

**METODOLOGÍA DE CÁLCULO PARA LA TASA DE COSTO DE  
CAPITAL EN SECTORES REGULADOS: APLICACIÓN A LA  
INDUSTRIA DE DISTRIBUCIÓN DE GAS**

**Eduardo Walker\***  
**Profesor Titular**  
**Escuela de Administración**  
**Pontificia Universidad Católica de Chile**  
**Santiago, 28 de Septiembre de 2006**

---

\* Agradezco el valioso trabajo y el estupendo apoyo de Martín Osorio. Las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva del autor.

## 1 **Introducción y resumen**

El trabajo presentado a continuación representa una actualización y ampliación de algunos aspectos del trabajo de Walker (2003).

- a) En primer lugar, se presenta una discusión sobre la tasa libre de riesgo pertinente. Se concluye que debe usarse tasas de interés de relativamente largo plazo spot vigentes al momento de realizarse la fijación de tarifas.
- b) Luego se presenta una revisión exhaustiva de la literatura sobre el premio por riesgo. Este es un tema arduamente debatido en la literatura. Las mejores estimaciones *incondicionales* (a nuestro juicio) sobre el premio por riesgo internacional lo sitúan en torno a 4 por ciento con respecto a bonos de largo plazo.
- c) A continuación se analiza y presenta modelos de valoración de activos internacionales. Se destaca que en Chile y América Latina en general hay un proceso de integración creciente con los mercados globales. Esto, unido a los resultados de estudios académicos recientes, permiten concluir que un modelo tipo CAPM mundial de un solo factor representa hoy en día una mejor aproximación de lo que solía ser tan solo algunos años atrás. Sin embargo se reconoce de todos modos la necesidad de un ajuste a las tasa de descuento por riesgo país. Se arguye que la transformación de una rentabilidad esperada en dólares a moneda local debe hacerse sumando el premio por riesgo *con respecto al bono soberano chileno* a la tasa de interés en moneda local. Los ajustes llevan a que el premio por riesgo accionario local sea del orden de 5,4 por ciento, *con respecto a tasas locales de largo plazo*.
- d) La siguiente sección se aboca a discutir formas alternativas de estimar betas para empresas reguladas.
  - Para betas patrimoniales, dado que en la mayoría de los casos dichas empresas no se transan en mercados locales, se propone la estimación de betas para empresas similares en el extranjero.
  - Luego se propone una metodología para estimar betas de deuda. En resumen, esta consiste en estimar, ajustando por probabilidades de quiebra y tasa de recuperación, el premio por riesgo implícito en los bonos. El beta de la deuda se estima como la razón entre dicho premio por riesgo y el premio por riesgo del mercado accionario mundial.
  - El Beta promedio ponderado de los activos se obtiene de ponderar por la importancia del patrimonio económico y de la deuda en la estructura de capital. El beta de activos se “importa” como si fuera un parámetro técnico.
- e) Finalmente, con el beta de activos estimado en (d), el premio por riesgo de (c), y la tasa libre de riesgo de (a), se puede determinar la tasa de costo de capital.

- f) La última sección presenta una aplicación a la industria del gas. Esta tiene un beta de activos en torno a 0,54, lo que implica una tasa de costo de capital de activos de 6,2%.

## **2 Tasa libre de riesgo**

### **2.1 Libre de riesgo**

Para un activo libre de riesgo hay certeza respecto de los pagos que realizará. Por consiguiente, éste debe cumplir con la condición fundamental de ausencia de “riesgo de no-pago” (*default*) asociado a sus flujos. Esto implica que en la práctica se consideren instrumentos de renta fija respaldados por el estado, ya que éste tiene la capacidad de emitir dinero para cumplir con sus compromisos. Sin embargo, puede existir cierto riesgo residual de no pago, incluso para el caso de Chile, tal como lo juzgan las agencias internacionales de clasificación de riesgo. Hoy el riesgo de no pago asignado a Chile sería pequeño, y un bono emitido por el estado de Chile en moneda local (indexada) sería lo más parecido que existe a un activo libre de riesgo desde el punto de vista de un inversionista local.

### **2.2 Horizonte de inversión**

Sin embargo un activo puede ser prácticamente libre de riesgo de no pago y al mismo tiempo ser riesgoso desde el punto de vista de un inversionista en particular. Esto ocurre cuando hay descalce entre el perfil de los flujos de caja del portafolio de bonos que se compra y la estructura de los flujos de los pasivos o flujos deseados para el consumo del inversionista. Por ejemplo, si se desea generar un ingreso estable a largo plazo debería comprarse un bono emitido por el estado con estructura de flujos similar a una anualidad. En evaluación de proyectos, la tasa de interés base libre de riesgo debería corresponder a la de un bono con estructura de pagos similar a la esperada del proyecto que se evalúa, utilizando el principio del portafolio imitador. En la práctica, esto puede traducirse en utilizar instrumentos libres de riesgo, en unidades indexadas a la inflación (UF), que tengan una “Duración” (de Macaulay) similar a la de los flujos de caja del proyecto en cuestión. Dado que en este caso los proyectos corresponden a empresas de servicio público con alta inversión en infraestructura, sus horizontes de evaluación son de largo plazo.

En consecuencia, estos criterios apuntan a utilizar la tasa de bonos de largo plazo del estado como tasa libre de riesgo, a pesar de que se espera que dichas tasas ya incluyan un pequeño premio por riesgo.<sup>1</sup> De la variedad de instrumentos del estado de Chile disponibles en el mercado, los que son típicamente utilizados como referencia son aquellos emitidos por el Banco Central, debido a la mayor profundidad en sus transacciones. Por lo tanto, como criterio general es recomendable adoptar como tasa libre de riesgo para el cálculo de la tasa de costo de capital la tasa interna de retorno ofrecida por un instrumento reajutable emitido por el Banco Central de Chile de relativo largo plazo. En particular, un buen instrumento de referencia para tasa libre de riesgo es el bono BCU de 10 años plazo, tomando en cuenta la vida larga útil promedio de los

---

<sup>1</sup> Específicamente, las tasas de interés en moneda local de papeles del estado en Chile incluyen premios por riesgo cambiario y país.

activos de las empresas de servicio públicos sometidos a regulación tarifaria y considerando, además, que la tasa de interés de estos bonos es una referencia importante en el mercado como tasa de mediano a largo plazo, por sus volúmenes de transacción. En efecto, la Duración de Macaulay de los BCU de 10 años (madurez económica promedio) es de alrededor de 8 años, siendo similar a la Duración de un instrumento que paga flujos de caja reales semestrales iguales durante 20 años.<sup>2</sup> Pese a que los activos de las empresas reguladas podrían tener una vida útil incluso mayor, lo importante no es el plazo final sino la Duración económica de los proyectos. Un proyecto con pagos mensuales iguales reales fijos durante 40 años tiene una duración económica de 12,7 años suponiendo una tasa de descuento (de activos) del 6,2%. Podría entonces pensarse en un instrumento de mayor plazo, para obtener un calce más exacto con la duración económica de los proyectos, utilizando el BCU de 20 años plazo, por ejemplo. Sin embargo, hay dos argumentos que hacen más recomendable el uso de un instrumento más corto como tasa libre de riesgo de referencia. Primero, los procesos tarifarios son llevados a cabo, en general, cada 5 años, por lo que las tarifas son corregidas frente a variaciones de tasas (y otras variables). Es decir, al reajustarse las tarifas en conformidad con las variaciones de las tasas de interés cada cinco años (como si fuera un papel de tasa flotante), no es correcto calcular la duración del proyecto con flujos fijos por 40 años. Esto hace que se reduzca la duración económica de los proyectos de las industrias reguladas. Segundo, el mercado de los BCU 20 es menos profundo, y su tasa puede ser menos confiable. Una solución intermedia entonces es utilizar el BCU 10, con duración económica de alrededor de 8 años.

### **2.3 Horizonte económico de inversión con revisiones periódicas de tarifas**

Sin embargo, con respecto a la relación entre la tasa libre de riesgo y el plazo de revisión de tarifas existe una línea alternativa de argumentación que permite establecer que, en efecto, al realizarse ajustes periódicos a las tarifas de las empresas reguladas, la duración económica de los proyectos de concesión se reduce sustancialmente. El razonamiento permite concluir que debería utilizarse un plazo igual al que media entre fijaciones tarifarias sucesivas, puesto que las tarifas se ajustarán a las condiciones de tasas de interés vigentes en dicho plazo. El principio financiero que hay tras este argumento es que un bono de tasa flotante, para el que periódicamente se fija la tasa que paga en su nivel “justo”, se venderá en el 100 por ciento de su valor par, independientemente de su plazo final de vencimiento. Por el contrario, si se usa una tasa de mayor plazo, en principio se le dará una ganancia adicional al concesionario, en la medida que las tasas de mayor plazo sean mayores. Es por lo tanto interesante notar que desde el punto de vista económico, al volver a fijar las tarifas cada 5 años, la madurez económica efectiva de la concesión es de 5 años, aunque el plazo final sea de 40 años, por ejemplo, al igual que en el caso de un bono de tasa flotante, donde su plazo final de vencimiento no es importante si periódicamente se fija a nivel de mercado la tasa de interés que paga (para mayores antecedentes, ver la demostración técnica en el Anexo 1). Entonces, según este

---

<sup>2</sup> La Duración de Macaulay del BCU 10 a las tasas de mercado vigente es 8.1. La de un proyecto con 20 pagos semestrales iguales es ligeramente mayor, de 9 años.

argumento, la tasa de interés de un BCU 10 sería de hecho mayor a la que en rigor corresponde utilizar.

## 2.4 Valor de tasa

El valor de la tasa del instrumento escogido debe corresponder al último valor de mercado a la fecha de referencia del estudio de la tasa de costo de capital, puesto que dicho valor efectivamente representa el costo de oportunidad pertinente a esa fecha, conforme a la definición de costo de capital. Cabe destacar que la determinación de la tasa libre de riesgo en base a proyecciones especulativas, provenientes de encuestas o de la opinión de analistas, respecto de la variación de la tasa libre de riesgo nacional o internacional es un error. Instrumentos como el BCU de 10 años plazo se transan libremente en el mercado, por lo que toda la información acerca de futuras variaciones en las tasas y toda expectativa que el mercado posee hasta el día de su determinación, se encuentran recogidas en el precio del instrumento en ese día. En consecuencia, el mejor estimador de valor futuro de este tipo de instrumentos es el valor spot. Para ilustrar de mejor manera lo incorrecto que resulta emplear tasas proyectadas, supongamos que se utilizara tasas proyectadas por analistas para descontar los flujos futuros de un BCU de 10 años plazo. Ello implicaría un valor presente neto positivo o negativo (aumentos o disminuciones instantáneas de la riqueza) por el sólo hecho de comprar un instrumento financiero en el mercado, en el momento de hacerlo. No se espera que esto ocurra en un mercado razonablemente eficiente. Pero incluso si las expectativas de mercado fueran sistemáticamente incorrectas (mercados ineficientes, algo poco probable dado el tamaño e importancia de éstos), el costo de oportunidad de todos modos está dado por el uso alternativo de los mismos recursos, que consiste justamente en comprar instrumentos financieros en el mercado, a precios corrientes. Este es el fundamento del cálculo del valor presente neto. Entonces, corresponde utilizar tasas de interés vigentes (spot) de mercado, al momento de fijarse las tarifas. Éstas ya incluyen la estimación de las tasas futuras hechas por inversionistas que invierten y apuestan sus recursos en el mercado.

Por otra parte, el uso de promedios históricos de tasas de interés también es incorrecto si se desea utilizar el mejor estimador de las tasas esperadas de largo plazo. En efecto, toda tasa histórica de largo plazo posee menos información respecto a las expectativas futuras que la última tasa de interés disponible y por lo tanto proporciona una peor estimación de la tasas spot futuras de largo plazo. El cálculo de la tasa libre de riesgo en base a promedios suele justificarse en la variabilidad de la tasa entre un día y otro y en la condicionalidad de la tasa al escenario de la economía en un día particular. Estas consideraciones son incorrectas debido a que las tasas de largo plazo, al ser un promedio de muchas tasas *forward* futuras, son relativamente estables, mucho más que las tasas de corto plazo, las que sí son fuertemente condicionadas al estado de la economía. Además, la mejor estimación de las tasas spot futuras efectivamente se refleja en las tasas *forward* de largo plazo de mercado, las que en todo caso tendrían un sesgo positivo – lo que en todo caso favorecería a las concesionarias.<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> Esto supone que se cumple la Hipótesis de Preferencia por Liquidez en la estructura de las tasas de interés, hipótesis que en la literatura de renta fija tiende a ser aceptada.

Otro argumento que demuestra que debe utilizarse las tasas spot es que ésta refleja el costo de endeudamiento de una empresa eficiente que comienza sus actividades al momento de la fijación tarifaria, lo cual corresponde al criterio que se ha utilizado en distintos procesos tarifarios. Pero puede argüirse que el utilizar un promedio histórico de tasas podría tener alguna justificación si se considera que la empresa eficiente de la modelación tarifaria no levantará fondos en un día, sino durante algún período de tiempo mientras realiza sus inversiones e instalaciones. En este caso, las tasas de interés históricas tampoco son pertinentes. Si debe suponerse que la empresa no comienza inmediatamente sino que necesita un período para levantar financiamiento, la solución de mercado consiste en utilizar una tasa forward, la que, de hecho, puede asegurarse con una institución bancaria.

### **3 Premio por riesgo de mercado (“Equity risk premium”)**

#### **3.1 Revisión bibliográfica del premio por riesgo internacional**

##### **3.1.1 Media aritmética vs. geométrica**

Como medida del retorno o ganancia histórica puede utilizarse tanto la media aritmética como la media geométrica.<sup>4</sup> Si los retornos en la serie histórica poseen variabilidad,<sup>5</sup> la media geométrica resulta ser menor que la aritmética y la diferencia entre ambas aumenta con la varianza de los datos de la serie. La magnitud de la diferencia entre la media geométrica y aritmética puede ser considerable, por lo que resulta importante comprender sus diferencias y distinguir cuál de ellas es más adecuada según lo que se desee medir.

La media geométrica refleja correctamente el retorno histórico promedio efectivamente obtenido por un portafolio determinado, por lo que resulta adecuado cuando se analiza el pasado. Por otro lado, la media aritmética es más apropiada cuando se pretende estimar rentabilidades esperadas a futuro en base a la historia, debido a que representa de mejor manera el valor esperado para un conjunto de retornos aleatorios. Particularmente, si los retornos anuales estuvieran no correlacionados, la media aritmética constituye el mejor estimador insesgado del retorno esperado de para el siguiente año.

Es razonable suponer como primera aproximación que los retornos históricos se encuentran lognormalmente distribuidos. Esto significa que mientras los retornos no tienen cota superior, por abajo sólo pueden llegar hasta -100%, por lo que la distribución es “positivamente sesgada”. En estas condiciones, existe una aproximación lineal de la relación entre ambos estimadores para la media: la media aritmética excede a la media geométrica en la mitad de la varianza.

Blume (1974) estudia los sesgos de la media geométrica y aritmética bajo el supuesto de retornos independientes y normalmente distribuidos. Por medio de simulaciones obtiene como resultado que la media geométrica subestima, mientras que la aritmética sobreestima el verdadero valor esperado de la tasa de retorno compuesta sobre un número  $N$  de períodos futuros. Propone que un estimador insesgado puede ser extraído a partir de un promedio ponderado de la media geométrica y aritmética. Indro y Lee (1997) extienden el trabajo de Blume para el caso donde los retornos no sean independientes e idénticamente distribuidos. Por su parte, Cooper (1996) estudia los estimadores insesgados en un análisis de valor presente, encontrando que tanto la media geométrica como la aritmética sesgan a la baja el estimador del factor de descuento. Sin embargo, concluye que el sesgo de la media aritmética es pequeño.

---

<sup>4</sup> Nótese que en este caso se está hablando de ganancias de la inversión en renta variables para períodos de mantención determinados y no de la tasa de interés, discutida en la sección anterior.

<sup>5</sup> Serie histórica con más de un dato.

De acuerdo a lo expuesto, se considera que la media aritmética constituye un mejor estimador que la media geométrica para estimar el retorno esperado futuro en base a información histórica.

### 3.1.2 Análisis histórico de precios y retornos

El retorno esperado no es una variable que se pueda medir directamente (a diferencia de algunos casos en renta fija libre de riesgo). Dado esto, los retornos percibidos han sido utilizados como proxy de los retornos esperados. Ello se encuentra sustentado en el supuesto de que las desviaciones entre los retornos esperados y los retornos percibidos son de media cero e impredecibles, por lo cual el promedio de los retornos percibidos resulta ser un estimador insesgado del retorno que se habría esperado para ese período. La relación entre ambas variables puede ser débil cuando existen cambios en las expectativas. Sin embargo, aunque los retornos percibidos pueden desviarse significativamente de lo que se esperaba, puede parecer razonable creer que en el “muy” largo plazo el estimador resulta ser insesgado. Esta es la justificación (correcta o no) para utilizar retornos históricos para estimar rentabilidades esperadas agregadas de mercado.

La literatura se ha enfocado principalmente en el mercado de EE.UU., debido a que posee el mercado de capitales más desarrollado, representando una fracción importante del mercado de capitales internacional, además de disponer de series de datos lo suficientemente largas. Hasta hace algún tiempo, Ibbotson Associates constituía la principal fuente de datos acerca del retorno del mercado de capitales de EE.UU.. Sus estimaciones de retornos históricos de activos contienen datos desde 1926. En su publicación de 2005, *Stocks, Bonds, Bills and Inflation, 2005 Yearbook*, Ibbotson reporta un premio accionario por riesgo sobre bonos (bills) durante el período 1926-2004 de 6,57% (8,63%), medido como media aritmética y 4,99% (6,71%) medido como media geométrica.

Por su parte, Fama y French<sup>6</sup> reportan un premio por riesgo para el período 1927-2005 respecto a papeles de corto plazo de 8,44% medido como media aritmética y de 6,37% medido como media geométrica. Los datos de retorno de mercado provienen de la base de datos CRSP (Center for Research in Security Prices), mientras que la información de tasa libre de riesgo corresponde a la tasa de letras del tesoro de EE.UU. publicada por Ibbotson Associates. Suponiendo un premio de bonos largos sobre cortos de 2,07% (según Ibbotson Associates), el premio aritmético histórico de este portafolio de mercado algo más amplio con respecto a bonos de largo plazo es 6,38%.

Damodaran<sup>7</sup> reporta también el premio por riesgo histórico de EE.UU. para el período 1927-2005, obteniendo resultados inferiores a los detallados anteriormente para similar período. Sus estimaciones indican un premio por riesgo histórico sobre papeles de largo (corto) plazo de 6,47% (7,83%) medido como media aritmética y de 5,95% (4,80%) medido como media geométrica.

---

<sup>6</sup> Véase [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html)

<sup>7</sup> Véase <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

A pesar de que una serie histórica a partir de 1926 parece ser lo suficientemente larga, la alta volatilidad de los retornos implica que las estimaciones de rentabilidades esperadas futuras basadas en retornos históricos contienen un amplio intervalo de confianza para la media. Este intervalo de confianza puede ser reducido si se amplía aún más la serie histórica.

Siegel (1999, 2002) extiende la serie histórica de Ibbotson desde 1926 hacia atrás hasta el año 1802. Sus resultados muestran que a partir de esta serie histórica el premio por riesgo que se obtiene de los últimos cincuenta años sería el doble del promedio obtenido en la historia previa. Siegel advierte que los altos premios por riesgo de mercado publicados por Ibbotson se deben a los bajos retornos relativos de los bonos después de 1926, mientras que el retorno total del patrimonio se mantiene relativamente estable a lo largo de todo el período. De esta forma, plantea que las estimaciones de Ibbotson se encontrarían sesgadas al alza, y que los niveles de retornos percibidos desde 1926 difícilmente persistirán en el futuro. Siegel (2002) calcula que la media aritmética del premio por riesgo sobre bonos durante el período 1802-2001 corresponde a un 4,5% anual, lo cual significa 200 puntos base menos que las estimaciones de Ibbotson. Sin embargo esta conclusión necesitaría ser contrastada con la pregunta de si el comportamiento del mercado de fines del siglo XIX resulta relevante para estimar el comportamiento del mercado de principios del siglo XXI.

Goetzmann e Ibbotson (2006) entregan estimaciones de premio por riesgo de EE.UU. desde 1792 hasta el 2004. Utilizando la serie de datos de New York Stock Exchange para el período 1792-1925, señala que el premio por riesgo aritmético (geométrico) sobre bonos alcanzó un 3,76% (2,83%). Utilizando los datos de Ibbotson (2005), indica que el premio por riesgo aritmético (geométrico) para el período 1926-2004, respecto a bonos, habría alcanzado 6,57% (4,99%). Si se combinan ambas series para intentar estimar un premio por riesgo a lo largo de estos doscientos años de registro, encontramos que el premio por riesgo, medido como media aritmética (geométrica), correspondería a 4,8% (3,6%). Estos resultados también son indicativos de que al ampliar la ventana de análisis es posible encontrar que el premio por riesgo histórico parece ser considerablemente menor al premio por riesgo calculado a partir de información de los últimos 50 a 75 años.

Shiller<sup>8</sup> reporta en su base de datos histórica (elaborada para Shiller (2000)) los retornos del mercado accionario de EE.UU. durante el período 1871-2004. Su muestra señala que el premio por riesgo histórico sobre bonos del tesoro de 10 años plazo durante dicho intervalo de tiempo corresponde a 5,3% medido como media aritmética y 4,1% medido como media geométrica.

Arnott y Bernstein (2002) plantean que los inversionistas han crecido acostumbrados a que la tasa de retorno de mercado esté en 8% y el premio por riesgo sobre bonos (geométrico) en 5%, tal como muestran las estimaciones de Ibbotson o aquellas otras fuertemente influenciadas por las ganancias de los últimos 25 años. Plantean que estas suposiciones son poco realistas, puesto que una parte importante de las ganancias del

---

<sup>8</sup> Véase <http://www.econ.yale.edu/~shiller/>

pasado se deben a ganancias de capital y altos retornos de dividendos, sucesos que no son repetibles. Por lo tanto, no sería posible extrapolar estos retornos históricos. Utilizando un intervalo de tiempo entre 1810-2001, los autores encuentran para el mercado de EE.UU. un premio por riesgo histórico, como media geométrica, de 2,4% sobre bonos del gobierno a 10 años, cifra que se encuentra muy por debajo de las estimaciones para la segunda mitad del siglo XX. Plantean además que el premio por riesgo de largo plazo que puede esperarse a futuro no puede encontrarse en torno a los niveles observados en el pasado. Arnott y Bernstein estiman el premio por riesgo esperado a partir un modelo que combina, por un lado, retorno de dividendos y los efectos de la tasa de crecimiento del PIB per cápita para estimar el retorno de mercado esperado y, por otro lado, el retorno de bonos y la inflación para estimar el retorno libre de riesgo esperado. Los resultados obtenidos indican que hoy en día el premio por riesgo debiera estar en torno a cero o incluso podría ser negativo, debido a que estiman que tanto las expectativas del retorno real del mercado accionario como el bonos estaría entorno a 2%-4%.

