

COSTO DE CAPITAL PARA TELEFONÍA EN CHILE

Informe Final*

PARTE II

INFORME AMPLIADO DE SUSTENTO

Eduardo Walker**

Profesor Titular

Escuela de Administración

Pontificia Universidad Católica de Chile

19 de noviembre de 2008

* Este informe se compone de dos partes, la primera presenta y explica la obtención de los resultados y la segunda, presenta el sustento y la revisión bibliográfica en mayor profundidad.

* *Las opiniones presentadas aquí no necesariamente reflejan las de la Universidad. Los errores y limitaciones de este informe son responsabilidad exclusiva del autor. El autor agradece el gran apoyo de Catherine Tornel y Benjamín Maturana.

1. Modelos de Asset Pricing

Para determinar el costo de capital de una empresa o industria es difícil evitar la utilización de algún modelo de valoración de activos. Por ser un tema tan fundamental en finanzas, la literatura ha sido fructífera tanto en el plano de modelos teóricos como de estudios empíricos de tales modelos. A continuación se realiza una breve descripción de los modelos que se han constituido en referentes obligados en valoración de activos y a partir de los cuales, en gran parte, se basan todos los demás.

A. 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 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,

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

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

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.

B. Arbitrage 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 λ_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.

C. Otros modelos de valoración

Merton (1973) en un contexto de tiempo continuo 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.

D. 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.¹

E. 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.² 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 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”,³ el uso empírico del siguiente modelo de tres factores propuesto por Fama y French (1993) es frecuente:

¹ Para una descripción más detallada de estos efectos véase Bodie Kane y Marcus, Investments (2002), capítulo 13 y Davis (2001).

² Hay quienes dudan que este efecto en realidad exista. Véase Cochrane (1999).

³ 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.

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

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.

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 (High minus Low) y SMB (Small minus Big) 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.

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.

F. 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.

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 bias⁴), 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.

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.

Como complicación adicional a establecer un modelo de valoración aplicable a países emergentes se encuentra que 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

⁴ 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.

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 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.

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 λ_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 $\beta_{iW} = \beta_{iR}$. 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).

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. σ_i y σ_{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 β_{iW} y β_{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 β_{iW} invertido en el portafolio mundial, β_{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 β_{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),⁵ 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.

Karolyi y Stulz (2003) 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

⁵ 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.

cambiaros 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. Adicionalmente, Sercu (1980), 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. Entre otros trabajos más recientes que utilizan el riesgo cambiario como factor relevante en un modelo de asset pricing internacional se encuentran Zhang (2006), Chaieb y Errunza (2007) y Antell y Vaihekoski (2007). Zhang (2006) encuentra que los premios por riesgo cambiarios representan una fracción importante de los excesos de retorno en activos internacionales, que hay evidencia de integración de mercados, y que el CAPM internacional condicional aumentado con riesgo cambiario posee el mejor desempeño entre varios modelos alternativos. Las variables representativas del ciclo económico utilizadas por él son dos: el componente cíclico del nivel de la tasa de interés eurodólar y el componente cíclico de la producción industrial mundial. Este autor se concentra sin embargo en países desarrollados.

Por otra parte, Chaieb y Errunza (2007) analizan el impacto de desviaciones con respecto a la paridad de poder de compra (PPP) y de segmentación de mercados sobre la valoración de activos. Nótese que las desviaciones en la paridad de poder de compra están estrechamente ligadas al riesgo cambiario. Los activos que se transan internacionalmente sin restricciones pagan un premio por riesgo de mercado mundial y un premio por riesgo inflación. Los instrumentos restringidos poseen dos premios por riesgo adicionales: un premio de mercado condicional uno por "segmentación-inflación". Analizan evidencia para países emergentes desde 1976 (incluido Chile) y arguyen que la evidencia es coherente con su modelo.

Por último, Antell y Vaihekoski (2007) analizan el caso específico de Finlandia, en paralelo con los Estados Unidos. Estudian si el mercado accionario valoriza los riesgos globales, locales y de moneda, desde el punto de vista de un inversionista basado en Estados Unidos. Utilizan un modelo GARCH multivariado (condicional) (De Santis y Gerard, 1988). El período muestral es 1970-2004, encuentran que el premio por riesgo mundial es variable en el tiempo; el riesgo local no es pertinente en USA pero sí en Finlandia, también variable en el tiempo y que el riesgo cambiario sí lleva un premio, aunque no sería variable en el tiempo. La condición de economía relativamente pequeña y abierta hace de éste un caso de estudio interesante para Chile.

En resumen, particularmente para países emergentes, aunque la evidencia no resulta clara en cuanto al modelo que determina 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. 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, parece preferible utilizar como base un CAPM internacional con un ajuste adicional por riesgo cambiario.

3. Discusión de las principales controversias aparecidas en procesos tarifarios anteriores.

Esta sección revisa y discute los múltiples puntos de conflicto que han aparecido en los procesos tarifarios anteriores con respecto a la tasa de costo de capital, donde claramente el mayor de los desacuerdos hasta ahora se ha encontrado en el premio por riesgo accionario agregado. Adicionalmente, en el anexo 4, puede encontrarse el detalle de los argumentos presentados en

cada uno de los procesos por las partes involucradas.

A. Tasa libre de Riesgo

i. 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, especialmente en moneda local (AA) 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.

ii. 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, a pesar de que se espera que dichas tasas ya incluyan un pequeño premio por riesgo,⁶ 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 particular, un buen instrumento de referencia para tasa libre de riesgo sería el bono BCU de 10 años plazo, pese a que los activos de las empresas reguladas tendrían una vida útil mayor, lo importante no es el plazo final sino la Duración económica de los proyectos. 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.⁷ Podría pensarse también 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.

⁶ Específicamente, las tasas de interés en moneda local de papeles del estado en Chile incluyen premios por riesgo cambiario y país.

⁷ 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.

iii. Horizonte económico de inversión con revisiones periódicas de tarifas – perspectiva condicional versus incondicional

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 en el nivel “justo” la tasa que paga se venderá en el 100 por ciento de su valor par, independientemente de su plazo final de vencimiento. Por el contrario, en la medida que las tasas de mayor plazo sean mayores (menores) si se usa una tasa de mayor plazo, en principio se le dará una ganancia adicional (menor) al concesionario. Es por lo tanto interesante notar que desde el punto de vista económico, al volver a fijar las tarifas cada 5 años todo el riesgo de tasas se transfiere al consumidor, y la madurez económica efectiva de la concesión es inferior a 5 años, aunque el plazo final de las inversiones sea 40 años, por ejemplo. Nuevamente, esto es análogo al 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).

Sin embargo, el argumento desarrollado aquí debe vincularse a la decisión de política económica o tarifaria, acerca de si se utilizará una tasa de costo de capital condicional o incondicional. Si se opta por tasas condicionales, entonces el razonamiento desarrollado aquí implica utilizar una tasa de interés de libre de riesgo de pagos iguales por 5 años, o con duración económica de entre 2 y 3 años.

iv. Valor de tasa

El proceso tarifario se realiza bajo la ficción de una empresa eficiente que recién comienza su funcionamiento. Dado este nivel de abstracción, también puede suponerse que la empresa tiene acceso al mercado de capitales y, en especial, a seguros de tasas de interés (FRA). Si la empresa modelo conoce anticipadamente los parámetros con los que se fijarán las tarifas, entre ellos la tasa de interés, durante su proceso de organización puede fijar anticipadamente la tasa de interés a la que se financiará por el período de tiempo que corresponda. Si se adopta un costo de capital incondicional, por calce la empresa deberá emitir bonos de largo plazo. Si se adopta un enfoque condicional, por calce la empresa deberá emitir un bono de plazo similar al que media entre la siguiente y subsiguiente fijaciones tarifarias. En ambos casos se trata de tasas de interés forward, correspondiente a la que estará vigente desde el momento en que empiecen a regir las nuevas tarifas. En general un buen estimador de dichas tasas es la tasa spot vigente durante el proceso de fijación tarifaria, pero esto dependerá en definitiva de la forma de la curva de tasas y del plazo que dure el proceso.

Entonces, en principio, 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 es un error determinar 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. Instrumentos como los BCU o BTU 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 (o eventualmente la tasa forward).

Para ilustrar por reducción al absurdo que resulta incorrecto utilizar tasas proyectadas por analistas, al utilizarlas para descontar los flujos futuros de un BCU de 10 años plazo se obtiene 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 las 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, a favor de las concesionarias.⁸

⁸ 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.

B. Premio por riesgo de mercado (“Equity risk premium”)

i. Media aritmética vs. geométrica

Para estimar a partir de la historia de retornos la rentabilidad esperada de largo plazo, puede utilizarse tanto la media aritmética como la media geométrica.⁹ Si los retornos en la serie histórica poseen variabilidad,¹⁰ la media geométrica será menor que la aritmética y la diferencia entre ambas aumentará 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 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.

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.

⁹ 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.

¹⁰ Serie histórica con más de un dato.

ii. Análisis histórico de precios y retornos

El retorno esperado no es una variable que se pueda medir directamente con facilidad (a diferencia de algunos casos en renta fija libre de riesgo). Dado esto, los retornos históricos percibidos han sido utilizados como proxy de los esperados. Ello encuentra sustento en el supuesto de que las desviaciones entre los retornos esperados y los retornos percibidos son de media cero e impredecibles, por lo que el promedio de los retornos percibidos resulta ser un estimador insesgado del retorno que se habría esperado para el período. Sin embargo, la relación entre ambas variables puede ser débil cuando existen cambios estructurales.

La literatura se ha enfocado principalmente en el mercado de EE.UU., debido a que posee el mercado de capitales 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 French¹¹ reportan un premio por riesgo para el período 1927-2008 respecto a papeles de corto plazo de 7,85% medido como media aritmética y de 6% 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% (según Ibbotson Associates), el premio aritmético histórico de este portafolio de mercado algo más amplio con respecto a bonos de largo plazo es 5,85%.

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.

¹¹ Véase http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

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.

Shiller¹² 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 u otras fuertemente influenciadas por las ganancias de los últimos 25 años. Plantean que estos supuestos son poco realistas, puesto que una parte importante de las ganancias pasadas 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 estar 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 a la fecha de sus estimaciones el premio por riesgo debía 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 de los bonos estarían entorno a 2%-4%.

Blanchard (1993) examina la evolución de precios de acciones y bonos observada 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 observado 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 extrae conclusiones relativas a las expectativas futuras de largo plazo.

¹² Véase <http://www.econ.yale.edu/~shiller/>

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 otros 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 lo suficientemente prolongado que incorpore tiempos buenos y 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. Además, reconociendo el problema potencial de sesgo de supervivencia que podría implicar analizar únicamente 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. Adicionalmente, plantean que no es suficiente con mirar los retornos pasados para estimar los futuros. Pueden registrarse ganancias no esperadas a priori, siendo necesario ajustar la información histórica por este factor. 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 (2007), 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 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. Ajustando por los niveles finales de los múltiplos post-crisis la estimación del retorno esperado incondicional por sobre bonos de largo plazo hoy está en el rango 4,2 – 4,8%.

El trabajo de Mayfield (2004) se enmarca entre las estimaciones condicionales del premio por riesgo de mercado. El propio resumen del trabajo establece que "... provee un método para estimar el premio por riesgo de mercado considerando cambios en el conjunto de oportunidades de inversión, modelando explícitamente el proceso que sigue la volatilidad accionaria agregada. Encuentra que aproximadamente 50% del premio por riesgo observado se asocia a cambios en las oportunidades futuras de inversión. Hay evidencia de cambio estructural en el proceso que sigue la volatilidad, con notables caídas, lo que sugiere que los promedios históricos simples sobreestiman sustancialmente la magnitud del premio por riesgo después de la Gran Depresión".

Es interesante notar que este trabajo apoya la idea planteada por la Subsecretaría desde 2003 (y de Walker (2003, 2006) en particular) de que la evidencia histórica puede ser una pobre guía para el premio por riesgo agregado futuro. Este trabajo no menciona a Dimson, Marsh y Staunton, pero su estimación para el premio por riesgo (con respecto a tasas cortas) para el período 1940 en adelante es 5.6%, es coherente con los resultados ex post de DMS (con respecto a tasas cortas). Todavía parece ser necesario un ajuste por cambios en los niveles de los múltiplos (dividend yield, P/U, Bolsa/Libro).

También es interesante destacar que una crítica a la validez de los resultados en DMS basada en que en la muestra hay países con alta volatilidad y bajos retornos, puede ser respondida precisamente con Mayfield (2004), que nota que con frecuencia se observa correlación negativa entre volatilidad y rentabilidad. La razón es que cuando los inversionistas anticipan un período de alta (baja) volatilidad, ajustan hacia abajo (arriba) los precios, produciéndose una relación negativa espuria entre retorno observado y volatilidad.

iii. 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). 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%,¹³ respectivamente. Los premios por riesgo calculados por medio de estos modelos son considerablemente menores al retorno accionario promedio, calculado en 7,1%.¹⁴

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 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 obtenido 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.

¹³ 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.

¹⁴ 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.

Ilmanen (2003) explica 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, 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”,¹⁵ 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 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.

iv. Estimaciones orientadas hacia el futuro (“forward looking”)

Una línea alternativa a las estimaciones basadas en el pasado, 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

¹⁵ 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.

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.

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.

