRAMER, C., JOBST, A. (2006) “Asian Equity Markets: Growth, Opportunities and Challenges”, *IMF Working Papers*, No.266

ROBERTS, H. (1967) “Statistical Versus Clinical Prediction of the Stocks Markets”, mimeo, Center for Research in Security Prices, Universidad de Chicago.

SHARPE, W. (1964) “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk”, *Journal of finance*, 19, pp. 425-442

VROLICJK, C. (1997) “ Derivatives Effect on Monetary Policy Transmission Mechanism”, *Brooking Papers on Economic Activity*, pp. 17-27

World Federation of Exchanges (2005) “Annual Report and Statistics 2005”, World Federation of Exchanges.

WORMALD, G. y BRIEBA, D. (2006) “La Bolsa de Comercio de Santiago de Chile, un Análisis Institucional”, *Working Paper Series, Princeton University*, No. 06-08c

ZAKOÏAN, J. (1994) “Threshold Heteroskedastic Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, pp. 931-955.

ANEXOS

Siglas Utilizadas:

AFP: Administradoras de Fondos de Pensiones

BNA: Bolsa nacional Agropecuaria.

BVC: Bolsa de Valores de Colombia.

MH: Ministerio de Hacienda

WDI: World Development Indicators.

WFE: World Federation of Exchanges.

Fuentes de Información

Los indicadores de Integración se han calculado de la siguiente forma: Los excesos de retorno del portafolio de mercado son los excesos mensuales del índice Standard & Poors 500 sobre los dividendos pagados por las Treasury -Bills a tres meses del gobierno americano. Evidentemente el dividendo ha sido promediado a meses para poder calcular los excesos. Los excesos de los portafolios nacionales que son las variables dependientes son los excesos de retornos mensuales de los índices de cada nación sobre las T-Bill. Los Índices con los que se trabajo son los siguientes: Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia, Índice de la Bolsa de valores de São Paulo, Índice Merval , Índice Chile-65, Índice Bursátil Caracas, Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana, Índice General de la Bolsa de Valores de Lima, Índice Standard and Poors 500, Índice All Ordinaries, Índice NIKKEI -225 y el, Índice FTSE 100 de Londres.

GRÁFICOS

Figura 11

Medida $\hat{\varphi}_t$ de Desintegración para Japón. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06

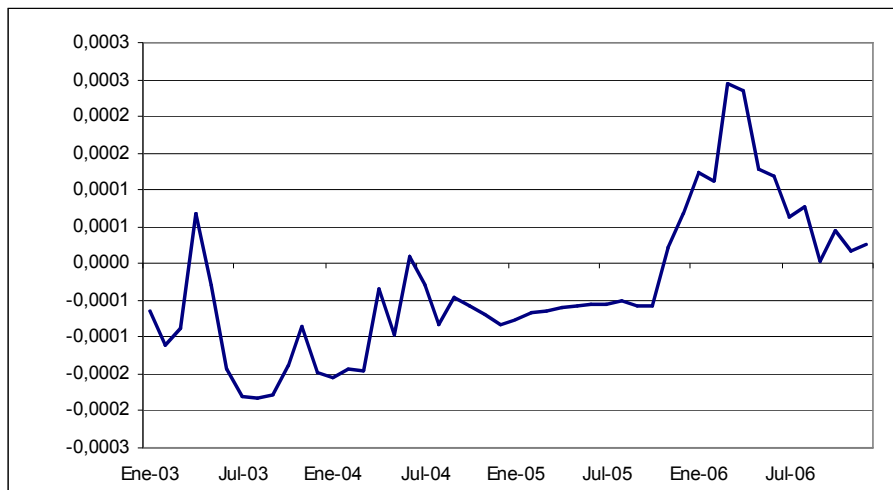


Figura 12

Medida $\hat{\varphi}_t$ de Desintegración para Argentina. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06

