



REPORTE DE ESTABILIDAD FINANCIERA

Marzo de 2008

Una aproximación dinámica a la medición del riesgo de mercado para los bancos comerciales en Colombia

Óscar Martínez
Jorge Mario Uribe

Una aproximación dinámica a la medición del riesgo de mercado para los bancos comerciales en Colombia

Oscar Martínez

omartiam@banrep.gov.co

Jorge Mario Uribe Gil¹

juribeg@banrep.gov.co

Resumen

En este artículo se describe la metodología utilizada para la medición del riesgo de mercado llevada a cabo en el Reporte de Estabilidad Financiera, mediante el uso de técnicas dinámicas no sólo en la modelación de volatilidades sino también de correlaciones. La medida de Valor en Riesgo (VeR) se calculó individualmente para los bancos comerciales con periodicidad semanal entre febrero de 2003 y febrero de 2008. Los cálculos de los VeR estáticos y dinámicos muestran diferencias cuantitativas significativas en períodos de turbulencia, lo que resalta la importancia de las nuevas medidas de riesgo propuestas.

¹ Los autores son integrantes del Departamento de Estabilidad Financiera del Banco de la República.

INTRODUCCIÓN

Comportamientos recientes de los mercados financieros colombianos y del mundo, con episodios de marcada volatilidad tanto en los mercados de renta variable como en los de renta fija, recuerdan la importancia de una correcta medición del riesgo de mercado al que se exponen las instituciones de crédito y en particular los bancos comerciales, para garantizar la estabilidad del sistema financiero. Este documento describe la metodología utilizada en el cálculo del riesgo de mercado en el Reporte de Estabilidad Financiera de Marzo de 2008.

La medición se ha realizado a través del uso de modelos de valor en riesgo (*VeR*) que son ya un paradigma mundial en el cálculo del riesgo de mercado. El cálculo del *VeR* a un día se implementó con una periodicidad semanal, entre febrero de 2003 y febrero de 2008. Adicionalmente, se ha optado por calcular el riesgo al que se exponen los bancos comerciales individualmente y se calculó el riesgo total del sistema como la suma de los riesgos individuales. Lo anterior, teniendo en cuenta que en la medición del riesgo de mercado de un solo portafolio de todas las entidades se incorporan beneficios por diversificación entre posiciones de diferentes bancos comerciales.

Otra de las innovaciones que presenta este documento se encuentra en el uso de técnicas dinámicas en el cálculo de varianzas y correlaciones de los retornos de los factores observados. Las técnicas a las que se hace referencia surgen de modelos de heteroscedasticidad condicional autoregresiva (ARCH) en una versión multivariada simplificada, conocidos como modelos de Correlación Condicional Constante (CCC) y de Correlación Condicional Dinámica (DCC), y se apoyan en ciertos hechos estilizados de las series financieras que permiten creer que las varianzas, covarianzas y correlaciones modeladas no son constantes en el tiempo, sino que presentan un marcado componente heteroscedástico y autoregresivo.

1. Modelos Teóricos Utilizados

1.1. Mapeo

Los modelos *VeR* procuran aproximar estadísticamente la máxima pérdida a la que estará expuesto el portafolio de un inversionista en un intervalo de tiempo dado, con un determinado nivel de confianza. Al igual que en *Arango et al* (2005), en este

documento la metodología para el cálculo del *VeR* es la sugerida por *Risk Metrics* (1996).

La idea de esta metodología es que los flujos provenientes de unos activos pueden ser clasificados o “mapeados” en bandas temporales. La técnica de *mapeo* implica repartir los flujos de un título en bandas de tiempo adyacentes (como las sugeridas por *Risk Metrics*, ver cuadro 1), de forma tal que la duración y el valor presente del título se conserven pero los flujos se agrupen en 15 vértices tales que cada uno enfrente un factor de riesgo homogéneo. Por ejemplo, se asume que los flujos acumulados en el último vértice, a 10 años, se encuentran expuestos a un mismo factor de riesgo. Este vértice recoge tanto una parte de los flujos con madurez residual original mayor a 9 años, como la totalidad de aquellos con una mayor a 10 años. Los detalles del procedimiento de *mapeo* se encuentran en el documento de *Risk Metrics* antes citado y una aplicación para el caso colombiano la hacen Arango *et al* (2005).