Blanchard (1993) examina la evolución de precios de acciones y bonos observados en EE.UU., Inglaterra, Alemania, Francia, Italia y Japón, a lo largo del período 1978-1992 y analiza una tasa de retorno a nivel mundial, elaborada como promedio ponderado por PIB de los retornos de cada país de la muestra. Sus resultados muestran que el premio por riesgo obtenido disminuye a lo largo del período de muestra. Blanchard sugiere que la caída del premio por riesgo habría sido ocasionada por el aumento en la oferta de instrumentos financieros de largo plazo, atribuible al desarrollo de inversionistas institucionales, lo cual pudo tener efectos importantes en la estructura de financiamiento corporativo. Sin embargo, su análisis no es capaz de extraer conclusiones relativas a las expectativas futuras de largo plazo.

Jorion y Goetzmann (1999) estudian los retornos de mercado de 39 países a lo largo del período 1921-1996. En la muestra no sólo se incluye países desarrollados sino también a aquellos que han experimentado interrupciones parciales o permanentes en sus mercados de capitales. Sus resultados muestran una fuerte evidencia del sesgo por supervivencia. Mientras EE.UU. lograba el retorno real más alto en el mundo, con un 4,3%, la mediana de los retornos del resto de los países de la muestra se ubica tan sólo en 0,8%. Como consecuencia, utilizar como única referencia los retornos históricos de EE.UU. sesga al alza las estimaciones del premio por riesgo esperado debido a sesgo de supervivencia que éste involucra, señalando que EE.UU. constituye más una excepción que la regla. Jorion y Goetzmann no incluyen en su análisis la evolución de los bonos de cada mercado, por lo que no calcula directamente el resultado sobre el premio por riesgo.

Por último, uno de los estudios históricos más completos lo realizan Dimson, Marsh y Staunton (2002). Plantean que para entender el premio por riesgo se necesita examinar un período más largo que un par de décadas, pues dada la volatilidad del mercado se requiere un período lo suficientemente prolongado para incorporar tanto los tiempos buenos como los malos. Considera un período aun más largo que Ibbotson, desde el año 1900 hasta el año 2000, obteniendo de esta manera estimaciones con menor error estándar y, por ende, más precisas. Además, reconociendo el problema de sesgo de supervivencia que podría implicar analizar únicamente el mercado de EE.UU., el estudio incorpora los retornos

anuales de 16 países (EEUU, Canadá, Reino Unido, 7 de la Unión Europea, otros 3 europeos, 2 del Asia Pacífico y uno de África), muestra que representa el 94% del mercado mundial de capitales de hoy. Más importante aún, los índices están contruidos de manera de evitar sesgos de estudios anteriores y obtener datos comparables entre los 16 países. Sin embargo, ellos también plantean que no es suficiente con mirar el pasado para predecir el futuro. Puesto que en el pasado puede haber habido ganancias no esperadas *a priori*, es necesario estimar el premio por riesgo esperado hacia el futuro, ajustando la información histórica por ganancias no esperadas. Dimson, Marsh y Staunton (2003) utiliza la misma metodología y actualiza el intervalo de análisis al período 1900-2002, calculando un premio por riesgo histórico promedio aritmético sobre bonos de 4,9% a nivel mundial y de 6,4% para EE.UU. Luego de los ajustes por ganancias no esperadas (que se refleja en que los niveles finales de precios resultan superiores a los del comienzo, como proporción de otros indicadores tales como el nivel de dividendos, utilidades o valor libro), calculan un premio por riesgo orientado hacia el futuro, sobre instrumentos de corto plazo, correspondiente a un 3% en media geométrica y 5% en media aritmética. Esto equivale a un premio por riesgo esperado sobre bonos de 4,2% en media aritmética. Recientemente, Dimson, Marsh y Staunton (2006), vuelve a emplear su metodología para estimar el premio por riesgo esperado actualizando el intervalo muestral, abarcando el período 1900-2005. Como resultado, estiman un premio por riesgo esperado hacia el futuro sobre papeles de corto plazo de entre 3,0% y 3,5%, medido como media geométrica, lo cual corresponde a un premio por riesgo entre 4,5% y 5,0% medido como media aritmética. Utilizando la diferencia de tasas libres de riesgo de corto plazo y largo plazo encontradas a lo largo del período de análisis, el premio por riesgo esperado sobre bonos se encuentra entre 3,6% y 4,1%.

Las estimaciones obtenidas a partir de la metodología de Dimson, Marsh y Staunton cuentan con las ventajas de los análisis históricos, con índices que disminuyen los sesgos de estudios anteriores, además de incorporar un análisis *forward looking* para corregir por ganancias inesperadas en los retornos históricos. Sin embargo, no es posible hacer desaparecer por completo el sesgo de supervivencia, pues se han omitido aquellos mercados internacionales que han sufrido algún quiebre permanente durante el período de muestra, como también aquellos que no cuentan con datos disponibles para todo el período. Como resultado, esto puede introducir un sesgo de supervivencia de magnitud moderada en los mercados seleccionados, por lo que el retorno de mercado calculado podría encontrarse incluso algo sobreestimado. A juicio de Dimson, Marsh y Staunton, existen fuentes de sesgos más relevantes que el sesgo de supervivencia remanente, relacionado con las ganancias no esperadas, los cuales han sido atenuados con su metodología. Los resultados de estos autores, por considerarse fundamentales, se analizan en más detalle más adelante.

### 3.1.3 Modelos de Dividendos y Utilidades

Fama y French (2002) estiman el premio por riesgo esperado (o *ex ante*) a partir de dos ideas sencillas pero poderosas. Primero, la rentabilidad de invertir en acciones tiene dos componentes: el *dividend yield*, definido como el cociente entre el dividendo y el precio del año anterior, y la ganancia de capital. Segundo, en el largo plazo debe existir

coherencia entre el nivel de precios de las acciones y el de los dividendos que pagan, como también entre los precios de las acciones y las utilidades de las empresas. Esto significa que, tomando un período suficientemente largo, la tasa de crecimiento de los dividendos y de las utilidades debería ser similar a la tasa de crecimiento de los precios de las acciones (o ganancia de capital). De esta manera, dado que las razones utilidad-precio y dividendo-precio no pueden divergir para siempre y que deben mantenerse dentro de ciertos rangos, en el largo plazo los precios, los dividendos y las utilidades deberán crecer a la misma tasa. Esta simple observación, que ya está capturada en el conocido modelo de Gordon de crecimiento perpetuo, permite concluir que el retorno esperado para el mercado accionario agregado (y por ende el premio por riesgo) puede estimarse a partir de la suma del dividend yield y la tasa de crecimiento esperada para los dividendos o las utilidades en el largo plazo.

*Modelo de retorno accionario:*

$$A[R_t] = A\left[\frac{D_t}{P_{t-1}}\right] + A\left[\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}\right] \quad (1)$$

*Modelo de crecimiento de dividendos:*

$$A[R_t] = A\left[\frac{D_t}{P_{t-1}}\right] + A\left[\frac{D_t - D_{t-1}}{D_{t-1}}\right] \quad (2)$$

*Modelo de crecimiento de utilidades:*

$$A[R_t] = A\left[\frac{D_t}{P_{t-1}}\right] + A\left[\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}\right] \quad (3)$$

Fama y French estiman de este modo el premio por riesgo para el período 1872-1999 y lo comparan con los promedios históricos basados en los datos de Ibbotson. Los resultados muestran que para el período 1950-1999, los premios por riesgo sobre bonos estimados a partir del modelo de crecimiento de dividendos y del modelo de crecimiento de utilidades corresponden a 2,2% y 3,6%,<sup>9</sup> respectivamente. Los premios por riesgo calculados por medio de estos modelos son considerablemente menores al retorno accionario promedio, calculado en 7,1%.<sup>10</sup>

Fama y French sugieren tres razones por las cuales las estimaciones de premio por riesgo a través de los modelos de crecimiento de dividendos y utilidades (y particularmente el primero de ellos) se obtiene mejores estimadores del verdadero premio por riesgo esperado que el retorno accionario promedio. En primer lugar, tanto el retorno esperado estimado utilizando el modelo de crecimiento de dividendos como el de crecimiento de

<sup>9</sup> Fama y French (2002) estiman los premios por riesgo sobre papeles de corto plazo de los modelos de crecimiento de dividendos y de utilidades en 3,4% y 4,8%, respectivamente. Para transformar los valores a premio por riesgo sobre bonos se toma un spread de 1.2 puntos porcentuales entre las tasas de largo y corto plazo, correspondiente al promedio anual con datos de fines de cada año para el período 1960-2001.

<sup>10</sup> Fama y French (2002) estiman el retorno accionario promedio sobre papeles de corto plazo en 8,3%. Análogamente al caso anterior, para transformar los valores a retorno accionario sobre bonos se toma un spread de 1,2 puntos porcentuales entre las tasas de largo y corto plazo, correspondiente al promedio anual con datos de fines de cada año, para el período 1960-2001.

utilidades son más precisos que el retorno accionario promedio, debido a las menores volatilidades del dividend yield y de la relación utilidad precio. En segundo lugar, los modelos de crecimiento de dividendos y utilidades tienen aproximadamente la misma razón de Sharpe a lo largo del período de muestra, lo cual implica que la aversión al riesgo mantiene cierta consistencia en el tiempo. Por el contrario, el retorno accionario promedio histórico llega a duplicar el índice Sharpe hacia el final del período muestral. Tercero, las teorías de valoración establecen una relación directa entre el premio por riesgo esperado y retorno sobre inversión. El retorno accionario promedio histórico observado presenta una mayor divergencia con el retorno obtenidos sobre las inversiones reales. La evidencia sugiere que los altos niveles de retorno accionario promedio durante 1950-1999 se deben a grandes ganancias de capital no esperadas. En este sentido, una de las principales conclusiones de Fama y French es que el retorno accionario en los últimos 50 años es mucho mayor de lo que se esperaba *a priori*.

Ibbotson y Chen (2001) utilizan un enfoque similar con dos modelos que usan el crecimiento histórico de utilidades y el crecimiento en el PGB per capita como proxy del crecimiento de dividendos. Las estimaciones del promedio aritmético del premio por riesgo esperado sobre bonos obtenidas fueron de 5,9% y 6,2% respectivamente. Por su parte, Ibbotson y Chen (2003) descomponen los retornos históricos del período 1926-2000 entre efectos financieros y macroeconómicos (tales como inflación, utilidades, dividendos, P/E, valor libro, ROE y PGB per capita), estimando el premio por riesgo respecto bonos del tesoro de 5,90%, medido como media aritmética y de 3,97% medido como media geométrica.

Damodaran<sup>11</sup> reporta a su vez un premio por riesgo implícito para EE.UU., estimado a partir de un modelo simple de descuento de dividendos de dos etapas. Esta modelación refleja el premio por riesgo que justificaría el correspondiente nivel del índice, dados los retornos de los dividendos, el crecimiento estimado de las utilidades y el nivel de la tasa de papeles de largo plazo. La última estimación de premio por riesgo implícito calculada por Damodaran de fines del año 2005, que por lo tanto es condicional al estado actual del mercado, señala un nivel de premio por riesgo respecto a bonos de 4,08%. Una estimación incondicional del premio por riesgo, calculado como el promedio aritmético de premio por riesgo implícito sobre bonos durante el período 1960-2005, indica un nivel de 3,84%.

Ilmanen (2003) señala que usualmente los inversionistas han utilizado el rendimiento histórico o pasado para predecir el rendimiento esperado hacia el futuro, lo cual desestima que una fracción de los retornos obtenidos fue inesperada y, adicionalmente, que cuando se parte de altos niveles de retorno no es razonable esperar altos niveles como en el pasado. Afirma que los altos retornos de las últimas décadas del siglo XX introducen sesgos de pronóstico al intentar predecir los retornos futuros. En primer lugar, el sesgo de supervivencia sesga hacia arriba los niveles de retornos calculados en base al pasado al utilizar información de aquellos países que han tenido un mercado de capitales estable. En segundo lugar, existe sesgo en el período de muestra debido a que suele seleccionarse una muestra a partir de un evento inusual, como una guerra, hiperinflación,

---

<sup>11</sup> Véase <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

cierre de mercados, etc., lo cual implica que los activos se encontraban a precios deprimidos al inicio de la muestra. Tercero, se encuentra el denominado “problema del peso”,<sup>12</sup> el cual implica que los retornos obtenidos por EE.UU. han estado influenciados por los eventos que no ocurrieron, pero que podrían haber ocurrido. Ciertamente, hoy en día se sabe que EE.UU. sobrevivió dos guerras mundiales, la guerra fría, la gran depresión y no sufrió hiperinflación ni invasiones, a lo que a priori no podía asignársele una probabilidad nula. Así, parte del retorno obtenido es consecuencia de un ajuste de expectativas, que implica un significativo ajuste de precios. Esto es similar a la hipótesis de ganancias inesperadas de Fama y French (2002). Ilmanen plantea además que las expectativas objetivas y subjetivas de retornos no necesariamente van alineadas. La diferencia entre expectativas objetivas y subjetivas está en que las subjetivas pueden ser irracionales. En un mercado completamente racional, el único retorno esperado posible es el retorno requerido para los activos. Pese a que ni las expectativas objetivas ni las subjetivas de retornos son directamente medibles, Ilmanen estima aproximaciones para éstas obteniendo como resultado que la brecha entre ambas ha aumentado desde a partir de los años 90. Finalmente, Ilmanen sostiene que en un escenario probable, el retorno de mercado nominal esperado de largo plazo se encontraría en torno al 5%-6%, calculado a partir de los rendimientos de dividendos y la tasa de crecimiento promedio histórica de los dividendos.

### 3.1.4 Análisis teóricos y el puzzle del premio por riesgo

Mehra y Prescott (1985) notan que la magnitud de este premio en EE.UU. era "excesiva" debido a que éste no se ajusta a los modelos tradicionales utilizados en economía y finanzas para representar el comportamiento de las personas frente al riesgo. En efecto, el modelo teórico de Mehra y Prescott implica un premio por riesgo para el período 1889-1978 que resulta ser un orden de magnitud significativamente menor al premio por riesgo histórico de Ibbotson, calculado en esos años entre un 7% y 8%. Esto implicaría que para poder conciliar el modelo teórico con los retornos históricos observados se necesitaría que la aversión al riesgo de los consumidores fuera “enorme”. A esta paradoja se le denominó el “puzzle del premio por riesgo”, la cual dio origen a toda una línea de investigación que intenta explicarlo. Hay artículos que cuestionan la tradicional teoría de maximización de la utilidad esperada y otros que se concentran en la existencia de diversos problemas estadísticos tanto en los datos como en las mediciones realizadas (el sesgo de supervivencia descrito anteriormente). Incluso se ha llegado a atribuir parte de la explicación a los cambios demográficos de los últimos años.

Cochrane (1997) desarrolla también un modelo teórico para analizar el premio por riesgo. El modelo considera una función de utilidad estándar definida como el valor presente esperado de las utilidades de los consumos futuros. Dado que la función de utilidad es cóncava, el inversionista prefiere aplanar su trayectoria de consumo en el tiempo. Por

---

<sup>12</sup> El “problema del peso” tiene relación con eventos poco frecuentes y muy poco probables, tales como una devaluación de la moneda, que puede influir los precios del mercado local, aun cuando no se haya presentado en el pasado durante mucho tiempo. El término debe su nombre a las observaciones realizadas por Milton Friedman acerca de mercado del peso mexicano a principios de los 70s.

otra parte, la inversión no es otra cosa que consumo aplazado. A partir de esto se deriva a un concepto fundamental en finanzas, cual es que el exceso de retorno de cualquier acción debe ser proporcional a la covarianza entre ese retorno y la utilidad marginal y, por lo tanto, con el crecimiento del consumo. Esto se debe a que la gente valora activos financieros que puedan ser usados para estabilizar el consumo a lo largo del tiempo y responder ante el riesgo. Los resultados obtenidos muestran un premio por riesgo calculado a partir del modelo teórico de 0,4%, nivel que se encuentra muy por debajo de los retornos históricos observados. De esta manera, se presenta nuevamente el puzzle del premio por riesgo, que motivan a Cochrane a concluir que la teoría económica proporciona una razón para temer que en promedio el premio por riesgo no retornará a los niveles de 8% después del período de bajos retornos implícito en el alto nivel de precios reciente. Señala por lo tanto que los altos retornos percibidos por EE.UU. durante la segunda mitad del siglo XX corresponden a “buena suerte”, a raíz de ganancias inesperadas, y que el nivel de premio por riesgo esperado es menor al premio por riesgo histórico observado.

Mehra (2003) y Mehra y Prescott (2003) revisan su trabajo de 1985 a la luz de la abundante literatura que intenta resolver el puzzle del premio por riesgo. Señalan que extendiendo al máximo los parámetros del modelo teórico, el premio por riesgo calculado de esta forma no debería ser mayor que 1,4%, lo cual se contrapone con la media del premio por riesgo histórico obtenida por diferentes estudios. Plantean que sus estimaciones de premio por riesgo realizadas según los modelos teóricos corresponden a estimaciones de muy largo plazo. Mehra y Prescott diferencian entre premio por riesgo ex-post y el premio por riesgo ex-ante o forward-looking, que mide premio esperado o condicional al estado de la economía. Señalan que, por lo tanto, aquellos inversionistas que están interesados en proyectos de corto plazo, deben fijarse en estas estimaciones de premio por riesgo condicional. Argumentan intuitivamente que el hecho de que el premio por riesgo condicional sea pequeño, dada las actuales condiciones de la economía, no implica que el premio por riesgo histórico sea demasiado alto o que el premio por riesgo haya disminuido. La conclusión que extraen es que, ante la ausencia de una explicación de por qué el futuro puede ser diferente del pasado, en el largo plazo el premio por riesgo es probable que sea similar a lo que ha sido en el pasado y los retornos accionarios seguirán estando por sobre los T-bills para inversionistas con un horizontes de inversión largos. Arguyen que una serie histórica de 100 años proporcionaría una buena muestra para calcular premios por riesgo.

### 3.1.5 Estimaciones orientadas hacia el futuro (*“forward looking”*)

Los estudios basados en el análisis de la evidencia histórica del comportamiento del mercado de capitales se sostienen en dos supuestos principales. El primero, que el comportamiento pasado del mercado de capitales provee una guía confiable del comportamiento que habrá en el futuro. El segundo, que el nivel promedio de lo acontecido en el pasado es un estimador insesgado de las expectativas futuras. Una línea alternativa es estimar el premio por riesgo esperado por medio de modelos que emplean información orientada hacia el futuro, tales como los análisis de proyección de utilidades a través de modelos de crecimiento de dividendo o modelos de ingreso residual.

Los modelos de crecimiento de dividendos se basan en el concepto de que el precio de una acción equivale al valor presente de los dividendos futuros esperados. Un ejemplo de este tipo de análisis puede apreciarse en Cornell (1999). En su estudio utiliza la fórmula de valoración de Gordon (crecimiento constante y perpetuo en los dividendos), a partir de pronósticos de dividendos tomados del IBES (Institutional Brokers' Estimate System) y de proyecciones de largo plazo para la economía. Estima el retorno esperado de largo plazo del mercado accionario y el consiguiente premio por riesgo sobre bonos en 4,53%, obteniendo resultados muy similares a Siegel (1999).

Claus y Thomas (2001) desarrollan un modelo de ingreso residual, el cual es matemáticamente equivalente al modelo de crecimiento de dividendos de Cornell. El modelamiento establece que el precio es expresado como una función del valor libro actual, utilidades “anormales” futuras y una tasa de descuento de los retornos. Los resultados obtenidos muestran que para el período 1985-1998, el premio por riesgo promedio para EE.UU. fue de 3,4%, con valores anuales entre 2,5% y 4,1%. Adicionalmente, realizan la misma metodología para otros cinco países, Canadá, Francia, Alemania, Japón y Reino Unido, estimado los siguientes premios por riesgo promedio: 2,2%, 2,6%, 2,0%, 0,2% y 2,8%, respectivamente. Las estimaciones obtenidas constituyen evidencia que refuerza la noción de que los niveles de premio por riesgo del orden de 8% obtenidas a partir del análisis histórico a partir de 1926 se hallan muy por sobre los niveles esperados. Adicionalmente, muestra que los retornos logrados en EE.UU. poseen un premio considerablemente mayor que el de otros países. Una limitación que presenta este tipo de modelos es que requieren suponer un crecimiento perpetuo de las utilidades anormales

Damodaran (2002) se basa en ideas similares y propone un enfoque ad-hoc, consistente con los anteriores. El modelo propuesto se basa en que la valoración de la acción es equivalente al valor presente de los dividendos creciendo a una tasa constante por siempre. El modelo depende de 4 variables, 3 de las cuales pueden ser determinadas exógenamente: el valor actual del mercado, los dividendos esperados del próximo período y de la tasa de crecimiento nominal proyectada a corto plazo por analistas (consensus forecast,  $g_c$ ) que se supone se mantiene por cinco años<sup>13</sup> y una tasa de crecimiento nominal a largo plazo ( $g_L$ ) de 5%. De esta manera, el retorno sobre capital requerido puede determinarse despejando  $r$  del modelo:

$$P_t = D_t \left[ \frac{(1 + g_c)}{(1 + r)} + \dots + \frac{(1 + g_c)^5}{(1 + r)^5} + \frac{(1 + g_c)^5 (1 + g_L)}{(1 + r)^5 (r - g_L)} \right] \quad (4)$$

<sup>13</sup> Este supuesto puede justificarse en base a los resultados de Fuller, Huberts y Levinson (1993), que muestra una reversión a la media completa en crecimiento de las utilidades de las empresas en un plazo de cinco años.

Luego, restando el retorno libre de riesgo se obtiene el premio por riesgo esperado implícito. El modelo tiene la virtud de ser sencillo, pero posee varias limitaciones. En primer lugar, ignora que la razón de pago de dividendos varía a través del tiempo. Además, las proyecciones de corto plazo realizadas por los analistas efectivamente toman en cuenta de manera implícita la tasa de retención de utilidades. Sin embargo, suponer que la tasa de crecimiento de largo plazo permanece en un cierto valor independientemente de la tasa de retención inicial de utilidades, implícitamente implica que hay una gran variabilidad en la rentabilidad de largo plazo de los proyectos, lo que no parece razonable.<sup>14</sup> Tomando como referencia una rentabilidad real de los activos sobre costo a largo plazo para EE.UU. de 7,52% (véase Fama y French (1999), período 1973-1996) y una inflación de largo plazo de 3%, a partir del sexto año puede ajustarse la razón de pago de dividendos inicial para que sea consistente con el resto de los supuestos, incluyendo el de un nivel de endeudamiento de largo plazo de 35 por ciento sobre activos (Fama y French, op.cit.). A esta metodología la denominaremos “Damodaran Ajustada”. Las estimaciones obtenidas a través de este modelo dan para dicho año premios muy bajos, de 2,26% y 1,19% con respecto a tasas de interés de corto y largo plazo, respectivamente.