Damodaran (2008) se basa en ideas similares. El modelo propone 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 del índice o portafolio representativo, 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 años¹⁶ y una tasa de crecimiento nominal a largo plazo (y_L) igual a la tasa de interés nominal libre de riesgo de largo plazo. La justificación heurística para este último supuesto es que en ciertos modelos el crecimiento de la economía a largo plazo iguala a la tasa de interés. De esta manera, el retorno sobre capital requerido puede determinarse despejando r del modelo:

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

Luego, restando el retorno libre de riesgo se obtiene el premio por riesgo esperado implícito. Dada la tendencia decreciente en los dividendos, que han sido sustituidos por recompra de acciones propias, Damodaran ha ajustado su metodología para influir como dividendos potenciales los

¹⁶ 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.

flujos de caja libres (“FCFE”). Si el crecimiento es constante e igual a la tasa de largo plazo (y_L), entonces el premio por riesgo con respecto a la tasa de largo plazo es simplemente el “dividend yield”.

La estimación de premio por riesgo implícito calculada por Damodaran de fines del año 2007, que por lo tanto es condicional al estado del mercado en ese momento, señala un nivel de premio por riesgo respecto a bonos de 4,37%.

Ajustando las predicciones por la última información disponible a mediados de octubre de 2008, la estimación del premio condicional por riesgo con respecto a tasas de interés de largo plazo, en medio de la crisis financiera, es 6.1% (rentabilidad nominal esperada en dólares de 10.2%, tomando como crecimiento de largo plazo la tasa de interés nominal que llegó a 4.1%).

v. 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 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 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. 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, 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.

vi. 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 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 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.

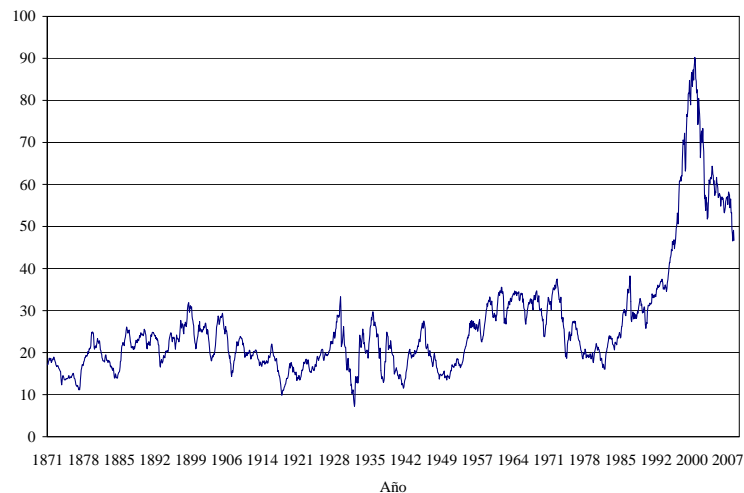
Mehra (2003) y Mehra y Prescott (2003) revisan su trabajo de 1985. Señalan que extendiendo al máximo los parámetros del modelo teórico, el premio por riesgo calculado de esta forma no debería ser mayor que 1,4%. Plantean que sus estimaciones de premio por riesgo realizadas según los modelos teóricos corresponden a estimaciones de muy largo plazo y 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. Argumentan intuitivamente que el hecho de que el premio por riesgo condicional sea pequeño, 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. 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.

Fama y French (2002) también plantean 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 2001.¹⁷

Los datos históricos también 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 se aprecia en 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.

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



¹⁷ El artículo Fama y French (2002) fue publicado como working paper de la Universidad de Chicago en abril de 2001.

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

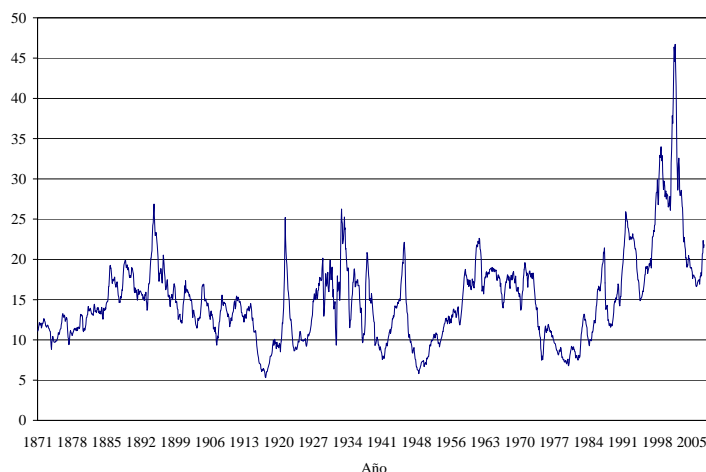
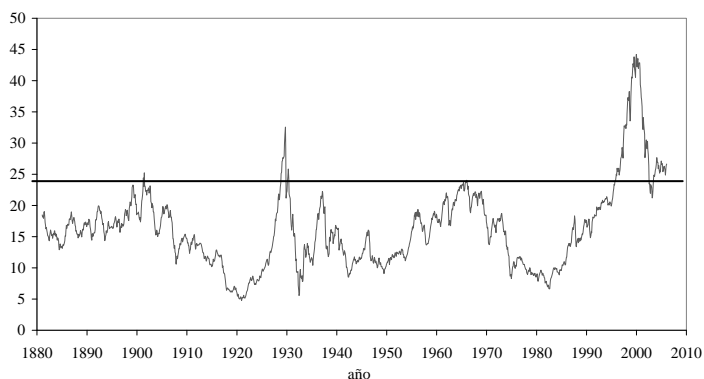


Gráfico 3. P/E10: Ratio precio S&P500 sobre las utilidades promedio de una media móvil de 10 años.



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

En suma, hoy en día existe amplia evidencia de que los niveles en torno al 7% reportados por Ibbotson Associates sobreestiman considerablemente el nivel de premio por riesgo que puede esperarse a largo plazo [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.

C. 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).

D. 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.

E. Coeficiente Beta – modelos de un factor de riesgo

i. 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.¹⁸ 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 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:

$$\beta_i = \frac{\text{COV}(r_i - r_f, r_m - r_f)}{\text{var}(r_m - r_f)} \quad (14)$$

El numerador 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 denominador representa la varianza del exceso de retorno del índice de 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.

¹⁸ En rigor, más que rentabilidades se refiere al exceso de retorno sobre activos libres de riesgo.

Además, sería necesario realizar estimaciones de rentabilidad sobre patrimonio contable consolidado a nivel agregado, lo 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 las 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.¹⁹

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,²⁰ se obtiene el coeficiente beta de patrimonio que corresponde a la pendiente de dicha regresión. Alternativamente, puede tomarse

¹⁹ Ver Damodaran "Estimating Risk Parameters" Mimeo. <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

²⁰ 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 accionaria y la del instrumento libre de riesgo, considerando posibles ganancias y pérdidas de capital en este último.

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 β_{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 dependan 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.²¹ 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.²²

ii. Coeficiente Beta de Deuda en modelos con un factor de riesgo

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

²¹ 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.

²² Ver Damodaran "Estimating Risk Parameters" Mimeo. <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

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.

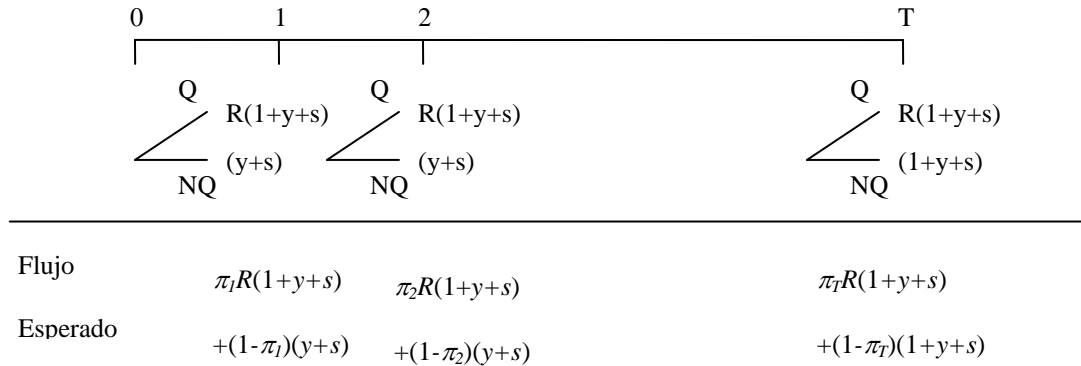
La clasificación de riesgo de la deuda corresponde una opinión realizada por agencias clasificadoras de riesgo que mide la capacidad o probabilidad futura que tiene una compañía para cumplir, en los plazos establecidos, con las obligaciones asumidas en su contrato de deuda. Las empresas son catalogadas 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”.²³

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 Diagrama 1 ilustra el procedimiento.

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

²³ 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 – Pagos esperados de la deuda



iii. Coeficiente Beta de activos en modelos con un factor de riesgo

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 τ_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 τ_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 τ_c igual a cero en la fórmula anterior y por lo tanto la ecuación equivalente para el cálculo del beta de activos (β_a), como promedio ponderado del beta de patrimonio y deuda, corresponde a:

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

Referencias

- Adler M. y B. Dumas (1983) International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis. *The Journal of Finance* 38, 925-984.
- Antell, J y M. Vaihekoski (2007) International asset pricing models and currency risk: Evidence from Finland 1970–2004, *Journal of Banking & Finance* 31 (2007) 2571–2590
- 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.
- Bansal, R. y M. Dahlquist, 2002, Expropriation Risk and Return in Global Equity Markets, Working Paper, Duke University.
- 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
- Bekaert G. y C. Harvey (1995) Time-Varying World Market Integration. *Journal of Finance* 50, No 2, 403-444.
- 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 (1974) “Unbiased estimators of long-run expected rates of return”, *Journal of the American Statistical Association*, volumen 69, número 347
- 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/
- Breeden, Douglas (1979). An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities, *Journal of Financial Economics* 7, 265-296.
- Campbell, J.Y y S.B. Thomson (2008), Predicting Excess Stock Returns Out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average? *Review of Financial Studies*, 21(4), p. 1509-1531

- Chaieb, I. y V. Errunza (2007). International asset pricing under segmentation and PPP deviations. *Journal of Financial Economics* 86 (2007) 543–578
- Chen, Nai-Fu, Richard Roll y Stephen A Ross (1986) "Economic forces and the stock market". *Journal of Business*, vol. 59, Nº 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, J. (1999) New Facts in Finance. *Economic Perspectives* 23 (3) Third quarter (Federal Reserve Bank of Chicago).
- Cochrane, John (1997) "Where is the market going? Uncertain facts and novel theories", *Economic Perspectives*, volumen 21, número 6.
- Cochrane, J. H. (2007). The Dog That Did Not Bark: A Defense of Return Predictability. *The Review of Financial Studies*, published September 22, 2007, 10.1093/rfs/hhm046.
- 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 (2008) "Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications", September (updated October) 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 (2007) "The Worldwide equity Premium: A Smaller Puzzle", en R. Mehra (Ed.), *Handbook of The Equity Premium* incluido en la serie *Handbook of the Economics of Finance*. Elsevier, Amsterdam, 2007.

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

Erb C., C. Harvey y T. Viskanta (1996b) "Expected Returns and Volatility in 135 Countries". *The Journal of Portfolio Management*, 46-58.

Estrada J. (2002) *Systematic Risk in Emerging Markets: The D-CAPM*. *Emerging Markets Review*, Vol. 3, No 4, 365-379.

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 E., and Campbell R. Harvey, 1993, *The risk and predictability of international equity returns*, *Review of Financial Studies* 6, 527-566.

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 Espinosa (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.

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, C. y Zhou, G. (1993), *International Asset Pricing with Alternative Distributional Specifications*, *Journal of Empirical Finance* 1, 107-131.

Harvey, Campbell (1995). "Predictable Risk and Returns in Emerging Markets", *Review of Financial Studies* 8, 773-816

Harvey, Campbell R., 2000, Drivers of expected returns in international markets, *Emerging Markets Quarterly* 4, 32-49.

Harvey, Campbell R., 2005, 12 Ways to Calculate the International Cost of Capital, NBER, working paper, Cambridge.

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 R. y Z. Wang (1996) The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance* 51(1),p. 3-53

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 George 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.

Lee, Charles, David Ng, and Bhaskaran Swaminathan, 2005, *International Asset Pricing: Evidence from Market Implied Costs of Capital*. Working paper, Cornell University.

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 Studies*.

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 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.

Mayfield, Scott (2004). "Estimating the market risk Premium", *Journal of Financial Economics* 73, p. 465-496.

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

Nawrocki, David, A brief history of downside risk measures, *Journal of Investing*, Fall 1999

Pace, Diego, Cálculo del riesgo país. Un reemplazante para FRB, *Ejecutivos de Finanzas*, N° 171, 2001

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

Sharpe, William (1982). "Some factors in New York Exchange Security Returns, 1931-1979", *Journal of Portfolio Management*, Summer 1982, 5-19

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.

Simin, T. The Poor Predictive Performance of Asset Pricing Models (2008), *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 43, No. 2, June, pp. 355-380

Solnik B. (1974) An Equilibrium Model of the International Capital Market. *Journal of Economic Theory* 8, 500-524.

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>

Walker, Eduardo (2006) "Metodología de cálculo para la tasa de costo de capital en sectores regulados: aplicación a la industria de distribución de gas". Mimeo, Ministerio de Economía, Chile.

