

No. 04-05

2004

¿EXISTE EL ENIGMA DE LA PRIMA DE RIESGO EN EL MERCADO BURSÁTIL  
COLOMBIANO? 1993-2002

*Isabel Cristina Montoya Osorio  
Juan Manuel Restrepo Puerta*

Documentos de trabajo

# Economía y Finanzas

Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (CIEF)



**UNIVERSIDAD  
EAFIT**  
Abierta al mundo

Isabel Cristina Montoya Osorio<sup>1</sup>  
Juan Manuel Restrepo Puerta<sup>2</sup>

### **Resumen**

En este estudio se busca determinar la existencia del enigma de la prima de riesgo para las acciones en el mercado bursátil colombiano y estimar el coeficiente de aversión al riesgo del inversionista representativo con base en los rendimientos ofrecidos por dicho mercado. El período de análisis está comprendido entre diciembre de 1993 y diciembre de 2002. Con este fin se utiliza el modelo de valoración de activos con agente representativo con dos funciones de utilidad: CRRA y formación del hábito. Se concluye que, a diferencia de la evidencia reportada en diversos mercados desarrollados y en desarrollo, en el mercado colombiano no se encuentra evidencia de la existencia del enigma. Tal como es de esperarse por la baja volatilidad del consumo y por la baja covarianza entre ésta y la tasa de rendimiento de las acciones, el coeficiente de aversión al riesgo característico del inversionista colombiano es cercano a cero.

**Palabras Clave:** Prima de riesgo, Riesgo, Activo financiero, Aversión al riesgo, Inversión, Mercado bursátil colombiano.

### **Abstract**

In this study we search for evidence of the existence of the equity premium puzzle in the Colombian stock market and to estimate the risk aversion of a representative investor in this market. This study covers the period December 1993 – January 2002. For that propose we used the asset pricing model with a representative agent based on two different utility functions: CRRA and habit formation. We conclude that different than of the reported evidence in several developed and developing markets, in the Colombian stock market there is no evidence of the puzzle. As it is expected from by the low volatility of consumption and the low covariance between this one and the returns from stocks, the risk aversion coefficient characteristic of an investor in this market is close to zero.

**Key Words:** Equity Premium, Equity Premium Puzzle, Financial Risk, Risk Aversion, Colombian Stock Exchange.

Clasificación JEL: G14, G21

---

<sup>1</sup> Economista Universidad EAFIT. e-mail: [imontoya@eafit.edu.co](mailto:imontoya@eafit.edu.co)

<sup>2</sup> Economista Universidad EAFIT. e-mail: [jrestr24@eafit.edu.co](mailto:jrestr24@eafit.edu.co)

## **¿Existe el Enigma de la Prima de Riesgo en el Mercado Bursátil Colombiano? 1993-2002<sup>1</sup>**

### **INTRODUCCIÓN**

El objetivo de este estudio es determinar la existencia del enigma de la prima de riesgo para las acciones en el mercado bursátil colombiano, así como estimar el coeficiente de aversión al riesgo del agente representativo que explique la estructura de rendimientos encontrados.

La prima de riesgo se define como la diferencia de rendimientos entre un activo libre de riesgo y uno riesgoso. Este diferencial según la teoría de valoración de activos financieros debe reflejar el nivel de riesgo de cada activo, el cual está determinado por la covarianza de su rendimiento con el consumo del inversionista. Sin embargo, en las principales economías del mundo se ha encontrado que la magnitud de esta covarianza no es lo suficientemente significativa como para explicar los grandes rendimientos históricos presentados por los índices bursátiles. El problema no radica en estos altos rendimientos, sino en la grandes primas de riesgo, que son superiores a las predichas por los modelos de valoración de activos financieros del agente representativo. Ésto es lo que se conoce como el enigma de la prima de riesgo.

---

<sup>1</sup> Este artículo está basado en los resultados obtenidos en la Monografía de Grado: “¿Existe el Enigma de la Prima de Riesgo en el Mercado Bursátil Colombiano? 1993-2002” presentada en la Universidad Eafit en el segundo semestre de 2003 y dirigida por Cecilia Maya Ochoa, Ph.D. en Finanzas y Economía Internacional, docente de la Universidad EAFIT.

La mayoría de analistas consideran que este diferencial es consecuencia de un coeficiente de aversión al riesgo de los agentes mayor al que supone la teoría, adicionalmente se ha intentado tener en cuenta otros factores, como cambios en la función de utilidad de los agentes, mercados incompletos e imperfectos y la existencia de costos de transacción, esto con el objetivo de dar solución al enigma. Sin embargo, la magnitud de la prima de riesgo sigue siendo contradictoria con las predicciones realizadas por estos modelos.

El enigma de la prima de riesgo implica que los modelos microeconómicos hasta ahora desarrollados no logran explicar adecuadamente los determinantes del ahorro, variable fundamental en el crecimiento económico de los países. La importancia de estudiar la prima de riesgo radica en intentar dar una explicación que permita conciliar la teoría con los ejercicios empíricos. Adicionalmente, el cálculo de un coeficiente de aversión al riesgo de los agentes, que explique la estructura de retornos de los mercados financieros, constituye un parámetro indispensable para la estimación de modelos que intenten explicar el comportamiento de una economía en particular.

En nuestro país, aun no se ha analizado la existencia de este fenómeno por lo que consideramos importante desarrollar una primera aproximación que caracterice el comportamiento del inversionista colombiano. Lo anterior con el objeto de generar información que permita a los diversos agentes actuar mas racionalmente, lo que debe reflejarse en un mayor nivel de eficiencia del mercado.

Este artículo se divide en 4 secciones, en las primeras dos secciones se hace una presentación de la prima de riesgo y de la evidencia empírica reportada en el mundo sobre la existencia del enigma. En la tercera sección se desarrolla la metodología empleada en la estimación y finalmente se muestran los resultados encontrados para el mercado bursátil colombiano.

## **1. LA PRIMA DE RIESGO DE LAS ACCIONES**

Los rendimientos esperados de los activos varían dependiendo de su grado de riesgo, es decir, cuanto más incierto sea el rendimiento del activo, mayor tendrá que ser el rendimiento esperado para inducir a los agentes a comprarlo. Es así como el rendimiento esperado de un activo está determinado por el rendimiento

libre de riesgo más una prima adicional por el riesgo de invertir en este activo. Por lo tanto, la prima de riesgo es el diferencial que se presenta entre el rendimiento de un activo financiero riesgoso y un activo financiero libre de riesgo.<sup>2</sup>

Uno de los principios básicos financieros establece que un mayor riesgo de un activo financiero, deberá ser compensado con un mayor rendimiento. Por ello, un activo riesgoso debe ofrecer al inversionista un rendimiento superior al del activo libre de riesgo. Este es el caso de los títulos de deuda emitidos por los gobiernos, que se consideran con riesgo crediticio nulo debido a que poseen la facultad de emisión.