Cabe destacar que, desde un punto de vista estadístico, este tipo de estimaciones poseen algunas ventajas con respecto al uso de promedios históricos y demostrarían que no ha habido grandes cambios en el grado de aversión al riesgo de los inversionistas antes y después de 1950. Los resultados en general apoyan la hipótesis de rentabilidades accionarias históricas significativamente superiores a las rentabilidades esperadas para el mercado accionario de EE.UU. en el largo plazo.

### 3.1.6 Enfoque de encuestas

Otra línea diferente de análisis del premio por riesgo son los enfoques basados en encuestas. Estos consisten en la recopilación de opiniones de individuos, supuestamente expertos, que son consultados respecto de las expectativas de premio por riesgo que perciben para el futuro. Este enfoque posee la ventaja de estudiar directamente las expectativas de los inversionistas, evitando los supuestos que sostienen los modelos teóricos y los análisis basados en retornos históricos. Sin embargo, existen serias críticas que cuestionan la validez de sus resultados. Algunas de éstas ya fueron presentadas en la revisión del estudio de Ilmanen (2003). En primer lugar, existe una amplia variedad de formas de definir el premio por riesgo (por ejemplo, respecto a bonos de corto o largo plazo, media aritmética o geométrica, etc.), de tal manera que aunque la encuesta sea cuidadosa en especificar la pregunta, aun así es difícil saber si la pregunta ha sido interpretada de igual forma por todos los encuestados. En segundo lugar, la elección de la muestra y la ponderación de las respuestas pueden sesgar el resultado que se calcule por medio de la encuesta. Tercero, las evaluaciones subjetivas sobre el comportamiento a largo plazo de mercado pueden llevar a que algunos sobrevaloren más que otros los efectos de eventos recientes. En cuarto lugar, existe evidencia de que no siempre los

---

<sup>14</sup> Esto proviene del hecho que la tasa de crecimiento de largo plazo de los dividendos es el producto de la tasa de retención de utilidades y la rentabilidad del patrimonio.

encuestados se preocupan de completar responsablemente la encuesta. Adicionalmente, las encuestas tienden a ser más optimistas que los análisis teóricos (Ibbotson y Chen, 2003), y nos tienden a representar más las “esperanzas” respecto de los retornos futuros que de los retornos requeridos (Ilmanen, 2003).

Welch (2000) muestra los resultados del estudio de opinión realizado en 1998 entre 226 economistas, consultándoles sobre sus pronósticos en premio por riesgo para un horizonte de 1 año, 5 años, 10 años y 30 años. La media aritmética obtenida para el horizonte de 1 año fue de 5,8% (6% de mediana), mientras que para el de 30 años se obtuvo una media aritmética de 7,1% (7% de mediana) con una amplia volatilidad (rango de 1% a 15%). Sus resultados revelan que la incertidumbre entre los expertos es mayor que la obtenida a partir de los datos históricos. La encuesta muestra un elevado nivel de premio por riesgo esperado, cercano a los valores planteados por Ibbotson, posiblemente influenciado por los altos rendimientos logrados en los años 90s.

Welch (2001) repite su estudio con 501 profesores de finanzas y economía. Sus resultados mostraron que la media aritmética del premio por riesgo esperado a un año plazo había disminuido a 3,4%, mientras que para 30 años plazo había caído a 5,5%. Tanto quienes participaron en la primera consulta como aquellos que lo hacían por primera vez estimaron la misma media para el horizonte de largo plazo. Pese a que aquellos que participaban por segunda vez advertían de que un mercado a la baja elevaría el pronóstico de premio por riesgo (pues aumentos inesperados en el premio por riesgo provocan pérdidas), las respuestas resultaron ir en el sentido opuesto, al encontrarse que las nuevas condiciones del mercado, con retornos negativos recientes, inducía reducir la predicción del premio por riesgo por parte de los expertos encuestados. Esto es irracional. No obstante las variaciones que el mercado puede haber experimentado durante el período que separa ambos estudios o la nueva evidencia que puede haber expuesto la literatura financiera durante dicho período, tal fenómeno sería indicativo de la baja confiabilidad de los resultados de los estudios basados en encuestas, puesto que las expectativas de premio por riesgo en un horizonte de largo plazo no pueden verse alteradas tan fuertemente a raíz de variaciones de corto plazo.

Graham y Harvey (2001) muestran los resultados de su estudio de premio por riesgo esperado, basado en encuestas trimestrales realizadas a gerentes de finanzas de corporaciones de EE.UU. durante junio de 2000 a septiembre de 2001. Los resultados encuentran una alta volatilidad a través del tiempo en las estimaciones de premio por riesgo a 1 año plazo, mientras que premio por riesgo esperado a 10 años plazo permanece algo más estable. El premio por riesgo esperado de largo plazo recopilado en los distintos trimestres se halla entre 3,6% y 4,7%. Los resultados muestran evidencia de que retornos bajos recientes están asociados con mayor volatilidad y mayor asimetría negativa (es decir, una distribución de premio por riesgo esperado relativamente más cargada hacia la izquierda). Tales efectos son importantes sobre el premio por riesgo esperado de 1 año plazo, mientras que sólo presenta pequeños efectos sobre el premio por riesgo de 10 años plazo. Graham y Harvey (2003) extienden el trabajo anterior, completando la serie trimestral con encuestas desde diciembre de 2001 hasta junio de 2003. El premio por riesgo esperado para el horizonte de 10 años se encuentra entre 2,9% y 4,7% a lo largo

del período. Graham y Harvey (2005) también extienden el estudio de encuestas sobre gerentes de finanzas, recopilando los resultados obtenidos entre junio de 2000 y junio de 2005, obteniendo estimaciones del premio por riesgo esperado para un horizonte de 10 años entre 2,9% y 4,7%, con un promedio aritmético de 3,68%. Los niveles de premio por riesgo obtenidos por Graham y Harvey son considerablemente menores a los mostrados en los estudios de Welch, mostrando niveles más consistentes con resultados de análisis históricos, como los de Dimson, Marsh y Staunton (2003), posiblemente a raíz de que los gerentes de finanzas tienen un mejor entendimiento del premio por riesgo que los economistas financieros. Adicionalmente, la encuesta de Graham y Harvey no especifica si se consulta sobre la media aritmética o geométrica, lo que puede inducir a diferencias de interpretación en las respuestas.

### 3.1.7 Caída del premio por riesgo

Los resultados encontrados por Fama y French (2002) los motivaron a plantear que los altos retornos de mercado percibidos durante el período 1950-1999 se deben a ganancias inesperadas, ocasionadas por una caída de la tasa de costo de capital requerida a valores significativamente menores hacia fines del período. De esta manera, Fama y French estiman un nivel de premio por riesgo mucho menor a los estudios anteriores. Su trabajo fue tan influyente, que incluso Welch (2001) lo señala como uno de los posibles responsables de la caída de cerca de 2 puntos porcentuales en la estimación del premio por riesgo en la encuesta de premio por riesgo realizada sobre académicos entre 1998 y 2001.<sup>15</sup>

Los datos históricos muestran que la década de los 90s marcó el período con la mayor valoración de patrimonio registrada durante el siglo XX. En efecto, tal como muestran los siguientes gráficos, el precio agregado del mercado en EE.UU., en relación al valor de dividendos o con respecto a utilidades, se elevó durante esta época a niveles sin precedentes. Incluso hoy en día, pese a la caída general observada a partir del año 2000, los índices permanecen altos respecto de sus valores históricos.

---

<sup>15</sup> El artículo Fama y French (2002) fue publicado como working paper de la Universidad de Chicago en abril de 2001.

Gráfico 1. P/D: Ratio precio S&P500 sobre dividendos.

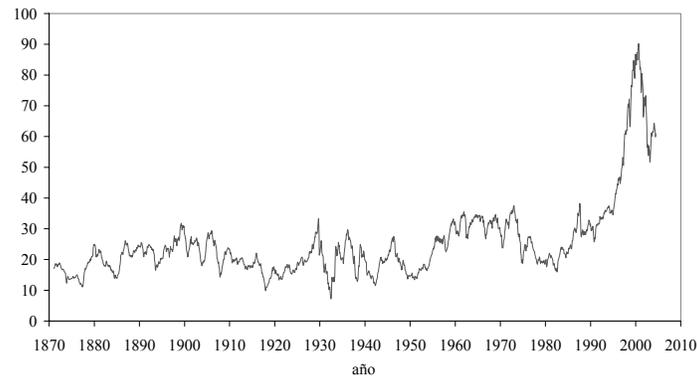


Gráfico 2. P/E: Ratio precio S&P500 sobre utilidades.

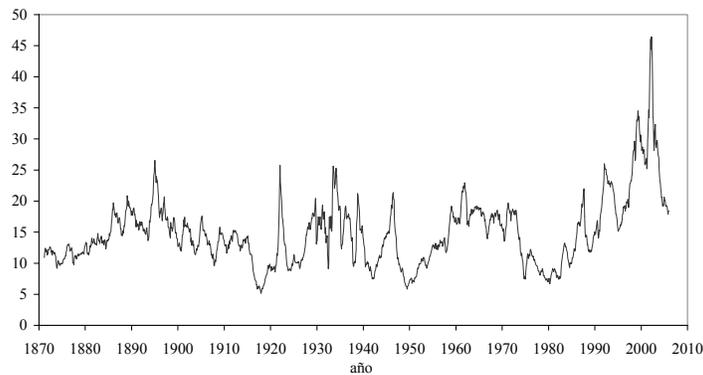
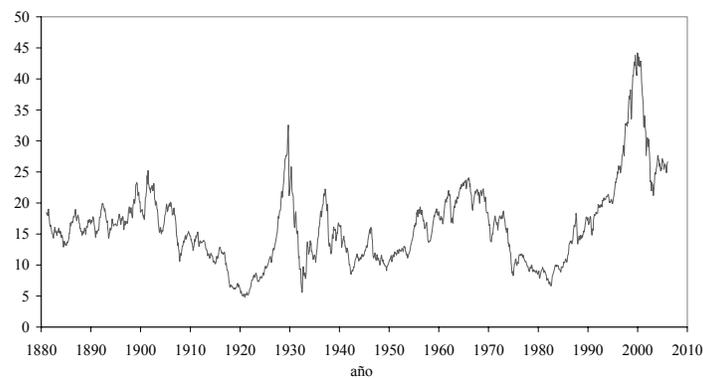


Gráfico 3. P/E10: Ratio precio S&P500 sobre las utilidades promedio de una media móvil de 10 años.



Fuente: Robert J. Shiller, <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>

La persistencia de estos altos niveles de valoración del mercado pueden ser explicados, por una parte, a raíz de una caída en el premio por riesgo (Fama y French, 2002): un alto precio de las acciones se debe a que los retornos esperados para el futuro son bajos.

Mehra y Prescott (2003) y Constantinides (2002), cuestionan la posibilidad de un bajo premio por riesgo esperado y que las ganancias históricas sean no-esperadas. Sus críticas

apuntan esencialmente a que no existe una explicación de por qué los inversionistas habrían sobrestimado sistemáticamente el premio por riesgo a lo largo de la segunda mitad del siglo XX. Pero explicaciones existen. Una explicación a la persistencia de los altos precios de las acciones es desarrollada por Lettau, Ludvigson y Wachter (2004), quienes postulan que la disminución del premio por riesgo y la persistencia de los altos precios del mercado accionario sería consecuencia de una caída en el riesgo macroeconómico, medida como la volatilidad de la economía agregada. El estudio encuentra una fuerte correlación entre la desviación estándar del crecimiento del consumo y el logaritmo del ratio dividendo precio. Tomando en cuenta la segunda mitad del siglo XX, la volatilidad macroeconómica y el logaritmo del ratio dividendo-precio eran altas a principios de los 50s, bajas en los 60s, nuevamente altas en los 70s, para caer nuevamente a partir de los 80s. La correlación entre ambos alcanza un 72%, e incluso se haya presente al incluir en el análisis el período anterior a la Segunda Guerra Mundial. Un patrón de comportamiento similar se observa para el ratio precio-utilidad. El estudio a su vez encuentra evidencia de la presencia de correlación entre volatilidad macroeconómica y el valor del logaritmo del ratio dividendo-precio en Alemania, Australia, Canadá, Francia, Holanda, Italia, Japón, Reino Unido, Suecia y Suiza. Tal como en EE.UU., en esta muestra de países la década de los 90s muestra una menor volatilidad macroeconómica y mayores niveles de precios accionarios.

Adicionalmente, los tests estadísticos realizados tanto sobre la serie histórica de volatilidad macroeconómica como la del ratio precio-dividendo muestran evidencia de un quiebre estructural, el cual se hallaría a principios de los 90s. El quiebre de la serie dividendo precio sería un par de años posterior al encontrado para la volatilidad del consumo, lo cual es consistente con un esquema de aprendizaje que es planteado y modelado en dicho estudio. Con todo lo anterior, la fuerte correlación empíricamente hallada entre la volatilidad de la macroeconomía y los niveles de precios de mercado de activos implica que la caída en el riesgo macroeconómico implicaría una disminución en el premio por riesgo, debido a que se generan menores retornos esperados a partir de un mayor nivel de precios accionario. Si el cambio estructural observado corresponde efectivamente a una modificación persistente de las percepciones del riesgo macroeconómico, entonces ello explicaría una permanencia indefinida de los actuales niveles del premio por riesgo, los cuales son inferiores a los observados previos a la década de los 90s.

### 3.1.8 Conclusiones sobre el premio por riesgo (“Equity Premium”) internacional

Hoy en día existe amplia evidencia de que los niveles en torno al 7% reportados por Ibbotson Associates sobrestiman considerablemente el nivel de premio por riesgo que puede esperarse a futuro (Blanchard (1993), Claus y Thomas (2001), Siegel (1999), Dimson, Marsh y Staunton (2002), Fama y French (2002)), lo cual se debe en gran medida a caídas en los premios por riesgo exigidos, que se reflejan en altas rentabilidades observadas y altos niveles de precios en los últimos 50 años. Sin embargo estos niveles de ganancias accionarias difícilmente se repetirán en el futuro. La nueva evidencia presentada por Dimson, Marsh y Staunton permite constatar que incluso sobre la base de información histórica (basada en una muestra que parte en 1900, con menor volatilidad y

que recoge períodos de crecimiento y contracción) la conclusión se mantiene. Es importante destacar que este estudio considera más de 100 años de historia de al menos 16 países actualmente desarrollados, a diferencia de Ibbotson Associates que considera sólo EE.UU. desde 1926 y no ajusta por cambios estructurales. Su estimación del premio por riesgo futuro logra separar las ganancias no esperadas del premio por riesgo, permitiendo obtener un mejor estimador de las expectativas del mercado. Dimson, Marsh y Staunton argumentan con razón que sus estimaciones de rentabilidades esperadas incondicionales son más generales y robustas que muchas de las otras de las fuentes analizadas en esta revisión. Estas estimaciones resultan ser menores a las obtenidas por algunos estudios anteriores, pero ciertamente no corresponden a las estimaciones más bajas de premio por riesgo existentes en la literatura económica (ver cuadro resumen en Anexo 2).

Mehra y Prescott (2003) señalan que para el corto plazo debiera proyectarse el premio por riesgo condicional, que tendería a ser menor al de largo plazo (lo que es consistente con el argumento de que el nivel actual de precios es “alto”, como consecuencia de ganancias de capital inesperadas). Es importante notar que las estimaciones de Dimson, Marsh y Staunton no son de corto plazo pues utilizan, tal como recomiendan Mehra y Prescott, un promedio de los retornos históricos observados a lo largo de más de 100 años.<sup>16</sup> Por lo tanto estas estimaciones no son *condicionales* a la coyuntura por el sólo hecho de ser menores al premio por riesgo calculado por otros que consideran información histórica, tales como los de Ibbotson. La corrección a la baja de la rentabilidad histórica realizada por Dimson, Marsh y Staunton obedece a que a fines del período muestral los niveles de precios accionarios (relativos a utilidades, dividendos o valores libro) son significativamente superiores que los que había al comienzo, lo cual corresponde a una ganancia de capital que no puede mantenerse en el tiempo, puesto los precios, como proporción de otras variables de escala, tenderían a infinito. Por lo tanto, no buscan estimar el premio a corto plazo, sino el esperado de largo plazo sobre la base de la historia corregida. En consecuencia corresponde a una estimación de premio por riesgo incondicional, por lo que sería útil para evaluar proyectos de largo plazo.

Adicionalmente, Mehra y Prescott establecen que ante la ausencia de una explicación de su puzzle, estiman que en el largo plazo el premio por riesgo probablemente sea similar a lo que ha sido en el pasado. Sus afirmaciones se refieren principalmente a que en el largo plazo se espera que el retorno accionario continúe estando significativamente por sobre el de los papeles libres de riesgo, mayor al 1%, contrariamente a lo que predicen los modelos teóricos. Las estimaciones de Dimson, Marsh y Staunton concuerdan en este sentido con la persistencia de un premio por riesgo positivo y sustancial. Sin embargo, ellos también sostienen que no es suficiente observar únicamente el pasado, puesto que la evidencia sugiere que parte del premio por riesgo histórico representa “buena suerte” de los inversionistas. Esta buena suerte o ganancia no esperada es ocasionada por sucesos no repetibles o no extrapolables hacia el futuro, por lo cual no debiera ser considerada dentro del premio por riesgo esperado a futuro.

---

<sup>16</sup> Las estimaciones de Dimson, Marsh y Staunton (2006) incluyen los 106 últimos años de registros históricos. Es elocuente que este artículo haya sido incluido en un libro editado precisamente por Mehra y Prescott.

Por otra parte, Dimson, Marsh y Staunton recalcan que no es acertado centrarse únicamente en un mercado como el de EE.UU., el cual ha sobrevivido, ha sido exitoso y ha logrado sobre un 50% de la participación del mercado mundial, desempeño que no puede ser igualado por otro país. Tal como ocurre con las acciones individuales, cuyo rendimiento pasado no aporta información acerca de sus retornos futuros, más aún si existe un sesgo de selección ex-post basado en el éxito pasado, la media histórica entrega un retorno esperado del futuro sesgado al alza. Esta es una de las razones de por qué las proyecciones de premio por riesgo están típicamente en basadas en el desempeño del mercado completo, incluyendo las firmas exitosas y también las no exitosas. Por tal motivo, la metodología de Dimson, Marsh y Staunton no se concentra exclusivamente en el desempeño del mercado de EE.UU. y considera un premio por riesgo a partir de una muestra de al menos 16 países, los cuales concentran gran parte del mercado de capital mundial, tanto al inicio como al término del intervalo de tiempo en análisis.

Las estimaciones de premio por riesgo esperado realizadas por Dimson, Marsh y Staunton, actualizadas repetidamente entre 2002 y 2006, han tenido una amplia aceptación debido a la amplitud de la base de datos utilizada y los esfuerzos realizados por disminuir los sesgos en sus estimaciones. En particular, sus proyecciones han sido especialmente consideradas en varios procesos tarifarios a la hora de determinar el premio por riesgo de la tasa de costo de capital. Como ejemplo, podemos encontrar el proceso tarifario para British Telecom, en Inglaterra, efectuado en el año 2005, cuyo premio por riesgo fue finalmente definido en 4,5%, y también el proceso tarifario para France Telecom en Francia, realizado el año 2005, en donde el premio por riesgo se fijó en 4%.

Una alternativa a la historia es el uso de estimaciones de rentabilidad esperada de largo plazo basadas en información condicional, tales como los niveles de tasas de interés y el crecimiento esperado de dividendos o utilidades de corto y largo plazo. Al igual que para el caso de las tasas de interés, donde se recomienda utilizar la última tasa de interés vigente al momento de fijar las tarifas, tiene sentido utilizar la última estimación *condicional de largo plazo* disponible para predecir el premio por riesgo. Un ejemplo es la metodología de Damodaran, que fija el premio por riesgo de largo plazo con respecto a bonos de largo plazo en 4%. Esto efectivamente reflejaría el costo de oportunidad vigente en el momento. Sin embargo, el problema que surge en este caso es que estas estimaciones pueden ser imprecisas, en la medida que los supuestos utilizados lo sean. Por ejemplo, Goval y Welch (2004) estudian el poder predictivo sobre el premio por riesgo que tienen las principales variables utilizadas en la literatura, tales como ratio financieros, utilidades, tasa de interés, inflación, etc. durante el período 1871-2003. El estudio revela que no es posible identificar ninguna variable que posea un “sólido” poder predictivo.

De este modo, aunque conceptualmente corresponda utilizar un premio por riesgo condicional de largo plazo, aquí se recomienda utilizar el premio por riesgo *incondicional* calculado por medio de la metodología de Dimson, Marsh y Staunton, como el estimador más preciso del premio por riesgo esperado. Esta opción en todo caso sesgaría hacia arriba la estimación del premio por riesgo, dados los niveles de precios vigentes.

### 3.2 Metodología de Dimson, Marsh y Staunton

A continuación se revisa con mayor profundidad la metodología utilizada por Dimson, Marsh y Staunton para estimar el premio por riesgo. Su objetivo es precisar el valor del premio por riesgo accionario. Para ello analizan los retornos de series largas, abarcando desde 1900 hasta 2005 (en el caso de Dimson, Marsh y Staunton (2006)), e incorporando información de 17 países.<sup>17</sup>

Se plantea que para entender el premio por riesgo se necesita examinar un período largo, pues la alta volatilidad del mercado dificulta mediciones precisas. En este sentido, sólo porque se han obtenido bajos retornos desde el 2000 no significa necesariamente que haya habido un cambio substancial en las expectativas de premio por riesgo de largo plazo. El error estándar es una medida de la imprecisión de las estimaciones. Los resultados revelan un menor error al utilizar la muestra completa de 106 años, comparado con el error obtenido en medias de intervalos menores, por lo que se obtienen estimaciones más precisas al analizar un período amplio de tiempo.

Los autores indican que la falta de mercados con datos de buena calidad con más de 100 años de historia ha llevado a que los análisis de retornos históricos se centren en aquellos pocos que los tienen, como EE.UU. o el Reino Unido. Sin embargo, justamente estos países han estado entre los de mayor rendimiento del mundo, por lo que proyectar el retorno futuro únicamente a partir de estas fuentes de información adolece de sesgo de supervivencia y de selección de muestra.