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.

Welch, I. y A. Goyal (2008) "A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction", *Review of Financial Studies*, 21(4), p.1455-1508

Zhang, Xiaoyan (2006). "Specification Tests of Asset Pricing Models in International Markets", *Journal of International Money and Finance*, 25, p. 275-307.

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 (τ_c) es 20 años, el de cada fijación tarifaria (τ_f) de 5 años y el de la tasa libre de riesgo de referencia inicialmente utilizada en la fijación de tarifas es τ años. La incógnita es qué valor de τ 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 es 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.

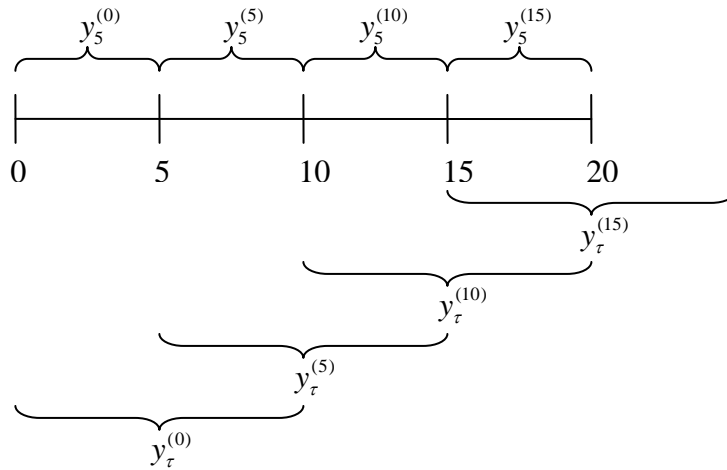


Figura 1. Línea de tiempo y plazo de bonos

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 τ . Este es un resultado esclarecedor: la tasa libre de riesgo que se escoja (y_τ 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

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

donde $m_{t+\tau}$ 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 τ 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

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

Finalmente,

$$\begin{aligned} V_0 &= [\exp(5y_\tau^{(0)}) - 1]b_5^{(0)} + E_0(m_5V_5) \\ &= \exp(5s_{\tau-5}) + (\exp(5s_{\tau-5}) - 1)[b_5^{(0)} + E_0(m_5b_5^{(5)}) + E_0(m_{10}b_5^{(10)})] \end{aligned}$$

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 τ 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 Staunton (2003) | Promedio (aritmético) histórico (1900-2002), sobre 16 países, corregido por ganancias no anticipables | 5,0 | 4,2 |
| Dimson, Marsh y Staunton (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 |

| Autor | Tipo de Análisis | Por sobre papeles de corto plazo (%) | Por sobre bonos de largo plazo (%) |
|---|--|---|---|
| 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) |
| 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) |
| 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(+++) |
| <p>(*): 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.</p> | | | |

Anexo 3: Resultados de predicciones a largo plazo de Simin (2008)²⁴

F. Table 20a-OLS Step-Ahead Root Mean Squared Forecast Errors: 12-month Returns

The table contains the square root of the *MSFE* *100 of one-step ahead forecasts with the parameters of each model estimated using rolling windows of 60 data points. The value weighted size portfolios are arranged with the smallest size firms in decile 10. The industry and dynamic strategy portfolios are defined in the appendix. Forecast errors for Mean are the one step-ahead asset returns minus the mean asset return from the training period. Forecast errors for Six are the one step-ahead asset returns minus .06/12. Forecast errors for the unconditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the mean of the value-weighted index from the training period. Forecast errors for the conditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the product of the betas from regressing the value-weighted index on the lagged instruments and the test period value of the instruments. All of the models are estimated without an intercept. CRR stands for the Chen, Roll, and Ross factors, CK stands for the Connor and Korajczyk asymptotic principal components while FF stands for the Fama/French Factors. Construction of the factors and instruments is described in the text. The conditional models allow for time variation in the betas while the unconditional models restrict the betas to be fixed through time. The market proxy is the CRSP value weighted index. The lagged predetermined instruments include a January dummy, the 1-month T. Bill, the NYSE dividend yield, a measure of quality in corporate bonds, and a measure of the term structure. Bold values indicate the smallest benchmark RMSFE and an asterisk indicates that the *MSFE* is smaller and significantly different from the smallest benchmark *MSFE* at the 5% level according to the DM statistic. The sample covers the period 12/1931 to 07/1999.

| Size | Benchmarks | | | | CAPM | | CK | | CRR | | FF | |
|----------|------------|--------|--------|---------------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | Mean | Six | UMkt. | CMkt. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. |
| 1 | 15.237 | 16.814 | 15.346 | 12.263 | 15.193 | 11.613* | 15.240 | 13.625 | 15.264 | 12.450 | 15.253 | 11.703 |
| 2 | 17.609 | 18.554 | 17.493 | 13.558 | 17.662 | 13.582 | 17.642 | 14.667 | 17.731 | 15.935 | 17.613 | 14.098 |
| 3 | 18.679 | 19.500 | 18.664 | 14.806 | 18.873 | 15.435 | 18.760 | 15.995 | 18.862 | 16.863 | 18.835 | 15.538 |
| 4 | 20.453 | 20.912 | 20.232 | 15.647 | 20.703 | 16.594 | 20.512 | 17.950 | 20.692 | 18.943 | 20.637 | 16.234 |
| 5 | 21.303 | 21.729 | 21.218 | 16.907 | 21.641 | 17.810 | 21.390 | 17.473 | 21.520 | 19.369 | 21.479 | 16.533 |
| 6 | 22.707 | 22.817 | 22.302 | 17.558 | 22.861 | 19.286 | 22.745 | 19.247 | 22.928 | 21.567 | 22.725 | 17.798 |
| 7 | 23.981 | 24.077 | 23.650 | 18.480 | 24.358 | 20.263 | 24.128 | 20.140 | 24.226 | 22.547 | 24.199 | 18.514 |
| 8 | 25.602 | 25.108 | 24.868 | 19.624 | 25.896 | 21.574 | 25.755 | 21.382 | 25.905 | 24.103 | 25.859 | 19.903 |
| 9 | 27.788 | 26.958 | 26.638 | 21.181 | 27.839 | 22.815 | 27.745 | 22.360 | 28.073 | 25.326 | 27.735 | 21.532 |
| 10 | 32.916 | 31.139 | 31.085 | 25.271 | 32.636 | 26.914 | 32.637 | 24.955 | 33.298 | 29.874 | 32.625 | 24.295 |
| Industry | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 16.678 | 18.009 | 17.010 | 15.149 | 16.956 | 16.344 | 16.732 | 15.496 | 16.732 | 16.093 | 16.614 | 14.899 |

²⁴ Fuente: Tim Simin [tsimin@psu.edu]

| | | | | | | | | | | | | |
|----|---------------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|
| 2 | 22.034 | 22.847 | 21.624 | 16.401 | 22.226 | 18.622 | 22.214 | 21.753 | 22.092 | 19.211 | 22.061 | 19.557 |
| 3 | 19.554 | 19.745 | 18.937 | 15.234 | 19.343 | 15.674 | 19.471 | 16.659 | 19.624 | 17.038 | 19.400 | 15.144 |
| 4 | 19.362 | 20.267 | 19.260 | 17.680 | 19.231 | 19.583 | 19.249 | 25.006 | 19.532 | 20.515 | 19.074 | 20.566 |
| 5 | 17.134 | 18.230 | 16.985 | 13.977 | 17.121 | 14.059 | 17.146 | 15.885 | 17.129 | 14.395 | 17.195 | 13.749 |
| 6 | 20.855 | 22.039 | 20.621 | 18.045 | 20.491 | 19.634 | 20.759 | 23.381 | 20.963 | 22.334 | 20.568 | 18.233 |
| 7 | 14.682 | 16.407 | 15.441 | 16.360 | 14.968 | 13.883 | 14.715 | 20.249 | 14.738 | 18.310 | 14.369* | 14.258 |
| 8 | 16.816 | 17.721 | 17.169 | 14.963 | 16.838 | 14.239 | 16.841 | 18.392 | 16.864 | 18.092 | 16.835 | 15.959 |
| 9 | 19.727 | 20.703 | 19.658 | 15.399 | 19.728 | 17.639 | 19.782 | 19.803 | 19.794 | 20.485 | 19.578 | 18.667 |
| 10 | 18.910 | 20.884 | 18.408 | 17.348 | 18.514 | 24.379 | 18.937 | 21.921 | 18.958 | 20.959 | 18.919 | 23.821 |
| 11 | 19.946 | 20.840 | 19.901 | 15.779 | 19.940 | 17.645 | 19.949 | 21.188 | 19.934 | 18.974 | 19.799 | 17.015 |
| 12 | 21.130 | 21.239 | 21.244 | 16.671 | 21.485 | 20.434 | 21.310 | 18.465 | 21.226 | 21.841 | 21.332 | 17.468 |

Dynamic

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|---------------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Contrarian | 1.863 | 4.725 | 11.720 | 21.448 | 3.829 | 4.556 | 1.867 | 3.521 | 1.901 | 1.704 | 2.255 | 3.538 |
| Momentum | 12.768 | 13.721 | 13.066 | 21.813 | 12.870 | 16.618 | 12.887 | 17.807 | 12.935 | 21.906 | 12.638 | 16.408 |
| B/H | 24.794 | 25.733 | 24.848 | 19.758 | 25.469 | 20.998 | 24.904 | 20.128 | 25.219 | 22.516 | 24.775 | 19.378 |
| S/H | 19.997 | 21.540 | 20.424 | 16.092 | 21.100 | 17.997 | 20.297 | 17.732 | 20.299 | 18.955 | 20.161 | 15.863 |

G. Table 20b-OLS Step-Ahead Bias of Forecast Errors: 12-month Returns

The table contains the bias measured as the mean of the forecast errors multiplied by 100 of one-step ahead forecasts with the parameters of each model estimated using rolling windows of 60 data points. The value weighted size portfolios are arranged with the smallest size firms in decile 10. The industry and dynamic strategy portfolios are defined in the appendix. Forecast errors for Mean are the one step-ahead asset returns minus the mean asset return from the training period. Forecast errors for Six are the one step-ahead asset returns minus .06/12. Forecast errors for the unconditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the mean of the value-weighted index from the training period. Forecast errors for the conditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the product of the betas from regressing the value-weighted index on the lagged instruments and the test period value of the instruments. All of the models are estimated without an intercept. CRR stands for the Chen, Roll, and Ross factors, CK stands for the Connor and Korajczyk asymptotic principal components while FF stands for the Fama/French Factors. Construction of the factors and instruments is described in the text. The conditional models allow for time variation in the betas while the unconditional models restrict the betas to be fixed through time. The market proxy is the CRSP value weighted index. The lagged predetermined instruments include a January dummy, the 1-month T. Bill, the NYSE dividend yield, a measure of quality in corporate bonds, and a measure of the term structure. The sample covers the period 12/1931 to 07/1999.

| | | Benchmarks | | | | CAPM | | CK | | CRR | | FF | |
|----------|--------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| Size | Mean | Six | UMkt. | CMkt. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | |
| 1 | 0.062 | 6.146 | -0.481 | -0.969 | -0.084 | -0.419 | -0.154 | -0.294 | 0.210 | -0.751 | 0.092 | -0.443 | |
| 2 | -0.522 | 6.973 | 0.346 | -0.142 | -0.060 | -0.714 | -0.635 | -0.496 | -0.197 | 0.011 | -0.227 | -0.773 | |
| 3 | -0.559 | 7.357 | 0.730 | 0.242 | 0.096 | -0.839 | -0.787 | -0.805 | -0.173 | -0.445 | -0.343 | -0.692 | |
| 4 | -0.743 | 7.342 | 0.715 | 0.228 | -0.135 | -0.834 | -0.967 | -1.205 | -0.310 | -0.453 | -0.723 | -0.955 | |
| 5 | -1.018 | 7.491 | 0.864 | 0.376 | -0.205 | -1.210 | -1.216 | -1.367 | -0.642 | -0.467 | -0.861 | -1.393 | |
| 6 | -1.046 | 7.713 | 1.086 | 0.598 | -0.280 | -1.571 | -1.206 | -1.052 | -0.659 | -0.639 | -1.049 | -1.257 | |
| 7 | -1.010 | 7.618 | 0.992 | 0.504 | -0.667 | -1.588 | -1.215 | -1.896 | -0.561 | -1.299 | -1.428 | -1.674 | |
| 8 | -1.128 | 7.589 | 0.962 | 0.474 | -0.887 | -2.115 | -1.424 | -1.979 | -0.661 | -0.685 | -1.749 | -2.085 | |
| 9 | -1.463 | 7.398 | 0.771 | 0.284 | -1.487 | -2.011 | -1.595 | -1.566 | -1.073 | -0.517 | -2.239 | -1.786 | |
| 10 | -1.894 | 7.658 | 1.031 | 0.544 | -2.227 | -2.869 | -2.321 | -2.537 | -1.397 | -1.080 | -3.270 | -1.449 | |
| Industry | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | -0.059 | 7.004 | 0.377 | -0.111 | 1.439 | 0.084 | -0.122 | -0.348 | 0.180 | -0.398 | 0.919 | -0.155 | |
| 2 | -0.248 | 7.476 | 0.849 | 0.362 | -0.323 | -0.849 | -0.622 | 1.046 | 0.036 | -0.164 | -0.712 | 0.015 | |
| 3 | -1.012 | 5.409 | -1.218 | -1.706 | -1.916 | -1.178 | -1.346 | 0.311 | -0.765 | -0.984 | -1.515 | -0.678 | |
| 4 | -0.686 | 7.080 | 0.453 | -0.035 | 0.779 | 0.354 | -0.518 | -3.211 | -0.309 | -1.156 | -0.688 | -0.928 | |
| 5 | -0.397 | 6.168 | -0.459 | -0.947 | -0.534 | -1.257 | -0.642 | -0.728 | -0.105 | -1.710 | 0.100 | -0.780 | |
| 6 | -0.190 | 6.694 | 0.067 | -0.420 | -0.639 | -0.516 | -0.561 | -1.395 | 0.063 | -1.527 | -0.317 | -1.578 | |