Vértices utilizados en el ejercicio.

Cuadro 1

Meses					Años									
0	1	3	6	9	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

Una vez repartidos los flujos de los títulos en los vértices que definen estas bandas, nuestro portafolio inicial de activos se ha reducido de un gran número de flujos a solo 15 montos expuestos, cada uno a un factor de riesgo diferente. En el caso de los TES denominados en pesos, los flujos son repartidos en los mencionados 15 vértices, y cada uno de estos 15 montos estará expuesto a las variaciones en la curva *spot* correspondiente a esa madurez. En el caso de los TES UVR se cuenta con una curva *spot* diferente, y por ende, con otros 15 factores de riesgo.

Finalmente, a estos 30 factores de riesgo habrá que adicionar otro más que corresponde a la exposición cambiaria. En este caso, el factor de riesgo estará representado por los movimientos en la TRM, y el monto expuesto será la posición propia de cada entidad.

Las inversiones de los bancos comerciales serán los activos sujetos a la presente medición de riesgo de mercado. Sin embargo, sólo se toman en cuenta las inversiones en TES-B negociables y disponibles para la venta, y la posición propia en moneda

extranjera que tiene cada entidad, ambos saldos provenientes de las estadísticas del Depósito Centralizado de Valores, administrado por el departamento de Fiduciaria y Valores del Banco de la República. Por tanto, el monto expuesto a riesgo de mercado fue en promedio \$11.94 billones entre enero y febrero de 2008, lo que correspondió al 38,27% del promedio total de las inversiones de ese periodo.

1.2. Valor en Riesgo (VeR)

La fórmula para el cálculo del VeR en este ejercicio para la entidad i en el momento t estará dada por:

$$VeR_{i,t} = \Phi^{-1}(1-\alpha) \cdot \sigma_{i,t} \cdot Saldo_{i,t} \quad (1)$$

En dónde $\Phi^{-1}(\)$ es la inversa de la función de distribución normal estándar y α representa el nivel de significancia al que se quiera calcular el VeR, $\sigma_{i,t}$ es la desviación estándar del portafolio de inversiones en el período t y está descrita por:

$$\sigma_{i,t} = \sqrt{W_i' H_t \cdot W_i} \quad (2)$$

Donde W_i es un vector (31 x 1) que contiene la proporción del portafolio expuesto a cada factor de riesgo j , tal que $\sum_{j=1}^{31} w_{i,j} = 1$, siendo $w_{i,j}$ la proporción del portafolio invertida en el factor j por la entidad i (posición j del vector W_i). H_t es una matriz definida positiva que contiene las varianzas y covarianzas de los retornos, cuya definición varía dependiendo de la metodología empleada:

- i) Correlaciones y varianzas históricas, tal que $H_t = H = D P D$ donde D es una matriz diagonal que contiene las desviaciones estándar de los retornos y Γ es una matriz que contiene las correlaciones entre estos.
- ii) Correlaciones constantes y varianzas dinámicas o metodología CCC (ver próxima sección), tal que $H_t = D_t P D_t$.
- iii) Correlaciones y varianzas condicionales calculadas dinámicamente a partir de modelos GARCH (metodología DCC), donde $H_t = D_t P_t D_t$.