Las mediciones de premio por riesgo histórico podrían también ser erróneas si durante el intervalo de medición hubiera habido cambios en el nivel de riesgo o de oportunidades de diversificación de los inversionistas. Plantean que si, por ejemplo, estos cambios han ocasionado reducciones en el premio por riesgo, entonces esta disminución llevaría a un ajuste en los precios de las acciones, lo cual eleva la magnitud del retorno histórico observado. La media histórica del premio por riesgo por lo tanto sobrestimaría el premio por riesgo esperado del futuro, no sólo porque éste ha caído a lo largo del tiempo, sino también porque los retornos históricos han sido incrementados por un ajuste de precios del pasado, provocado precisamente por una reducción del premio por riesgo.

El estudio incorpora retornos anuales de 17 países: Alemania, Australia, Bélgica, Canadá, España, Dinamarca, EE.UU., Francia, Holanda, Irlanda, Italia, Japón, Noruega, Reino Unido, Sudáfrica, Suecia y Suiza a lo largo del período 1900-2005. Juntos, representan más el 91% del mercado de capitales del mundo a comienzos del año 2006. Los índices construidos para cada país buscan eliminar sesgos de estudios anteriores y obtener datos comparables entre los 17 países. Los índices accionarios incorporan ganancias de capital y dividendos; los índices de bonos incluyen ganancias por intereses y movimiento de precios; los retornos de inversión incorporan ganancias reinvertidas como también ganancias de capital. De esta forma, la base de datos construida para el estudio resulta ser

---

<sup>17</sup> Las publicaciones anteriores a Dimson, Marsh y Staunton (2006) incluían una muestra de 16 países. Esta última actualización incluye en su muestra a Noruega.

más exhaustiva y precisa y abarca un período de tiempo mayor que muchos de los estudios históricos anteriores. Adicionalmente, se construye un índice de retorno mundial, medido en dólares de EE.UU., donde cada país es ponderado por su capitalización de mercado al comienzo de cada año o, para aquellos años en los cuales el dato no se encuentra disponible, ponderados por PIB. Análogamente, se construye un índice mundial de bonos, construido ponderando por PIB los bonos de cada país.

La elección de la fecha de inicio del intervalo de la muestra fue establecida de acuerdo a la disponibilidad y calidad de los datos. Una fecha anterior a 1900 parece deseable, debido a que es preferible una serie más larga de retornos para estimar con mayor precisión el premio por riesgo. Aun así, algunos estudios han calculado premios por riesgo muy bajos durante el siglo XIX. Mehra y Prescott (2003) reportan un premio por riesgo para EE.UU. de cero durante 1802-1862, mientras que Hwang y Song (2004) concluyen que en el Reino Unido durante el siglo XIX los bonos tuvieron mejor rendimiento que las acciones. Lo anterior, se suma a la pobre calidad de datos disponibles para el siglo XIX y los pocos países que disponen de información.

Tomado como ejemplo los EE.UU., los retornos año a año obtenidos a lo largo del período de análisis muestran una alta volatilidad, logrando incluso rentabilidades negativas de -40% y positivas de 60%. A su vez, tomando en cuenta retorno histórico de una media móvil de un intervalo de 10 años, a lo largo de todo el período de 1900-2005, éstos pueden también llegar a ser negativos. Con esto se ilustra que una década es un período aun demasiado corto para inferir acerca de las expectativas de los inversionistas, puesto que ningún inversionista puede haber tenido expectativas de retornos negativos al invertir en activos de riesgo, como seguramente tampoco pueden haber tenido la expectativa de retornos cercanos al 60%. Por lo tanto, estos niveles de retornos deben corresponder a pérdidas o ganancias no esperadas. De esta forma, la evidencia corrobora la idea de que el período de análisis que se debe escoger debe ser lo suficientemente largo para incluir tanto los tiempos buenos como los malos.

Las estimaciones de premio por riesgo histórico obtenidas por estos autores muestran, al igual que otros estudios, que EE.UU. posee un rendimiento por sobre la media del mundo. Mientras la media geométrica del premio por riesgo respecto a papeles cortos de EE.UU. es de 5,5%, la media para el resto del mundo, excluyendo EE.UU., es de 4,2%. No obstante, EE.UU. no muestra ser el país de la muestra con mayor premio por riesgo histórico registrado. En efecto, los premios por riesgo calculados muestran que tanto el mercado de EE.UU como el del Reino Unido, pese a haber tenido un buen desempeño durante el siglo XX, se encuentran relativamente cercanos a la media de la distribución de premios por riesgo de la muestra internacional seleccionada, por lo que EE.UU. no presentaría un rendimiento extremadamente superior comparado con otros mercados y el sesgo de supervivencia no sería importante.

En cuanto al premio por riesgo anual del índice mundial observado entre 1900-2005, el promedio geométrico (aritmético) sobre papeles de corto plazo es 4,74% (6,07%). Relativo a papeles de largo plazo, éste se ha estimado en 4,04% (5,15%). Estas estimaciones de premio por riesgo internacional resultan ser considerablemente menores a las obtenidas por otros estudios de retornos históricos, principalmente a raíz de la

selección de un intervalo de tiempo amplio de 106 años y la incorporación de una muestra amplia de países, además de la elección de cuidadosos índices de retornos de mercado y papeles libres de riesgo.

Los premios por riesgo calculados muestran una alta volatilidad, con una desviación estándar del premio por riesgo relativo a papeles de corto plazo de 19% (15%, relativo a papeles de largo plazo). El rango de desviación estándar se encuentra entre 17% y 33%. Esto indica que a pesar de los 106 años de registro, aun existe bastante imprecisión en los premios por riesgo históricos.

La literatura económica ha mostrado que el sesgo de supervivencia ocasiona una sobrestimación del premio por riesgo histórico. Sin embargo, este sesgo no es suficientemente grande como para resolver el puzzle del premio por riesgo (Li y Xu, 2002). Por otra parte, Mehra (2003) nota que existe la tendencia en los países con mayores rentabilidades de mercado a contar a su vez con los papeles libres de riesgo de mayor rentabilidad, lo cual disminuye el efecto del sesgo de selección de los países con mayor éxito. La evidencia encontrada por Dimson, Marsh y Staunton concuerda con ello también, encontrando una correlación positiva entre los retornos reales de mercado y los retornos de bonos (también presente para papeles de corto plazo).<sup>18</sup> En consecuencia, el sesgo de supervivencia aparece significativo, pero no de magnitud importante. Ciertamente, la selección de una muestra de 17 países disminuye aun más los sesgos de supervivencia y selección de las estimaciones de los retornos históricos. Aun así, existen países que no están incluidos en la muestra países que han enfrentado en pérdidas totales en el mercado, tales como China y Rusia, lo cual implicaría que las estimaciones de Dimson, Marsh y Staunton se encontrarían sobrestimadas. Sin embargo, la muestra escogida abarcaba cerca de un 90% del mercado de capitales mundial al 1900, por lo que el sesgo al alza producto de este efecto sería reducido. Los autores estiman que el sesgo de supervivencia dentro del índice mundial de 17 países debiera ocasionar una sobre estimación del premio por riesgo del orden de magnitud de 0,1%, por lo que su efecto sería pequeño y, por lo tanto, de ninguna manera es capaz de explicar el puzzle.

Para estimar el premio por riesgo que se emplea para descontar flujos de caja futuros es necesario utilizar el premio por riesgo *esperado*. Se discutió que una mejor estimación de éste es el promedio aritmético, suponiendo que los retornos poseen la misma distribución que los pasados.

Dimson, Marsh y Staunton plantea que el premio por riesgo histórico puede ser un estimador sesgado del premio por riesgo esperado debido a que pueden haber experimentado ganancias no anticipables (Fama y French (2002), Ibbotson y Chen (2003)). Por lo tanto, es necesario examinar en qué medida el premio por riesgo histórico pudo ubicarse por sobre (o bajo) las expectativas de los inversionistas. A principios del siglo XX las condiciones del mercado no dejaban prever ni al más pesimista que los siguientes 50 años estarían marcados por guerras civiles, dos Guerras Mundiales, el gran desplome de Wall Street de 1929, la Gran Depresión, los episodios de hiperinflación, la

---

<sup>18</sup> Sobre los 106 años, la correlación sobre los 17 retornos de mercado y los 17 retornos de los bonos (bills) fue de 0,66 (0,63).

extensión del comunismo, el surgimiento de la guerra fría, etc. Durante 1900-1949 el retorno anualizado del índice mundial fue de 3,5%, valor que disminuye a 1,5% si se excluye a EE.UU.. Para 1950 sólo aquellos muy optimistas habrían tenido expectativas de lograr durante los siguientes cincuenta años un retorno anualizado del índice mundial a niveles del 9%. Durante la segunda mitad del siglo XX no hubo tercera guerra mundial, se terminó la guerra fría, hubo extraordinarios aumentos en productividad, en eficiencia y en progreso tecnológico. De esta forma, tal como nota Fama y French (2002), el retorno anualizado de 9% durante la segunda mitad del siglo XX probablemente superó las expectativas de los inversionistas.

A lo largo del período de análisis, todos los países de la muestra evidencian un alza del ratio precio/dividendo, lo que es indicativo de una disminución del premio por riesgo exigido a las inversiones. Por su parte, a medida que avanzaba el siglo, el riesgo económico y político fue disminuyendo, mejoró la liquidez y el manejo del riesgo, tanto micro como macro económico, las grandes instituciones expandieron sus inversiones a hacia el resto del mundo y, posiblemente, los inversionistas se volvieron más tolerantes al riesgo. Aun si no hubieran cambiado su tolerancia al riesgo, como el riesgo pudo diversificarse mejor, el premio por riesgo requerido probablemente cayó. De este modo, los precios de las acciones deberían haber aumentado, lo que sería incorrecto de interpretar como un aumento en el premio por riesgo. Más aun, si los precios de las acciones aumentaron debido a las mayores posibilidades de diversificación, éste fenómeno no es repetible, y no puede extrapolarse hacia el futuro.

Dimson, Marsh y Staunton descomponen, para cada uno de los países, el retorno anualizado o media geométrica del mercado del período 1900-2005 en 4 factores: i) tasa de crecimiento del dividendo real, ii) incremento del ratio precio/dividendo, iii) media geométrica del rendimiento de dividendos y iv) variación del tipo de cambio real. Los resultados muestran que la tasa de crecimiento del dividendo real representa 0,8 puntos porcentuales del retorno del índice mundial. Mientras el promedio de este factor para los 17 países es de -0,1%, el valor calculado para EE.UU. es de 1,3%. Siendo discutible establecer un valor esperado distinto del promedio histórico en este caso, el valor esperado propuesto es 0,8%. Algunos más pesimistas han proyectado tasas de cero o menos (Arnott y Bernstein, 2002), mientras que otros más optimistas han proyectado valores superiores a 1 (Ibbotson y Chen, 2003).

Respecto al segundo factor, el ratio precio/dividendo ha aumentado a lo largo de los 106 años del intervalo en 0,7% al año. Este incremento representa, al menos en parte, la disminución del (premio por) riesgo de mercado a medida que disminuían las barreras a la diversificación del mercado. Sin embargo, como se explicó anteriormente, esta situación experimentada durante el siglo XX tiene más bien un carácter de irreplicable, por lo que no puede considerarse dentro de las expectativas futuras del mercado.

La media geométrica del retorno de dividendos (dividend yield) para el índice mundial alcanza un valor de 4,2%. Los niveles actuales de retorno de dividendos son mucho menores a la media histórica, por lo que el nivel proyectable de largo plazo es menor. Por lo tanto, un nivel esperable de retorno de dividendos debiera ser, al menos, 0,5%-1,0% inferior a la media histórica.

Finalmente, el cuarto factor, la variación del tipo de cambio real, muestra que ha habido un aumento en el valor real del dólar de 0,1% en promedio de la muestra de países, mientras que el efecto a en índice mundial es 0,0%. Existe consenso en que los cambios en el largo plazo del tipo de cambio real debieran ser cero. Por lo tanto, en base a la evidencia y la teoría, la tasa esperable de variación del tipo de cambio es cero.

En consecuencia, Dimson, Marsh y Staunton plantean que a pesar de haber estimado un premio por riesgo para el índice mundial a lo largo de los 106 años de 4,7% sobre papeles de corto plazo, este valor se encuentra sesgado debido a ganancias inesperadas. Un premio por riesgo adecuado para las expectativas de los inversionistas de largo plazo debe ser ajustado para excluir aquellas ganancias que no son persistentes. Para ello, proponen la expansión histórica del ratio precio/dividendo no puede extrapolarse y se debe suponer igual a cero. Lo anterior implica que el premio por riesgo histórico posee un sesgo al alza de 0,7%. Adicionalmente, proponen que para extender el premio histórico hacia el futuro, se debe disminuir el retorno sobre dividendos en al menos 0,5%-1%. De esta manera, Dimson, Marsh y Staunton plantean que, realizando ambos ajustes, el premio por riesgo esperable por los inversionistas sobre papeles de corto plazo, medido como media geométrica, se encuentra entre 3,0-3,5%.

A partir de los resultados históricos del premio por riesgo calculados por DMS, se observa que el premio por riesgo aritmético es 1,3% mayor al geométrico. En consecuencia, Dimson, Marsh y Staunton establecen que el premio por riesgo esperado para el índice mundial, medido como promedio aritmético y sobre papeles de corto plazo, se encuentra aproximadamente entre 4,5% y 5,0%. Considerando que según sus mediciones la diferencia entre los premios por riesgo medidos sobre papeles de corto plazo y largo plazo de 0,9%, entonces el premio por riesgo esperado a futuro, medido como media aritmética y sobre bonos de largo plazo, se hallaría entre 3,6%-4,1%.

Estas estimaciones son menores a las medidas tradicionales de premio por riesgo histórico y disminuyen la brecha del puzzle del premio por riesgo, pero no representan una solución éste.

### 3.3 Tasas de descuento locales<sup>19</sup>

Para determinar tasas de descuento locales en el caso de países emergentes hay tres dificultades. Primero, hay que estimar el nivel de riesgo del país en que se desenvuelve la empresa. Segundo, debe determinarse el riesgo específico del proyecto o inversión que se evalúa. Tercero, es necesario analizar el tipo de interacción que hay entre las dos fuentes de riesgo anteriores. La mayor complejidad radica en determinar el tipo de modelo de valoración que debe ser utilizado en este contexto. Aquí se desarrolla primero una revisión de la literatura y luego se discuten modelos específicos que se han propuesto para países emergentes.

#### 3.3.1 Asset Pricing y costo de capital: breve revisión de la literatura

- **CAPM**

Markowitz (1952, 1959) fue el creador de la Teoría de Portafolios. En esencia esta teoría supone que los inversionistas se preocupan básicamente de dos parámetros: la rentabilidad esperada y el riesgo. Este último puede ser medido adecuadamente por la desviación estándar de los retornos. De esta forma, los inversionistas escogerían portafolios en la *Frontera Eficiente* tales que, para un nivel determinado de riesgo, no haya otro con una mayor rentabilidad esperada.

Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966) se basan en los resultados de Markowitz para desarrollar el CAPM o modelo de valoración de activos de capital. Para llegar a éste, los siguientes supuestos son suficientes:

- Hay un único horizonte de inversión.
- Todos los activos son divisibles y transables.
- No hay imperfecciones ni impuestos en los mercados de capitales.
- Existen expectativas homogéneas.
- Puede prestarse y pedirse prestado a la tasa libre de riesgo.

Bajo los supuestos anteriores, todos los inversionistas visualizan de la misma forma la frontera eficiente y existirá un único portafolio riesgoso óptimo que todos los inversionistas desearán combinar con el activo libre de riesgo. El CAPM tradicional surge cuando se identifica *el* portafolio riesgoso óptimo con el *Portafolio de Mercado*, que resulta ser el único portafolio riesgoso idéntico que puede ser mantenido simultáneamente por todos los inversionistas. Entonces, la única fuente de riesgo en la riqueza es la variabilidad del portafolio de mercado y, por lo mismo, al considerar los activos individuales, preocupa la contribución de cada uno a dicha variabilidad. La contribución marginal al riesgo de un portafolio la mide su *beta* con respecto al portafolio y, como todos los inversionistas mantienen el portafolio de mercado, la única medida de

---

<sup>19</sup> Esta sección expande lo desarrollado en Walker (2003).

riesgo pertinente es el *beta con respecto al portafolio de mercado*. De este modo surge el CAPM:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i \cdot \lambda_m \quad (5)$$

donde

$$\lambda_m = E(r_m) - r_f \quad (6)$$

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{\sigma_m^2} \quad (7)$$

La ecuación (5) indica que la rentabilidad exigida (esperada) de cualquier activo tiene como base la tasa libre de riesgo más “beta veces” el premio por riesgo del mercado. Nótese que este modelo postula que la única medida de riesgo es el beta. Conocer el beta de un proyecto, la tasa libre de riesgo y el premio por riesgo del “portafolio de mercado” es suficiente para determinar el costo de capital. Entre las generalizaciones tempranas a dicho modelo está la de Black (1972), que establece que el modelo sigue cumpliéndose aunque no exista un activo libre de riesgo. Basta reemplazar en la ecuación (5)  $r_f$  por el retorno esperado del portafolio en la frontera eficiente que no tiene correlación con el portafolio de mercado.

- **Arbitraje Pricing Theory (APT)**

Ross (1976) desarrolla un modelo basado en un conjunto diferente de supuestos. Plantea que carteras y activos equivalentes en riesgo, deben contar con un rendimiento equivalente. En caso contrario, si el mercado valoriza activos de igual riesgo a precios distintos, se estaría permitiendo que alguien pudiera obtener ganancias realizando arbitraje. Este modelo supone que existe un número finito de factores de riesgo que determinan linealmente los retornos observados de los instrumentos financieros. De ser ello así, por arbitraje se necesita que, en el caso de portafolios diversificados, exista una relación *lineal* exacta entre la rentabilidad esperada de dichos portafolios y sus sensibilidades (betas) a las realizaciones de los factores. Para los activos individuales debe cumplirse aproximadamente la misma relación lineal:

$$E(r_i) \approx r_f + \beta_{i1} \cdot \lambda_1 + \dots + \beta_{iK} \cdot \lambda_K \quad (8)$$

En este caso se ha supuesto que hay  $K$  factores de riesgo y que cada factor de riesgo tiene asociado un premio por riesgo  $\lambda_K$ . La principal limitación de este modelo, desde un punto de vista práctico, es que no determina *a priori* cuáles son los factores que deberían afectar los retornos de los activos. Sin embargo, desde un punto de vista empírico, una “buena” estructura de factores es tal que los riesgos propios de cada activo no se correlacionen con los factores y tampoco entre ellos.

- **Otros modelos de valoración**

Merton (1973) en un contexto de tiempo continuo (ICAPM) desarrolla un modelo de valoración de activos cuya expresión final es muy similar a la ecuación (8), pero que

entre los factores incluye el portafolio de mercado. El resto de los factores representan variables de estado que afectan el bienestar o las oportunidades de inversión de los inversionistas. Breeden (1979) por su parte, desarrolla el CAPM basado en el consumo agregado (CCAPM). La expresión final resultante es similar a la ecuación (5), sólo que en lugar del beta con respecto al portafolio de mercado considera un múltiplo del beta con respecto a la tasa de crecimiento del consumo. La evidencia empírica ha demostrado que el crecimiento en el consumo agregado es demasiado *suave* como para explicar los retornos de los activos por lo que este último modelo sólo recientemente ha sido más explorado en la literatura.

- **Poder predictivo de los modelos y anomalías**

Los modelos de valoración de activos se juzgan en base a su poder predictivo. Si un modelo es capaz de explicar el cross-section de los retornos observados de los activos, éste se considerará útil. Por muchos años el CAPM (ecuación (5)) se consideró una buena descripción de la realidad, con sólo contadas excepciones, que eran tildadas de anomalías. Por ejemplo, Basu (1977) encontró un efecto “precio-utilidad” y Banz (1981) detectó la presencia de un “efecto tamaño”. Tanto las empresas pequeñas como las de baja relación precio-utilidad tendrían mayor rentabilidad esperada que lo predicho por el CAPM.

Otras “anomalías” encontradas a través de los años (con rentabilidades significativamente diferentes a las predichas por el CAPM) son: el efecto libro-bolsa, muy similar al efecto precio utilidad; el efecto de reversiones, en que empresas con muy mal desempeño en el pasado tienden a ofrecer retornos significativamente mayores posteriormente; un efecto leverage, con empresas muy endeudadas ofreciendo mayores rentabilidades; y el efecto *momentum*, en que empresas que han tenido mal desempeño en el pasado continúan teniéndolo en el futuro.<sup>20</sup>

- **Fama y French**

Fama y French (1992) resumen en un solo estudio las anomalías detectadas anteriormente, pero dan un golpe a la cátedra con su resultado más importante: luego de controlar por tamaño, el beta pierde todo su poder predictivo. En otras palabras, para empresas de tamaño similar, un mayor beta en promedio no se asocia a un mayor retorno sino incluso a uno menor. Otra conclusión importante de este estudio es que sus “factores de riesgo” (tamaño y relación libro-bolsa) tienen como caso particular casi todas las otras “anomalías”, incluyendo los efectos leverage, precio-utilidad y reversiones. El único fenómeno que no son capaces de explicar con sus factores es el de *momentum*.<sup>21</sup> Los resultados de este estudio fueron duramente criticados por eventuales sesgos presentes en su muestra y metodología, pero nueva evidencia y estudios internacionales parecen confirmar la existencia de ambos efectos: empresas pequeñas y de alta relación valor

---

<sup>20</sup> Para una descripción más detallada de estos efectos véase Bodie Kane y Marcus, Investments (2002), capítulo 13 y Davis (2001).

<sup>21</sup> Hay quienes dudan que este efecto en realidad exista. Véase Cochrane (1999).

libro a valor bolsa (llámense tipo *value*) han tenido mayor rentabilidad, en promedio, en distintos períodos de tiempo y países.

Si bien persiste alguna controversia acerca de si los factores de Fama y French en realidad representan indirectamente tipos de “riesgo”,<sup>22</sup> el uso empírico del siguiente modelo de tres factores propuesto por Fama y French (1993) es frecuente:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{iM} \cdot \lambda_M + \beta_{iSMB} \cdot \lambda_{SMB} + \beta_{iHML} \cdot \lambda_{HML} \quad (9)$$

Los tres factores son el premio por riesgo de mercado (como antes, pero ahora se utiliza principalmente para distinguir acciones de bonos), un premio por riesgo asociado al tamaño y otro asociado al efecto *value*. Para medir estos efectos, en la práctica, se hace un ranking de las empresas en base a su tamaño. Se forma un portafolio con los cinco deciles de las empresas más pequeñas y otro con los cinco deciles de las mayores. La diferencia entre los retornos (fuera de muestra) de estos portafolios es considerada un factor de riesgo, y mientras mayor es la sensibilidad a dicho factor (Small-minus-Big, SMB,  $\beta_{iSMB}$ ) mayor es la rentabilidad esperada. Algo similar se hace en el otro caso: se hace un ranking de las empresas en función de su relación valor libro a valor bolsa y la diferencia de retornos fuera de muestra entre los portafolios constituidos por los deciles extremos es la realización de factor de riesgo (en este caso los deciles 8-10 menos los deciles 1-3). Un mayor beta con respecto a dicho factor (High-minus-Low, HML,  $\beta_{iHML}$ ) implica mayor rentabilidad esperada.