Históricamente, la tasa de rendimiento promedio de las acciones ha excedido ampliamente a la tasa de rendimiento promedio de los títulos del gobierno de corto plazo en los principales mercados financieros mundiales. La primera medición de la prima de riesgo fue realizada por Mehra and Prescott (1985) en Estados Unidos para el período 1889-1978. En este estudio encontraron una prima de 6% dado un rendimiento promedio anual real del 7% para el índice Standard and Poors 500 y un rendimiento promedio anual real del 1% para los títulos del tesoro a corto plazo.

Posteriormente Mehra (2002) usando datos de Siegel (1993 y 1998) y de estudios propios anteriores, encuentra una prima promedio para las acciones norteamericanas, en el período 1802-2000, de 6.9%, dada la diferencia entre un rendimiento promedio anual real de 7.9% para las acciones y un rendimiento promedio anual real de 1% para los bonos del tesoro. Además encuentra que esta diferencia estadística es aún mayor para el período de la posguerra donde la prima promedio es alrededor de 8%.

Adicionalmente, Mehra presenta estadísticas de otros países que han experimentado grandes primas de riesgo para las acciones, es el caso del Reino Unido donde ésta fue alrededor de 4.6% para el período 1947-1999, para Japón

---

<sup>2</sup> FRANK, Robert H. *Microeconomics and Behaviour*. Second Edition. New York: Mc Graw-Hill. 1994. Chapter 12.

VARIAN, Harl R. *Análisis Microeconómico*. Tercera edición. Antoni Bosch editor. Barcelona, 1992. p.420.

de 3.3% en el período 1970-1999, para Alemania de 6.6% en el período 1978-1997 y para Francia de 6.3% para el período 1973-1998. Juntos, estos países, representan más del 85% del mercado de capitales mundial<sup>3</sup>.

Fama and French (2000) usaron datos de Estados Unidos para el período 1872-1999 y reportaron una prima promedio para las acciones de 6.10%, la cual es la media entre una prima de 4.62% para el período 1872-1949 y de 8.41% para el período 1950-1999. Esta diferencia antes y después de 1949 sugiere que el enigma de la prima de las acciones es un fenómeno moderno.

Formari (2002) analiza también el mercado estadounidense. Mide la prima de riesgo a partir de la variación logarítmica del *Aggregate US Index* y el rendimiento de las letras del tesoro a tres meses negociadas en el mercado secundario. Usa datos mensuales para el período comprendido entre julio de 1926 y octubre de 2001 para los cuales encuentra una prima de riesgo promedio de 6.5%. Adicionalmente muestra que la prima varía con el ciclo económico, dando como resultado una prima de riesgo de 9.93% en períodos de recesión y 4.15% en períodos de expansión.

Similares estadísticas han sido encontradas en Chile donde se encuentran tres estudios sobre la prima de riesgo: Opazo (1998), Cárcamo y Correa (1999) y Oyarzún (1999). Opazo (1998) encuentra que para el período comprendido entre enero de 1986 y junio de 1996 existe en promedio un diferencial de rendimientos del 2.6% trimestral (10.8% e.a.) entre los títulos de deuda del gobierno a 90 días y el IGPA (Índice General del Precio de las Acciones). Posteriormente, Cárcamo y Correa (1999) encuentran una prima de riesgo de 5.7% trimestral (24.8% e.a.) para el período comprendido entre el segundo trimestre de 1987 y el segundo trimestre de 1997. Este diferencial es resultado de un rendimiento del 7.2% trimestral del IPSA (Índice de Precios Selectivos de Acciones) y un rendimiento de 1.5% trimestral para el PRBC (Pagares Reajustables del Banco Central).<sup>4</sup>

---

<sup>3</sup> MEHRA, Rajnish. The Equity Premium: Why is it a Puzzle?. *Financial Analysts Journal*. (Forthcoming) 2002. p.5.

<sup>4</sup> Los autores no usaron el IGPA como activo riesgoso, a diferencia de Opazo (1998), debido a que muchas de las acciones que componen este índice presentan rentabilidad cero.

La pregunta inicial de la mayoría de los estudios realizados sobre la prima de riesgo de las acciones es si éstas son realmente más riesgosas como para ofrecer un rendimiento superior al de los títulos ofrecidos por los gobiernos. Mehra (2002) considera que las acciones son más riesgosas que los bonos y lo comprueba al observar, que la desviación estándar histórica para el mercado estadounidense de los rendimientos de las acciones es de alrededor del 20% anual, frente a una desviación estándar del 4% anual para los bonos del tesoro.

## **2. EL ENIGMA DE LA PRIMA DE RIESGO DE LAS ACCIONES**

El enigma de la prima de las acciones parte del hecho de que las predicciones cuantitativas propuestas por los modelos teóricos de valoración de activos financieros son, en orden de magnitud, menores a las que históricamente se han encontrado en los mercados financieros mundiales. Ésto implica que los modelos desarrollados hasta ahora con el fin de explicar la prima de riesgo, no reflejan adecuadamente el comportamiento de los agentes económicos en lo que se refiere a la toma de decisión consumo - inversión.

La búsqueda de modelos econométricos intertemporales que hagan consistente el rendimiento pagado como diferencia entre las acciones y los bonos considerados libres de riesgo con una tasa de aversión al riesgo aceptable, en orden de magnitud para el riesgo que proveen, ha sido uno de los asuntos que ha suscitado gran interés por parte de los investigadores en finanzas y economía.

Robert Lucas (1978), partiendo del modelo de valoración de activos basado en la maximización intertemporal de la utilidad esperada, introduce el concepto del agente representativo para modelar el flujo del consumo del inversionista. De esta manera, modela la estructura de retornos de la economía mediante el flujo del consumo del agente representativo.

Estos desarrollos metodológicos motivaron a Mehra and Prescott (1985) a buscar una solución al enigma de la prima de riesgo de las acciones. Estos últimos intentaron contrastar la validez de los modelos de valoración de activos, concluyendo que la diferencia entre las covarianzas retorno –consumo de los diferentes activos, no era lo suficientemente significativa como para poder explicar los datos observados en Estados Unidos. Es decir, los activos riesgosos en relación

a los libres de riesgo, según los modelos, no son tan riesgosos como para justificar el diferencial entre los rendimientos existentes.<sup>5</sup>

Como resultado de las investigaciones antes mencionadas, han surgido numerosos estudios que buscan explicar el enigma de la prima de riesgo, sin embargo, hasta la actualidad no se ha encontrado una respuesta satisfactoria a este fenómeno.