| | | | | | | | | | | | | |
|----|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 7 | 0.308 | 6.357 | -0.270 | -0.757 | 1.598 | 0.177 | 0.447 | 0.833 | 0.426 | -1.921 | 0.774 | -1.610 |
| 8 | 0.028 | 5.312 | -1.315 | -1.802 | 0.116 | 0.235 | -0.465 | 0.277 | 0.074 | 1.118 | 0.031 | 0.710 |
| 9 | -0.121 | 6.874 | 0.248 | -0.240 | 0.579 | -1.037 | -0.022 | -0.212 | 0.111 | -0.630 | 0.723 | -0.891 |
| 10 | 0.428 | 8.655 | 2.028 | 1.541 | 2.145 | 0.379 | 0.397 | 1.683 | 0.583 | 0.376 | 2.597 | 2.698 |
| 11 | -0.161 | 7.184 | 0.557 | 0.069 | 0.107 | -0.345 | -0.356 | -0.570 | -0.184 | -1.046 | -0.283 | -0.301 |
| 12 | -0.578 | 4.954 | -1.673 | -2.161 | -2.186 | -2.125 | -1.060 | -0.610 | -0.419 | 0.979 | -1.950 | -1.767 |

Dynamic

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|--------|--------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Contrarian | -0.254 | -3.394 | -10.021 | -10.509 | -2.386 | -0.332 | -0.426 | 0.489 | -0.389 | 0.074 | -1.071 | 0.050 |
| Momentum | 0.349 | 5.643 | -0.984 | -1.472 | 4.029 | -0.351 | 1.188 | -3.804 | 0.317 | -1.819 | 1.294 | -2.058 |
| B/H | -0.970 | 10.682 | 4.056 | 3.568 | 1.440 | -1.638 | -0.893 | -2.268 | -0.398 | -1.410 | -1.157 | -2.049 |
| S/H | -0.487 | 9.345 | 2.718 | 2.230 | 0.980 | -1.262 | -0.403 | -0.071 | 0.122 | -0.357 | -0.727 | -1.737 |

H. Table 21a-OLS Step-Ahead Root Mean Squared Forecast Errors: 36-month Returns

The table contains the square root of the $MSFE * 100$ of one-step ahead forecasts with the parameters of each model estimated using rolling windows of 60 data points. The value weighted size portfolios are arranged with the smallest size firms in decile 10. The industry and dynamic strategy portfolios are defined in the appendix. Forecast errors for Mean are the one step-ahead asset returns minus the mean asset return from the training period. Forecast errors for Six are the one step-ahead asset returns minus .06/12. Forecast errors for the unconditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the mean of the value-weighted index from the training period. Forecast errors for the conditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the product of the betas from regressing the value-weighted index on the lagged instruments and the test period value of the instruments. All of the models are estimated without an intercept. CRR stands for the Chen, Roll, and Ross factors, CK stands for the Connor and Korajczyk asymptotic principal components while FF stands for the Fama/French Factors. Construction of the factors and instruments is described in the text. The conditional models allow for time variation in the betas while the unconditional models restrict the betas to be fixed through time. The market proxy is the CRSP value weighted index. The lagged predetermined instruments include a January dummy, the 1-month T. Bill, the NYSE dividend yield, a measure of quality in corporate bonds, and a measure of the term structure. Bold values indicate the smallest benchmark RMSFE and an asterisk indicates that the $MSFE$ is smaller and significantly different from the smallest benchmark $MSFE$ at the 5% level according to the DM statistic. The sample covers the period 12/1931 to 07/1999.

| Size | Benchmarks | | | | CAPM | | CK | | CRR | | FF | |
|----------|------------|--------|--------|---------------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|
| | Mean | Six | UMkt. | CMkt. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. |
| 1 | 20.490 | 31.591 | 20.666 | 15.445 | 20.059 | 13.542* | 20.454 | 16.172 | 20.507 | 13.971* | 20.475 | 14.000* |
| 2 | 24.447 | 34.823 | 24.507 | 17.573 | 24.909 | 18.405 | 24.393 | 19.480 | 24.574 | 18.781 | 24.474 | 17.831 |
| 3 | 24.870 | 35.381 | 25.533 | 20.418 | 25.742 | 22.583 | 24.941 | 19.781 | 25.052 | 19.806 | 24.963 | 19.120 |
| 4 | 27.896 | 37.103 | 28.307 | 22.120 | 29.288 | 25.105 | 27.977 | 22.671 | 28.120 | 22.417 | 28.052 | 20.983 |
| 5 | 30.174 | 39.096 | 30.856 | 25.320 | 31.514 | 29.944 | 30.161 | 24.462 | 30.369 | 24.776 | 30.220 | 23.067 |
| 6 | 32.714 | 40.936 | 33.065 | 26.771 | 34.025 | 33.300 | 32.715 | 24.175* | 32.924 | 25.546 | 32.741 | 23.685* |
| 7 | 35.716 | 43.339 | 36.332 | 29.037 | 37.804 | 36.298 | 35.779 | 28.414 | 35.933 | 28.264 | 36.071 | 26.324* |
| 8 | 38.992 | 44.740 | 38.817 | 31.980 | 40.576 | 39.038 | 39.142 | 29.738 | 39.254 | 29.929 | 39.407 | 28.266* |
| 9 | 44.529 | 49.741 | 43.458 | 35.738 | 45.451 | 42.810 | 44.571 | 31.383* | 44.809 | 35.125 | 44.885 | 31.193* |
| 10 | 53.706 | 57.244 | 52.267 | 44.621 | 53.788 | 47.907 | 53.725 | 37.631* | 53.976 | 46.952 | 54.092 | 36.821 |
| Industry | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 24.199 | 34.591 | 25.302 | 22.651 | 24.805 | 17.305* | 24.217 | 17.322* | 24.235 | 16.726* | 23.919 | 17.696 |
| 2 | 30.515 | 40.658 | 30.695 | 23.365 | 31.465 | 22.446 | 30.637 | 35.516 | 30.578 | 33.288 | 30.723 | 21.140* |
| 3 | 26.918 | 34.417 | 25.106 | 19.210 | 26.412 | 19.538 | 26.827 | 21.480 | 26.998 | 21.103 | 26.667 | 19.905 |
| 4 | 28.406 | 37.526 | 29.175 | 26.792 | 29.579 | 26.238 | 28.495 | 26.726 | 28.621 | 26.491 | 28.431 | 24.877* |
| 5 | 21.322 | 32.396 | 21.908 | 19.466 | 20.872 | 18.492 | 21.326 | 18.307 | 21.299 | 18.318 | 21.301 | 15.960* |

| | | | | | | | | | | | | |
|----|---------------|--------|--------|---------------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|
| 6 | 32.267 | 41.405 | 31.596 | 26.308 | 30.906 | 23.586 | 32.180 | 32.506 | 32.332 | 29.070 | 32.074 | 23.040* |
| 7 | 21.401 | 30.650 | 24.808 | 25.241 | 22.142 | 18.303* | 21.361 | 21.735 | 21.391 | 19.710* | 20.715* | 18.185* |
| 8 | 25.748 | 32.495 | 25.673 | 22.817 | 24.834 | 21.414 | 25.556 | 21.617 | 25.677 | 19.819* | 25.552 | 19.661* |
| 9 | 26.119 | 35.221 | 25.708 | 21.462 | 25.873 | 19.793 | 26.123 | 18.353 | 26.170 | 21.292 | 25.475 | 19.187 |
| 10 | 29.822 | 41.647 | 26.802 | 26.030 | 28.265 | 26.088 | 29.759 | 28.532 | 29.738 | 25.593 | 29.020 | 24.380 |
| 11 | 28.929 | 38.437 | 28.809 | 21.435 | 28.166 | 22.503 | 28.870 | 29.609 | 28.946 | 26.193 | 28.726 | 22.302 |
| 12 | 29.926 | 35.165 | 30.343 | 23.588 | 30.434 | 26.106 | 30.012 | 23.922 | 30.034 | 24.489 | 30.298 | 22.381 |

Dynamic

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|---------------|--------|--------|---------------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|
| Contrarian | 4.502 | 13.221 | 33.706 | 39.293 | 8.225 | 11.866 | 4.532 | 4.223 | 4.548 | 3.384 | 4.841 | 5.312 |
| Momentum | 18.869 | 26.800 | 22.020 | 30.280 | 19.328 | 24.856 | 19.317 | 21.321 | 19.024 | 25.015 | 19.305 | 20.585 |
| B/H | 39.126 | 51.332 | 42.132 | 35.732 | 41.082 | 40.421 | 39.167 | 27.974* | 39.446 | 30.053* | 39.072 | 27.745* |
| S/H | 28.086 | 41.916 | 31.316 | 25.111 | 30.191 | 22.892* | 28.158 | 20.290* | 28.312 | 21.711* | 28.164 | 19.366* |

I. Table 21b-OLS Step-Ahead Bias of Forecast Errors: 36-month Returns

The table contains the bias measured as the mean of the forecast errors multiplied by 100 of one-step ahead forecasts with the parameters of each model estimated using rolling windows of 60 data points. The value weighted size portfolios are arranged with the smallest size firms in decile 10. The industry and dynamic strategy portfolios are defined in the appendix. Forecast errors for Mean are the one step-ahead asset returns minus the mean asset return from the training period. Forecast errors for Six are the one step-ahead asset returns minus .06/12. Forecast errors for the unconditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the mean of the value-weighted index from the training period. Forecast errors for the conditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the product of the betas from regressing the value-weighted index on the lagged instruments and the test period value of the instruments. All of the models are estimated without an intercept. CRR stands for the Chen, Roll, and Ross factors, CK stands for the Connor and Korajczyk asymptotic principal components while FF stands for the Fama/French Factors. Construction of the factors and instruments is described in the text. The conditional models allow for time variation in the betas while the unconditional models restrict the betas to be fixed through time. The market proxy is the CRSP value weighted index. The lagged predetermined instruments include a January dummy, the 1-month T. Bill, the NYSE dividend yield, a measure of quality in corporate bonds, and a measure of the term structure. The sample covers the period 12/1931 to 07/1999.

| Size | Benchmarks | | | | CAPM | | CK | | CRR | | FF | |
|----------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | Mean | Six | UMkt. | CMkt. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. |
| 1 | 1.311 | 19.813 | -0.393 | 0.212 | 0.704 | 0.102 | 1.215 | 0.016 | 1.382 | 1.208 | 1.346 | 1.324 |
| 2 | 0.316 | 23.078 | 2.872 | 3.476 | 0.843 | 1.801 | 0.266 | 0.771 | 0.538 | 1.420 | 0.546 | 1.916 |
| 3 | 0.433 | 24.674 | 4.468 | 5.072 | 2.108 | 3.513 | 0.285 | 1.160 | 0.690 | 1.673 | 0.550 | 2.245 |
| 4 | 0.269 | 24.899 | 4.694 | 5.298 | 1.934 | 3.709 | 0.123 | 1.238 | 0.573 | 0.861 | 0.101 | 1.943 |
| 5 | -0.340 | 25.694 | 5.488 | 6.092 | 2.250 | 4.491 | -0.445 | 1.121 | -0.053 | 1.570 | -0.268 | 1.477 |
| 6 | -0.210 | 26.374 | 6.168 | 6.772 | 2.232 | 4.860 | -0.319 | 0.334 | 0.079 | 1.089 | -0.328 | 1.157 |
| 7 | 0.017 | 26.196 | 5.991 | 6.595 | 1.679 | 4.782 | -0.124 | 0.916 | 0.353 | 0.623 | -0.647 | 1.094 |
| 8 | -0.141 | 26.194 | 5.988 | 6.592 | 1.682 | 5.034 | -0.375 | 0.193 | 0.227 | -0.639 | -1.084 | 0.278 |
| 9 | -0.482 | 26.119 | 5.913 | 6.518 | 0.484 | 4.892 | -0.575 | -0.564 | -0.108 | -1.051 | -1.414 | 0.062 |
| 10 | -0.909 | 27.621 | 7.415 | 8.020 | 0.366 | 5.078 | -1.139 | -0.840 | -0.463 | -2.960 | -2.368 | -1.054 |
| Industry | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 1.057 | 22.867 | 2.662 | 3.266 | 3.444 | 2.007 | 0.985 | 1.584 | 1.192 | 0.882 | 1.969 | 1.391 |
| 2 | 0.939 | 24.078 | 3.872 | 4.476 | 0.778 | 1.567 | 0.771 | 4.525 | 1.149 | 5.498 | 0.568 | 2.358 |
| 3 | -0.215 | 19.163 | -1.043 | -0.439 | -2.012 | -0.255 | -0.364 | -0.065 | -0.062 | 1.187 | -0.839 | 1.136 |
| 4 | 0.356 | 24.186 | 3.980 | 4.584 | 2.783 | 4.097 | 0.379 | -3.557 | 0.586 | -3.172 | 0.251 | 1.438 |
| 5 | 0.598 | 20.151 | -0.055 | 0.550 | 0.654 | -0.597 | 0.522 | -0.175 | 0.735 | 1.385 | 1.108 | 0.797 |
| 6 | 1.057 | 21.442 | 1.236 | 1.840 | -0.427 | -0.025 | 1.057 | 0.170 | 1.204 | 0.455 | 0.753 | -1.432 |