Nótese que la ecuación (9) tiene una justificación *ad hoc* utilizando modelos tipo APT o ICAPM, pero la anterior simplemente corresponde a una descripción empírica, aparentemente exitosa, de un proceso generador de retornos.

Numerosos estudios han buscado sustento económico a dichos resultados, que los hagan consistentes con las interpretaciones que afirman que los mayores retornos efectivamente son premios por riesgo. Interpretaciones promisorias en este sentido se encuentran en Liew y Vassalou (2000). Encuentran que HML y SMB predicen el crecimiento futuro del producto. Por ende, los inversionistas prefieren instrumentos que son menos sensibles al ciclo económico. Asimismo, en promedio, a las empresas pequeñas les cuesta más caro el financiamiento, lo que se traduce en mayores rentabilidades esperadas asociadas a la inversión en éstas. Las empresas pequeñas tienen mayores dificultades de acceso a financiamiento (nacional e internacional) justamente en tiempos de crisis, reafirmando la idea de un mayor costo de capital (y por ende de mayor rentabilidad esperada). En el mismo sentido, la interpretación de Cochrane (1999) es que incluso empresas grandes que en el pasado reciente hayan atravesado por un período de tensiones financieras (lo que se refleja en mayores relaciones libro-bolsa, o precios de mercado más “castigados”) encontrarán más dificultoso el acceso a financiamiento, justamente en momentos de crisis o de desaceleración económica, ya que se estima que en dichas circunstancias la probabilidad de supervivencia es menor. Este sería un riesgo sistemático que en determinadas circunstancias afecta a la generalidad de las empresas de este tipo.

---

<sup>22</sup> Véase Daniel y Titman (1997) quienes afirman que, más que factores de riesgo, son las “características” de las empresas las que explican el cross-section de retornos.

En resumen, hay evidencia que relaciona el comportamiento de SMB y HML con variables macroeconómicas importantes, que dan sustento a la interpretación de que el mercado remunera una mayor exposición a dichos factores porque representan factores de riesgo. Dada una sensibilidad al retorno de mercado, los inversionistas preferirán empresas menos sensibles al ciclo económico.

- **Modelos basados en variables macroeconómicas**

Existen modelos que, desde el punto de vista económico, ofrecen explicaciones relativamente más atractivas, pero que, según Cochrane (1999), son menos exitosos en la explicación de los retornos. Entre ellos destacan Chen, Roll y Ross (1986), Jagannathan y Wang (1996) y Lettau y Ludvigson (2001). Los tres estudios utilizan variables macroeconómicas y financieras directamente en la explicación de los retornos, permitiendo que las rentabilidades esperadas y/o los betas varíen en el tiempo. Los últimos dos comparten la idea de considerar la sensibilidad al valor del capital humano (JW) o al consumo (LL), conceptos estrechamente ligados. Las interpretaciones que dichos modelos permiten sustentar es que se les exigirá mayores retornos a activos más correlacionados con el ciclo económico o con la probabilidad de crisis, lo que no necesariamente es capturado por el beta de mercado. Desde una óptica práctica, sin embargo, estos modelos son de más difícil utilización, especialmente en un contexto internacional.

### 3.3.2 Modelos de Asset Pricing Internacional

Stulz (1999) argumenta que el desarrollo de la globalización de los mercados de capitales debería llevar a que el costo de capital de las empresas caiga, debido a: i) un efecto diversificación, en que la tasa de costo de capital exigida por los inversionistas disminuye; y ii) un monitoreo más competente de los actos de los controladores de las empresas haría que los flujos de caja residuales de los inversionistas aumente. Sin embargo, en parte debido al denominado “sesgo accionario local” (*home equity bias*<sup>23</sup>), la evidencia empírica indica que la caída en la tasa de costo de capital producto de la internacionalización de las fuentes de financiamiento de las empresas es notoriamente menor que lo esperado. Es decir, la globalización parece tener un impacto relativamente “menor” sobre el costo de capital.

De ser cierto, lo anterior por una parte plantea un dilema y, por otra, implica que debe utilizarse con cautela un modelo de Asset Pricing internacional tipo CAPM, en que el portafolio de mercado es reemplazado por uno mundial, por ser inconsistente con la evidencia. Es decir, estimar tasas de descuento para “empresas similares” en EE.UU. y, con algún ajuste, aplicar dichas tasas en el mercado local, tiene un débil sustento empírico.

---

<sup>23</sup> El sesgo accionario local corresponde a la tendencia de los inversionistas a conformar portafolios que concentran una mayor proporción de acciones del país locales, a pesar de posibilidades de diversificación. Se presume que este sesgo surge de las dificultades de invertir fuera del país local, como restricciones a la inversión, costos de transacción, riesgo político, asimetrías de información entre el mercado doméstico y el extranjero o diferencias en la canasta de consumo de ambos mercados.

Sin embargo, Karolyi y Stulz (2003) demuestran que en el caso de países desarrollados, especialmente los de mayor tamaño, tal como EE.UU., el uso de un modelo de valoración de activos local y no internacional probablemente implica errores de baja magnitud, no así en el caso de países *emergentes*. Por otro lado, la evidencia empírica revisada por ellos confirma que la influencia de factores locales es mayor a la esperada, aunque los premios por riesgo país cambian de manera dinámica y predecible en función a su covarianza con el retorno del portafolio mundial (Ferson y Harvey, 1994 y Harvey, 1995). Sin embargo, no hay claridad acerca del efecto de factores globales en el corte transversal de retornos. Rowenhorst (1999) entrega más evidencia acerca de la importancia de los factores locales para explicar los retornos de países emergentes. A través de una muestra que incluye a veinte países, encuentra que los factores de retorno en los mercados emergentes son cualitativamente similares a aquellos de países mercados desarrollados. A su vez, encuentra que la correlación entre factores de retornos por país sugiere que el premio tiene un fuerte carácter local. Fama y French (1998), por su parte, encuentran evidencia de que sus factores explican el cross-section de retornos a nivel internacional y, basándose en la evidencia encontrada, proponen un modelo de dos factores: el retorno de un portafolio mundial y el premio por *value*. Sin embargo, Griffin (2001) encuentra que el poder explicativo del segundo factor en realidad se debe a su componente doméstico.

Karolyi y Stulz (2003) también destacan la sorprendentemente escasa referencia que se hace al riesgo cambiario. Citan estudios que apoyan modelos multifactoriales basados en el portafolio mundial y la exposición a diversos factores de riesgo cambiario. En particular, Zhang (2001) y Dahlquist y Sallstrom (2001) encuentran que en un modelo multifactorial condicional la exposición a riesgos cambiarios y al retorno del portafolio mundial ayudan a explicar el cross-section de retornos. Con dicho modelo rechazan del modelo multifactorial internacional de Fama y French.

En resumen, particularmente para países emergentes, la evidencia no resulta clara en cuanto a qué factores determinan las rentabilidades exigidas a nivel internacional. Hay evidencia de la influencia de la covarianza con respecto a un portafolio mundial y de la exposición a riesgos cambiarios. Pero la literatura no parece haber llegado a una conclusión clara. De aquí el rol de modelos *ad hoc* que directa o indirectamente capturen las regularidades empíricas enunciadas.

Erb, Harvey y Viskanta (1996) utilizan un indicador agregado de riesgo de crédito por país y lo relacionan con los retornos observados. Arguyen que con dicha simple especificación logran resultados similares a los obtenidos con modelos más complejos. En una idea similar, Damodaran (2002) propone estimar el premio por riesgo tomando como base el premio por riesgo de un país *maduro* y sumarle un premio por riesgo país. Propone estimar el riesgo país asociado a su mercado accionario del siguiente modo:

$$\lambda_r = (r_R - r_f) \frac{\sigma_{Equity,R}}{\sigma_{Bonos,R}} \quad (10)$$

donde  $\lambda_R$  es el premio por riesgo país,  $r_R - r_f$  es el “default spread” para bonos correspondiente al nivel de riesgo país, el que a su vez es amplificado por la razón de volatilidades entre retornos de bonos y acciones del país. De modo heurístico, propone estimar esta razón de volatilidades en 1,5. Finalmente, la tasa de costo de capital se estima con un modelo de dos factores:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{iW} \lambda_W + \beta_{iR} \lambda_R \quad (11)$$

Esta ecuación tiene como casos particulares  $\beta_{iR} = 1$  y  $\beta_{iR} = \beta_{iW}$ . En el primero, el premio por riesgo país (definido en la ecuación (10)) se suma a la tasa libre de riesgo del país *maduro* y en el segundo, al premio por riesgo accionario del país *emergente*. La ecuación anterior considera un factor de riesgo internacional y otro local y, por ende, posiblemente capture al menos aproximadamente los resultados encontrados en la literatura por Fama y French (1998), Zhang (2001) y Dahlquist y Sallstrom (2001). Quizás el modelo teórico más parecido a la ecuación (11) lo desarrolla Sercu (1980), quien, en un modelo de dos países, llega a que las fuentes de riesgo son la covarianza con el retorno del portafolio mundial y la covarianza con la variación en el tipo de cambio.

Otro modelo *ad hoc* similar es el de Godfrey y Espinoza (1996), un ajuste a un modelo de valoración de activos de capital (CAPM) mundial. Este modelo ha sido utilizado previamente en procesos de regulación tarifaria para determinar tasas de costo de capital requerida. El modelo planteado por Godfrey y Espinoza (1996) sugiere la siguiente expresión para el cálculo de costo del patrimonio en países emergentes:

$$E(r_i) = r_f + YS_i + \lambda_W (0,6) \frac{\sigma_i}{\sigma_{US}} \quad (12)$$

donde  $r_f$  es la tasa libre de riesgo de EE.UU.,  $YS_i$  premio por riesgo en los bonos de un país emergente.  $\sigma_i$  y  $\sigma_{US}$  son las desviaciones estándar de los retornos del país emergente y de EE.UU, respectivamente. De la ecuación se desprende que se supone un coeficiente de correlación entre el mercado emergente y el de EE.UU. fijo en 0,6. Nótese que (12) es un caso particular de (11) suponiendo que la correlación efectivamente sea 0.6 y que  $\beta_{iR} \lambda_R = YS_i$ .

El último término en la ecuación (11) tendrá alguna importancia sólo en el caso de países con baja clasificación de riesgo. Sin embargo, las ecuaciones (11) y (12) no tienen justificación empírica ni teórica. El otro punto que puede ser problemático es que el “default spread” no es un premio por riesgo propiamente tal, pues no se espera recibir la fracción correspondiente a la probabilidad de no pago. Este problema es potencialmente más grave en el caso de países con peor clasificación de riesgo. Una forma de utilizar la metodología propuesta por Damodaran evitando supuestos arbitrarios, consiste en estimar empíricamente  $\beta_{iW}$  y  $\beta_{iR}$  en la ecuación (11), utilizando como factores de riesgo el retorno de un *proxy* del portafolio mundial y el retorno de los bonos soberanos, con la siguiente especificación:

$$r_{i,t} - r_{T20,t} = \alpha_i + \beta_{iW} \cdot (r_{W,t} - r_{T20,t}) + \beta_{iR} \cdot (r_{R,t} - r_{T20,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

Esta especificación implica construir una regresión entre el retorno del activo local en exceso del retorno (ganancia) sobre el bono del Tesoro de EE.UU. a 20 años, contra el *proxy* del portafolio mundial y el retorno (ganancia) de invertir en el bono soberano, ambos en exceso del retorno del bono del Tesoro a 20 años. Si la constante no resulta ser significativamente distinta de cero, el resultado puede interpretarse como un *portafolio imitador*: éste estaría compuesto por una porción  $\beta_{iW}$  invertido en el portafolio mundial,  $\beta_{iR}$  en el bono soberano y  $1 - \beta_{iW} - \beta_{iR}$  en el bono del Tesoro de EE.UU.. Por consiguiente, la rentabilidad esperada del activo debe ser la de su portafolio imitador. Para verificar la conjetura de Damodaran, en este caso  $\beta_{iR}$  debería ser 1,5 (que sería la razón entre las varianzas del mercado accionario local y del mercado de bonos), pues es la sensibilidad al retorno de los bonos soberanos. Es importante destacar que la ecuación (13) podría generalizarse incorporando un factor de riesgo no específico a un país sino a una región o a países que comparten la característica de ser considerados “emergentes”, por ejemplo.

Es interesante considerar también el estudio de Mishra y O’Brian (2001),<sup>24</sup> donde se analiza las diferencias de estimación de costo de capital por medio de un modelo CAPM de un factor respecto a un modelo CAPM de dos factores. El estudio mide estas diferencias sobre acciones de EE.UU. y sobre 118 ADRs. Respecto de su análisis sobre ADRs, los resultados muestran que las diferencias son particularmente grandes para aquellos ADRs de mercados emergentes. En consecuencia, el uso de un modelo de dos factores que incorpore un factor de riesgo adicional al mercado de EE.UU. es más importante para los ADRs de mercados emergentes que para ADRs de mercados desarrollados. Esto es consistente con la metodología propuesta aquí.

Sin embargo, todos los enfoques anteriores presentan inconvenientes que es necesario considerar. En primer lugar, durante los últimos años Chile, al igual que los países emergentes en general, se ha integrado con los mercados de capitales mundiales, producto de la eliminación de los encajes a las entradas de capital, de la liberación de los movimientos de capital en general y del tipo de cambio, en particular, además de las disminuciones en impuestos y otras trabas al libre flujo de divisas, incluyendo por supuesto menores restricciones a la inversión de inversionistas locales en el exterior. Prueba indirecta de ello son el bajo nivel que han alcanzado las tasas de interés locales y las colocaciones de bonos y acciones de empresas nacionales en mercados internacionales. Segundo, la mayor parte de los estudios empíricos sobre CAPM internacional y su aplicabilidad a países emergentes tienen sesgos de selectividad de muestra. En efecto, Bansal y Dahlquist (2002), estudian el problema de por qué los modelos de valoración de activos tienen dificultades para explicar las diferencias observadas en el premio por riesgo de mercados desarrollados y de mercados emergentes, concluyendo que el retorno accionario de los países emergentes depende del riesgo sistemático y de un “premio por selectividad”. Existe un sesgo de selectividad en las estimaciones que tendría su origen en la falta de credibilidad respecto del compromiso de mantener los mercados abiertos (riesgo de expropiación). El estudio encuentra que, luego

---

<sup>24</sup> Mishra, Dev y Thomas O’Brian (2001) “A Comparison Of Cost Of Equity Estimates Of Local And Global Capms”, The Financial Review, Volumen 36, Número 4.

de controlar por sesgo de selectividad, el riesgo sistemático del modelo CAPM internacional (de un solo beta) sí explica las diferencias de rentabilidades entre países. Mientras el riesgo de expropiación es cercano a cero en países desarrollados, éste abarca una gran fracción del spread soberano de países emergentes, en promedio cercano al 50%. El riesgo de expropiación estaría correlacionado a su vez con la reputación del mercado de capitales y la magnitud de su comercio internacional.

Por lo tanto, la evidencia más reciente indica que, más que utilizar ajustes ad hoc, dada la mayor integración con los mercados internacionales observada recientemente y los sesgos presentes en los estudios más antiguos, parece preferible utilizar como base un CAPM internacional con un ajuste adicional por premio por riesgo país, que resulta relativamente menor, al menos en el caso de Chile, dado que su spread soberano ha caído notablemente, incluso a niveles bajo los 80 puntos base en los bonos de largo plazo.

### 3.3.3 Transformación de una tasa de descuento en dólares a moneda local

El premio por riesgo internacional de mercado y el premio por riesgo país se utilizan para determinar tasas de descuento en dólares, sumándoselos con algunos ajustes a tasas libres de riesgo en dólares. Por lo tanto, a partir de una tasa de descuento en dólares, es necesario realizar una transformación a moneda local. Sumar a la tasa libre de riesgo en moneda local el premio por riesgo accionario mundial, por ejemplo, resulta erróneo debido a que la tasa de interés local en moneda local (en UF en el caso de Chile, por ejemplo) ya incorpora un premio por riesgo país y un premio por riesgo cambiario. Adicionalmente, al igual que en el caso de la proyección de tasas de interés libres de riesgo, en lo posible debe evitarse usar proyecciones arbitrarias de devaluación esperada para transformar una tasa en dólares a una en moneda local. El uso de instrumentos financieros transados en el mercado permite la transformación de la moneda de referencia de las tasas bajo supuestos de no arbitraje, pues todas las expectativas del mercado se hayan contenidas en las tasas de dichos instrumentos.

De este modo, dada una tasa de descuento en dólares para una empresa local, la forma correcta de “importarla” es transformarla en primer lugar a un premio por riesgo *con respecto a una tasa libre de riesgo emitida por el país local en dólares*, es decir, en nuestro caso con respecto al bono soberano chileno. Luego, se puede obtener el retorno de mercado del país medido en moneda local, sumando dicho premio a la tasa de interés expresada en moneda local de plazo similar. Al hacer esto, por una parte se toma sólo el premio en exceso del premio del país y, por otra, se toma la devaluación esperada por el mercado, implícita en las diferencias de tasas del mismo emisor (en este caso, el Estado de Chile).

### 3.3.4 Pertinencia de un premio por riesgo adicional por tamaño

Con frecuencia se plantea que debe sumarse un premio por tamaño adicional a las tasas de descuento de las empresas locales, aludiendo a que las empresas incluidas en la

muestra internacional de comparación son de mayor tamaño y por lo tanto estarían sujetas a menor riesgo y enfrentarían menores restricciones al crédito.

El modelamiento del premio por riesgo que se ha planteado en este trabajo considera un riesgo sistemático con respecto a un portafolio mundial y un “riesgo emergente”, asociado a un país emergente en particular. Esta dimensionalidad es específica a los modelos de valorización internacionales y difiere de las dimensiones típicamente utilizadas para caracterizar empresas al interior de países desarrollados. Si bien existe evidencia empírica de un “efecto tamaño”, ésta se ha hallado entre empresas de países desarrollados, donde se exige una mayor rentabilidad a empresas de menor tamaño. Sin embargo, este efecto no puede darse por descontado para empresas de países emergentes, pues, a escala internacional, la mayoría de ellas son pequeñas. De este modo, es probablemente redundante incorporar un “efecto empresa pequeña”, adicional al premio por riesgo específico del país, pues este último ya considera que las empresas al interior de país emergente son pequeñas, tienen menor acceso a crédito, y se les exige una mayor rentabilidad esperada que la de un país desarrollado.

Se suele recurrir al trabajo de Fama y French (1992) para justificar la pertinencia de un premio por tamaño. Aquí es importante destacar que las regresiones de Fama y French resultan significativas en países desarrollados, pero en países emergentes no se ha demostrado que esta variable tenga poder explicativo similar. De esta manera, no hay evidencia que permita extender al mercado chileno la existencia de un premio por tamaño. Incluso si los resultados de un premio por tamaño fueran aplicables a nuestro país, el estudio de Fama y French realiza un análisis general del mercado, sin hacer diferencias en la magnitud y validez del factor tamaño al interior de una industria. De esta manera, evidencia favorable a la existencia de un efecto tamaño en el mercado de EE.UU. podría estar sustentada parcialmente en diferencias entre industrias, donde aquellas caracterizadas por empresas de menor tamaño requieran un mayor retorno que industrias formadas por empresas de gran tamaño. Lo anterior implica que el resultado de Fama y French no necesariamente se replica con la misma fuerza al interior de una industria (y particularmente, al interior de las industrias reguladas bajo análisis) y en tal caso no habría justificación para un premio por riesgo adicional respecto de los exigidos para la industria.

## 4 Coeficiente Beta

### 4.1 Coeficiente Beta del Patrimonio

En la sección 3.3.1 se introdujo el coeficiente beta de un activo financiero como medida de riesgo. Beta indica la sensibilidad del retorno de dicho activo con respecto a la variación en el retorno del mercado.<sup>25</sup> Un beta mayor que uno representa un activo que amplifica los movimientos del mercado (activo “agresivo”), mientras que un beta positivo menor a uno corresponde a un activo que sigue la dirección del mercado, pero con menor intensidad (activo “defensivo”). El beta por lo tanto mide el riesgo sistemático del activo, que depende de las características individuales del activo en la medida que se correlacionan con el conjunto de activos que conforman el portafolio de mercado. Se dice entonces que el riesgo sistemático (beta) es no diversificable, pues corresponde a un riesgo que no puede eliminarse por medio de una diversificación del portafolio. Existe además el riesgo no-sistemático (diversificable), que es específico a la empresa. Este riesgo no es remunerado por el mercado.

Se plantea entonces que el beta representa riesgo del activo y se mide por la covarianza y no por volatilidad precisamente. Matemáticamente, el coeficiente beta se define de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{\sigma_m^2} \quad (14)$$

donde  $Cov(r_i, r_m)$  corresponde a la covarianza entre el exceso de retorno (rentabilidad sobre un instrumento libre de riesgo) del activo  $i$  y el exceso de retorno del mercado, mientras que el término  $\sigma_m^2$  representa la varianza de la rentabilidad del mercado.

A continuación se indica un conjunto de criterios a nuestro juicio recomendables para estimar el coeficiente beta requerido para el cálculo de la tasa de costo de capital de una empresa de servicios regulados en Chile. En principio, este coeficiente puede estimarse por regresión simple del retorno de un activo sobre el retorno de un portafolio representativo del mercado.

En primer lugar, la literatura establece que el coeficiente beta calculado a partir de información contable, en general, no es un buen indicador del riesgo sistemático. Ello se debe a que la información contable puede en cierto grado o verse afectada por criterios que tienen poca relación con el valor económico de una empresa. Por otra parte, la información contable posee baja frecuencia, no mayor a tres meses, lo cual suele ser insuficiente para recoger correctamente las variaciones en el rendimiento de la empresa originadas a partir de variaciones en el mercado. Además, sería necesario realizar estimaciones de rentabilidad sobre patrimonio contable consolidado a nivel agregado, lo

---

<sup>25</sup> En estricto riego, más que rentabilidades se refiere al exceso de retorno sobre activos libres de riesgo.

que resulta difícil. Incluso si se lograra, estas series resultarían demasiado suaves como para permitir una correcta estimación de covarianzas. Por consiguiente, no es conveniente que las tarifas, que afectan directamente los ingresos de las empresas reguladas, dependan de la visión que pueda ser construida mediante la información contable de la propia empresa o guiada mediante decisiones financieras estratégicas y por lo tanto, resulta recomendable estimar el coeficiente beta a partir de información bursátil. El uso de la información bursátil permite, por medio de la medición de los retornos accionarios, representativos de cambios en el valor del patrimonio de una empresa, la estimación del coeficiente beta del patrimonio. Para determinar luego el coeficiente beta de los activos se requiere obtener un promedio ponderado de las estimaciones de beta del patrimonio y de la deuda de la empresa.