Finalmente, el VeR del sistema financiero s en el momento t , corresponde a la sumatoria de los VeR de todas las entidades.

$$VeR_{s,t} = \sum_{i=1}^n VeR_i \quad (3)$$

Con n igual al número de entidades presentes en el momento de tiempo en que se calcula el VeR. Por tanto, el riesgo de mercado del sistema no tiene en cuenta las ganancias por diversificación que surgirían al combinar dos o más portafolios de diferentes entidades. Si se midiera el riesgo de mercado de un solo portafolio para todos los bancos comerciales, se incorporarían estas ganancias de diversificación que en la práctica no existen.

1.3. Modelos de correlaciones condicionales: constantes vs dinámicas

La idea general tras el uso de los modelos CCC y DCC es mejorar la modelación de las correlaciones y varianzas de los retornos con respecto a lo que se lograría mediante el uso de promedios históricos, sin llegar a un alto grado de complejidad e implementación costosa en términos computacionales como los GARCH multivariados o los modelos de volatilidad estocástica (ver Engle (2002)).

Los modelos de correlaciones condicionales constantes (CCC) fueron introducidos por Bollerslev (1990). Sea y_t un vector de $N \times 1$ que contiene los retornos de los factores de riesgo en el momento t (en este caso $N=31$), y H_t una matriz de covarianzas condicionales en el momento t , tal que:

$$y_t = E(y_t | \psi_{t-1}) + \varepsilon_t ; \quad \forall t = 1, \dots, T \quad (4)$$

$$Var(\varepsilon_t | \psi_{t-1}) = H_t,$$

Donde ψ_{t-1} es el conjunto de toda la información disponible hasta el período $t-1$ condicional a la cual se calcula la varianza en el período t , y H_t es una matriz positiva definida para todo t . Si dejamos que h_{ij} denote el elemento ij en H_t y y_{it}, ε_{it} los i -

² Las condiciones para que esto se cumpla pueden llegar a ser bastante restrictivas en el caso de los GARCH multivariados. En estos, tales condiciones son garantizadas con la representación BEKK de

ésimos elementos en y_t y ε_t respectivamente, la correlación entre y_{it} y y_{jt} estará dada por:

$$\rho_{ijt} = h_{ijt} / \sqrt{h_{iit} h_{jtt}} \quad , \quad \text{con } -1 \leq \rho_{ijt} \leq 1 \quad (5)$$

Esta medida de la correlación entre las variables es cambiante en el tiempo, dado que todos los componentes de H_t lo son. Es posible aproximar las covarianzas condicionales h_{ijt} como un producto de la raíz cuadrada de las dos varianzas h_{iit} y h_{jtt} , dejando la correlación condicional ρ_{ij} constante en el tiempo:

$$h_{ijt} = \rho_{ij} (h_{iit} h_{jtt})^{1/2} \quad , \quad \forall i, j = 1, \dots, N \quad (6)$$

Por tanto los modelos CCC tratan de modelar las varianzas de los retornos por medio de procesos GARCH univariados y las correlaciones condicionales como promedios históricos constantes en el tiempo, tal que $H_t = D_t P D_t$, siendo $D_t = \text{diag} \{ (h_{iit})^{1/2}, \dots, (h_{Nnt})^{1/2} \}$ y P la matriz de correlaciones de tamaño $N \times N$ con unos en la diagonal y elementos del tipo ρ_{ij} en las demás entradas. En este caso ρ_{ij} es una correlación histórica entre los retornos de los activos i y j .

Las ecuaciones que describen el comportamiento de las varianzas son las tradicionales los modelos GARCH (p,q):

$$h_{iit} = \alpha_{i,0} + \sum_{k=1}^q \alpha_{i,k} \varepsilon_{i,t-k}^2 + \sum_{l=k}^p \beta_{i,k} h_{iit-k} \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (7)$$

Con $\alpha_0 > 0, \alpha_{i,k} \geq 0, \beta_{i,k} \geq 0$, para asegurar la no negatividad de la varianza condicional y $\sum_{k=1}^q \alpha_{i,k} + \sum_{k=1}^p \beta_{i,k} < 1$ para asegurar que ante choques el proceso converge a su varianza no condicional.