| | | | | | | | | | | | | |
|----|-------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|-------|--------|--------|
| 7 | 0.604 | 19.097 | -1.109 | -0.504 | 2.721 | 1.987 | 0.716 | 2.549 | 0.694 | 2.598 | 1.109 | 2.407 |
| 8 | 0.506 | 17.687 | -2.519 | -1.914 | 0.032 | 1.558 | 0.337 | 1.106 | 0.526 | 2.210 | 0.608 | 3.114 |
| 9 | 0.502 | 22.025 | 1.819 | 2.423 | 2.709 | 1.991 | 0.449 | 1.521 | 0.647 | 1.644 | 1.725 | 0.912 |
| 10 | 1.571 | 26.787 | 6.581 | 7.185 | 4.265 | -1.357 | 1.560 | -2.250 | 1.560 | 1.392 | 3.947 | -1.437 |
| 11 | 1.494 | 23.744 | 3.538 | 4.142 | 2.438 | 2.211 | 1.435 | 0.296 | 1.543 | 0.090 | 1.532 | 1.041 |
| 12 | 0.471 | 17.838 | -2.368 | -1.764 | -1.857 | 2.082 | 0.209 | 1.033 | 0.628 | 0.756 | -0.908 | 1.500 |

Dynamic

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|--------|--------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| Contrarian | -0.759 | -9.456 | -29.662 | -29.058 | -4.460 | -2.432 | -0.842 | 0.596 | -0.834 | 0.505 | -1.502 | 0.380 |
| Momentum | 1.777 | 18.765 | -1.441 | -0.836 | 6.203 | 4.263 | 2.079 | -0.610 | 1.815 | -1.926 | 1.962 | 0.095 |
| B/H | 0.548 | 36.016 | 15.810 | 16.414 | 6.076 | 7.189 | 0.592 | 0.098 | 0.995 | -1.226 | 0.252 | 0.047 |
| S/H | 0.820 | 31.085 | 10.879 | 11.483 | 4.582 | 4.150 | 0.917 | 1.072 | 1.237 | -0.088 | 0.471 | 1.054 |

J. Table 22a-OLS Step-Ahead Root Mean Squared Forecast Errors: 60-month Returns

The table contains the square root of the $MSFE * 100$ of one-step ahead forecasts with the parameters of each model estimated using rolling windows of 60 data points. The value weighted size portfolios are arranged with the smallest size firms in decile 10. The industry and dynamic strategy portfolios are defined in the appendix. Forecast errors for Mean are the one step-ahead asset returns minus the mean asset return from the training period. Forecast errors for Six are the one step-ahead asset returns minus .06/12. Forecast errors for the unconditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the mean of the value-weighted index from the training period. Forecast errors for the conditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the product of the betas from regressing the value-weighted index on the lagged instruments and the test period value of the instruments. All of the models are estimated without an intercept. CRR stands for the Chen, Roll, and Ross factors, CK stands for the Connor and Korajczyk asymptotic principal components while FF stands for the Fama/French Factors. Construction of the factors and instruments is described in the text. The conditional models allow for time variation in the betas while the unconditional models restrict the betas to be fixed through time. The market proxy is the CRSP value weighted index. The lagged predetermined instruments include a January dummy, the 1-month T. Bill, the NYSE dividend yield, a measure of quality in corporate bonds, and a measure of the term structure. Bold values indicate the smallest benchmark RMSFE and an asterisk indicates that the $MSFE$ is smaller and significantly different from the smallest benchmark $MSFE$ at the 5% level according to the DM statistic. The sample covers the period 12/1931 to 07/1999.

| Size | Benchmarks | | | | CAPM | | CK | | CRR | | FF | |
|----------|------------|--------|--------|---------------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|
| | Mean | Six | UMkt. | CMkt. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. |
| 1 | 22.894 | 46.417 | 22.812 | 15.569 | 22.410 | 13.148* | 22.909 | 15.798 | 22.901 | 13.843* | 22.839 | 13.289* |
| 2 | 26.632 | 51.745 | 27.832 | 17.724 | 27.455 | 16.877 | 26.627 | 17.022 | 26.652 | 17.593 | 26.691 | 15.987* |
| 3 | 27.585 | 52.540 | 29.363 | 20.400 | 28.762 | 22.826 | 27.582 | 18.699* | 27.618 | 20.228 | 27.713 | 18.067* |
| 4 | 31.512 | 54.441 | 33.593 | 24.121 | 33.435 | 26.273 | 31.505 | 20.731* | 31.558 | 23.466 | 31.646 | 19.805* |
| 5 | 34.388 | 57.221 | 37.442 | 28.831 | 36.515 | 30.337 | 34.378 | 23.201* | 34.453 | 26.984 | 34.400 | 23.060* |
| 6 | 37.406 | 59.131 | 40.427 | 31.333 | 39.536 | 32.860 | 37.397 | 25.051* | 37.446 | 29.015 | 37.521 | 24.572* |
| 7 | 41.079 | 62.063 | 44.573 | 34.693 | 44.333 | 36.073 | 41.086 | 26.445* | 41.136 | 32.056 | 41.188 | 27.288* |
| 8 | 45.481 | 63.619 | 48.281 | 39.205 | 47.926 | 41.005 | 45.485 | 28.909* | 45.559 | 35.518 | 45.607 | 29.137* |
| 9 | 52.633 | 70.728 | 54.654 | 45.112 | 54.195 | 41.096 | 52.631 | 33.520* | 52.677 | 39.774 | 52.826 | 32.770* |
| 10 | 63.851 | 80.768 | 66.915 | 57.993 | 64.258 | 48.075 | 63.859 | 38.727* | 63.899 | 48.837 | 63.963 | 42.373* |
| Industry | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 27.236 | 50.619 | 30.805 | 26.573 | 27.513 | 16.624* | 27.262 | 18.721* | 27.256 | 21.865 | 26.996 | 16.311* |
| 2 | 32.163 | 57.412 | 33.433 | 24.175 | 32.794 | 19.574* | 32.121 | 28.748 | 32.170 | 24.641 | 32.224 | 21.272* |
| 3 | 29.407 | 49.447 | 27.180 | 20.297 | 28.858 | 17.972* | 29.387 | 21.950 | 29.432 | 20.271 | 29.539 | 18.869* |
| 4 | 30.992 | 54.824 | 34.148 | 26.987 | 32.777 | 26.408 | 31.008 | 25.101 | 31.017 | 24.729 | 31.157 | 21.340* |
| 5 | 23.811 | 47.010 | 25.362 | 22.011 | 23.376 | 20.256 | 23.828 | 23.804 | 23.805 | 28.113 | 23.846 | 20.872 |

| | | | | | | | | | | | | |
|----|---------------|--------|--------|---------------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|
| 6 | 36.684 | 59.265 | 36.800 | 30.310 | 34.428 | 22.754* | 36.693 | 25.099 | 36.710 | 27.386 | 36.430 | 24.802 |
| 7 | 24.931 | 44.187 | 32.268 | 30.168 | 26.136 | 21.577* | 24.945 | 19.556* | 24.991 | 20.847* | 24.219* | 16.551* |
| 8 | 28.140 | 46.406 | 29.935 | 24.957 | 27.594 | 26.528 | 28.095 | 38.630 | 28.162 | 20.445* | 27.635 | 19.049* |
| 9 | 29.674 | 50.810 | 30.161 | 25.313 | 28.540 | 20.726* | 29.653 | 22.562* | 29.653 | 22.733* | 29.341 | 23.221 |
| 10 | 31.946 | 59.590 | 28.622 | 27.583 | 30.207 | 29.777 | 31.919 | 26.535 | 31.993 | 22.469* | 31.407 | 26.837 |
| 11 | 33.033 | 55.606 | 33.625 | 22.618 | 31.169 | 20.767 | 33.013 | 24.952 | 32.996 | 24.095 | 32.605 | 20.499 |
| 12 | 35.596 | 49.614 | 36.142 | 28.489 | 35.786 | 24.216* | 35.567 | 24.293* | 35.577 | 28.966 | 35.864 | 23.287* |

Dynamic

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|---------------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|
| Contrarian | 6.146 | 21.478 | 54.922 | 61.127 | 11.912 | 13.201 | 6.172 | 4.653 | 6.165 | 4.041* | 6.248 | 5.649 |
| Momentum | 17.384 | 37.962 | 22.823 | 29.549 | 16.659 | 23.086 | 17.438 | 24.632 | 17.409 | 26.858 | 17.292 | 20.105 |
| B/H | 45.495 | 76.238 | 54.792 | 45.636 | 48.275 | 42.790 | 45.500 | 29.096* | 45.564 | 34.015 | 45.420 | 27.713 |
| S/H | 31.388 | 63.312 | 38.368 | 29.645 | 33.416 | 27.842 | 31.390 | 19.829* | 31.403 | 26.107* | 31.418 | 18.378* |

K. Table 22b-OLS Step-Ahead Bias of Forecast Errors: 60-month Returns

The table contains the bias measured as the mean of the forecast errors multiplied by 100 of one-step ahead forecasts with the parameters of each model estimated using rolling windows of 60 data points. The value weighted size portfolios are arranged with the smallest size firms in decile 10. The industry and dynamic strategy portfolios are defined in the appendix. Forecast errors for Mean are the one step-ahead asset returns minus the mean asset return from the training period. Forecast errors for Six are the one step-ahead asset returns minus .06/12. Forecast errors for the unconditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the mean of the value-weighted index from the training period. Forecast errors for the conditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the product of the betas from regressing the value-weighted index on the lagged instruments and the test period value of the instruments. All of the models are estimated without an intercept. CRR stands for the Chen, Roll, and Ross factors, CK stands for the Connor and Korajczyk asymptotic principal components while FF stands for the Fama/French Factors. Construction of the factors and instruments is described in the text. The conditional models allow for time variation in the betas while the unconditional models restrict the betas to be fixed through time. The market proxy is the CRSP value weighted index. The lagged predetermined instruments include a January dummy, the 1-month T. Bill, the NYSE dividend yield, a measure of quality in corporate bonds, and a measure of the term structure. The sample covers the period 12/1931 to 07/1999.

| Size | Benchmarks | | | | CAPM | | CK | | CRR | | FF | |
|----------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | Mean | Six | UMkt. | CMkt. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. |
| 1 | 2.082 | 32.684 | -0.835 | -4.392 | 0.839 | -1.561 | 2.053 | -0.604 | 2.132 | -1.284 | 2.177 | -0.994 |
| 2 | 1.281 | 38.993 | 5.475 | 1.918 | 1.997 | -1.596 | 1.259 | -1.536 | 1.380 | -2.138 | 1.230 | -2.058 |
| 3 | 1.428 | 41.980 | 8.462 | 4.905 | 4.083 | -1.282 | 1.374 | -2.003 | 1.556 | -2.297 | 1.467 | -1.941 |
| 4 | 1.234 | 42.355 | 8.836 | 5.279 | 4.018 | -1.731 | 1.162 | -2.076 | 1.387 | -2.246 | 1.048 | -2.162 |
| 5 | 0.522 | 43.777 | 10.258 | 6.701 | 4.844 | -1.993 | 0.456 | -2.888 | 0.684 | -2.171 | 0.587 | -3.427 |
| 6 | 0.675 | 44.798 | 11.280 | 7.722 | 5.291 | -2.647 | 0.625 | -4.258 | 0.833 | -3.677 | 0.617 | -4.202 |
| 7 | 0.893 | 44.400 | 10.882 | 7.325 | 4.583 | -2.923 | 0.817 | -3.959 | 1.070 | -2.922 | 0.407 | -4.014 |
| 8 | 0.886 | 44.757 | 11.238 | 7.681 | 5.286 | -3.063 | 0.806 | -4.601 | 1.086 | -4.209 | 0.206 | -5.133 |
| 9 | 0.853 | 44.898 | 11.380 | 7.823 | 3.680 | -4.445 | 0.798 | -6.469 | 1.009 | -5.122 | -0.061 | -6.649 |
| 10 | 0.771 | 48.016 | 14.497 | 10.940 | 4.728 | -4.505 | 0.714 | -6.840 | 0.964 | -7.026 | -0.329 | -6.858 |
| Industry | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 1.627 | 38.293 | 4.775 | 1.218 | 4.292 | 1.481 | 1.667 | -0.813 | 1.710 | -0.878 | 2.357 | -0.642 |
| 2 | 1.881 | 39.865 | 6.346 | 2.789 | 0.904 | -2.745 | 1.921 | 1.681 | 1.982 | 1.794 | 1.700 | -0.605 |
| 3 | 0.753 | 32.644 | -0.874 | -4.431 | -0.644 | -3.808 | 0.649 | -3.370 | 0.836 | -2.555 | 0.307 | -3.184 |
| 4 | 1.333 | 41.476 | 7.957 | 4.400 | 3.700 | -1.794 | 1.350 | -3.967 | 1.432 | -2.326 | 1.042 | -1.842 |
| 5 | 1.089 | 32.984 | -0.535 | -4.092 | 0.977 | -0.744 | 1.064 | 0.089 | 1.172 | -1.087 | 1.552 | 1.218 |
| 6 | 2.858 | 35.833 | 2.315 | -1.243 | 1.633 | -2.925 | 2.757 | -4.708 | 2.972 | -5.618 | 2.463 | -5.996 |

| | | | | | | | | | | | | |
|----|-------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|
| 7 | 0.868 | 31.196 | -2.322 | -5.880 | 2.925 | 0.252 | 0.881 | 1.718 | 0.993 | -0.018 | 1.116 | -0.712 |
| 8 | 1.001 | 30.194 | -3.324 | -6.882 | -0.989 | -2.030 | 1.015 | 1.516 | 1.038 | -0.366 | 0.926 | 0.648 |
| 9 | 0.803 | 36.850 | 3.332 | -0.225 | 2.893 | 1.147 | 0.862 | 0.631 | 0.877 | 0.102 | 1.960 | -0.447 |
| 10 | 2.285 | 44.413 | 10.895 | 7.338 | 5.803 | 3.366 | 2.292 | -1.511 | 2.307 | -2.983 | 4.050 | 0.383 |
| 11 | 2.933 | 39.679 | 6.161 | 2.603 | 3.593 | -2.012 | 2.913 | -1.052 | 2.971 | -2.730 | 3.153 | -2.865 |
| 12 | 1.172 | 30.654 | -2.864 | -6.421 | -0.488 | -4.001 | 1.026 | -2.154 | 1.236 | -2.759 | 0.145 | -4.061 |