El cálculo del coeficiente beta del patrimonio en base a información bursátil supone que los parámetros a estimarse son relativamente estables. Por esta razón, es aconsejable no emplear ventanas de tiempo demasiado amplias. Sin embargo, el uso de ventanas de tiempo muy pequeñas puede entregar estimaciones poco precisas con altos niveles de error estándar. Es por ello que las estimaciones de beta usualmente se realizan empleando como ventana de tiempo los últimos 2 a 5 años, dependiendo de la frecuencia de datos utilizada. Algunas fuentes de información financiera utilizan datos semanales para sus cálculos del coeficiente beta (como Bloomberg, Value Line y BaseLine), y otras efectúan el cálculo de beta con información mensual, empleando ventanas de tiempo mayores (como Merrill Lynch y Yahoo Finance). Hay estudios que han propuesto el uso de frecuencia diaria (Daves, Ehrhardt y Kunkel, 2000 y Brattle Group, 2002). Ampliar la ventana de tiempo implica una disminución en la ponderación de los datos más recientes. Incluso, existe evidencia de que los retornos mensuales podrían ser sensibles al día del mes escogido para recoger los datos (Brattle Group, 2002). En consecuencia, teniendo en cuenta los distintos enfoques utilizados en la literatura y falta de un consenso general de la mejor frecuencia, se considera que un criterio razonable es efectuar estimaciones del coeficiente beta de patrimonio a partir de datos bursátiles semanales. Luego, sería posible utilizar una ventana de tiempo de sólo 2 años, dado que el uso de datos semanales permite recolectar un número de observaciones suficientes en dicho período (alrededor de 100).

Adicionalmente, no basta únicamente con recurrir a información bursátil para la determinación de beta. Las empresas que se utilicen para el cálculo de beta deben contar con transacciones periódicas y mercados profundos de manera tal de obtener mediciones precisas. En tal sentido, frente a la falta de un adecuado benchmark en el mercado de capitales local, una alternativa razonable consiste en la “importación” del beta a partir de una muestra internacional de empresas, de modo de estimar un coeficiente beta de patrimonio que represente a las empresas de la misma industria en el extranjero. Resulta de gran importancia entonces la selección de la muestra de empresas a considerar.

Para contar con una muestra amplia de empresas con presencia en el mercado accionario es posible recurrir a los proveedores internacionales de noticias e información bursátil de los mercados más profundos y desarrollados. Existe una gran variedad para dichas fuentes de información, las que permiten contar con los datos necesarios para calcular el

coeficiente beta de patrimonio, dentro de la cuales destaca Bloomberg por la abundancia y confiabilidad de datos, servicios y herramientas. Adicionalmente, una serie de servicios de información bursátil se encuentran hoy en día disponibles en Internet, que suministran datos para diferentes mercados. Dentro de los más conocidos se encuentran NYSE Group, Reuters, Hoovers, London Stock Exchange, Yahoo Finance, entre otros. Luego, es necesario extraer a una lista de empresas pertenezcan a la misma categoría de industria que la empresa regulada en estudio. Las empresas seleccionadas deben contar con características similares a la empresa regulada, resguardando especialmente que la actividad o negocio principal que desempeñen sea equivalente con la de la empresa regulada bajo análisis.

Por otra parte, aquellas compañías seleccionadas para la muestra deben contar con una alta presencia bursátil. Para empresas que cotizan de manera infrecuente habrá un sesgo a la baja en las estimaciones del beta del patrimonio, debido a que mientras el índice de mercado varía, el precio de la acción de la empresa permanece fijo, tan sólo porque no se cotizó. Luego, la covarianza es menor. Un criterio razonable para la selección de la muestra consiste en restringir la muestra a aquellas empresas que posean una presencia bursátil igual o superior al 90%, es decir, que hayan sido transadas en el mercado al menos un 90% del período sobre el cual se calcule el coeficiente beta.

Como se ha visto, beta es el coeficiente de una regresión entre el rendimiento de una acción y el mercado. Sin embargo, no existe un solo índice de mercado. Es deseable que el índice de mercado represente un mercado amplio y que sea un punto de comparación relevante para la muestra de empresas seleccionadas. Los principales índices de mercado utilizados en el mercado norteamericano son el Standard & Poor's 500, el New York Stock Exchange Composite, Morgan Stanley Capital Index y los índices de mercado de CRSP. El primero de ellos es ampliamente utilizado, empleado por fuentes tales como Bloomberg y Merrill Lynch, mientras que Value Line recurre al índice NYSE. No obstante, Reilly y Wright (1988) no encuentran diferencias significativas en la estimación de coeficientes beta en base a estos dos índices. Las recomendaciones generales en este sentido apuntan a utilizar índices que incorporen una amplia proporción del mercado y que sean ponderados por capitalización bursátil.<sup>26</sup>

Una vez establecida la lista de compañías que conforman la muestra de empresas de la industria, se debe estimar el coeficiente beta de patrimonio de cada una de ellas. Para ello se debe calcular la rentabilidad de la acción de cada una de las empresas de la muestra a partir de las variaciones del precio de ésta (considerando a su vez el pago de dividendos y la división de acciones o splits), y la rentabilidad del índice de mercado, para la frecuencia y ventana de tiempo de análisis escogidas. Luego, con regresiones lineales que explique el exceso de retorno de la empresa en función del exceso de retorno del índice de mercado,<sup>27</sup> se obtiene el coeficiente beta de patrimonio que corresponde a la pendiente

---

<sup>26</sup> Ver Damodaran "Estimating Risk Parameters" Mimeo. <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

<sup>27</sup> Rentabilidad sobre la rentabilidad de un instrumento libre de riesgo. Para el caso del cálculo de beta de patrimonio que se está estudiando, debe extraerse la rentabilidad del instrumento libre de riesgo seleccionado para toda la ventana de tiempo de análisis y la frecuencia escogida, tal como para se realiza sobre los rendimientos de cada acción de la muestra de empresas establecida. De esta forma, el exceso de rentabilidad en cada punto de la ventana de tiempo corresponderá a la diferencia entre la rentabilidad

de dicha regresión. Alternativamente, puede tomarse los valores publicados por alguna fuente confiable de información financiera, en la medida que cumpla con los criterios de amplitud de ventana de análisis y frecuencia de datos escogidas.

Hay estudios que sugieren que los coeficientes beta estimados únicamente a partir de la regresión de los rendimientos de la acción y el mercado contiene sólo una parte de la información respecto del valor de beta subyacente. La idea sugiere que en un cierto grado, el coeficiente beta de una empresa individual posee una tendencia hacia el valor promedio de todas las acciones del mercado. Blume (1971, 1975) estudió estadísticamente por primera vez esta presunción, encontrando que los errores de medición eran mayores en los valores extremos. De ser así, en los valores de beta superiores a uno (que corresponde al valor de la media teórica agregada del mercado), existiría una probabilidad mayor de estar cometiendo un error muestral positivo, mientras que si se calcula un beta bajo, se tiene mayor probabilidad de estar cometiendo un error muestral negativo. La fórmula para ajustar el coeficiente beta sugerida por Blume es:

$$\beta_{ajustado} = 0,68 \cdot \beta_{raw} + 0,34 \cdot 1,0 \quad (15)$$

donde  $\beta_{raw}$  corresponde a coeficiente beta calculado según la regresión. Este beta ajustado representaría un nivel de beta esperado hacia el futuro. Fuentes como Bloomberg y Merrill Lynch proporcionan una estimación del beta ajustado según este método. Por su parte, Vasicek (1973) sugiere que los ponderadores que explican la tendencia dependen de la magnitud de la incertidumbre sobre beta, es decir de la diferencia en el error muestral de las estimaciones de beta de la acción y de la estimación de beta del mercado, proponiendo un ajuste Bayesiano para corregir el beta.

Sin embargo, estudios posteriores han cuestionado la validez de estos ajustes o al menos su magnitud, en especial por el intervalo de tiempo de hace muchas décadas atrás fue utilizado para sostener dichos argumentos.<sup>28</sup> Lally (1998) señala que ambos ajustes sobre el valor de beta se encuentran sesgados y que son especialmente inapropiados para medir costo de capital. Las críticas sobre estos ajustes apuntan, en primer lugar, a que el coeficiente beta calculado puede responder a una época de tiempo pasada y no necesariamente reflejar las condiciones actuales. Además, estos ajustes fuerzan a elevar (o disminuir, dependiendo si el beta se encuentra bajo o sobre 1) el valor de beta incluso si la industria en estudio presenta razones justificadas para tener un beta bajo. Por tal motivo, ante la falta de acuerdo respecto al uso de ajustes, muchos han preferido desestimarlos y emplear un nivel promedio de beta que otorga una muestra amplia de compañías pertenecientes a la industria.<sup>29</sup>

---

accionaria y la del instrumento libre de riesgo, considerando posibles ganancias y pérdidas de capital en este último.

<sup>28</sup> Blume (1975) calcula el beta de un conjunto de acciones en el período 1948-54 para luego reestimar el coeficiente beta en el período 1955-61.

<sup>29</sup> Ver Damodaran "Estimating Risk Parameters" Mimeo. <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

## 4.2 Coeficiente Beta de Deuda

Para la misma lista de empresas utilizadas para obtener betas de patrimonio es necesario estimar los betas de sus deudas. El beta de la deuda está relacionado al covarianza del mercado con el retorno de la deuda. Normalmente existe suficiente información en el mercado para inferir el nivel de beta de la deuda aunque no para estimarlo en base a un análisis de regresión. En efecto, aquí se propone estimar el beta de la deuda a partir de su clasificación de riesgo.

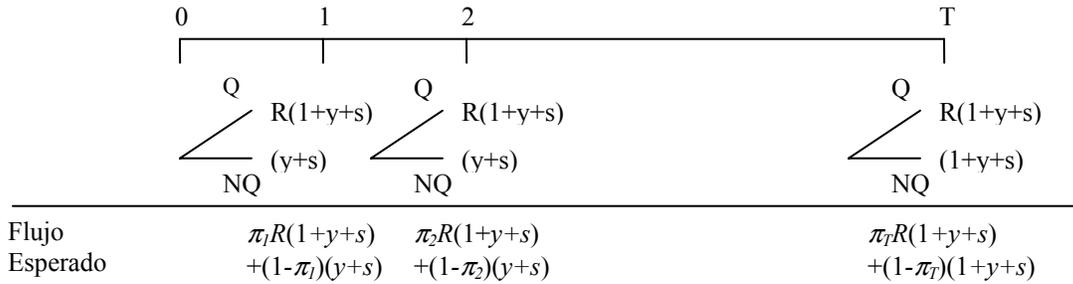
La clasificación de riesgo de la deuda corresponde una opinión realizada por agencias clasificadoras de riesgo que mide la capacidad o probabilidad futura que tiene una compañía para cumplir, en los plazos establecidos, con las obligaciones asumidas en su contrato de deuda. Las empresas son catalogadas en distintas categorías o clasificaciones de riesgo, según el nivel de riesgo evaluado. Cada clasificación de riesgo puede ser asociada a una tasa de interés o spread según el promedio de su propia categoría. Así, considerando las tasas de interés de la deuda asociada al sector “industrial”, por ejemplo, para cada clasificación de riesgo de largo plazo, por ejemplo 20 años, es posible calcular el spread de la deuda sobre una tasa libre de riesgo, por ejemplo sobre los bonos del Tesoro de EE.UU. a 20 años. Este spread también podría ser calculado como una promedio del spread establecido específicamente para el sector “utilities”.<sup>30</sup>

Una vez establecidos los spreads, es necesario ajustar éstos por probabilidad de quiebra y tasa de recuperación, y así obtener premios (esperados) por riesgo. Dado que la probabilidad de quiebra es condicional al tiempo transcurrido, este ajuste considerará los flujos esperados de acuerdo a la probabilidad de quiebra a lo largo de un cierto período. Existen publicadas tablas de no pago acumulativo para diferentes tipos de empresas según clasificación de riesgo. Empleando estas tablas se puede extraer, para cada clasificación de riesgo, la probabilidad de quiebra acumulada para cada año a lo largo de un período de aproximadamente 15 años. Luego, utilizando un porcentaje de recuperación ( $R < 1$ ) del valor del bono en caso de quiebra, estimado para alguna industria de similares características, es posible calcular los retornos esperados de cada una de las empresas de la muestra, en cada uno de los años del período contemplado en la tabla de probabilidad de quiebra acumulada. El referido retorno del año  $t$  debe corresponder al retorno compuesto a lo largo de  $t$  años de la tasa libre de riesgo ( $y$ ) más el spread de la deuda de largo plazo ( $s$ ), descrito anteriormente, ponderado por el porcentaje de recuperación de la deuda y por la probabilidad de quiebra, pero no la probabilidad acumulada, sino la condicional del año  $t$  dado que no quebró en  $t-1$ . Al final del plazo del bono debe reconocerse el pago del principal más los intereses ( $y+s$ ), donde nuevamente habrá dos posibilidades: que el emisor sobreviva o quiebre. Finalmente, el *spread ajustado* (o premio por riesgo) de la deuda debe corresponder a la tasa interna de retorno de los flujos esperados del bono, menos la tasa libre de riesgo. El siguiente diagrama ilustra el procedimiento:

---

<sup>30</sup> Datos sobre tasas o spreads de la deuda para los sectores “industrial” y “utilities” pueden ser obtenidas de fuentes como Bloomberg, Standard & Poor’s o Reuters.

**Diagrama 1**



Finalmente, el beta de la deuda se estima como la razón entre el spread ajustado de la deuda y el premio por riesgo internacional.

### 4.3 Coeficiente Beta de activos

Normalmente el procedimiento utilizado para determinar la tasa de descuento de activos consiste en calcular el promedio ponderado (WACC) entre la tasa de costo de capital de la deuda y la del patrimonio. Asimismo, dada la estructura tributaria de Estados Unidos, se realiza un ajuste a este costo de capital debido a ventajas tributarias que se le suponen a la deuda. La fórmula típicamente expresada en los libros de texto de finanzas es:

$$WACC = r_d(1 - \tau_c) \frac{D}{D + E} + r_e \frac{E}{D + E} \quad (16)$$

donde  $r_d$  es la tasa de descuento de la deuda,  $r_e$  la tasa de descuento del patrimonio,  $D$  y  $E$  los niveles de deuda y patrimonio según su valor económico, respectivamente, y  $\tau_c$  la tasa de impuestos de la empresa. El supuesto implícito en la fórmula anterior, para que sea la forma correcta de estimar el costo de capital de una empresa, es que existen “impuestos en cascada”, vale decir, una misma renta imponible paga impuestos tantas veces como sea repartida a nuevos contribuyentes. Otra forma de explicarlo es que hay doble tributación. Por ello, en el caso de la deuda, los intereses se rebajan de la base imponible y pagan impuestos sólo cuando un contribuyente afecto a impuestos recibe dicha renta. En el caso de los dividendos, éstos primero pagan impuestos en la empresa y luego nuevamente cuando los recibe un contribuyente afecto a impuestos.

Lo anterior en general no es válido para los contribuyentes de América Latina, especialmente en el caso de Chile, porque explícitamente los códigos tributarios establecen que no hay doble tributación. En Chile la única diferencia es que los impuestos pagados “aguas arriba” son créditos contra impuestos que deban pagarse “aguas abajo”, lo que implica que en promedio no se pagan tasas mayores que la marginal del contribuyente receptor del ingreso.

Para ilustrar cómo operan los créditos tributarios que existen en Chile se considera el siguiente ejemplo. Supongamos una empresa, por el momento sin deuda, que tiene utilidades antes de intereses e impuestos por un monto de 100. Si reparte este flujo

completo por medio de dividendos, los accionistas de la empresa reciben en conjunto  $100(1-\tau_c)$ . Por su parte, aquellos accionistas que recibieron estos dividendos también deben pagar impuestos. Si es otra empresa, los dividendos ya vienen con los impuestos pagados y no tienen que volver a pagar nada por cuenta de este ingreso. Si por otra parte, estos dividendos los recibe una persona, que tiene una tasa marginal de impuestos de  $\tau_p$ , entonces le resta pagar de impuestos la cantidad  $100(\tau_p-\tau_c)$ . Así, los impuestos pagados a nivel de la empresa son créditos aguas abajo, tanto para otras empresas o para personas.

Consideremos ahora el caso en que la empresa posee deuda y que logra descontar impuestos restando los intereses de la base imponible. Supongamos que la empresa paga intereses por un monto de 100. La utilidad de la empresa antes y después de impuestos es igual a cero y no se paga impuestos por las utilidades operacionales generadas por la empresa. Luego, el monto de 100 se transfiere al sector privado, sin embargo quien reciba estos 100 deberá pagar en impuestos  $100\tau_p$ , debido a que esta renta aún no pagado impuestos. Finalmente, la persona o empresa receptora de la renta se queda con  $100(1-\tau_p)$ , que es exactamente la misma cantidad de dinero del caso anterior.

Un proyecto puede evaluarse en diferentes niveles tributarios: después de todos los impuestos (a nivel de inversionistas finales), después de impuestos a las empresas y antes de impuestos personales, o antes de todo impuesto. El requisito es que las diferentes perspectivas deben dar resultados consistentes y no puede ignorarse que “alguien”, ya sea empresa o persona natural, recibe los flujos. Siguiendo con el esquema del ejemplo anterior y suponiendo neutralidad frente al riesgo, los inversionistas en Chile no pueden estar indiferentes entre recibir  $100(1-\tau_c)$  como intereses o  $100(1-\tau_c)$  como dividendos, pues los dividendos vienen con un crédito tributario de  $100\tau_c$ . Entonces, siendo correcto el plantear que puede evaluarse el proyecto sin llegar al nivel de los beneficiarios finales, para que haya consistencia lógica hay que tomar en cuenta los créditos tributarios. Lo anterior también es cierto si se trata de un holding extranjero que actúa en Chile.

Por el contrario, en caso que existieran “impuestos en cascada”, tal como ocurre en Estados Unidos, entonces es conveniente sacar los flujos de la empresa antes de que paguen impuestos. Siguiendo el ejemplo anterior, el primer caso recibe finalmente un monto de  $100(1-\tau_c)(1-\tau_p)$  y en el segundo  $100(1-\tau_p)$ . Esto no sucede en países donde no hay doble tributación o donde hay créditos tributarios a cuenta de los impuestos pagados aguas arriba, por lo que en Chile no hay ventajas tributarias de usar deuda.

Lo anterior implica que la fórmula tradicionalmente utilizada no debe aplicarse para el caso de Chile ya que, en ausencia de doble tributación o de impuestos en cascada, no hay ventajas tributarias de usar deuda. En consecuencia, el WACC para el caso de Chile debe ser calculado con  $\tau_c$  igual a cero en la fórmula anterior y por lo tanto la ecuación equivalente para el cálculo del beta de activos ( $\beta_a$ ), como promedio ponderado del beta de patrimonio y deuda, corresponde a:

$$\beta_a = \beta_d \frac{D}{D+E} + \beta_e \frac{E}{D+E} \quad (17)$$

## **5 Aplicación a la Industria de Distribución de Gas**

### **5.1 Introducción**

En este capítulo se lleva a cabo una aplicación práctica de los criterios establecidos anteriormente para el cálculo de la tasa de costo de capital. El ejercicio se enmarca dentro del proceso regulatorio de la empresa Gasco Magallanes, para la cual es necesario determinar la tasa de costo de capital que debería utilizarse en la tarificación de suministro de gas y servicios afines, en conformidad con lo señalado en el Artículo 31 del Ley de Servicios de Gas DFL N° 323 del Ministerio de Minería.

El Artículo 32 de la Ley señala que, para determinar la tasa de costo de capital, deberá considerarse el riesgo sistemático de las actividades propias de las empresas concesionarias de servicio público de distribución de gas en relación al mercado, la tasa de rentabilidad libre de riesgo, y el premio por riesgo de mercado. Adicionalmente, establece que tasa anual de costo de capital no podrá ser inferior al seis por ciento.

A continuación se analizarán los distintos componentes de la tasa de costo de capital a que hace referencia el artículo 32. Para estos efectos, la fecha de referencia del estudio corresponde al 28 de octubre de 2005. La primera sección revisa la tasa libre de riesgo apropiada a utilizar en el presente proceso. En la segunda sección se calcula el premio por riesgo de mercado. Para ello, en primer lugar se determina el premio por riesgo internacional para, posteriormente, transformarlo en premio por riesgo local. A continuación, en la tercera sección se determina el riesgo sistemático, conocido también como beta, calculado a partir de una muestra empresas internacionales pertenecientes a la industria de distribución de gas. Finalmente, utilizando los valores de tasa libre de riesgo, premio por riesgo y beta obtenidos en las secciones anteriores, se determina la tasa de costo de capital para la industria de distribución de gas equivalente a 6,22% real anual.

### **5.2 Tasa libre de riesgo**

De acuerdo a los criterios establecidos en el presente estudio, la tasa libre de riesgo que corresponde utilizarse es la tasa de mercado de un BCU de 10 años plazo a la fecha de referencia del estudio, puesto que dicho valor representa el costo de oportunidad pertinente a esa fecha. Pese a las consideraciones planteadas respecto a la conveniencia de emplear instrumentos de plazo igual al del período tarifario, se ha decidido en esta oportunidad escoger el esquema tradicional de uso de instrumentos de plazo más cercano a la Duración económica de los activos calculada sin considerar que las tarifas se revisan periódicamente. Esto, en todo caso, daría una tasa mayor a la que debería utilizarse, dados los argumentos presentados en la sección 2.3.

La tasa observada al 28 de octubre de 2005 para este instrumento en el mercado secundario corresponde a 3,31%. Ésta corresponderá a la tasa libre de riesgo para la determinación de la tasa de costo de capital para la empresa de distribución de gas Gasco Magallanes.

### 5.3 Premio por riesgo

#### 5.3.1 Premio por riesgo del mercado internacional

En base a la revisión de los distintos metodologías y enfoques para determinar el premio por riesgo, el presente estudio ha establecido que la metodología planteada por Dimson, Marsh y Staunton representan la más precisa estimación de premio por riesgo esperado a futuro. A la fecha de referencia del estudio, 28 de octubre de 2005, la última estimación elaborada por los autores corresponde a correspondiente a un 3% en media geométrica y 5% en media aritmética, respecto a papeles de corto plazo Dimson, Marsh y Stauton, 2005). Esto equivale a un premio por riesgo esperado con respecto a bonos de largo plazo de 4,2%, medido como media aritmética.