Engle y Kroner (1993). Sin embargo, para los modelos CCC éstas se cumplen si cada varianza condicional de los retornos está bien definida (distinta de cero) y la matriz de correlaciones (estáticas) es de rango completo. En el caso de los modelos DCC las condiciones que garantizan que esta matriz es positiva definida son las mismas que para los procesos GARCH univariados subyacentes. (Ver Engle y Sheppard (2001))

El artificio de modelar las varianzas permitiendo comportamientos heteroscedásticos (no sólo del tipo GARCH, sino en general), dejando las correlaciones entre las series de retornos constantes en el tiempo, simplifica el proceso de estimación (Bollerslev (1990)). El estimador que se utiliza en este caso, asumiendo normalidad condicional, es el de máxima verosimilitud (o más exactamente el de cuasi-máxima verosimilitud cuando la muestra es lo suficientemente grande y no se cumple el supuesto de normalidad), y en la medida en que el logaritmo de dicha función de verosimilitud continúa siendo no lineal en los parámetros, es necesario recurrir a métodos iterativos de maximización para lograr estimar el modelo³.

Una alternativa al CCC es el modelo de correlaciones condicionales dinámicas DCC propuesto por Engle(2002), que al igual que el CCC conjuga precisión con facilidad en la estimación. El modelo DCC difiere del CCC porque permite que las correlaciones cambien en el tiempo, bajo un proceso que puede ser del tipo GARCH⁴. De esta forma la varianza quedaría expresada como

$$H_t = D_t P_t D_t \quad (8)$$

En este caso la estimación por máxima verosimilitud se lleva a cabo en dos etapas: en la primera se estiman las varianzas condicionales, utilizando un proceso como el descrito en (7) y se obtienen los residuales estandarizados (residuos divididos por su respectiva desviación estándar condicional), y en la segunda se modelan las correlaciones de los residuos (o de forma equivalente las covarianzas de los residuales estandarizados) utilizando nuevamente modelos GARCH.

Sean $\varepsilon_{i,t}$ los residuos del modelo en media de los retornos⁵ y $(h_{i,t})^{1/2}$ las desviaciones estándar calculadas en la primera etapa, tal que se define el retorno estandarizado z_{it} como:

$$z_{it} = \varepsilon_{it} / (h_{i,t})^{1/2} \quad (9)$$

³ En este ejercicio el algoritmo de optimización no lineal utilizado es el de Levenberg-Marquardt, dado su amplio uso y su documentado buen desempeño en términos de rapidez en la convergencia, para muestras de tamaño mediano.

⁴ Engle(2002) señala varias opciones para la estimación de las correlaciones entre las que incluye los modelos de suavización exponencial EWMA.

⁵ Si se asume una media igual a cero, $y_{it} = \varepsilon_{it}$

Los residuos estandarizados nos permitirán estimar en una segunda etapa la matriz P_t , cuyo elemento i,j , será del tipo:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} \quad (10)$$

Las covarianzas de los retornos estandarizados $q_{ij,t}$ serán modeladas siguiendo un proceso GARCH(1,1):

$$q_{ij,t} = \bar{\rho}_{ij} + \alpha(z_{i,t-1}z_{j,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) + \beta(q_{ij,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) \quad \forall i, j = 1, \dots, N \quad (11)$$

Donde, $\bar{\rho}_{ij}$ es la correlación no condicional de los residuales estandarizados.

Es importante tener en cuenta que los parámetros α, β que determinan estos procesos son los mismos para todas las correlaciones. Esto no implica que las correlaciones entre dos activos en un momento de tiempo sean iguales, pero sí asume que los procesos que definen las correlaciones de todos los retornos estandarizados tienen la misma persistencia.