Son varios los frentes desde donde se ha pretendido, sin éxito, reconciliar la teoría con las observaciones históricas; en su mayoría se han centrado en la generalización de algunos de los supuestos básicos del modelo inicialmente propuesto por Mehra and Prescott en 1985. Entre las soluciones más importantes se encuentran: formas alternativas de generación de las preferencias, mercados incompletos e imperfectos y distribuciones de probabilidad modificadas que permitan la existencia de eventos desastrosos pero poco probables.

### **3. METODOLOGÍA**

Para determinar la existencia del enigma de la prima de riesgo de las acciones en el mercado bursátil colombiano, se utilizará el modelo Modelo de Valoración de Activos con Agente Representativo, introducido por Robert Lucas (1978) y utilizado por primera vez por Mehra and Prescott (1985) y, posteriormente por Kocherlakota (1996) para identificar el enigma de la prima de riesgo.

El método utilizado en este trabajo con el fin de identificar la existencia del enigma es aquel propuesto por Kocherlakota, debido a que a través de él se puede obtener resultados más robustos que aquellos generados a través de la estimación del modelo mediante el Método Generalizado de Momentos usado en Mehra and Prescott (1985) y posteriormente en Mehra, (2002), o alguna otra técnica de estimación.

Este modelo es usado con dos funciones diferentes de utilidad para simular el comportamiento de los agentes: la Función de Aversión Relativa al Riesgo

---

<sup>5</sup> MEHRA R. and PRESCOTT, E. The Equity Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*. 1985, Vol. 15, p. 133.

Constante - CRRA<sup>6</sup> propuesta en Mehra and Prescott, (1985) y la de Formación del Hábito propuesta en Constantinides (1990). Ésto con el objetivo de comparar los resultados relacionados con la estimación del coeficiente de aversión al riesgo de los agentes.

### **Modelo con Aversión Relativa al Riesgo Constante (CRRA)**

Partiendo de la formulación propuesta en el trabajo de Mehra and Prescott (1985), mencionado anteriormente, el comportamiento del agente representativo está descrito por la siguientes ecuaciones:

En el período inicial, el agente representativo maximiza la utilidad esperada:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t)$$

sujeito a la restricción presupuestaria:

$$c_t = B_t - q_t B_{t+1} + (p_t + d_t)x_t - p_t x_{t+1}$$

Las preferencias del agente representativo son caracterizadas a partir de la función: Coeficiente de Aversión Relativo al Riesgo Constante (CRRA); es decir, que “independiente del nivel de consumo del agente, su valoración marginal del consumo presente y futuro no varían.”<sup>7</sup>

$$U(c_t) = \frac{c_t^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha}$$

Donde el parámetro  $\alpha \geq 0$  es el coeficiente de aversión al riesgo y mide la curvatura de la función de utilidad.

Este modelo permite calcular un coeficiente de aversión al riesgo del inversionista representativo que explique el diferencial de rendimientos entre un activo riesgoso

<sup>6</sup> Por su nombre en ingles, Constant Relative Risk Aversion.

<sup>7</sup> OPAZO, Luis A. Evaluación Comparada de Modelos de Valoración de Activos: El Caso del Premio Accionario en Chile. Revista de Análisis Económico. Chile, 1998, Vol. 13 (2) p. 62.

y uno libre de riesgo y el comportamiento del agente frente al intercambio entre consumo e inversión.

Por lo tanto, dadas la función de utilidad esperada y la restricción presupuestaria, las condiciones de primer orden que dan solución al problema, están dadas por:

$$p_t U'(C_t) = \beta E_t [U'(C_{t+1})(p_{t+1} + d_{t+1})] \quad (3.1.a)$$

$$q_t U'(C_t) = \beta E_t [U'(C_{t+1})] \quad (3.1.b)$$

Reescribiendo estas condiciones en términos de rentabilidades, se tiene:

$$E_t \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} (R_{t+1}^s - R_{t+1}^b) \right\} = 0 \quad (3.1.a')$$

$$\beta E_t \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} R_{t+1}^b \right\} = 1 \quad (3.1.b')$$

Donde  $R_{t+1}^s$  es el rendimiento bruto de los activos riesgosos desde el período  $t$  hasta el período  $t+1$  y  $R_{t+1}^b$  es el rendimiento bruto de los activos libres de riesgo, desde el período  $t$  hasta el período  $t+1$ .

Dado que el punto central en el modelo propuesto por Mehra and Prescott (1985) consiste en que las dos condiciones de primer orden (3.1.a' y 3.1.b') deben ser satisfechas para el crecimiento del consumo per cápita, Kocherlakota propone que se puede utilizar la ley de expectativas itinerantes<sup>8</sup>, de forma que las expectativas condicionales en (3.1.a' y 3.1.b') pueden ser reemplazadas por expectativas no condicionales. De esta forma se obtiene:

<sup>8</sup> La ley de Expectativas Itinerantes propone:  $E[y] = E_x[E[y/x]]$

$$E \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} (R_{t+1}^s - R_{t+1}^b) \right\} = 0 \quad (3.2.a')$$

$$\beta E \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} R_{t+1}^b \right\} = 1 \quad (3.2.b')$$

Las esperanzas o medias poblacionales en el lado izquierdo de (3.2.a') y (3.2.b'), pueden ser estimadas a partir de las medias muestrales de:

$$e_{t+1}^s = \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} (R_{t+1}^s - R_{t+1}^b) \right\} \quad (3.3.a')$$

$$e_{t+1}^b = \beta \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} R_{t+1}^b \right\} - 1 \quad (3.3.b')$$

Para distintos valores de  $\alpha$  y  $\beta$  se calcula el valor de los errores ( $e_{t+1}^s$  y  $e_{t+1}^b$ ), y, a partir de su estimación, se intenta probar si, para las dos condiciones (3.3.a' y 3.3.b'), éstos son significativamente distintos de cero. Ésto se realiza corriendo una regresión simple de los errores ( $e_{t+1}^s$  y  $e_{t+1}^b$ ) frente a una constante y calculando el t-estadístico bajo el cual la hipótesis nula es que estos errores son iguales a cero. En el caso en el cual, para un valor de  $\alpha$  determinado, los errores no sean significativamente iguales a cero, se asume que las condiciones de primer orden no se estarían cumpliendo, por lo tanto, no es posible explicar la diferencia entre el activo riesgoso y el libre de riesgo a partir de ese valor del coeficiente de aversión al riesgo.