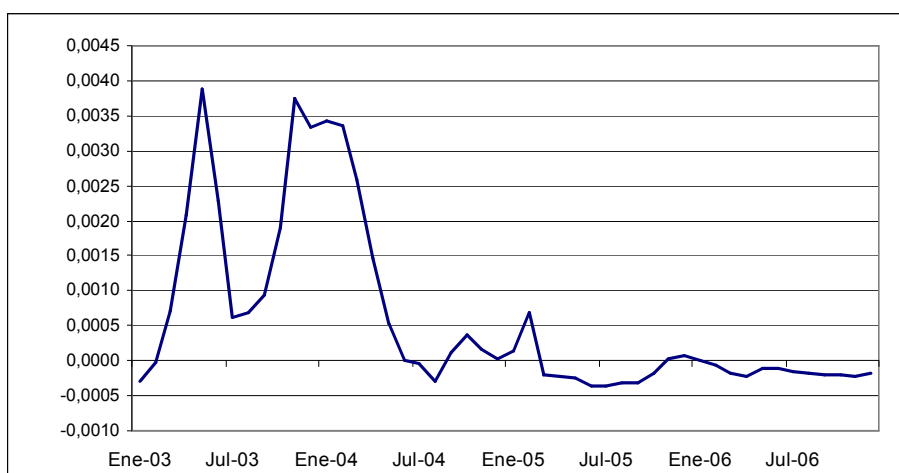


Figura 13

Medida $\hat{\varphi}_t$ de Desintegración para Inglaterra. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06

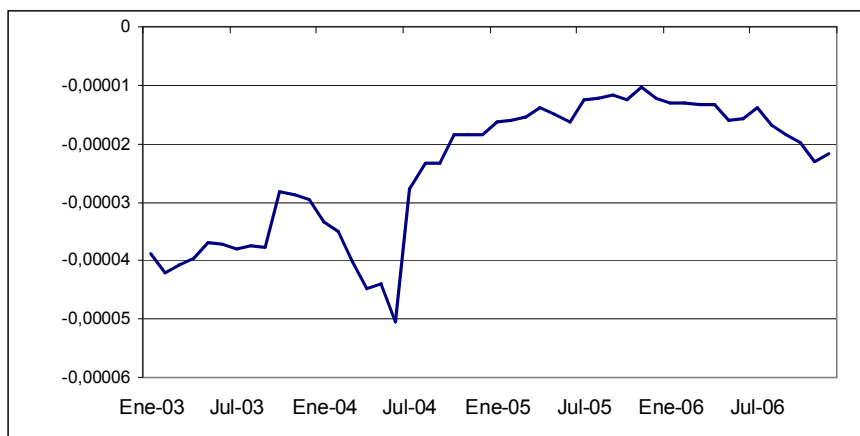


Figura 14
 Medida $\hat{\varphi}_t$ de Desintegración para Brasil. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06

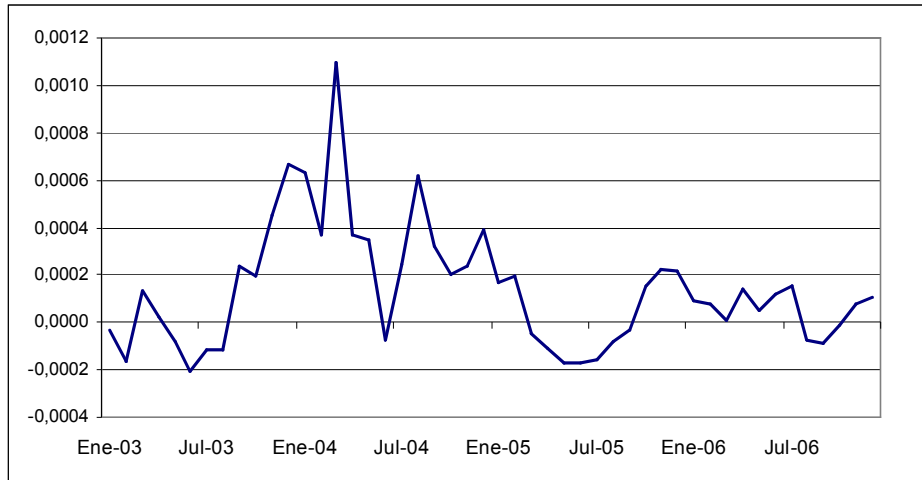


Figura 15
 Medida $\hat{\varphi}_t$ de Desintegración para Chile. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06

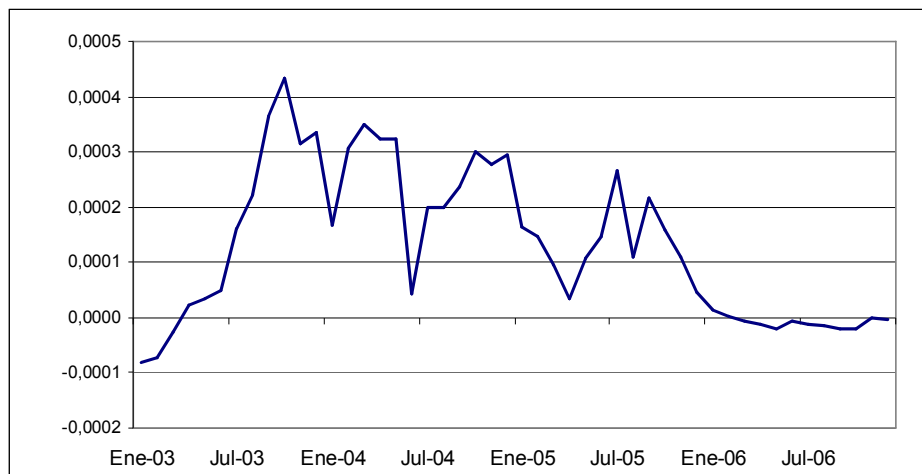


Figura 16
 Medida $\hat{\varphi}_t$ de desintegración para México. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a diciembre-06