2. Descripción de las fuentes y las series

Los modelos antes descritos permiten calcular una medida de riesgo de mercado, con distintos supuestos teóricos en cuanto a la matriz de correlaciones involucrada en su construcción, en diferentes momentos de tiempo. La periodicidad de este cálculo es semanal, y los saldos expuestos corresponden a los de cada viernes durante el período febrero 7 de 2003 a febrero 29 de 2008.

El insumo principal fueron las estadísticas del Depósito Centralizado de Valores, administrado por el departamento de Fiduciaria y Valores del Banco de la República. Esta información nos permitió conocer los saldos de TES B que los bancos comerciales tenían en su poder en cada una de las fechas para las que se realizó el ejercicio. Sólo se tomaron los saldos denominados en pesos y en UVR, en poder de los bancos comerciales, sin embargo, la pérdida de información es prácticamente nula

puesto que estos tipos de TES representaron en promedio, más del 99% de la totalidad de TES-B⁶

Por otra parte, no todo el saldo en TES B del *libro bancario* está sujeto a riesgo de mercado, puesto que una parte de los títulos debe ser mantenida por sus poseedores hasta el vencimiento. Por esta razón la suma del saldo de los TES UVR y de los TES pesos utilizados en este ejercicio, fue ponderada por el porcentaje que representan dentro del total los títulos de deuda, los títulos negociables y los disponibles para la venta (una vez más dado que los TES representan la gran mayoría de estos). Este monto representará el monto efectivamente expuesto a riesgo de mercado. Las ponderaciones se construyeron con base en los estados financieros que los bancos reportan mensualmente a la Superintendencia Financiera de Colombia, por lo cual se mantuvieron constantes entre las semanas del mismo mes. Los retornos diarios de los flujos situados en cada uno de los vértices (después de llevar a cabo el mapeo), se calcularon a partir de la *curva cero cupón* de cada viernes, que se construyó con base en los parámetros suministrados por la Bolsa de Valores de Colombia para tal fin. En este punto vale la pena aclarar que se trabaja con base en la *curva cero cupón* puesto que en la metodología de *mapeo* se trata cada flujo como un título distinto que no paga cupones.

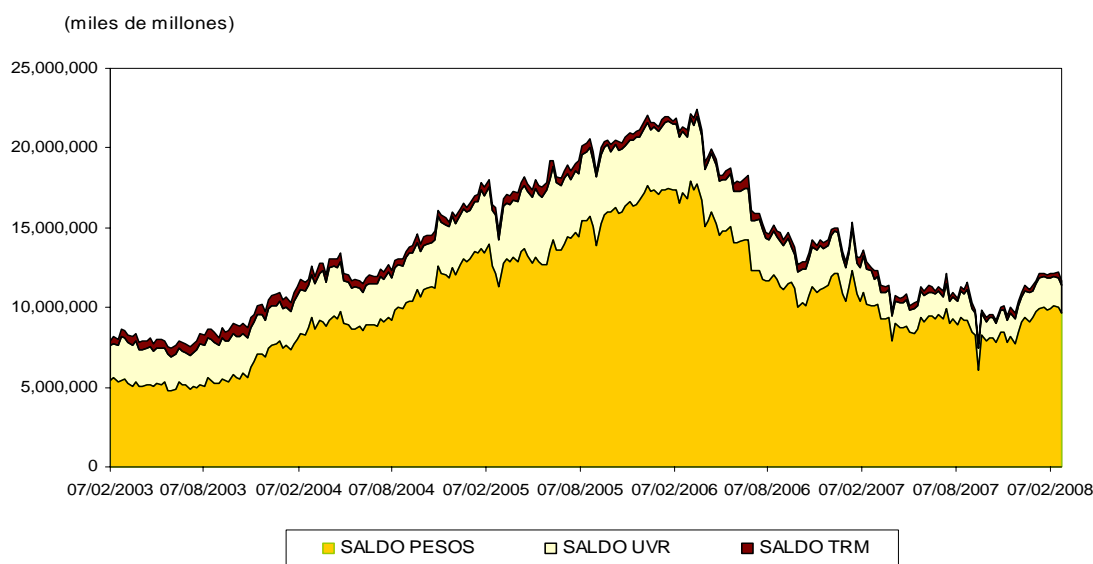
La exposición cambiaria de las entidades fue aproximada como la posición propia de las entidades (en valor absoluto, como lo recomienda Basilea II (1996)), dado que el riesgo es el mismo tanto para posiciones cortas como largas en moneda extranjera. La posición propia es un monto en el que se incluyen tanto la posición en moneda extranjera en el mercado *spot* como en el mercado *forward*, con el fin de aproximar la exposición no cubierta de los bancos comerciales en el mercado cambiario. Esta información es suministrada diariamente por parte de los bancos al Departamento de Operación y Desarrollo de Mercados del Banco de la República. Una vez más se tomaron únicamente los viernes de cada semana para el período de tiempo 2003-2007. Las estadísticas de la TRM fueron tomadas de la página del Banco de la República.