### Modelo con Formación del Hábito

El segundo modelo a partir del cual se verificará la existencia de un enigma en la prima de riesgo accionario, será el de Formación de Hábito propuesto en

Constantinides (1990). Éste utiliza la misma función a maximizar y la restricción del modelo CRRA, solamente modifica la función de utilidad que caracteriza el comportamiento del agente representativo, así:

$$U(c) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left( \frac{(C_{t+s} - \lambda C_{t+s-1})^{1-\alpha}}{(1-\alpha)} \right) \quad \lambda > 0 \quad (3.4)$$

A partir de la cual, dada la restricción y la función a maximizar, se pueden derivar las condiciones de primer orden que se deben satisfacer:

$$\beta E_t \left\{ \left( \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} \right) (R_{t+1}^s - R_{t+1}^b) \right\} = 0 \quad (3.5.a)$$

$$\beta E_t \left\{ \left( \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} \right) R_{t+1}^b \right\} = 1 \quad (3.5.b)$$

Aplicando la ley de expectativas itinerantes sobre la ecuación (3.5.a), que es la que permite identificar la existencia del enigma, se obtiene:

$$\beta E_t \left\{ \left( \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} \right) (R_{t+1}^s - R_{t+1}^b) \right\} = 0 \quad (3.5.a')$$

$$\beta E_t \left\{ \left( \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} \right) R_{t+1}^b \right\} = 1 \quad (3.5.b')$$

donde:

$$U'(c_t) = (c_t - \lambda c_{t-1})^{-\alpha} - \beta \lambda E_t (c_{t+1} - c_t)^{-\alpha}$$

Por lo tanto, el problema que surge al solucionar las ecuaciones (3.5.a' y 3.5.b') radica en la capacidad del agente representativo en predecir el crecimiento futuro del consumo, es decir, que la utilidad marginal depende de variables no

observables. Asumiendo que el crecimiento del consumo del periodo  $t+1$  es independiente de aquel alcanzado en  $t$ , se puede definir la variación de la utilidad marginal así:

$$\frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} = \left\{ \frac{(\varphi_{t+1}\varphi_t - \lambda\varphi_t)^\alpha - \lambda\beta(\varphi_{t+1}\varphi_t)^\alpha E(\varphi - \lambda)^\alpha}{(\varphi_t - \lambda)^\alpha - \lambda\beta(\varphi_t)^\alpha E(\varphi - \lambda)^\alpha} \right\} \quad (3.6)$$

donde: 
$$\varphi_t \equiv \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)$$

Para la resolución de este modelo se utilizó la misma metodología aplicada en el modelo CRRA, es decir, se aplicó la ley de expectativas itinerantes sobre las ecuaciones (3.5.a y 3.5.b), se estimaron las esperanzas o medias condicionales a partir de las medias muestrales para distintos valores de  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\lambda$ ; y se probó si éstos eran significativamente distintos de cero.

#### 4. EVIDENCIA EMPÍRICA

##### Datos

En este estudio se usaron tres tipos de variables: Rendimiento promedio real del activo libre de riesgo, rendimiento promedio real del activo riesgoso y una variable Proxy del consumo del agente representativo. Las series específicas se calcularon con una frecuencia mensual y son descritas en el Anexo A. El análisis comprende el período entre diciembre de 1993 y diciembre de 2002.

En el cuadro 1 se muestran los estadísticos principales de las series de rendimientos reales mensuales de los activos riesgosos (IBB, IGBC, IRCD) y del activo libre de riesgo (TES B), así como del crecimiento real desestacionalizado de la serie proxy del consumo del agente representativo (VENTAS).

**Cuadro 1**  
**Estadísticos Principales de los Activos Riesgosos, el Activo Libre de Riesgo**  
**y la Serie Proxy del Consumo**

	<b>IBB</b>	<b>IGBC</b>	<b>IRCD</b>	<b>TES B</b>	<b>VENTAS</b>
Media	-0,0066	0,0232	0,0009	0,0055	1,0103
Des. Estándar	0,0712	0,0664	0,0659	0,0083	0,0427
Sesgo	0,1977	-0,0339	0,4404	-0,5200	0,1411
Curtosis	3,0926	2,9934	3,2755	3,6650	2,5465
Jarque-Bera	0,6252	0,0033	2,0942	6,9206	1,2962
Probabilidad	0,7315	0,9984	0,3510	0,0314	0,5230
<b>Observaciones</b>	91	17	59	109	109

Fuente: Cálculos propios con base en información obtenida de la Bolsa de Valores de Colombia

La gran diferencia observada entre los rendimientos de los activos riesgosos, así como la caída en el rendimiento de los TES a mediados de 2001, explican las diferentes primas de riesgo encontradas (Cuadro 2). Es así, como para el período comprendido entre Diciembre de 1993 y Junio de 2001, se encuentra una prima de riesgo de -14,88% e.a. para el IBB, del 27.53% e.a. para el IGBC entre agosto de 2001 y diciembre de 2002 y del -5.97% e.a. para el IRCD entre febrero de 1998 y diciembre de 2002. sin embargo, se debe tener en cuenta que si se excluyen los últimos tres meses de 2002, dada a gran volatilidad que presentaron los precios de las acciones, la prima de riesgo pasa de 27.53% e.a. a 9.57% e.a. para el IGBC y de -5.97% e.a. a -11.34% e.a. para el IRCD.

Es importante resaltar que en orden de magnitud, estas primas de riesgo son muy inferiores a las encontradas en países desarrollados (a diferencia de la prima de riesgo encontrada para el IGBC), que en promedio fluctúan entre el 4% y el 7% e.a. (Mehra, 2002) y países en vía de desarrollo como Chile, donde la prima de riesgo se encuentra alrededor del 11% e.a. (Opazo, 1998). Además las primas de riesgo negativas, presentadas para el IBB e IRCD, contradicen, totalmente, la teoría que explica el intercambio entre riesgo y rendimiento. Es importante resaltar que la necesidad de financiamiento del sector público colombiano, durante la segunda mitad de la década del 90, generó un aumento en las tasas de rendimiento

ofrecidas por los TES, las cuales superaron ampliamente el ofrecido por las acciones. (Arbeláez; Zuluaga y Guerra, 2002)

**Cuadro 2**

**Prima de Riesgo Promedio para el Mercado Bursátil Colombiano**

Período	Variable	Tasa Real Mensual*	Tasa Real Anual*
Dic 93 - Jun 01	IBB	-0,66	-7,59
	TES B	0,59	7,29
	<b>PRIMA DE RIESGO</b>	<b>-1,24</b>	<b>-14,88</b>
Ag 01 - Dic 02	IGBC	2,32	31,70
	TES B	0,34	4,17
	<b>PRIMA DE RIESGO</b>	<b>1,98</b>	<b>27,53</b>
Feb 98 - Dic 02	IRCD	0,09	1,05
	TES B	0,57	7,02
	<b>PRIMA DE RIESGO</b>	<b>-0,48</b>	<b>-5,97</b>

\*Valores porcentuales

Fuente: Cálculos propios con base en información obtenida de la Bolsa de Valores de Colombia

Como se mostraba anteriormente, los modelos que intentan explicar el enigma de la prima de riesgo, utilizan la variable consumo per capita como proxy del comportamiento del inversionista representativo frente a la decisión consumo-inversión. En este estudio, se usó un índice de ventas de comercio al por menor (ventas) como proxy de la serie de consumo, debido a que se considera que esta serie puede caracterizar mejor el comportamiento del agente que invierte en bolsa. Las inversiones realizadas en el mercado de capitales colombiano son llevadas a cabo, casi en su totalidad, por empresas y no por personas naturales, sumado a ésto, existe un alto grado de concentración de la propiedad accionaria.<sup>9</sup>

<sup>9</sup> En el estudio de Opazo (1998) para el mercado chileno se usa esta misma serie de ventas como proxy del consumo del agente representativo.