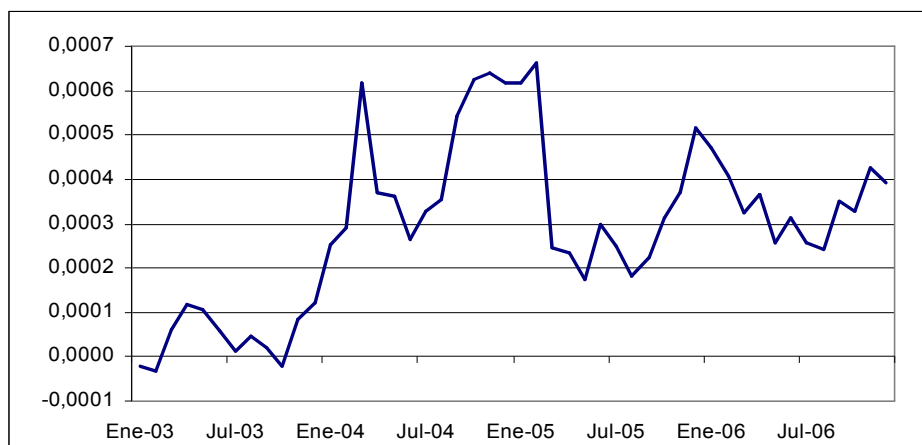


Figura 17
 Medida $\hat{\varphi}_t$ de Desintegración para Perú. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06

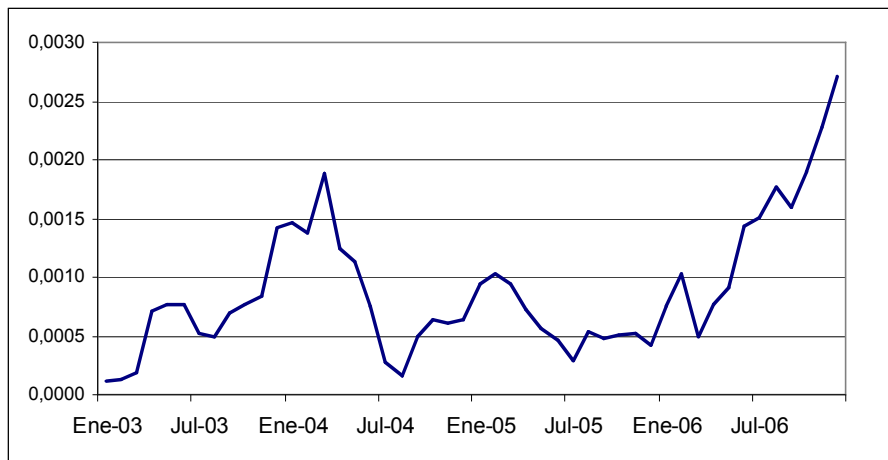


Figura 18
 Medida $\hat{\varphi}_t$ de Desintegración para Venezuela. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06

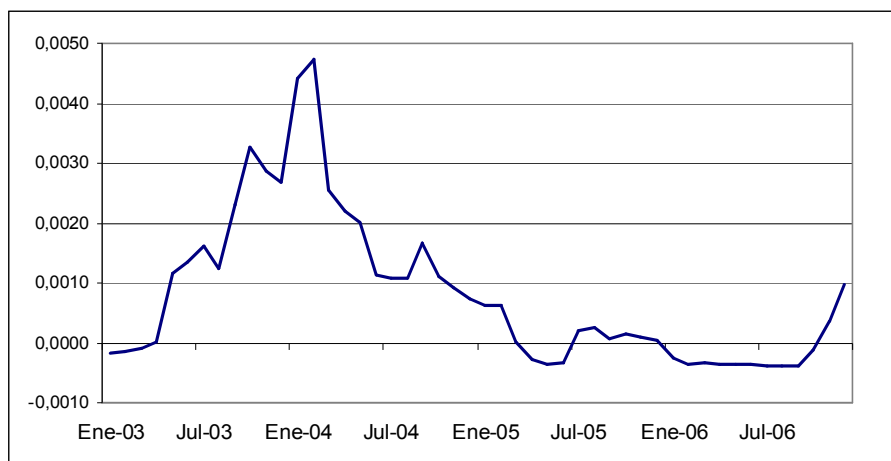


Figura 19
 Medida $\hat{\varphi}_t$ de Desintegración para Australia. $\hat{\varphi}_t$ Julio-01 a Diciembre-06