El número de bancos comerciales para los que se estimó una medida de riesgo de mercado se ha reducido en el tiempo, pasando de 27 en el 2003 a 16 para febrero de 2008.

⁶ El restante 1% incluye TES en dólares, TES Mixtos y TES IPC

El saldo total expuesto al riesgo de mercado también ha venido cambiando en el tiempo. Su evolución se presenta en la figura 1 expuesta a continuación.

Figura 1
Monto Expuesto a Riesgo de Mercado de los Bancos Comerciales: 2003-2008



Fuente: Elaboración de los autores con base en la información del DCV administrado por el Banco de la República.

Para principios de 2008, el monto expuesto a riesgo de mercado que incluye saldos en TES pesos, TES UVR y posición propia se ubicó en 11,67 billones de pesos. El 24 de marzo de 2006 el saldo expuesto ascendió a 22,4 billones, siendo éste el monto máximo de exposición al riesgo registrado en la muestra bajo estudio. Este punto marca dos tendencias opuestas en la serie: de febrero de 2003 a marzo de 2006 creciente y decreciente de abril de 2006 a noviembre de 2007. Este comportamiento obedece a dos consideraciones: por un lado, la reducción del número de bancos en el sistema, una vez estos se fusionaron o fueron adquiridos por otros, algunas posiciones en títulos de deuda fueron liquidadas y, por otra parte, la proporción de títulos para mantener al vencimiento se incrementó considerablemente, la suma de los títulos negociables y disponibles para la venta pasó de representar, en promedio para todo el sistema, el 82% en enero de 2006 al 62% en febrero de 2008.

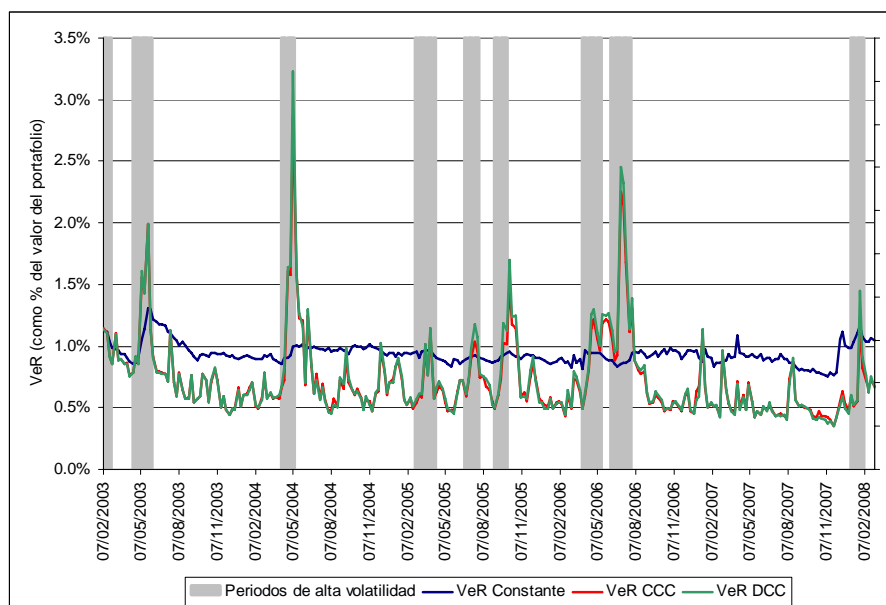
En la figura 1 también se muestra el saldo total expuesto a riesgo de mercado y la participación de las denominaciones que lo componen: saldos en pesos, en UVR y en