## Estimación de los Modelos

Como se explicaba anteriormente, el valor de la prima de riesgo según la teoría de fijación del precio de los activos, está determinada por la covarianza entre el activo riesgoso y la utilidad marginal del consumo del agente representativo. Si la covarianza entre un activo riesgoso y el consumo del agente es positiva, entonces, la covarianza entre este activo y la utilidad marginal del consumo será negativa, lo cual significa que el activo debe tener una prima de riesgo positiva, es decir, debe tener un rendimiento esperado mayor para que sea atractiva para el inversionista. El enigma de la prima de riesgo radica en que el valor de la covarianza encontrada entre los activos riesgosos y la serie de consumo es muy baja, como para justificar las primas de riesgo encontradas en los mercados financieros mundiales.

En los cuadros 3 al 8 se puede observar el valor de la covarianza y la correlación entre los activos riesgosos (IBB, IGBC e IRCD) y la serie Ventas, proxy del consumo. A pesar de que estos coeficientes son positivos, sus valores son muy bajos como para justificar la existencia de una prima de riesgo alta en el mercado bursátil colombiano. Tampoco puede decirse que esta covarianza aumente significativamente cuando se rezaga tres, seis o doce periodos la serie ventas. (Anexo C).

**Cuadro 3**  
**Matriz de Correlación IBB**  
1993.12 - 2001.06

	<b>IBB</b>	<b>TES</b>	<b>VENTAS</b>
<b>IBB</b>	1.000	-0.1657	0.0046
<b>TES</b>	-0.1657	1.0000	-0,1233
<b>VENTAS</b>	0.0046	-0.1233	1.0000

**Cuadro 4**  
**Matriz de Correlación IGBC**  
2001.8 - 2002.12

	<b>IGBC</b>	<b>TES B</b>	<b>VENTAS</b>
<b>IGBC</b>	1.000	-0.3216	0.0958
<b>TES B</b>	-0.3216	1.0000	0,2167
<b>VENTAS</b>	0.0958	0.2167	1.0000

**Cuadro 5**  
**Matriz de Correlación IRCD**  
1998:02 - 2002:12

	<b>IRCD</b>	<b>TES B</b>	<b>VENTAS</b>
<b>IRCD</b>	1.000	-0.0695	0.0048
<b>TES B</b>	-0.0695	1.0000	-0,0802
<b>VENTAS</b>	0.0048	-0.0802	1.0000

**Cuadro 6**  
**Matriz de Varianzas - Covarianzas IBB**  
1993.12 - 2001.06

	<b>IBB</b>	<b>TES</b>	<b>VENTAS</b>
<b>IBB</b>	0.005007	-0.000104	0.00001
<b>TES</b>	-0.000104	0,00008	-0.00005
<b>VENTAS</b>	0.00001	-0.00005	0.001868

**Cuadro 7**  
**Matriz de Varianzas - Covarianzas IGBC**  
2001.8 - 2002.12

	<b>IGBC</b>	<b>TES B</b>	<b>VENTAS</b>
<b>IGBC</b>	0.004154	-6.81E-05	0.000243
<b>TES B</b>	-0.00007	0.00001	0,00003
<b>VENTAS</b>	0.000243	0.00003	0.001544

**Cuadro 8**  
**Matriz de Varianzas - Covarianzas IRCD**  
1998:02 - 2002:12

	<b>IRCD</b>	<b>TES B</b>	<b>VENTAS</b>
<b>IRCD</b>	0.005136	-0.00004	0.00001
<b>TES B</b>	-0.00004	0.00007	-0,00003
<b>VENTAS</b>	0.00001	-0.00003	0.001711

De hecho como se muestra anteriormente estas primas de riesgo son negativas en términos reales para la serie IBB e IRCD, y disminuye ampliamente para la serie IGBC si se suprimen los rendimientos generados en los últimos tres meses del 2002.

Los bajos rendimientos encontrados para los índices bursátiles (incluso negativos en términos reales), así como las bajas covarianzas entre la serie proxy del consumo y los rendimientos de los activos riesgosos, sugieren que el agente que invierta en el mercado de valores colombiano debe tener un coeficiente de aversión al riesgo cercano a cero.

En los cuadros 9, 10 y 11 se presentan las estimaciones realizadas del coeficiente de aversión al riesgo por los modelos CRRA y de Formación del Hábito. Se usaron diferentes valores de Beta y de Lambda en las estimaciones con el objetivo de comparar los resultados. El valor del Beta es un factor de descuento que los agentes aplican a la utilidad derivada del consumo futuro, su valor está entre cero y uno, ya que los agentes que tienen una senda de consumo estable desean transferir consumo del futuro al presente (por medio de deuda) Sin embargo, según la evidencia encontrada en los estudios realizados sobre el enigma de la

**Cuadro 9**  
**Coeficiente de Aversión al Riesgo para el Modelo CRRA**

Serie	Beta	Alpha*	T-stat	T-stat
			Condición de Euler 1	Condición de Euler 2
IBB	0,9	12	-1.0777 (0.2840)	-1.6610 (0.1001)
	0,99	3,8	-1.5347 (0.1283)	-1.6590 (0.1005)
	<b>0,9999</b>	<b>0,303</b>	<b>-1.6180</b> <b>(0.1091)</b>	<b>-1.6612</b> <b>(0.1001)</b>
IGBC	0,9	9.75	1.1630 (0.2608)	-1.7376 (0.1003)
	0,99	1.4	1.1995 (0.2467)	-1.7377 (0.1005)
	<b>0,9999</b>	<b>0,002</b>	<b>1.2076</b> <b>(0.2437)</b>	<b>-1.7376</b> <b>(0.1003)</b>
IRCD	0,9	12,76	1.0324 (0.3060)	-1.6683 (0.1005)
	0,99	4,3	1.2057 (0.2430)	-1.6688 (0.1005)
	<b>0,9999</b>	<b>0,219</b>	<b>1.3125</b> <b>(0.1944)</b>	<b>-1.6699</b> <b>(0.1002)</b>

\*El valor Alpha ( $\alpha$ ) representa el coeficiente de aversión al riesgo  
En paréntesis y cursiva el p-valor para una distribución t de dos colas.

prima de riesgo, entre ellos Kocherlakota, consideran que sólo valores mayores a 0.9 pueden explicar realmente el comportamiento de los agentes hacia el riesgo.