#### 5.3.2 Premio por riesgo del mercado local

La teoría de arbitraje de precios (APT) supone que existe un número finito de factores que determinan linealmente los retornos observados de los instrumentos financieros. En dicho espíritu, Damodaran (2002) propone estimar el premio por riesgo tomando como base el premio por riesgo de un país maduro y sumarle a éste un premio por riesgo país adicional, en el caso de mercados emergentes. La implementación de esta idea puede hacerse de diversas formas. Walker (2003) relaciona el comportamiento de mercado local en base a la rentabilidad del mercado norteamericano y la rentabilidad del índice de bonos de países emergentes EMBI como proxy del riesgo de país emergente. Si ambos factores explican significativamente el desempeño de la bolsa local, aplicando el concepto de no-arbitraje, ésta debería tener una rentabilidad esperada similar a la de un portafolio compuesto por el mercado mundial y los bonos del EMBI. El modelo estimado es:

$$r_{IGPA} - r_{ir20} = c + \beta_{EMBI}(r_{EMBI} - r_{ir20}) + \beta_{USA}(r_{USA} - r_{ir20}) \quad (18)$$

donde  $r_{IGPA}$  es la rentabilidad del IGPA o del mercado local,  $r_{ir20}$  es la ganancia o pérdida de invertir los bonos del tesoro norteamericano a 20 años por un período (mes, en este caso),  $r_{USA}$  y  $r_{EMBI}$  son las rentabilidades del mercado norteamericano y de los bonos EMBI, respectivamente, y, por último,  $\beta_{USA}$  y  $\beta_{EMBI}$  corresponden a las sensibilidades del mercado local a los excesos de retorno del mercado accionario de Estados Unidos y de los bonos del EMBI. Para que esta estimación sea válida y pueda aplicarse el concepto de portafolio imitador, se requiere que la constante no sea significativamente diferente de cero.

Adicionalmente, a través de un modelo similar al de la ecuación (18) es posible realizar una estimación del premio por riesgo de los bonos soberanos chilenos en base al exceso de retorno de los bonos EMBI .

$$r_{BSChile} - r_{tr20} = c + \beta_{BS\_EMBI} \cdot (r_{EMBI} - r_{tr20}) \quad (19)$$

donde  $r_{BSChile}$  es la ganancia o pérdida de invertir en un bono soberano chileno. Al igual que antes, para que esta estimación sea válida se requiere que la constante no sea significativamente diferente de cero.

Las estimaciones obtenidas por medio de este modelo muestran que tanto el mercado norteamericano como los bonos EMBI resultan ser variables significativas al utilizar series de tiempo largas. Sin embargo, al estimar el modelo utilizando los datos más recientes, es posible notar un aumento considerable en el parámetro  $\beta_{USA}$  (tendiendo a un valor cercano a 1) en desmedro del parámetro  $\beta_{EMBI}$ . Existe por lo tanto la presunción de que debido a la caída de tasas de interés que han experimentado los bonos EMBI en el último tiempo (ha disminuido el riesgo de los países emergentes), aparentemente esta variable no ha tenido importancia en este último período para determinar los retornos locales. Una explicación para la mayor sensibilidad frente al mercado accionario mundial se relaciona con la mayor libertad a los movimientos de capital en el país y además una mayor flexibilidad cambiaria. Desde un punto de vista estadístico, esto implica, por una parte, que hay más incertidumbre en cuanto al verdadero valor de  $\beta_{EMBI}$  y, por otra, que el valor de  $\beta_{USA}$  se ha acercado a uno.

Damodaran (2002) propone a su vez estimar el riesgo *adicional* asociado al mercado accionario local del siguiente modo:

$$\lambda_R = (r_R - r_F) \frac{\sigma_{Equity,R}}{\sigma_{Bonos,R}} \quad (20)$$

donde  $\lambda_R$  es el premio por riesgo país,  $r_R - r_F$  es el “default spread” para bonos correspondientes al nivel de riesgo país, el que a su vez es amplificado por la razón de volatilidades entre retornos de bonos y acciones del país. De modo heurístico, propone fijar esta razón de volatilidades en 1.5, y estima la tasa de rentabilidad exigida local por medio de un modelo de dos factores:

$$E(r_i) = r_F + \lambda_W + \lambda_R \quad (21)$$

donde  $\lambda_W$  es el premio por riesgo y  $r_F$  es la tasa libre de riesgo, ambos correspondientes a un mercado maduro. Es posible notar que la ecuación (21) corresponde a un caso particular de la ecuación (18), tomado en cuenta que la ecuación (19) relaciona los bonos EMBI con el spread de los bonos soberanos de ambos países. Con el fin de verificar la consistencia entre ambos modelamientos del retorno del mercado local, se realizan test estadísticos para verificar si se justifica la utilización del modelo más simple de Damodaran. En efecto, la realización de test de Wald no permiten rechazar la hipótesis de

que ambos modelamientos son consistentes, es decir, que  $\beta_{USA}=1$  y  $\beta_{EMBI}=1,5\beta_{BS\_EMBI}$ . Por lo tanto, dada la coherencia de ambos modelos y a fin de obtener mejores proyecciones en base a los últimos datos registrados, se utilizará el modelo más sencillo de Damodaran para estimar el premio por riesgo local.

El premio por riesgo internacional sobre bonos de largo plazo esperado hacia el futuro corresponde a  $\lambda_W=4,2\%$ , según lo determinado en la sección anterior.

Por otra parte, los bonos soberanos locales poseen clasificación “A” según Standard & Poors, por lo tanto el spread por sobre los bonos del tesoro de Estados Unidos de 20 años corresponde a 0,843%. Por consiguiente, se estima el premio por riesgo local adicional al premio mundial en  $\lambda_R=1,264\%$ . Nótese que estos premios son calculados con respecto a una tasa de interés libre de riesgo de largo plazo de Estados Unidos. Así, se estima la rentabilidad del mercado local en dólares como la suma de la tasa del bono del tesoro a 20 años, que a la fecha del estudio se encuentra en 4,95%, el premio por riesgo norteamericano y el premio por riesgo adicional del mercado accionario local:

$$E(R_{local,USD}) = TR20 + \lambda_W + \lambda_R = 4,95\% + 4,20\% + 1,26\% = 10,41\% \quad (22)$$

Este valor está expresado en dólares, por lo que se debe traspasar a UF. Para ello, hay que considerar que puede “importarse”, por estar libre de unidad de medida, el premio por riesgo con respecto a una tasa local expresada en la misma moneda. Al 28 de octubre de 2005, la tasa del bono soberano en dólares del 2012 era 5,03%, lo que implica un premio por riesgo con respecto a la tasa local de 5,38%:

$$PxR_{local} = E(R_{local,USD}) - BS_{2012} = 10,41\% - 5,03\% = 5,38\% \quad (23)$$

Este premio, sumado a la tasa de interés local del BCU a 10 años en UF (3,31%) da una rentabilidad esperada del mercado local de largo plazo en UF de:

$$E(R_{local,UF}) = PxR_{local} + BCU10 = 5,38\% + 3,31\% = 8,69\% \quad (24)$$

## 5.4 Beta

Los valores de beta han sido calculados en base a una muestra internacional, y el supuesto implícito es que el “beta” de la industria del gas es un “parámetro técnico” que puede ser importado. Esta muestra de empresas representativa ha sido elaborada en base a información reportada en Bloomberg, verificando que las empresas seleccionadas se encuentren en el rubro de distribución de gas. Seleccionada la muestra de empresas relevante, se obtuvo datos de cada empresa para el cálculo del beta promedio de los activos, a saber, el beta del patrimonio con respecto al índice S&P500 calculado por Bloomberg (beta sin ajustes, calculado en base a datos semanales entre 31/10/2003 y 28/10/2005), la clasificación Standard & Poor’s del riesgo de la deuda de la empresa y relación D/E a partir de razón deuda de corto y largo plazo sobre capitalización de mercado. El nivel de beta de patrimonio calculado por medio de la muestra seleccionada

es consistente con el valor calculado por Damodaran para la industria de distribución de gas (ver Anexo 3).<sup>31</sup>

El beta de la deuda se derivó a partir de la clasificación de riesgo otorgada por Standard & Poors para la deuda de largo plazo emitida en moneda extranjera de cada empresa. En base al nivel de clasificación de riesgo, se determinó el spread de mercado para la deuda por sobre la tasa de interés de los bonos del tesoro norteamericano a igual plazo para el sector “industrial” (ver Anexo 4). En aquellos casos en que no se dispone de dicha clasificación, se les ha estimado un spread de deuda equivalente al promedio del sector. Este spread es ajustado por probabilidad de quiebra, de acuerdo a las estadísticas de no pago de Standard & Poor’s en el año 2004 (ver Anexo 5), y al porcentaje de recuperación del valor del bono en caso de quiebra, que para la industria de servicios públicos de gas corresponde a un 51,5%, valor obtenido del estudio de Moody’s,<sup>32</sup> a partir del promedio observado durante el período 1982-2003. Finalmente, se calcula el beta de la deuda como el cociente entre el *spread ajustado* de la deuda y el premio por riesgo de largo plazo del mercado norteamericano.

Con el valor de beta de patrimonio tomado de Bloomberg y el beta de la deuda recién descrito, se calcula el beta de los activos de cada una de las empresas, como un promedio ponderado en base al peso relativo de patrimonio y deuda que posean:

$$\beta_a = \beta_e \cdot \frac{E}{E + D} + \beta_d \cdot \frac{D}{E + D} \quad (25)$$

Luego se estima un beta de activos promedio del sector, como un promedio simple de los betas de activos de las empresas de la muestra. De esta forma, el beta de los activos obtenido para el sector corresponde a 0,54 (ver Anexo 3).

## 5.5 Tasa de costo de capital

Teniendo en cuenta la tasa libre de riesgo de 3,31%, el premio por riesgo de 5,38% y un beta de activos de 0,54, la tasa de costo de capital estimada para el sector de distribución de gas, en UF, equivale a:

$$TCC_{UF} = 3,31\% + 0,54 \times 5,38\% = \mathbf{6,22\%}$$

<sup>31</sup> Ver <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

<sup>32</sup> “Default & Recovery Rates of Corporate Bond Issuers, *A Statistical Review of Moody’s Ratings Performance, 1920-2003*”.

## **Referencias**

Blume, Marshall (1974) "Unbiased estimators of long-run expected rates of return", Journal of the American Statistical Association, volumen 69, número 347

Arnott, Robert y Peter Bernstein (2002) "What Risk Premium Is "Normal"?", Financial Analysts Journal, Volumen 58, Número 2.

Banz, Rolf (1981). The Relationship Between Returns and Market Value of Common Stocks, Journal of Financial Economics 9, 3-18.

Basu, Sanjoy (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratio: A Test of the Efficient Markets Hypothesis, Journal of Finance 32, 663-682

Black, Fisher (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, Journal of Business 45, 444-455

Blanchard, Olivier (1993) "The Vanishing Equity Premium", Amex Bank Review, Finance and the International Economy, 7, 1994, 22-39.

Blume, Marshall (1971) "On the assessment of risk", Journal of Finance 26, 1-10.

Blume, Marshall (1975) "Betas and their regression tendencies", Journal of Finance 30, 785-799.

Bodie Kane y Marcus (2002), Investments, capítulo 13

Brattle Group (2002) "Issues in beta estimation for uk mobile operators" disponible en [http://www.ofcom.org.uk/telecoms/ioi/g\\_a\\_regime/sce/ori/beta/](http://www.ofcom.org.uk/telecoms/ioi/g_a_regime/sce/ori/beta/)

Breeden, Douglas (1979). An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities, Journal of Financial Economics 7, 265-296.

Chen, Nai-Fu, Richard Roll y Stephen A Ross (1986) "Economic forces and the stock market". Journal of Business, vol. 59, N° 3, 383-403.

Claus, James y Jacob Thomas (2001) "Evidence from analysts' earnings forecast for domestic and international stock markets", The Journal of Finance, volumen 56, número 5.

Cochrane, John (1997) "Where is the market going? Uncertain facts and novel theories", Economic Perspectives, volumen 21, número 6.

Constantinides, George (2002) "Presidential Address: Rational Asset Prices", Journal of Finance, volumen 57, número 4.

Cooper, Ian (1996) "Arithmetic versus geometric estimators: setting discount rates for capital budgeting", European Financial Management, volumen 2, número 2.

Cornell, Bradford (1999) "The Equity Risk Premium" John Wiley & Sons Inc

Dahlquist, M. y T. Sallstrom (2001). An Evaluation of International Asset Pricing Models. Duke University Working Paper.

Damodaran, Aswath "Estimating Risk free Rates", Mimeo. <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

Damodaran, Aswath (2002) "Estimating Risk Premiums", Mimeo. <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

Daniel, Kent y Sheridan Titman (1997). Evidence on the Characteristics of Cross-Sectional Variation in Stock Returns, with Sheridan Titman, *Journal of Finance*, 52(1), 1-33.

Daves, Phillip, Michael Ehrhardt y Robert Kunkel (2000) "Estimating systematic risk: The choice of return interval and estimation period", *Journal of Financial and Strategic Decisions*, Volumen 13, Número 1.

Davis, Jim (2001). Explaining Stock Returns: A Literature Survey. Mimeo, Dimensional Fund Advisors.

Dimson, Elroy, Paul Marsh y Mike Staunton (2002) "Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns", Princeton University Press, Princeton.

Dimson, Elroy, Paul Marsh y Mike Staunton (2003) "Global evidence on the equity risk premium", *Journal of Applied Corporate Finance*, volumen 15, número 4.

Dimson, Elroy, Paul Marsh y Mike Staunton (2004) "Global Investment Returns Yearbook 2004" ABN AMRO y London Business School. (conocido originalmente como "The Millennium Book")

Dimson, Elroy, Paul Marsh y Mike Staunton (2005) "Global Investment Returns Yearbook 2005" ABN AMRO y London Business School.

Dimson, Elroy, Paul Marsh y Mike Staunton (2006) "The Worldwide equity Premium: A Smaller Puzzle", en R. Mehra (Ed.), *Handbook of Investments: Equity Risk Premium* incluido en la serie *Handbook of the Economics of Finance*. Elsevier, Amsterdam, 2006.

Erb, Claude B., Campbell R. Harvey y Tadas E. Viskanta (1996b). "Political Risk, Financial Risk and Economic Risk", *Financial Analysts Journal* November/December 52:6, 28-46.

Fama, Eugene y Kenneth French (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 47, 427-465

Fama, Eugene y Kenneth French (1993). Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56

Fama, Eugene y Kenneth French (1998). Value versus Growth: The International Evidence. *Journal of Finance* 53, 1975-1999

Fama, Eugene y Kenneth French (1999) "The Corporate Cost of Capital and the Return on Corporate Investment", *Journal of Finance*, volumen 54, número 6.

Fama, Eugene F. y Kenneth R. French (2002) "The equity premium", *Journal of Finance*, volumen 57, número 2.

Ferson, Wayne y Campbell Harvey (1994). Sources of Risk and Expected Returns in Global Equity Markets, *Journal of Banking and Finance* 18, 775-803

Fuller, Huberts y Levinson (1993), "Returns to E/P Strategies, Higgedly-Piggedly Growth, Analyst's Forecast Errors and Omitted Variables." *Journal of Portfolio Management*, Winter

Godfrey y Espinoza (1996). "A practical approach to calculating cost of equity for investments in emerging markets". *Journal of Applied Corporate Finance*, 1996

Goetzmann, William y Roger Ibbotson (2006) "History and the Equity Risk Premium", en R. Mehra (Ed.), *Handbook of Investments: Equity Risk Premium* incluido en la serie *Handbook of the Economics of Finance*. Elsevier, Amsterdam, 2006.

- Goval, Aimt y Ivo Welch (2004) "A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction", NBER Working Paper N°10483
- Graham, John R. y Campbell R. Harvey (2001) "Expectations of equity risk premia, volatility and asymmetry from a corporate finance perspective", NBER Working Paper N°8678.
- Graham, John R. y Campbell R. Harvey (2003) "Expectations of equity risk premia, volatility and asymmetry", Working Paper N°58.
- Graham, John R., y Campbell R. Harvey (2005) "[The Long-Run Equity Risk Premium](#)", Finance Research Letters, volumen 2, número 4, 185-194
- Griffin, J.M. (2001) "Are the Fama-French Factors Global or Country Specific?" The Review of Financial Studies, forthcoming
- Harvey, Campbell (1995). "Predictable Risk and Returns in Emerging Markets", Review of Financial Studies 8, 773-816
- Hwang, S. y B.K. Song, (2004) "Irrational Exuberance in the Long History of the U.K. Stock Market", Working paper, Cass Business School, London.
- Ibbotson Associates, Stocks, Bonds, Bills and Inflation, 2000
- Ibbotson Associates, Stocks, Bonds, Bills and Inflation, 2005
- Ibbotson, Roger y Peg Chen (2001) "The supply of stock market return", Ibbotson Associates.
- Ibbotson, Roger y Peg Chen (2003) "Long-run stock returns: Participating in the real economy", Financial Analysts Journal, volumen 59, número 1.
- Ilmanen, Antti (2003) "Expected returns on stocks and bonds", Journal of Portfolio Management, volumen 29, número 2.
- Indro, Daniel y Wayne Lee (1997) "Biases in arithmetic and geometric averages as estimates of long run expected returns and risk premia", Financial Management, Volumen 26, Número 4.
- Jagannathan y Wang (1996) Cochrane, J. (1999) New Facts in Finance. Economic Perspectives 23 (3) Third quarter (Federal Reserve Bank of Chicago).
- Jorion, Phillipe y William Goetzmann (1999) "Global stock markets in the twentieth century", Journal of Finance, volumen 53, número 3.
- Karolyi, Andrew y René Stulz (2003) "Are Financial Assets Priced Locally or Globally?" en Geroge Constantinides, Milton Harris y René M. Stulz (Eds.), Handbook of the Economics of Finance, North-Holland, 2003.
- Lally, Martin (1998) "An Examination of Blume and Vasicek Betas", Financial Review, volumen 22, número 3.
- Lettau, Martin y Sydney Ludvigson (2001) "Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test when Risk Premia are Time-Varying", Journal of Political Economy, 109, 1238-1287
- Lettau, Martin, Sydney Ludvigson y Jessica Wachter (2004) "The declining equity premium: What role does macroeconomic risk play?", NBER Working Paper N° 10270. Próxima a publicarse en The Review of Financial Estudies.

- Li, Haitao y Yuewu Xu (2002) "Survival Bias and the Equity Premium Puzzle", *Journal of Finance*, Volumen 57, Número 5.
- Liew, Jimmy y Maria Vassalou (2000) "Can Book-to-Market, Size and Momentum be Risk Factors that Predict Economic Growth?" *Journal of Financial Economics* 57, 221-245.
- Lintner (1965) "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37
- Markowitz, Harry (1952). "Portfolio Selection and Efficient Diversification", *Journal of Finance* 7, 77-91
- Markowitz, Harry (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*. New York: Wiley.
- McCulloch, Brian y Dasha Leonova (2005). "The Market Equity Risk Premium", *New Zealand Treasury Papers*.
- Mehra, Rajnish y Edward Prescott (1985) "The equity premium: A puzzle", *Journal of Monetary Economics*, volumen 15, número 2.
- Mehra, Rajnish (2003) "The equity premium: Why is it a puzzle?" *Financial Analysts Journal*, volumen 59, número 1.
- Mehra, Rajnish y Edward Prescott (2003) "The Equity Premium Puzzle in Retrospect", *Handbook of the Economics of Finance* ed. by G.M Constantinides, M. Harris and R. Stulz, Elsevier North-Holland, Amsterdam, 2003.
- Merton, Robert (1973). "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica* 41, 867-887.
- Mossin, Jan (1966). *Equilibrium in a Capital Asset Market*, *Econometrica* 34, 768-783
- Bansal, Ravi y Magnus Dahlquist (2002) "Expropriation Risk and Return in Emerging Markets", *Fuqua School of Business, Duke University*.
- Reilly, Frank Y Wright, David (1988) "A Comparison of Published Betas", *The Journal of Portfolio Management*, volumen 14, número 3.
- Ross, Stephen (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.
- Rowenhorst, Geert (1999). "Local Return Factors and Turnover in Emerging Markets", *Journal of Finance* 54, 1439-1464.
- Scholes, Myron y Joseph Williams (1977) "Estimating betas from nonsynchronous data", *Journal of Financial Economics*, Volumen 5, Número 3.
- Sercu, P. (1980). "A Generalization of the International Asset Pricing Model", *Revue de la Association Francaise de Finance* 1, 91-135.
- Sharpe, William (1964). "Capital Asset Prices. A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance* 19, 425-442
- Shiller, Robert (2000) "Irrational Exuberance", *Princeton University Press*.
- Siegel, Jeremy (1999) "The shrinking equity premium", *Journal of Portfolio Management*, volumen 26, número 1.

Siegel, Jeremy (2002) "Stocks for the Long Run: The Definitive Guide to Financial Market Returns and Long-Term Investment Strategies", 3rd ed. New York: McGraw-Hill.

Stulz, René M. (1999) "Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital", Journal of Applied Corporate Finance, volumen 12, número 3, 8-25

Vasicek, Oldrich (1973) "A note on using cross-sectional information in Bayesian estimation of security betas", Journal of Finance, volumen 28, número 5.

Walker, Eduardo (2003) "Costo de capital para empresas reguladas en Chile", <http://www.economia.cl/economiafinal.nsf/0/2AF3D339BFCD27F104256DCE005DDB1C?OpenDocument&5.1>

Welch, Ivo (2000) "Views of financial economists on the equity premium and on professional controversies", Journal of Business, volumen 73, número 4.

Welch, Ivo (2001) "The equity premium consensus forecast revisited", Cowles Foundation Discussion Paper No. 1325.

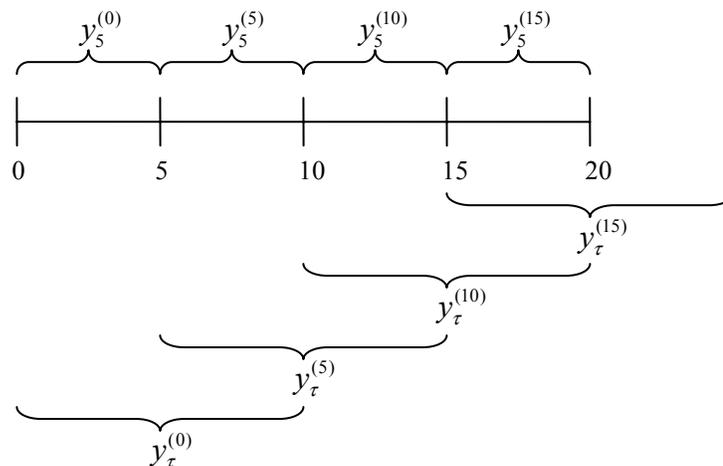
Zhang, Xiaoyan (2001). "Specification Tests of Asset Pricing Models in International Markets", Columbia University Working Paper.