dólares americanos. El promedio de participación de los TES en pesos dentro del total desde febrero 7 de 2002 hasta febrero 29 de 2008 es 76.07%, para los TES UVR es 20.44% y 3.49% para la posición propia de los bancos comerciales. Esta composición se ha mantenido relativamente estable, presentándose la mayor participación de los TES en pesos el 19 de octubre de 2007 (84.92%) y la menor en agosto 8 de 2003 (61.17%). El remanente del saldo: TES UVR y posición propia en dólares ha oscilado en los intervalos 32%-13% y 1%-8% respectivamente. Resulta destacable la recomposición hacia títulos denominados en pesos a lo largo del período de estudio, sobretodo a costas en la reducción de la posición propia.

Para encontrar una descripción detallada de las series calculadas a través de las metodologías aquí expuestas, así como las razones que explican la evolución de éstas, se recomienda mirar la edición del Reporte de Estadidad Financiera de marzo de 2008, en la sección de riesgo de mercado.

3. Períodos de volatilidad y modelos dinámicos de varianzas y correlaciones

Figura 2
VeR constante, CCC y DCC en períodos de alta volatilidad



Fuente: Banco de la República

La medida de riesgo de mercado calculada por los modelos VeR CCC y VeR DCC reacciona en periodos de turbulencia o alta volatilidad de los retornos. Al incluir estimaciones dinámicas de la varianza y/o de las correlaciones estos modelos

incorporan la volatilidad reciente en sus pronósticos del VeR. Por otro lado, estimaciones estáticas de la varianza y las correlaciones impiden que las mediciones de riesgo de mercado reaccionen con la misma magnitud y rapidez.

4. Comentarios finales

En este documento se describió la metodología para el cálculo del Valor en Riesgo presentado en el *Reporte de Estabilidad Financiera* de marzo de 2008, así como las fuentes de información utilizadas. Asimismo, se expusieron las ventajas de modelar varianzas y correlaciones de forma dinámica frente a la alternativa histórica. El objetivo a futuro es implementar diariamente estos cálculos y realizar pruebas de back-testing para evaluar la capacidad predictiva de las medidas de riesgo de mercado en el tiempo.

Referencias

Arango, J.P., Arias, M., Gómez, E., Salamanca, D., Vásquez, D.,(2005) ,“Estimación de los Requerimientos de Capital por Riesgo de Mercado”, *Reporte de Estabilidad Financiera*, Diciembre de 2005, pp. 88-99

Basilea II (1996), “Admendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risk”, *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards*, Sección A.3, párrafo 12, pp

Bollerslev, T., (1990),“Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange rates: A multivariate Generalized ARCH Model”, *Review of Economics and Statistics*,72, pp. 498-505

Engle, R. (2002),“ Dynamic Conditional Correlation- a Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Heteroskedasticity Models”, *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 20, issue 3, pp 339-50

Engle, R. y Kroner, K, (1993) , “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, Working paper series, University of California San Diego: 89-57r

Engle, R. y Sheppard, K. (2001) “ Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH” , *NBER Working paper: w8554*

Reporte de Estabilidad Financiera (2008), Banco de la República de Colombia, marzo de 2008.

Risk Metrics, (1196), "Technical Document", *J.P. Morgan/Reuters*, Cuarta Edición, Diciembre de 1996