En el primer cuadro se presentan los resultados obtenidos para el coeficiente de aversión al riesgo a partir de la estimación de las dos condiciones de Euler obtenidas a partir del modelo CRRRA para valores de Beta de 0.9, 0.99 y 0.9999 que aceptan la hipótesis nula que la serie de errores generada por el modelo es cero con un nivel de confianza del 90%.

Con un Beta menor o igual a 0.9 los valores obtenidos para el coeficiente de aversión al riesgo son muy grandes y por lo tanto, se considera que no proporcionan una explicación adecuada del comportamiento del agente representativo colombiano. Estos resultados son congruentes con la evidencia presentada en Kocherlakota, a la que nos referimos anteriormente y que muestra que este valor de Beta no permite una aproximación real al coeficiente de aversión al riesgo.

Por lo tanto, se realizó la estimación para Betas de 0.99 y de 0.9999, para estos valores se obtienen coeficientes de aversión menores. Sin embargo, se considera que la mejor aproximación es la obtenida por el mayor Beta, para el cual los coeficientes de aversión son de 0.303, 0.002 y 0.219 para el IBB, IGBC e IRCD respectivamente.

Para el modelo de Formación del Hábito, se usaron valores de Beta de 0.99 y 0.9999 combinados con valores de Lambda de 0.1, 0.2 y 0.8. El valor de lambda representa el porcentaje del consumo del agente que se mantiene constante de un mes al otro. Se considera que el valor de lambda de 0.8 es el que mejor explica la conducta del agente colombiano. Debido a que, como se observa en el cuadro 12, la desviación estándar de la serie consumo real per cápita, así como del crecimiento de la serie ventas desestacionalizada son de 2.84% y 4.23% como porcentaje de la media respectivamente, por lo tanto, se considera que esta serie es muy constante en el tiempo.

Para un Beta de 0.99 y un lambda de 0.8 el coeficiente de aversión al riesgo es de 0.016, 0.009 y 0.014 para el IBB, IGBC e IRCD respectivamente. Para un Beta de 0.9999 y el mismo lambda se obtienen coeficientes de 0.021, 0.001 y 0.014 respectivamente.

**Cuadro 10**  
**Coefficiente de Aversión al Riesgo para el Modelo Formación del Hábito**  
**Con Beta = 0.99**

<b>Serie</b>	<b>Beta</b>	<b>Lambda</b>	<b>Alpha*</b>	<b>T-stat Condición de Euler 1</b>	<b>T-stat Condición de Euler 2</b>
<b>IBB</b>	0,99	0,1	2,378	-1.7353 (0.0861)	-1.6616 (0.1001)
		0,2	1,227	-1.6926 (0.0939)	-1.6617 (0.1000)
		<b>0,8</b>	<b>0,016</b>	<b>-1.6426</b> <b>(0.1039)</b>	<b>-1.6396</b> <b>(0.1045)</b>
<b>IGBC</b>	0,99	0,1	1.129	1.042 (0.3128)	-1.7458 (0.1000)
		0,2	0.582	1.0328 (0.3170)	-1.7455 (0.1001)
		<b>0,8</b>	<b>0,009</b>	<b>1.0162</b> <b>(0.3246)</b>	<b>-1.7426</b> <b>(0.1006)</b>
<b>IRCD</b>	0,99	0,1	2,715	-1.2282 (0.2242)	-1.6715 (0.1000)
		0,2	1,288	-1.2348 (0.2230)	-1.6771 (0.1001)
		<b>0,8</b>	<b>0,014</b>	<b>-1.2548</b> <b>(0.2145)</b>	<b>-1.6581</b> <b>(0.1027)</b>

\*El valor Alpha ( $\alpha$ ) representa el coeficiente de aversión al riesgo.  
 En paréntesis y cursiva el p-valor para una distribución t de dos colas.

Como se puede observar el coeficiente de aversión al riesgo para el agente representativo colombiano se encuentra entre 0.303 y 0.016 para el IBB, entre 0.009 y 0.001 para el IGBC y entre 0.219 y 0.014 para el IRCD. Sin embargo, debido a la existencia de pocos datos para la serie IGBC, así como a la gran volatilidad que presenta para los últimos meses de 2002, se considera que la estimación más aproximada del coeficiente de aversión es la reportada para los índices IBB e IRCD que muestran un máximo de 0.303 y un mínimo de 0.014.

Estos coeficientes son muy bajos si se comparan con los niveles que tradicionalmente se usan en los modelos económicos los cuales fluctúan alrededor

**Cuadro 11**  
**Coefficiente de Aversión al Riesgo para el Modelo Formación del Hábito**  
**Con Beta = 0.9999**

Serie	Beta	Lambda	Alpha	T-stat Condición de Euler 1	T-stat Condición de Euler 2
<b>IBB</b>	0,9999	0,1	0.274	-1.6348 (0.1055)	1.6539 (0.1016)
		0,2	0.248	-1.6362 (0.1052)	1.6551 (0.1013)
		<b>0,8</b>	<b>0.021</b>	<b>-1.6498</b> <b>(0.1024)</b>	<b>1.6480</b> <b>(0.1028)</b>
<b>IGBC</b>	0,9999	0,1	0.001	1.0159 (0.3247)	1.2374 (0.2337)
		0,2	0.001	1.0159 (0.3247)	1.2373 (0.2338)
		<b>0,8</b>	<b>0.001</b>	<b>1.0165</b> <b>(0.3244)</b>	<b>1.2717</b> <b>(0.2332)</b>
<b>IRCD</b>	0,9999	0,1	0.187	-1.1832 (0.2422)	1.6674 (0.1008)
		0,2	0.170	-1.1902 (0.2395)	1.6642 (0.1004)
		<b>0,8</b>	<b>0.014</b>	<b>-1.1923</b> <b>(0.2387)</b>	<b>1.6642</b> <b>(0.1014)</b>

\*El valor Alpha ( $\alpha$ ) representa el coeficiente de aversión al riesgo.  
 En paréntesis y cursiva el p-valor para una distribución t de dos colas

**Cuadro 12**  
**Estadísticos Serie Consumo y Proxy Serie Consumo**

	Consumo Real* 1994.1 – 2002.4	Proxy Consumo(Ventas)** 1993.12 –2002.12
Media	625.164,6	1,0103
Máximo	665.767,5	1,1160
Mínimo	584.521,4	0,9041
Desv. Est.	17.774,2	0,0427
Sesgo	0,0524	0,1411
Kurtosis	3,2346	2,5465

de 6. Sin embargo, estos valores son congruentes con los bajos rendimientos reportados por los índices bursátiles, así como por la baja covarianza existente entre estos rendimientos y la serie proxy del consumo del agente representativo. Indicando que el agente que invierte en la bolsa de valores colombiana tiene un coeficiente de aversión al riesgo tan bajo, que se podría considerar casi neutral al riesgo, es decir, le importa solo el rendimiento de su inversión y tiene muy poco en cuenta el riesgo asociado a ésta.