Dynamic

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|--------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Contrarian | -1.283 | -15.931 | -49.450 | -53.007 | -5.857 | -2.043 | -1.358 | 0.833 | -1.334 | -0.291 | -1.930 | -0.250 |
| Momentum | 3.411 | 32.920 | -0.599 | -4.156 | 8.072 | 3.905 | 3.685 | -0.507 | 3.391 | -3.900 | 4.352 | -2.039 |
| B/H | 2.181 | 61.583 | 28.065 | 24.508 | 10.208 | -1.833 | 2.232 | -6.249 | 2.420 | -4.297 | 2.056 | -5.145 |
| S/H | 2.092 | 53.067 | 19.549 | 15.992 | 6.872 | -1.127 | 2.121 | -2.108 | 2.306 | -0.167 | 2.025 | -2.047 |

L. Table 23a-OLS Step-Ahead Root Mean Squared Forecast Errors: 120-month Returns

The table contains the square root of the $MSFE \cdot 100$ of one-step ahead forecasts with the parameters of each model estimated using rolling windows of 60 data points. The value weighted size portfolios are arranged with the smallest size firms in decile 10. The industry and dynamic strategy portfolios are defined in the appendix. Forecast errors for Mean are the one step-ahead asset returns minus the mean asset return from the training period. Forecast errors for Six are the one step-ahead asset returns minus .06/12. Forecast errors for the unconditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the mean of the value-weighted index from the training period. Forecast errors for the conditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the product of the betas from regressing the value-weighted index on the lagged instruments and the test period value of the instruments. All of the models are estimated without an intercept. CRR stands for the Chen, Roll, and Ross factors, CK stands for the Connor and Korajczyk asymptotic principal components while FF stands for the Fama/French Factors. Construction of the factors and instruments is described in the text. The conditional models allow for time variation in the betas while the unconditional models restrict the betas to be fixed through time. The market proxy is the CRSP value weighted index. The lagged predetermined instruments include a January dummy, the 1-month T. Bill, the NYSE dividend yield, a measure of quality in corporate bonds, and a measure of the term structure. Bold values indicate the smallest benchmark RMSFE and an asterisk indicates that the $MSFE$ is smaller and significantly different from the smallest benchmark $MSFE$ at the 5% level according to the DM statistic. The sample covers the period 12/1931 to 07/1999.

| | Benchmarks | | | | CAPM | | CK | | CRR | | FF | |
|----------|---------------|---------|--------|---------------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|--------|---------|
| Size | Mean | Six | UMkt. | CMkt. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. |
| 1 | 25.071 | 83.805 | 24.439 | 19.273 | 24.279 | 16.569* | 25.101 | 16.695* | 25.067 | 16.764* | 25.039 | 15.754* |
| 2 | 24.894 | 92.889 | 28.986 | 19.177 | 25.802 | 17.897* | 24.915 | 17.877 | 24.910 | 18.578 | 24.924 | 17.106 |
| 3 | 24.123 | 94.519 | 31.583 | 24.185 | 27.977 | 21.149* | 24.132 | 19.535* | 24.140 | 20.415* | 24.155 | 18.132* |
| 4 | 26.076 | 94.732 | 36.101 | 28.332 | 31.847 | 24.349 | 26.080 | 22.627 | 26.089 | 20.798* | 26.122 | 23.309* |
| 5 | 27.809 | 97.442 | 40.536 | 32.534 | 34.254 | 26.197 | 27.809 | 23.312* | 27.811 | 22.817* | 27.836 | 22.058* |
| 6 | 29.646 | 98.622 | 44.593 | 37.076 | 37.266 | 28.750 | 29.646 | 22.205* | 29.639 | 24.045* | 29.665 | 22.625* |
| 7 | 33.328 | 100.295 | 46.681 | 38.682 | 40.539 | 30.597* | 33.334 | 28.389 | 33.319 | 26.879* | 33.413 | 25.059* |
| 8 | 34.851 | 99.629 | 50.653 | 44.800 | 43.307 | 33.617 | 34.841 | 26.898* | 34.838 | 32.234 | 34.989 | 28.835* |
| 9 | 40.333 | 106.434 | 55.253 | 47.727 | 45.887 | 33.733* | 40.335 | 31.293* | 40.307 | 30.983* | 40.439 | 31.526* |
| 10 | 46.556 | 115.671 | 69.074 | 63.591 | 51.314 | 38.631* | 46.603 | 33.083* | 46.504* | 43.464 | 46.742 | 39.934 |
| Industry | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 28.861 | 90.549 | 43.215 | 40.828 | 29.028 | 17.587* | 28.938 | 22.425 | 28.863 | 22.054 | 28.689 | 17.454* |
| 2 | 33.491 | 100.356 | 33.274 | 25.815 | 33.022 | 23.021* | 33.450 | 23.175* | 33.569 | 36.744 | 33.511 | 36.632 |
| 3 | 27.486 | 86.868 | 27.278 | 21.800 | 26.391 | 19.135* | 27.502 | 22.107 | 27.483 | 20.052 | 27.505 | 22.864 |
| 4 | 28.552 | 98.216 | 40.531 | 32.776 | 33.462 | 27.867 | 28.570 | 27.993 | 28.543* | 32.166 | 28.635 | 24.018* |
| 5 | 26.970 | 84.883 | 31.921 | 26.486 | 26.268 | 19.617* | 26.966 | 20.519* | 26.979 | 20.284* | 27.120 | 17.940* |

| | | | | | | | | | | | | |
|----|---------------|---------|--------|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 6 | 36.737 | 98.061 | 36.787 | 38.024 | 34.679* | 21.269* | 36.734 | 26.052* | 36.729 | 25.566* | 36.581* | 29.228* |
| 7 | 26.639 | 76.535 | 44.267 | 43.447 | 29.692 | 19.019 | 26.690 | 20.579 | 26.656 | 22.325 | 26.566 | 24.107 |
| 8 | 27.978 | 82.152 | 32.729 | 25.960 | 29.745 | 20.869 | 27.985 | 30.553 | 27.993 | 24.655 | 27.927 | 33.548 |
| 9 | 29.667 | 87.987 | 34.142 | 31.181 | 26.995* | 20.025* | 29.666 | 23.468 | 29.694 | 27.329 | 29.361* | 19.824* |
| 10 | 33.337 | 106.440 | 34.380 | 35.366 | 29.443* | 22.205* | 33.400 | 25.623* | 33.306* | 30.120 | 33.174 | 36.251 |
| 11 | 29.742 | 94.203 | 34.549 | 23.969 | 29.226 | 19.968* | 29.803 | 23.563 | 29.742 | 24.163 | 29.707 | 23.400 |
| 12 | 30.997 | 78.808 | 34.243 | 31.299 | 31.265 | 21.874* | 30.989* | 27.107 | 31.033 | 25.607 | 31.059 | 31.935 |

Dynamic

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|---------------|---------|---------|---------|--------|--------|---------|--------|--------|---------|--------|---------|
| Contrarian | 8.143 | 42.307 | 108.404 | 114.140 | 23.196 | 19.465 | 8.133 | 4.353* | 8.157 | 5.048 | 8.267 | 7.582 |
| Momentum | 21.209 | 73.120 | 37.863 | 45.369 | 26.352 | 23.799 | 21.300 | 24.698 | 21.228 | 24.517 | 21.377 | 23.703* |
| B/H | 34.290 | 129.721 | 71.265 | 64.780 | 49.627 | 40.213 | 34.265* | 30.755 | 34.285 | 27.338* | 34.296 | 29.227 |
| S/H | 24.125 | 114.856 | 48.202 | 41.018 | 32.634 | 28.150 | 24.138 | 24.579 | 24.136 | 20.825 | 24.135 | 23.141 |

M. Table 23b-OLS Step-Ahead Bias of Forecast Errors: 120-month Returns

The table contains the bias measured as the mean of the forecast errors multiplied by 100 of one-step ahead forecasts with the parameters of each model estimated using rolling windows of 60 data points. The value weighted size portfolios are arranged with the smallest size firms in decile 10. The industry and dynamic strategy portfolios are defined in the appendix. Forecast errors for Mean are the one step-ahead asset returns minus the mean asset return from the training period. Forecast errors for Six are the one step-ahead asset returns minus .06/12. Forecast errors for the unconditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the mean of the value-weighted index from the training period. Forecast errors for the conditional market mean are the one step-ahead asset returns minus the product of the betas from regressing the value-weighted index on the lagged instruments and the test period value of the instruments. All of the models are estimated without an intercept. CRR stands for the Chen, Roll, and Ross factors, CK stands for the Connor and Korajczyk asymptotic principal components while FF stands for the Fama/French Factors. Construction of the factors and instruments is described in the text. The conditional models allow for time variation in the betas while the unconditional models restrict the betas to be fixed through time. The market proxy is the CRSP value weighted index. The lagged predetermined instruments include a January dummy, the 1-month T. Bill, the NYSE dividend yield, a measure of quality in corporate bonds, and a measure of the term structure. The sample covers the period 12/1931 to 07/1999.

| Size | Benchmarks | | | | CAPM | | CK | | CRR | | FF | |
|----------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|
| | Mean | Six | UMkt. | CMkt. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. | Uncon. | Con. |
| 1 | 1.682 | 63.854 | -4.575 | -8.163 | -0.481 | -3.140 | 1.686 | -2.822 | 1.704 | -1.668 | 1.702 | -1.782 |
| 2 | -0.608 | 75.901 | 7.473 | 3.885 | -0.063 | -2.687 | -0.590 | -3.799 | -0.579 | -0.970 | -0.606 | -3.286 |
| 3 | -0.279 | 83.064 | 14.635 | 11.047 | 4.557 | -1.246 | -0.290 | -4.412 | -0.228 | -1.216 | -0.240 | -4.227 |
| 4 | -1.210 | 83.068 | 14.640 | 11.052 | 3.956 | -1.348 | -1.223 | -3.932 | -1.152 | -1.659 | -1.183 | -3.907 |
| 5 | -2.186 | 85.349 | 16.921 | 13.333 | 3.650 | -2.279 | -2.201 | -4.880 | -2.128 | -2.436 | -2.213 | -5.237 |
| 6 | -2.555 | 87.243 | 18.815 | 15.227 | 4.660 | -2.224 | -2.553 | -6.852 | -2.492 | -3.671 | -2.592 | -6.674 |
| 7 | -3.412 | 85.035 | 16.606 | 13.018 | 2.120 | -3.455 | -3.428 | -6.911 | -3.351 | -4.490 | -3.516 | -6.662 |
| 8 | -3.904 | 86.335 | 17.906 | 14.318 | 3.926 | -2.395 | -3.912 | -8.181 | -3.837 | -5.042 | -4.028 | -7.527 |
| 9 | -5.257 | 84.928 | 16.499 | 12.911 | -0.727 | -5.402 | -5.271 | -9.075 | -5.210 | -5.761 | -5.507 | -8.742 |
| 10 | -7.424 | 89.812 | 21.383 | 17.795 | 0.509 | -5.168 | -7.482 | -11.974 | -7.357 | -9.541 | -7.722 | -10.491 |
| Industry | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 1.494 | 76.379 | 7.951 | 4.363 | 3.036 | 1.404 | 1.585 | -0.689 | 1.526 | 1.789 | 1.728 | -0.091 |
| 2 | 0.200 | 76.514 | 8.086 | 4.498 | -2.883 | -5.188 | 0.221 | -3.220 | 0.196 | -3.744 | -0.185 | -0.959 |
| 3 | -0.911 | 64.389 | -4.040 | -7.628 | -2.247 | -5.500 | -0.978 | -2.984 | -0.863 | -2.037 | -0.948 | -4.103 |
| 4 | -0.306 | 83.298 | 14.869 | 11.281 | 7.046 | -0.477 | -0.283 | -6.340 | -0.289 | -4.041 | -0.227 | -5.568 |
| 5 | 1.475 | 64.733 | -3.696 | -7.284 | 0.348 | -2.588 | 1.432 | -2.496 | 1.512 | -1.648 | 1.549 | -1.333 |
| 6 | 0.382 | 68.050 | -0.378 | -3.966 | -0.872 | -6.037 | 0.273 | -7.304 | 0.451 | -5.011 | 0.493 | -5.674 |