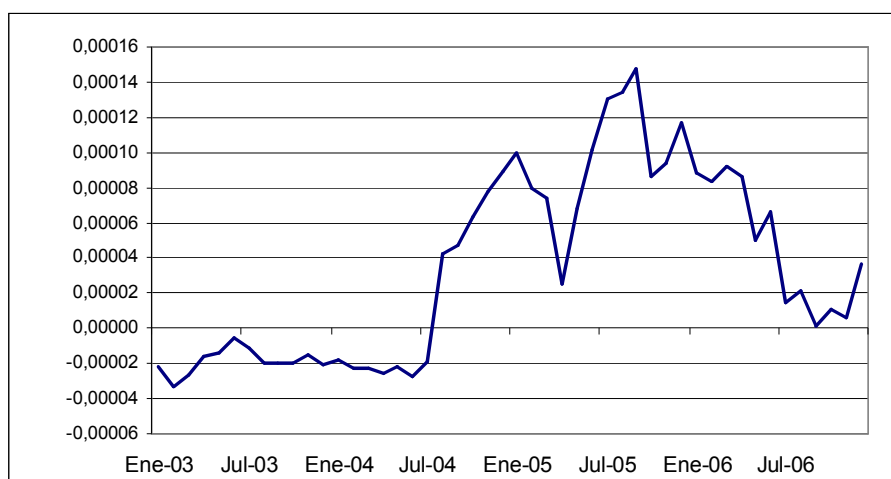


Tabla 7
Modelación de la Varianza de los Retornos Diarios de los Índices. Julio 3 De 2001 A Diciembre 31 De 2006

País	Fracción constante		Términos ARCH						Términos GARCH						Término TARCH	
	c	z	(1)	z	(2)	z	(3)	z	(1)	z	(2)	z	(3)	z	$\hat{\phi}_j$	z
Argentina	6,15E-06	3,57	0,08	8,40					0,90	8,35						
Brasil	3,66E-05	5,56	-0,06	-2,61	0,03	1,40***	0,07	2,75	0,76	20,51					0,16	6,84
Colombia	6,58E-06	6,13	0,15	6,27					0,78	5,02					0,07	2,22
Venezuela	5,62E-05	10,76	0,28	7,26					0,85	9,41	-0,50	-5,63	0,18	3,70	-0,14	-3,93
México	9,38E-06	5,22	0,00	0,15***					0,83	3,06					0,20	7,21
Perú	4,62E-06	5,43	0,13	8,43					0,82	4,13						
Chile	3,03E-06	3,64	0,08	3,24					0,80	2,09					0,09	3,06
Australia	1,17E-06	5,12	-0,06	-2,79	0,05	2,37			0,90	6,48					0,15	8,64
Estados Unid	7,95E-07	3,6	-0,08	-6,77	0,07	4,86			0,94	7,12					0,12	6,80
Japón	1,97E-06	2,63	0,04	3,24					0,91	6,53					0,06	3,84
Reino Unido	1,25E-06	4,97	-0,03	-2,20*					0,93	7,15					0,17	7,10

Los estadísticos z indican si se puede o no rechazar la hipótesis nula tradicional de que el coeficiente estimado es igual a cero estadísticamente. Todos los estadísticos indican coeficientes significativos al 99% de confianza con excepción de los mercados con * que son significativos al 95% o *** que no son significativos a ningún nivel de confianza tradicional: para seleccionar el modelo en varianza se utilizó de un amplio rango de candidatos en distintos rezagos. Se seleccionó finalmente el que presentará los menores criterios de Akaike y Scharwtz, el mayor log de verosimilitud y la menor suma de residuos al cuadrado. Por otra parte, dado que no se pueden utilizar los criterios para comparar modelos como el ARCH con el GARCH o el TARCH, en estos casos se analizó el comportamiento de los residuales al cuadrado los cuales ya no deben presentar efectos ARCH medidos con el estadístico LM de Engle (1982). Después de modelados las varianzas los residuales se comportan siguiendo una distribución normal. Adicionalmente se validaron todos los supuestos de no negatividad y persistencia menor que uno que se explicaron en el documento.