## CONCLUSIONES

La evidencia empírica muestra que para el mercado bursátil colombiano no existe un enigma de la prima de riesgo para las acciones, en el período comprendido entre diciembre de 1993 y diciembre de 2002, para ninguno de los activos riesgosos analizados. Por el contrario, se encuentran valores para la prima de riesgo negativos en términos reales para el IBB, IRCD y muy bajos para el IGBC suprimiendo para este último los rendimientos de los tres últimos meses del 2002 cuando se presentó una gran volatilidad de la serie.

Estas primas de riesgo asociadas a bajos rendimientos de los activos riesgosos y altas rentabilidades presentadas por los TES, así como la baja covarianza entre la serie proxy del consumo y los rendimientos de los activos riesgosos explican los bajos niveles de aversión al riesgo para el agente representativo colombiano estimados por los modelos.

Estos resultados indican, que de acuerdo a la estructura de rendimientos del mercado, el agente que invierte en la bolsa de valores colombiana es muy poco averso al riesgo, incluso casi neutral, es decir, que solo le importa el rendimiento de la inversión sin tener en cuenta el riesgo asociado a ésta.

Por otra parte, la relación riesgo-rendimiento explicada por la teoría económica parece no cumplirse en el mercado de valores, debido a que los activos considerados en la teoría económica como libres de riesgo en muchos períodos presentan rendimientos iguales o superiores a los reportados por los activos riesgosos. Sin embargo, otra posible explicación a este comportamiento es que los títulos de deuda pública de corto plazo emitidos por el gobierno colombiano no son realmente activos libres de riesgo, este hecho explica las altas tasas de rendimiento ofrecidas a los agentes.

El auge de la deuda pública interna en la década del 90, como consecuencia de los grandes déficit fiscales experimentados por el gobierno y el difícil acceso a la financiación externa, obligaron al gobierno a ofrecer rendimientos muy altos, iguales o superiores para la mayor parte del período analizado a los rendimientos presentados por los índices accionarios que generaron un efecto expulsión de la inversión en acciones. Esto llevó a un decrecimiento del mercado accionario con relación a décadas pasadas y a una disminución en sus rendimientos.

El desplazamiento de la inversión en acciones por títulos de deuda pública sugiere que estos últimos pueden no ser considerados activos libres de riesgo, y por lo tanto, es posible que este hecho sea una causa importante del bajo coeficiente de aversión al riesgo encontrado para el agente colombiano. Por lo tanto, podría pensarse que la decisión de inversión del agente representativo no es invertir en acciones o en TES, sino entre TES de largo plazo o TES de corto plazo, considerando los primeros como activos riesgosos. Lo que podría sugerirse para posibles estudios relacionados con la prima de riesgo en Colombia.

Sin embargo, los resultados encontrados constituyen una buena aproximación al comportamiento de los agentes, debido a que la baja covarianza existente entre la serie proxy del consumo y los rendimientos de los índices bursátiles permiten concluir que el inversionista colombiano tiene un bajo coeficiente de aversión al riesgo.

## **BIBLIOGRAFÍA**

ARBELÁEZ, María Angélica; ZULUAGA, Sandra y GUERRA Maria Lucía. El Mercado de Capitales Colombiano en los Noventa y las Firmas Comisionistas de Bolsa. Fedesarrollo. Bogotá: Alfaomega, 2002. 157 p.

BANCO DE LA REPÚBLICA. Bases de datos sector financiero. <http://www.banrep.gov.co>. 2003.

BLANCHARD, Oliver J. Movements in the Equity Premium. *Booking Papers on Economic Activity*. 1993, Vol. 3(2), p. 75 – 118.

BOLSA DE VALORES DE COLOMBIA. Cotizaciones de índices bursátiles y títulos TES B. 2003

- CÁRCAMO, Karen y CORREA, Nelson. ¿Existe el Puzzle del Premio al Riesgo en Chile?. Documento de Trabajo No. 3. Universidad de Concepción, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Chile. 1999.
- CONSTANTINIDES, G.M., DONALDSON, J.B y MEHRA, R. Junior Can't Borrow: A New Perspective on the Equity Premium Puzzle. *Quarterly Journal of Economics*. 2002, vol. 17, p. 269-96.
- \_\_\_\_\_. Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle. *The Journal of Political Economy*. 1990, Vol. 98 (3) p. 519-43.
- DEMIRGUC-KUNT, Asli and LEVINE, Ross. *Bank-Based and Market-Based Financial Systems: Cross-Country Comparisons*. 1999.
- ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. 1995.
- EPSTEIN, L.G. and ZIN, S.E. Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns II: An Empirical Analysis. *The Journal of Political Economy*. 1991, Vol. 99 (2), p. 263-86.
- FAMA, E. and FRENCH K. *The Equity Premium*. Working paper. The University of Chicago Graduate School of Business. 2000.
- FORMARI, Fabio. *The Size of the Equity Premium*. Banca d'Italia, Economic Research Department. 2002.
- FRANK, Robert H. *Microeconomics and Behaviour*. Second Edition. New York: Mc Graw-Hill. 1994.
- GORDO, G. Miguel Alfonso y MOJICA, Jairo. El Mercado de Capitales, ¿Instrumento para Democratizar la Propiedad?. *Economía Colombiana y Coyuntura Política*. Junio de 2002, p. 40- 47.
- KOCHERLAKOTA, Narayana.R. The Equity Premium: It's Still a Puzzle. *Journal of Economic Literature*. 1996, Vol. 34, p. 42-71.
- LUCAS, Robert. Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*. 1978, vol. 46: 1429-45.
- MEHRA, Rajnish. *The Equity Premium: Why is it a Puzzle?*. *Financial Analysts Journal*. (Forthcoming) 2002.

\_\_\_\_\_ The Equity Premium Puzzle. A chapter in *Mastering Investments*. Prentice Hall. 2002.

\_\_\_\_\_ and PRESCOTT, P. The Equity Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*. 1985, Vol. 15, p. 145-61.

MINISTERIO DE HACIENDA, BANCO MUNDIAL y FEDESARROLLO. Misión de Estudios del Mercado de Capitales, Informe Final. Mayo de 1996.

MINISTERIO DE HACIENDA Y CREDITO PÚBLICO. Documento: Evolución de los TES. <http://www.minhacienda.gov.co/>. 2003.

OPAZO, Luis A. Evaluación Comparada de Modelos de Valoración de Activos: El Caso del Premio Accionario en Chile. *Revista de Análisis Económico*. Chile, 1998, Vol. 13 (2) p. 53-80.