| | | | | | | | | | | | | |
|----|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 7 | 1.187 | 60.869 | -7.559 | -11.148 | 2.050 | 1.499 | 1.308 | -1.810 | 1.210 | 2.004 | 1.259 | 0.934 |
| 8 | 0.379 | 62.447 | -5.982 | -9.570 | -1.151 | -1.796 | 0.435 | -1.884 | 0.376 | 0.703 | 0.276 | -0.734 |
| 9 | -0.474 | 72.626 | 4.198 | 0.610 | -0.372 | -0.289 | -0.405 | -4.046 | -0.452 | -0.126 | -0.336 | -2.781 |
| 10 | 2.571 | 88.241 | 19.812 | 16.224 | 5.068 | 0.674 | 2.594 | -1.167 | 2.646 | 0.825 | 3.289 | -2.030 |
| 11 | 1.030 | 76.137 | 7.708 | 4.120 | 1.252 | -2.686 | 1.064 | -6.384 | 1.052 | -1.157 | 0.923 | -3.896 |
| 12 | -1.670 | 60.047 | -8.382 | -11.970 | -3.004 | -6.782 | -1.696 | -5.621 | -1.651 | -4.215 | -1.924 | -5.632 |

Dynamic

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|--------|---------|----------|----------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Contrarian | -2.783 | -33.907 | -102.336 | -105.924 | -12.363 | -5.612 | -2.862 | -0.326 | -2.809 | -1.163 | -3.075 | -0.376 |
| Momentum | 4.621 | 68.520 | 0.091 | -3.497 | 16.081 | 7.234 | 4.849 | -2.370 | 4.646 | -4.286 | 5.461 | -2.735 |
| B/H | -2.853 | 120.080 | 51.651 | 48.063 | 12.010 | 1.934 | -2.786 | -7.360 | -2.782 | -4.971 | -2.836 | -7.129 |
| S/H | -0.998 | 104.495 | 36.066 | 32.478 | 8.884 | 1.919 | -0.928 | -3.435 | -0.948 | -2.733 | -1.030 | -3.301 |

Anexo 4. Detalle de Controversias referentes a la tasa de costo de capital en Procesos Anteriores de Fijación Tarifaria para la Industria de Telecomunicaciones.

Fijación de Tarifas de VTR Banda Ancha S.A., correspondiente al periodo 2004 - 2007

La concesionaria propone utilizar una tasa de costo de capital de 13,1%, la que calcula considerando una tasa libre de riesgo de 4,0%, un premio por riesgo de 8,8% y un riesgo sistemático (beta) de 1,03

Objeciones del Ministerio al Informe de la Concesionaria:

- La concesionaria utiliza la tasa de costo de capital que propuso en el Estudio Tarifario presentado por ella con fecha 16 de noviembre de 2000, por lo tanto los parámetros están desactualizados.
- La concesionaria no utiliza como valor de la tasa libre de riesgo la tasa del Banco del Estado (actualmente en 0,35%), por lo que no se ajusta al marco normativo que regula el proceso.
- La concesionaria utiliza como valor del premio por riesgo el valor informado en el anuario 1996 de Ibbotson y Asociados. Este modelo ha sido cuestionado por la mayoría de los estudios recientes en el área de finanzas, por no explicar satisfactoriamente las conductas de los agentes de mercado frente al riesgo. La diferencia entre los cálculos históricos de Ibbotson y Asociados, y el premio por riesgo esperado, se explica porque los promedios históricos no son necesariamente similares a las expectativas futuras. En particular, en el caso de la rentabilidad promedio histórica del mercado norteamericano, en los últimos 50 años ésta ha sido mayor a los valores que esperaban los inversionistas, principalmente por dos motivos: 1) Las reducciones inesperadas en las tasas de interés en los últimos 50 años, que generaron grandes ganancias de capital. 2) El sesgo de supervivencia de la bolsa norteamericana que, al ser de las pocas a nivel mundial que ha sobrevivido a las grandes catástrofes mundiales como la crisis del 29 y la segunda guerra mundial, ha tenido una rentabilidad mayor a la que esperaban los inversionistas.
- Por último, sobre el valor del riesgo sistemático (beta), la concesionaria estima este coeficiente sobre la base del riesgo sistemático de los activos de CTC corporativo (CTC que integra todos los negocios en que participa), ajustando este último por el riesgo de los negocios que no son de telefonía fija y por las diferencias de tamaño relativo que hay entre estas dos empresas, sobre la base de relaciones obtenidas del mercado norteamericano. Sin embargo, la utilización de información bursátil sólo del mercado norteamericano resta representatividad, más aún cuando la misma concesionaria manifiesta que existen diferencias de atomización, penetración y tamaño entre el mercado local y el de Estados Unidos. Además, si bien puede haber alguna evidencia internacional sobre premios por tamaño, no se ha considerado que a la concesionaria no está sujeta a regulación de tarifas a público, teniendo absoluta libertad para fijar estos precios y alta flexibilidad para escoger su área de servicio, todo lo cual le otorga una menor exposición a riesgo sistemático que empresas dominantes de mayor tamaño.

Contraproposición:

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 9,49%, calculada con una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo de 10,16% y un riesgo sistemático de 0,90 y un riesgo sistemático (beta) de 1,03. El valor de la tasa libre de riesgo de 0,35% corresponde, como la ley lo indica, a la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado. El valor del premio por riesgo (local) se obtiene a partir del premio por riesgo internacional (que adopta un valor de 5,5% y se encuentra respaldado por una encuesta realizada por el profesor Ivo Welsh a varios cientos de especialistas en Estados Unidos) y de la aplicación de la ecuación simple de no arbitraje de tasa (que relaciona el premio por riesgo local con otras variables explicativas). El valor del riesgo sistemático de 0,9 se obtuvo a partir de información bursátil internacional evaluada por reconocidos académicos internacionales. La muestra de empresas corresponde a aquellas de telecomunicaciones de Bloomberg, cuyo negocio principal era la comercialización de telefonía fija, con un índice R-cuadrado de la estimación del beta realizado por Bloomberg superior al 25%.

Insistencias Concesionaria:

- No corresponde actualizar los parámetros porque este proceso tarifario tiene carácter complementario respecto del proceso que culminó con la dictación del DS N°26, por lo que no corresponde revisar los niveles de parámetros antes de que expire el DS26.
- La tasa de costo de capital de una empresa dominante no es la misma que la de una empresa eficiente que intente competir con ésta.

Decreto Tarifario:

Los ministerios mantienen la decisión de fijar el costo de capital en 9,49%.

Fijación de Tarifas de VTR Banda Ancha S.A., correspondiente al periodo 2007 - 2011

La Concesionaria propone utilizar una tasa de costo de capital de 9,74%, que se obtiene de una tasa libre de riesgo de 0,1% correspondiente a la tasa anual de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado de Chile a la fecha de referencia; un premio por riesgo de 10,71% obtenido a partir de estimaciones realizadas por el proceso de tarifario de Telefónica CTC 2004-2009; y un beta de 0,9 extraído del mismo proceso tarifario.

Objeciones del Ministerio al Informe de la Concesionaria:

Dado el tiempo transcurrido desde el proceso de Telefónica CTC 2004-2009 se hace necesario realizar algunas actualizaciones a las estimaciones de premio por riesgo y del beta.

Contraproposición N° 1: Premio por Riesgo

Se contrapropone utilizar un premio por riesgo de 8,25%, que resulta de la resta entre la rentabilidad esperada de la cartera de inversiones diversificada expresada en UF, igual a 8,35% y la tasa pagada por la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado, igual a 0,10%.

Contraproposición N° 2: Beta

Se contrapropone utilizar un beta de 0,94, obtenido de estimaciones realizadas en base a una muestra de 30 series de acciones ordinarias de empresas de 22 países diferentes, pertenecientes a empresas que brindan servicio de telefonía fija. Para aumentar la robustez estadística de los cálculos, las empresas seleccionadas deben presentar información bursátil desde al menos 3 años

antes de la fecha de referencia del estudio y deben poseer una presencia bursátil semanal superior al 90%, es decir, deben ser transadas al menos en el 90% de las semanas del período durante el cual se evalúa información bursátil.

Contraproposición N° 3: Tasa de Costo de Capital

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 7,86%, calculada utilizando una tasa libre de riesgo de 0,10%, un premio por riesgo de 8,25% y un beta para la industria de 0,94. El valor de tasa de costo de capital contrapropuesto es consistente con los utilizados en los últimos procesos tarifarios de telecomunicaciones.

Insistencias Concesionaria:

La Concesionaria acepta la contraproposición de los ministerios.

Decreto Tarifario:

Los ministerios ratifican la tasa de costo de capital de 7,86%.

Fijación de Tarifas de Will S.A., correspondiente al periodo 2006 - 2011

La concesionaria propone utilizar una tasa de costo de capital de 10,92%, la que corresponde a la utilizada en los últimos procesos tarifarios de las concesionarias de telefonía móvil.

Objeciones del Ministerio al Informe de la Concesionaria:

La fecha base de referencia sobre la cual se determinó la tasa de 10,92% corresponde al 31.12.2002, mientras que la fecha base de referencia del estudio de la concesionaria es 31.12.2005, por lo cual es necesario actualizar los parámetros.

Contraproposición N° 1: Tasa Libre de Riesgo

La tasa de rentabilidad libre de riesgo debe corresponder a la tasa anual de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado de Chile, la que a la fecha de referencia del estudio era 0,20%.

Contraproposición N° 2: Premio por Riesgo

Se contrapropone utilizar un premio por riesgo de 8,15%, que resulta de la resta entre la rentabilidad esperada de la cartera de inversiones diversificada expresada en UF, igual a 8,35% y la tasa pagada por la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado, igual a 0,20%.

Contraproposición N° 3: Beta

Se contrapropone utilizar un beta de 0,97, obtenido de estimaciones realizadas en base a una muestra de 11 series de acciones ordinarias de países cuya legislación contempla el sistema de pago de calling party pays, debido a que esta situación representa una característica estructural del sistema regulatorio chileno. Adicionalmente, para aumentar la robustez estadística de los cálculos, las empresas seleccionadas deben presentar información bursátil desde al menos 3 años antes de la fecha de referencia del estudio y deben poseer una presencia bursátil semanal superior al 90%, es decir deben ser transadas al menos en el 90% de las semanas del período durante el cual se evalúa información bursátil.

Contraproposición N° 4: Tasa de Costo de Capital

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 8,11%, calculada utilizando una tasa libre de riesgo de 0,20%, un premio por riesgo de 8,15% y un beta para la industria de 0,97.

Insistencias Concesionaria:

Insistencia 1: Tasa libre de riesgo

La Concesionaria insiste en que se considere una tasa libre de riesgo de 0,35%, basándose en que, el que la fecha de referencia sea el 31.12.2005, no implica que deba considerarse la tasa spot del instrumento, sino que se deberá utilizar la información disponible a esa fecha para estimar la tasa libre de riesgo. Este criterio se valida por el hecho que en todos los procesos anteriores desde el año 2002 a la fecha, los Ministerios han utilizado el valor 0,35%, más allá del valor spot del instrumento a la fecha base y a la fecha real del estudio,

Insistencia 2: Premio por Riesgo

La concesionaria insiste en utilizar el mismo valor utilizado en los procesos de las demás concesionarias, basándose en lo siguiente:

El premio por riesgo calculado en base a la rentabilidad esperada de la cartera diversificada para cada año es de 10,51%. Siguiendo la misma metodología, si las fijaciones tarifarias se hubiesen realizado un año antes, el modelo habría arrojado un premio por riesgo de mercado de 22,29%. Por el contrario, si las fijaciones tarifarias se hubiesen realizado un año después, el modelo habría arrojado un premio por riesgo de mercado de 8,95%. Considerando que el proceso en cuestión trata de la evaluación de inversiones de largo plazo, es dable suponer que el regulador ha introducido factores en el modelo de cálculo de este parámetro, que permiten obtener resultados más estables en el tiempo y que el resultado obtenido se correlacione de mejor forma con la realidad de las inversiones en el sector telecomunicaciones.

Adicionalmente, si se analiza la tendencia de la rentabilidad de la cartera diversificada en los últimos 9 años, se puede apreciar claramente que el premio por riesgo va en aumento y por lo tanto, no es aceptable que a la concesionaria se le asigne un premio por riesgo inferior que a todas las demás, en circunstancias que a la fecha base, las rentabilidades exigidas para las inversiones – independiente de la metodología aplicada para el estimador - son claramente mayores que al momento en que la autoridad fijó las tarifas de sus competidores.