## Anexo 1. Plazo de requerido del instrumento de libre de riesgo

Para demostrar que el plazo óptimo del instrumento libre de riesgo corresponde al período de fijación tarifaria, consideremos el siguiente análisis.

Se supone, si pérdida de generalidad, que el plazo de la concesión ( $\tau_C$ ) es 20 años, el de cada fijación tarifaria ( $\tau_F$ ) de 5 años y el de la tasa libre de riesgo de referencia inicialmente utilizada en la fijación de tarifas es  $\tau$  años. La incógnita es qué valor de  $\tau$  debería usarse. Se supone además que las tarifas se fijan de tal modo que los flujos resultan ser libres de riesgo y que el valor presente neto para la inversión de la concesionaria debe ser cero (lo que por definición implica que se recibió flujos de caja “justos”). Para simplificar aún más el problema, se supondrá que el estado paga la inversión inicial ( $I=1$ ) a la concesionaria al final del período de concesión. Es decir, durante la vida de la concesión hay que pagar el costo de oportunidad del monto invertido (los intereses). La siguiente línea del tiempo ilustra la situación.

Figura 1. Línea de tiempo y plazo de bonos



Si en el último período el estado paga a la concesionaria la inversión inicial más el costo de oportunidad del dinero invertido y, nuevamente para simplificar, suponiendo que los pagos se realizan una vez cada cinco años, entonces en el año 20 pagará  $\exp(5y_\tau^{(15)})$ . Dado que este monto es conocido anticipadamente en  $t=15$ , el valor presente se obtiene descontando a la tasa libre de riesgo para un horizonte de 5 años. Éste será  $V_{15} = \exp(5(y_\tau^{(15)} - y_5^{(15)}))$ . Esto es equivalente al precio de un bono con tasa de carátula  $y_\tau^{(15)}$ , el que tendrá un valor por sobre o por debajo del valor par dependiendo de la relación entre las tasas a 5 años plazo es menor o mayor que la tasa a plazo  $\tau$ . Este es un resultado esclarecedor: la tasa libre de riesgo que se escoja ( $y_\tau$  en este caso) será equivalente a la tasa de carátula del bono, pero el plazo del bono es equivalente al lapso de tiempo que transcurre entre fijaciones tarifarias. Si la estructura de tasas de interés es creciente, como habitualmente sucede, y si  $\tau > 5$ , entonces el valor de la concesión en  $t=15$  será mayor que 1. Recuérdese que dicho valor corresponde al monto de la inversión

inicial. Desde la perspectiva de  $t=10$ ,  $V_{15}$  es desconocido (no es libre de riesgo). El valor de la concesión en  $t=10$  será

$$V_{10} = [\exp(5y_{\tau}^{(10)}) - 1] \exp(-5y_5^{(10)}) + E_{10}({}_{10}m_{15}V_{15})$$

donde  ${}_t m_{t+\tau}$  es el producto de los factores de descuento estocásticos sucesivos entre los períodos  $t$  y  $t+\tau$ . Para efectos ilustrativos, supóngase que el spread entre la tasa a 5 años y la tasa a  $\tau$  años es constante e igual a  $s_{\tau-5}$ . En dicho caso  $V_{15} = \exp(5s_{\tau-5})$  es no-estocástico y la expresión anterior se simplifica y se obtiene

$$V_{10} = \exp(5s_{\tau-5}) + (\exp(5s_{\tau-5}) - 1) \exp(-5y_5^{(10)})$$

Simplificando la nomenclatura, y denotando  $b_5^{(10)} = \exp(-5y_5^{(10)})$  al precio de un bono cero cupón en  $t=10$  que paga una unidad de riqueza 5 años después (o factor de descuento), se puede escribir:

$$V_{10} = \exp(5s_{\tau-5}) + (\exp(5s_{\tau-5}) - 1)b_5^{(10)}$$

Aplicando el factor de descuento estocástico en forma recursiva, se obtiene

$$\begin{aligned} V_5 &= [\exp(5y_{\tau}^{(5)}) - 1]b_5^{(5)} + E_5({}_5m_{10}V_{10}) \\ &= \exp(5s_{\tau-5}) - b_5^{(5)} + \exp(5s_{\tau-5})b_5^{(5)} + (\exp(5s_{\tau-5}) - 1)E_5({}_5m_{10}b_5^{(10)}) \\ &= \exp(5s_{\tau-5}) + (\exp(5s_{\tau-5}) - 1)(b_5^{(5)} + E_5({}_5m_{10}b_5^{(10)})) \end{aligned}$$

Finalmente,

$$\begin{aligned} V_0 &= [\exp(5y_{\tau}^{(0)}) - 1]b_5^{(0)} + E_0({}_0m_5V_5) \\ &= \exp(5s_{\tau-5}) + (\exp(5s_{\tau-5}) - 1)[b_5^{(0)} + E_0({}_0m_5b_5^{(5)}) + E_0({}_0m_{10}b_5^{(10)})] \end{aligned}$$

Del resultado anterior puede observarse que el valor presente de la concesión será mayor que 1, la supuesta inversión inicial, si hay un spread positivo en la tasa utilizada como libre de riesgo con respecto a la tasa de interés a 5 años, que es el plazo correspondiente al de la fijación tarifaria. La expresión anterior corresponde al valor presente de la concesión a 1 año plazo (primer término) más el valor presente de los mayores o menores intereses pagados durante la vida de la concesión.

Un resultado completamente general que se desprende de este breve análisis es que al concesionario se le pagará el costo de oportunidad de la inversión sólo si  $\tau$  se fija en 5 años; es decir, la tasa de interés libre de riesgo utilizada tiene un plazo equivalente al plazo que media entre fijaciones de tarifas. En efecto, en tal caso  $V_{15}=V_{10}=V_5=V_0=1$  y efectivamente se cumple el supuesto inicial de que la inversión es libre de riesgo y que el valor presente neto es cero.

El principio financiero que hay tras este resultado es que un bono de tasa flotante, para el que periódicamente se fija la tasa que paga en su nivel “justo”, se venderá en el 100 por ciento de su valor par, independientemente de su plazo final de vencimiento. Por el contrario, si se usa una tasa de mayor plazo, en principio se le dará una ganancia adicional al concesionario, en la medida que las tasas de mayor plazo sean mayores. Es interesante notar que desde el punto de vista económico, al volver a fijar las tarifas cada 5 años, la madurez económica efectiva de la concesión es de 5 años, aunque el plazo final sea de 40 años, por ejemplo, al igual que en el caso de un bono de tasa flotante, donde su plazo final de vencimiento no es importante si periódicamente se fija a nivel de mercado la tasa de interés que paga.

## Anexo 2. Cuadro resumen: Premios por Riesgo de Mercado Internacional

Autor	Tipo de Análisis	Por sobre papeles de corto plazo (%)	Por sobre bonos de largo plazo (%)
Ibbotson and Associates	Promedio (aritmético) histórico de EE.UU. (1926 – 2004)	8,63	6,57
Mercado accionario ampliado (Fama y French, sitio web)	Promedio (aritmético) histórico de EE.UU. (1927 –2005)	8,44	6,38
Damodaran (sitio web)	Promedio (aritmético) histórico de EE.UU. (1927 –2005)	7,83	6,47
Siegel (2002)	Promedio (aritmético) histórico de EE.UU. (1802 – 2001)	5,3	4,5
Goetzmann e Ibbotson (2006)	Promedio (aritmético) histórico de EE.UU. (1792 –2004)		4,8
Shiller (sitio web)	Promedio (aritmético) histórico de EE.UU. (1871 –2004)		5,3
Arnott y Bernstein (2002)	Estimación forward-looking, en base a estimaciones de , retorno de dividendos, inflación y crecimiento del PIB per cápita esperados de EE.UU..		0,0
Jorion y Goetzmann (1999)	Mediana histórico de 39 países (1921 –1996)	0,8 (retorno de mercado)	
Dimson, Marsh y Stauton (2003)	Promedio (aritmético) histórico (1900-2002), sobre 16 países, corregido por ganancias no anticipables	5,0	4,2
Dimson, Marsh y Stauton (2006)		4,5-5,0	3,6-4,1
Fama y French (2002)	Estimaciones a partir del dividend yield más la tasa de crecimiento de los dividendos o utilidades (período 1950 – 1999)	3,4 (*) (según dividendos) 4,8 (*) (según utilidades)	2,2 (*,**) (según dividendos) 3,6 (*,**) (según utilidades)
Ibbotson y Chen (2001)	Modelos que usan el crecimiento histórico (1926-2000) de utilidades y el crecimiento en el PGB per capita como proxy del crecimiento de dividendos		5,9 (según utilidades) 6,2 (según PGB)
Ibbotson y Chen (2003)	Descomposición de retornos históricos (1926-2000) según inflación, utilidades, dividendos, P/E, valor libro, ROE y PGB per capita.		5,9
Damodaran (sitio web)	Premio por riesgo implícito para EE.UU., según modelo de descuento de dividendos de dos etapas		4,08 (condicional 2005) 3,84 (incondicional, 1960-2005)

<b>Autor</b>	<b>Tipo de Análisis</b>	<b>Por sobre papeles de corto plazo (%)</b>	<b>Por sobre bonos de largo plazo (%)</b>
Mehra y Prescott (1985)	Modelo teórico (1889-1978)	0,8	
Mehra y Prescott (2003)	(1889-2000)	1,4	
Cochrane (1997)	Modelo teórico (1947-1996)	0,4	
Cornell (1999)	Modelo de Gordon usando pronósticos de dividendos de IBES y pronósticos de crecimiento de largo plazo para EE.UU.	5,5	4,53
Claus y Thomas (2001)	Modelo de utilidades anormales o de ingreso residual. Promedio aritmético (1985-1998)		3,4 (EE.UU.) 2,2 (Canadá) 2,6 (Francia) 2,0 (Alemania) 0,2 (Japón) 2,8 (Reino Unido)
Damodaran Ajustada según Walker (2003)	Estimaciones <i>forward looking</i> basadas en el nivel del dividend yield, más un crecimiento de corto plazo proyectado por analistas y un crecimiento de largo plazo de 5% nominal. (***) Período 1985-2001.	2,26	1,19
Fama y French (1999)	Estimación basada en la TIR efectiva de las inversiones (rentabilidad sobre activos a valor de mercado), período 1973-1996	4,98	3,76
Welch (2000)	Encuestas a economistas	5,8(+)	7,1(++)
Welch (2001)		3,4(+)	5,5(++)
Graham y Harvey (2001)	Encuestas trimestrales a gerentes de finanzas (promedio aritmético)	1,60(+)	4,22(+++)
Graham y Harvey (2003)		3,83(+)	3,83(+++)
Graham y Harvey (2005)			3,68(+++)

(\*): Estos premios por riesgo se miden con respecto a los rendimientos de bonos de corto plazo emitidos por empresas de gran tamaño. Si la medición se hubiera realizado tomando como referencia a papeles estatales (bonos del tesoro) de corto plazo, tal como se hizo con los otros estudios del Cuadro 1, los premios por riesgo aumentarían ligeramente. Fuente: Rodríguez y Walker (2001) y nuevos antecedentes. (\*\*): se toma un spread de 1,2 puntos porcentuales entre las tasas de largo y corto plazo, correspondiente al promedio anual con datos de fines de cada año, 1960-2001. (\*\*\*): Supone una rentabilidad real de largo plazo para los activos de 7,52% (véase Fama y French, 1999); una tasa de inflación de largo plazo de 3%; una razón de endeudamiento a activos de 35%; y un spread de la tasa de deuda corporativa sobre la tasa del bono del tesoro de 0,25%, (+): Premio por riesgo esperado a 1 año. (++) : Premio por riesgo esperado a 30 años. (+++) : Premio por riesgo esperado a 10 años.

### Anexo 3. Cálculo de Beta de Activos

Nombre	Ticker	Beta	Rating	Spread	Spread deuda		D/E	Beta activos
		patrimonio	Deuda	deuda	Ajustado	Beta deuda		
AGL Resources Inc.	ATG	<b>0.88</b>	A-	0.87	0.76	<b>0.18</b>	0.77	<b>0.58</b>
Atmos Energy Corp.	ATO	<b>0.75</b>	BBB	1.35	1.03	<b>0.25</b>	0.55	<b>0.57</b>
Cascade Natural Gas Corp.	CGC	<b>0.95</b>	BBB+	1.21	0.91	<b>0.22</b>	0.74	<b>0.64</b>
Chesapeake Utilities Corp.	CPK	<b>0.23</b>	#N/A	#N/A	0.06	<b>0.01</b>	0.48	<b>0.16</b>
Enbridge Inc.	ENB	<b>0.42</b>	A-	0.87	0.76	<b>0.18</b>	0.29	<b>0.37</b>
Energen Corp.	EGN	<b>1.20</b>	BBB+	1.21	0.91	<b>0.22</b>	0.35	<b>0.94</b>
Energy West Inc.	EWST	<b>0.60</b>	#N/A	#N/A	0.06	<b>0.01</b>	0.89	<b>0.32</b>
Energysouth Inc.	ENSI	<b>0.62</b>	#N/A	#N/A	0.06	<b>0.01</b>	0.43	<b>0.44</b>
Equitable Resources Inc.	EQT	<b>0.69</b>	A-	0.87	0.76	<b>0.18</b>	0.25	<b>0.59</b>
Hong Kong & China Gas	HOKCY	<b>0.35</b>	#N/A	#N/A	0.06	<b>0.01</b>	0.06	<b>0.33</b>
KeySpan Corp.	KSE	<b>0.76</b>	A	0.84	0.74	<b>0.18</b>	0.85	<b>0.49</b>
Kinder Morgan Inc.	KMI	<b>0.84</b>	BBB	1.35	1.03	<b>0.25</b>	0.35	<b>0.69</b>
Laclede Group Inc.	LG	<b>1.03</b>	A	0.84	0.74	<b>0.18</b>	0.78	<b>0.66</b>
MetroGas S.A.	MGS	<b>0.59</b>	D	13.38 (*)	9.34	<b>2.22</b>	2.75	<b>1.79</b>
National Fuel Gas Co.	NFG	<b>0.53</b>	BBB+	1.21	0.91	<b>0.22</b>	0.55	<b>0.42</b>
New Jersey Resources Corp.	NJR	<b>0.84</b>	#N/A	#N/A	0.06	<b>0.01</b>	0.53	<b>0.55</b>
Nicor Inc.	GAS	<b>0.74</b>	AA	0.68	0.63	<b>0.15</b>	0.61	<b>0.52</b>
NiSource Inc.	NI	<b>0.60</b>	BBB	1.35	1.03	<b>0.25</b>	1.13	<b>0.41</b>
Northwest Natural Gas Co.	NWN	<b>0.88</b>	A+	0.78	0.67	<b>0.16</b>	0.65	<b>0.60</b>
Oneok Inc.	OKE	<b>0.93</b>	BBB+	1.21	0.91	<b>0.22</b>	0.88	<b>0.60</b>
Peoples Energy Corp.	PGL	<b>1.02</b>	A-	0.87	0.76	<b>0.18</b>	0.61	<b>0.70</b>
Piedmont Natural Gas Co. Inc.	PNY	<b>0.86</b>	A	0.84	0.74	<b>0.18</b>	0.44	<b>0.65</b>
Questar Corp.	STR	<b>0.90</b>	#N/A	#N/A	0.06	<b>0.01</b>	0.23	<b>0.73</b>
RGC Resources Inc.	RGCO	<b>-0.77</b>	#N/A	#N/A	0.06	<b>0.01</b>	0.80	<b>-0.42</b>
SEMCO Energy Inc.	SEN	<b>0.65</b>	BB-	3.07	1.74	<b>0.41</b>	3.55	<b>0.47</b>
South Jersey Industries Inc.	SJI	<b>0.80</b>	#N/A	#N/A	0.06	<b>0.01</b>	0.58	<b>0.51</b>
Southern Union Co.	SUG	<b>1.06</b>	BBB	1.35	1.03	<b>0.25</b>	1.32	<b>0.60</b>
Southwest Gas Corp.	SWX	<b>0.93</b>	BBB-	1.60	1.09	<b>0.26</b>	1.49	<b>0.53</b>
Terasen Inc.	TER.CN	<b>0.15</b>	BBB	1.35	1.03	<b>0.25</b>	1.01	<b>0.20</b>
WGL Holdings Inc.	WGL	<b>0.90</b>	AA-	0.73	0.66	<b>0.16</b>	0.54	<b>0.64</b>
<b>Promedio</b>		<b>0.70</b>				<b>0.23</b>		<b>0.54</b>

(\*) Aproximado a partir del spread de la clasificación CCC

## Anexo 4. Industrial Debt Spread

### Industrial Debt Spread

Diferencia entre tasa de bonos corporativos industriales de EE.UU. y la tasa del bono del tesoro de EE.UU. a igual plazo, a la fecha de referencia.

Rating	2 Años	3 Años	4 Años	5 Años	7 Años	10 Años	15 Años	20 Años	30 Años
AAA	0.32905	0.32686	0.31269	0.39121	0.42718	0.5572	0.57064	0.63046	0.54643
AA+									
AA	0.36025	0.38806	0.39639	0.47531	0.49588	0.6234	0.60684	0.67666	0.79773
AA- (*)	0.3689	0.41171	0.42249	0.49141	0.51948	0.6445	0.66544	0.73031	0.83128
A+	0.37755	0.43536	0.44859	0.50751	0.54308	0.6656	0.72404	0.78396	0.86483
A	0.42155	0.45936	0.47269	0.54151	0.59208	0.7696	0.80804	0.84296	0.94383
A-	0.47085	0.52866	0.54199	0.60091	0.65648	0.7889	0.83744	0.87226	0.95313
BBB+	0.59755	0.69536	0.75869	0.82761	0.90318	1.0757	1.17414	1.20896	1.30983
BBB	0.71315	0.82496	0.88119	0.92521	1.02658	1.2434	1.27304	1.34836	1.46733
BBB-	0.85065	0.95796	1.03179	1.08571	1.20668	1.4334	1.48924	1.60326	1.75463
BB+	1.10395	1.28626	1.43839	1.60011	1.82758	2.0934	2.13334	2.13276	2.01223
BB	1.44655	1.77686	1.97899	2.19661	2.41608	2.6892	2.61014	2.58166	2.60253
BB-	1.94095	2.19626	2.52849	2.76401	2.93848	3.0887	3.15954	3.07106	2.62843
B+	1.95995	2.21526	2.54749	2.78301	2.95748	3.1076	3.17854	3.09006	3.14323
B	2.32335	2.64136	2.90359	3.05911	3.17658	3.1729	3.23984	3.15136	3.23273
B-	2.72015	3.15086	3.47009	3.65261	3.81428	3.8045	3.84954	3.76476	3.95763
CCC (**)							12.75000	13.375 (***)	14.00000

Fuente: Bloomberg

(\*) interpolación lineal entre AA y A+

(\*\*) Spread extraído de [http://www.bondsonline.com/Search\\_Quote\\_\\_Center/Corporate\\_Agency\\_Bonds/Spreads/Industrial\\_Spreads.php](http://www.bondsonline.com/Search_Quote__Center/Corporate_Agency_Bonds/Spreads/Industrial_Spreads.php).

(\*\*\*) Extrapolación en base a los datos de 10 y 30 años

## Anexo 5. Probabilidad acumulativa de quiebra

Table 12 Cumulative Average Default Rates by Rating Modifier, 1981 to 2003 (%)

Rating	—Time Horizon—														
	Yr. 1	Yr. 2	Yr. 3	Yr. 4	Yr. 5	Yr. 6	Yr. 7	Yr. 8	Yr. 9	Yr. 10	Yr. 11	Yr. 12	Yr. 13	Yr. 14	Yr. 15
AAA	0.00	0.00	0.03	0.06	0.10	0.17	0.25	0.38	0.43	0.48	0.48	0.48	0.48	0.56	0.65
AA+	0.00	0.00	0.00	0.08	0.16	0.25	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36
AA	0.00	0.00	0.00	0.05	0.13	0.22	0.34	0.51	0.64	0.79	0.91	1.00	1.19	1.30	1.36
AA-	0.02	0.10	0.24	0.39	0.56	0.74	0.95	1.09	1.19	1.32	1.45	1.70	1.70	1.81	1.95
A+	0.06	0.11	0.27	0.48	0.63	0.83	1.02	1.20	1.48	1.75	2.05	2.39	2.65	2.93	3.18
A	0.05	0.14	0.21	0.32	0.51	0.70	0.90	1.15	1.42	1.80	2.15	2.35	2.57	2.69	2.99
A-	0.04	0.20	0.42	0.63	0.89	1.19	1.56	1.82	2.15	2.42	2.48	2.69	2.77	2.95	3.15
BBB+	0.32	0.93	1.58	2.19	2.81	3.47	3.96	4.37	4.89	5.35	5.79	6.12	6.67	7.50	8.43
BBB	0.34	0.72	1.05	1.69	2.38	3.01	3.65	4.45	5.11	5.89	6.80	7.28	7.94	8.23	8.78
BBB-	0.46	1.50	2.61	4.07	5.54	6.87	7.90	8.71	9.35	10.24	10.87	11.81	12.29	13.12	13.77
BB+	0.64	2.08	4.27	6.13	7.62	9.18	10.76	11.53	12.72	13.69	14.39	14.86	15.21	15.60	16.50
BB	1.15	3.41	6.17	8.56	10.95	13.36	15.06	16.59	18.09	19.08	20.27	21.07	21.52	21.64	21.64
BB-	1.97	5.66	9.57	13.23	16.27	19.09	21.33	23.42	25.33	26.73	27.95	28.78	29.98	30.70	31.51
B+	3.19	8.91	14.21	18.76	21.96	24.42	26.71	28.64	30.08	31.59	32.94	34.09	35.23	36.44	37.49
B	8.99	17.92	24.26	28.44	31.53	34.06	35.51	36.73	37.74	38.61	39.54	40.72	41.89	42.81	44.00
B-	13.01	23.63	31.46	36.15	39.23	41.64	43.84	45.40	45.92	46.48	46.89	47.11	47.35	47.60	47.87
CCC/C	30.85	39.76	45.47	49.53	53.00	54.30	55.50	56.11	57.59	58.44	59.33	60.13	60.81	61.58	61.58
Investment grade	0.13	0.37	0.63	0.96	1.31	1.65	1.97	2.28	2.57	2.91	3.22	3.48	3.73	3.97	4.28
Speculative grade	5.27	10.46	15.05	18.73	21.58	23.95	25.88	27.46	28.87	30.04	31.14	32.05	32.95	33.71	34.45
All rated	1.76	3.54	5.13	6.47	7.55	8.48	9.26	9.93	10.55	11.13	11.66	12.11	12.55	12.95	13.39

Source: Standard & Poor's Risk Solutions CreditPro® 6.6.