OYARZÚN, Carlos. Sobre la Controversia del Premio al Riesgo: Estados de Crash, Cambio Estructural, Aversión al Riesgo e Irracionalidad, Universidad de Concepción, Chile; Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Documento de Trabajo No. 1; 1999.

PAVLOV Borislav. The Equity Premium Puzzle: Can Income Help?. *Limburgs Institute of Financial Economics; University of Maastricht; www.fdewb.unimaas.nl/finance/faculty*. 2002.

SHILLER, Robert and SIEGEL, Jeremy. Movements in the Equity Premium. *Comments and Discussion. Booking Papers on Economic Activity*. 1993. Vol. 13 (2), p. 119-138.

SIEGEL, Jeremy. *Stocks for the Long Run*, 2 ed. New York, 1998.

SUPERINTENDENCIA DE VALORES. Bases de datos mercado accionario. <http://www.supervalores.gov.co/>. 2003.

VARIAN, Harl R. *Análisis Microeconómico*. Tercera edición. Antoni Bosch editor. Barcelona, 1992.

WEIL, Philippe. The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle. *NBER Working Papers Series*. 1989, Working Paper No. 2829.

WELCH, Ivo. Views of Financial Economists on the Equity Premium and on Professional Controversies. *The Journal of Business*. 2000, Vol. 73 (4), p. 501-537.

## **ANEXO A**

### **Descripción de los Datos**

Serie rendimiento promedio real del activo libre de riesgo:

En el presente estudio se emplea como proxy del retorno del activo libre de riesgo, el rendimiento real del promedio mensual de las cotizaciones diarias de TES B a 360 días en el mercado secundario.

Éstos datos fueron obtenidos de los informes diarios de la Bolsa de Bogotá, desde diciembre de 1993 hasta Junio de 2001; y de la Bolsa de Colombia, desde julio de 2001 hasta septiembre de 2002. Para los meses de octubre, noviembre y diciembre de 2002, se utilizaron datos del SEN (sistema Electrónico de Negociación del Banco de la República).

Se usaron los títulos TES B a 360 días, como proxy del activo libre de riesgo, debido a que ésta es la serie con menor plazo que se transó para todo el período analizado en el mercado secundario,<sup>10</sup> y que por lo tanto se supone, permite eliminar los riesgos de inflación, de liquidez y crediticio.

Serie rendimiento promedio real del activo riesgoso:

Para el activo riesgoso se utilizaron tres series diferentes con el objetivo de abarcar el mayor período de tiempo y establecer un criterio de comparación de los resultados. Para el período comprendido entre diciembre de 1993 y junio de 2001, se utilizó el rendimiento promedio real mensual del Índice de la Bolsa de Bogotá (IBB). A partir de agosto de 2001 hasta diciembre de 2002, el rendimiento promedio real mensual del Índice de la Bolsa de Colombia (IGBC).

Por último, con el objetivos de abarcar un período a partir del cual se pudiese integrar los retornos generados tanto en la Bolsa de Bogotá como en la Bolsa de Colombia y considerar el pago de dividendos en el cálculo del rendimiento final de las acciones, se construyó, para el período comprendido entre febrero de 1998 y diciembre de 2002<sup>11</sup>, un índice al que se denominó IRCD (Índice de Rentabilidad

---

<sup>10</sup> Los TES B a 90 días son los títulos de menor plazo transados en el país, sin embargo, no son activos muy transados en el mercado y por lo tanto, no fue posible usar esta serie para este estudio.

<sup>11</sup> El IRCD es construido a partir de 1998 debido a que a partir de este período se encuentra información de dividendos para todas las acciones que componen el portafolio.

con Dividendos), compuesto por un portafolio de 15 acciones de alta bursatilidad. (En el Anexo B se explica la construcción de este índice).

Serie proxy del consumo del agente representativo:

Como proxy del consumo se utilizó el Índice de Valor del Total de Ventas del Comercio al Por Menor, a precios corrientes del total sector sin combustibles, base promedio 1999. Estos datos fueron obtenidos del DANE de la muestra mensual de comercio al por menor, para el período comprendido entre diciembre de 1993 y diciembre de 2002.

Todas las series fueron expresadas en términos reales usando la serie del IPC mensual base 1998 (Diciembre de 1998=100) publicada por el Banco de la República en su página web.

## **ANEXO B**

### **Construcción del Índice de Rentabilidad con Dividendos (IRCD)**

El IRCD fue construido para un portafolio de 15 acciones de alta bursatilidad<sup>12</sup> para el período comprendido entre febrero de 1998 y diciembre de 2002.

Se obtuvieron los precios diarios cotizados para cada acción y se calculó un precio promedio mensual. Adicionalmente, mediante la información de los dividendos anuales decretados para cada acción, se calculó el valor del dividendo correspondiente mensual.<sup>13</sup>

Asignando a cada activo la misma participación dentro de un portafolio inicial de 1000 millones de pesos, se calculó para el primer mes el número de acciones a comprar de cada activo de acuerdo a su precio inicial. Así:

---

<sup>12</sup> Las acciones usadas fueron: Banco de Bogotá, Bancolombia, Bavaria, Carton de Colombia, Cementos Argos, Cementos del Caribe, Cementos Paz del Río, Coltabaco, Compañía Nacional de Chocolates, Corfivalle, Fabricato, Industrias Alimenticias Noel, Mineros de Antioquia, Suramericana y Carulla.

<sup>13</sup> 1998 y posteriormente de la página web de la Bolsa de Valores de Colombia.

$$n_{it} = (1/N * P_0) / S_{it}$$

Donde  $n_{it}$  es el número inicial de acciones en el período t para el activo i, N = es el número de activos (en este caso 15),  $P_0$  =valor del portafolio inicial (1000 millones de pesos),  $S_{it}$  =precio para el período t del activo i.

Con el número inicial de acciones para el primer mes se calculó para el resto del período el valor de la inversión en cada activo ( $I_{it}$ ) así:

$$I_{it} = n_{it} * (S_{it} + D_{it})$$

Donde  $D_{it}$  es el valor del dividendo para el período t del activo i.

Finalmente , se calculó el valor del portafolio para cada mes mediante la sumatoria del valor invertido en cada uno de los 15 activos. Para este valor se calculó la rentabilidad mensual, y posteriormente se pasó a términos reales con el IPC base diciembre de 1998.

## ANEXO C

### Matriz de Covarianzas Serie Ventas para Varios Períodos de Rezago

#### MATRIZ DE COVARIANZAS

	Periodos de Rezago	IBB	IGBC	IRCD
<b>VENTAS</b>	A nivel	0,000014	0,000243	0,000110
	Tres periodos	-0,000121	-0,000568	0,000070
	Seis periodos	0,000090	0,000697	0,000155