Insistencia 3: Beta.

La concesionaria acoge la contrapropuesta de los Ministerios, por no tener acceso a los datos de origen utilizados ni a la metodología aplicada.

Insistencia 4: Tasa de Costo de Capital

Consecuentemente con lo anterior, la concesionaria contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 10,21%.

Decreto Tarifario:

Respecto a la tasa libre de riesgo no debe considerarse la mediana, pues carece de todo sentido financiero. Toda la información que posee el mercado se está reflejada en la tasa spot. Se ratifica entonces la tasa libre de riesgo de 0,2%.

Con relación al premio por riesgo la metodología de los Ministerios no consiste en utilizar series de corto plazo de rentabilidades del IGPA como supone la Concesionaria en los cálculos presentados, sino que consiste en estimaciones de rentabilidades de mercado de largo plazo basadas en más de cien años de registro histórico y por lo tanto bastante estables. Se ratifica el premio de 8,15%.

En suma, los Ministerios ratifican el valor de 8,11% para la tasa de costo de capital.

Fijación de Tarifas de Fullcom S.A., correspondiente al periodo 2006 - 2011

La concesionaria propone utilizar una tasa de costo de capital de 9,49%, que corresponde a la utilizada en los últimos procesos tarifarios de las concesionarias de telefonía fija.

Objeciones del Ministerio al Informe de la Concesionaria:

La fecha base de referencia sobre la cual se determinó la tasa de 9,49% corresponde al 31.12.2002, mientras que la fecha base de referencia del estudio de la concesionaria es 31.12.2005, por lo cual es necesario actualizar los parámetros.

Contraproposición N° 1: Tasa Libre de Riesgo

La tasa de rentabilidad libre de riesgo debe corresponder a la tasa anual de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado de Chile la que a la fecha de referencia del estudio era 0,2%.

Contraproposición N° 2: Premio por Riesgo

Los Ministerios contraponen utilizar 8,15% como resultado de la diferencia entre la rentabilidad esperada de la cartera de inversiones diversificada expresada en UF, igual a 8,35%, y la tasa libre de riesgo, igual a 0,2%.

Contraproposición N° 3: Beta

Los Ministerios contraponen utilizar un beta de 0,94 obtenido de una muestra de 30 series de acciones ordinarias de empresas de 22 países diferentes.

Contraproposición N° 4: Tasa de Costo de Capital

Los Ministerios contraponen utilizar una tasa de 7,86%, calculada utilizando una tasa libre de riesgo de 0,20%, un premio por riesgo de 8,15% y un beta de 0,94.

Insistencias de la Concesionaria

La concesionaria acepta incorporar la modificación en el nivel de la tasa de costo de capital indicado por parte de los Ministerios, utilizando en definitiva un valor de 7,86% en dicho parámetro.

Fijación de Tarifas de Multikom S.A., correspondiente al periodo 2005 - 2010

La concesionaria propone utilizar una tasa de costo de capital de 11,89%. El cálculo de la tasa lo realiza considerando una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo de 10,16% y un beta de 1,13,

Objeciones del Ministerio al Informe de la Concesionaria

La concesionaria valida el beta de operador móvil de 1,04 calculado en los últimos procesos tarifarios de concesionarias de telefonía móvil para determinar la tasa de costo de capital, y por lo tanto, valida la muestra internacional utilizada para calcular dicho valor. Sin embargo, a pesar de dicha validación, la concesionaria utiliza una muestra diferente para determinar el factor de corrección por tamaño, para cuya construcción sólo utiliza información bursátil del mercado norteamericano, lo que resta representatividad estadística. Adicionalmente, debido a que los clientes de la concesionaria se hayan focalizados en un nicho de mercado correspondiente al sector corporativo de alto tráfico interno, los cuales poseen un patrón de comportamiento de menor desafiliación y por lo tanto de mayor lealtad hacia el servicio que el promedio de los clientes de telefonía móvil de postpago y de telefonía móvil de prepago, ésta enfrenta un menor riesgo que el de las demás compañías de telefonía móvil de similar tamaño.

Por último, para analizar la posible existencia de una relación entre el tamaño de la empresa y el nivel de beta para la industria de telefonía móvil, se realizó una regresión entre los valores de beta de la muestra utilizada en el proceso de telefonía móvil y el tamaño de las empresas, medido por sus activos. Los resultados indican que no hay evidencia de la existencia de una relación entre el beta y el tamaño de la empresa.

Contraproposición: Tasa de costo de capital

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 10,92%, calculada con una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo de 10,16% y un riesgo sistemático de 1,04.

Insistencia: Tasa de costo de capital

La concesionaria acepta las contraposiciones de los Ministerios con la siguiente objeción:

El Churn no debiese ser el factor determinante en fijar el riesgo de la empresa, de hecho, se deben destacar ciertos factores que debilitan la posición relativa de la compañía y que a juicio de esta concesionaria refleja un mayor riesgo que debe reflejarse en el Beta, que son a saber: 1), la empresa eficiente compite con la empresas de Telefonía Móvil, quienes tienen un alto nivel de cartelización; 2) Cabe agregar que a diferencia de la competencia, la concesionaria tiene un ancho de banda muy limitado, el cual resulta difícil de aumentar dada la falta de canales que existe actualmente en el Mercado; 3) Por último, pero esencialmente importante, el actor entrante a este mercado, en este caso la empresa eficiente, deberá competir con compañías con alto grado de penetración y una gran masa de clientes, situación que le permite no sólo economías de escala importantes, sino además prácticas comerciales muy agresivas en contra del actor entrante.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE CENTENNIAL CAYMAN CORP. CHILE S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2005-2010

La Concesionaria presenta el mismo estudio presentado por Multikom, el Ministerio realiza las mismas objeciones y contraposiciones y la Concesionaria acepta las contraposiciones con la misma objeción que realiza Multicom.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE COMPAÑÍA DE TELEFONOS DE COYHAIQUE S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004 – 2009

La concesionaria propone utilizar una tasa de costo de capital de 11,1%. El cálculo de la tasa lo realiza considerando una tasa libre de riesgo de 2,72%, un premio por riesgo de 7,85%, un beta de 0,9, y un premio por tamaño de 1,32%.

Objeciones del Ministerio al Estudio de la Concesionaria

La concesionaria determina la tasa libre de riesgo como el promedio histórico de la tasa del Banco del Estado (3,8%) menos el riesgo país (1,08%). La metodología para determinar la tasa libre de riesgo no se ajusta al marco normativo que regula el proceso, ya que ni el artículo 30º B de la ley ni el numeral 11 del Capítulo IV de las Bases contemplan la utilización de estadísticos distintos al valor puntual para la estimación de la tasa (0,35%), y menos descontar el riesgo país.

Por otro lado, la concesionaria determina el premio por riesgo local como el premio por riesgo de EE.UU. más un riesgo adicional para el mercado chileno. Señala textualmente que “debido a las menores posibilidades de diversificación en el mercado chileno y al mayor riesgo país, el riesgo de mercado en Chile debiese ser mayor al de USA”. Sin embargo, las posibilidades de diversificación son iguales a las de cualquier parte del mundo. La mejor muestra de esto es la facilidad con la que los grupos industriales compran y venden empresas fuera y dentro del país (por ejemplo Enersis, CTC, Emos, Esval, VTR e incluso empresas mucho más pequeñas, como Dos en Uno, Soprole o Laboratorio Chile). Además, el riesgo país no va en el premio por riesgo pues se incluye en la tasa de interés libre de riesgo.

Para justificar la inclusión de un premio adicional para el mercado chileno, la concesionaria parte de varias premisas erróneas:

- a) Supone que existe riesgo sistemático en los mercados de los países por el hecho de existir correlaciones positivas entre los retornos de los mercados. Pero esta observación empírica no es suficiente para asegurar riesgo sistemático. Es más lógico suponer que las correlaciones que existen entre los mercados se deben simplemente a que existen empresas coligadas actuando en varios países a la vez.
- b) Adicionalmente la concesionaria plantea que el hecho de no diferenciar los premios por riesgo sería equivalente a asignar la misma tasa de interés a un bono de clasificación A- y a uno de clasificación AAA. Esto no es correcto, ya que la diferencia de tasa de interés de los bonos soberanos está incluida en la diferencia de tasas libres de riesgo y por lo tanto es independiente de si los premios por riesgo son iguales o distintos.
- c) El argumento anterior desarrollado desde el punto de vista opuesto sirve para notar el error de la concesionaria. Por ejemplo, claramente existiría una diferencia en las rentabilidades esperadas de producción de celulosa de una empresa en Chile y otra en Canadá, de lo contrario los capitales en Chile se moverían a Canadá que es más seguro. Esta diferencia viene dada por la diferencia en el riesgo país que se puede medir como la diferencia de rentabilidad de los instrumentos sin riesgo de cada estado. Sin embargo, según la concesionaria, la diferencia de rentabilidad debiera ser aún mayor, es decir, la planta de celulosa en Chile además del riesgo país debiera tener un riesgo adicional. No obstante, es difícil pensar en argumentos que justifiquen este tipo de riesgo, pues el proceso industrial es idéntico. Se podría pensar que existe más riesgo de huelgas, pero eso ya está incluido en el riesgo país. Se podría pensar en el riesgo de expropiación, pero eso también está incluido en riesgo país. Finalmente se podría pensar en que la papelera por estar en Chile tiene más dificultad para diversificarse, pero se puede ver la facilidad con la que hoy en día se pueden

colocar ADR, vender porcentajes de propiedad a grupos extranjeros, emitir bonos internacionalmente. En resumen es muy difícil justificar un riesgo adicional al riesgo país, que ya está incluido en la tasa libre de riesgo.

Por último, sobre la inclusión de un “premio por tamaño”, que la concesionaria justifica debido a que la capitalización de mercado de la muestra de empresas con la cual se calcula el riesgo sistemático es sustancialmente mayor a la de ella, es importante hacer notar que las regresiones de Fama y French, si bien han tenido alguna validez estadística para el mercado americano, han mostrado un magro poder explicativo para países emergentes, lo que permite afirmar que todas las propiedades que allí se derivan no son extensibles a Chile. Aún si el análisis de Fama y French fuera válido, aquel es un estudio general que no diferencia por grupos industriales, lo que lo hace inaplicable para realizar pronósticos sobre industrias específicas. Para ver si existe para la industria de telecomunicaciones una relación entre el tamaño de la empresa y el nivel de beta, se realiza una regresión entre los valores de beta de la muestra de los Ministerios, que es la misma que la de la concesionaria, y el nivel de capitalización de mercado reportado por ella misma. Los resultados de la regresión indican que el estadístico t no permite rechazar la hipótesis de que la incidencia de la capitalización en el valor de beta es 0.

Contraproposición N° 1. Tasa de costo de capital

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 9,49%, calculada con una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo de 10,16% y un riesgo sistemático de 0,90. El valor de la tasa libre de riesgo de 0,35% corresponde, como la ley lo indica, a la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado. El valor del premio por riesgo (local) de 10,16% se obtiene a partir del premio por riesgo internacional (que adopta un valor de 5,5% y se encuentra respaldado por una encuesta realizada por el profesor Ivo Welsh a varios cientos de especialistas en Estados Unidos) y de la aplicación de la ecuación simple de no arbitraje de tasa (que relaciona el premio por riesgo local con otras variables explicativas).

Insistencias

Tasa de Costo de Capital

Existe una diferencia en el costo de capital entre la concesionaria y el dominante, dada la gran diferencia de tamaño y cobertura geográfica. La Comisión Pericial, en voto unánime, recomendó utilizar una tasa de costo de capital de 10,1%. La concesionaria acoge la recomendación de la CP y considera dicho valor para efectos de la Insistencia.

Decreto Tarifario

Los Ministerios acogen la recomendación de la Comisión Pericial. Por lo tanto, se emplea una tasa de costo de capital de 10,1%

FIJACIÓN DE TARIFAS DE TELEFÓNICA DEL SUR S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2009.

La concesionaria propone utilizar una tasa de costo de capital de 11,1%, la que calcula considerando una tasa libre de riesgo de 2,72%, un premio por riesgo (local) de 7,85%, un riesgo sistemático (beta) de 0,9 y un premio por tamaño de 1,32%.

Se repiten las objeciones y contraposiciones por parte de los Ministerios, las Insistencias de la Concesionaria y la resolución presentada en el Decreto Tarifario del proceso tarifario de Compañía de Teléfonos de Coyhaique S.A.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE ENTEL S.A. CORRESPONDIENTE AL QUINQUENIO 2004-2009.

La tasa de costo de capital considerada por la concesionaria fue de un 15%, la cual corresponde a una aproximación a la tasa obtenida en el documento "Estudio Tasa de Costo de Capital de Telefonía Móvil en Chile", realizado por la empresa Management Consulting Group S.A.

Objeción N° 1: Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo considerada es la mediana histórica de la tasa de Banco del Estado que tiene un valor de 4%. Sin embargo, la mediana histórica de una tasa de interés carece de todo sentido financiero, ya que el valor coyuntural de una tasa incorpora toda la información disponible en el mercado.

Contraproposición N° 1: Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo a considerar, como la ley lo indica, debe ser la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado, que a la fecha de referencia establecida en las Bases presenta un valor de 0,35%.

Objeción N° 2: Premio por Riesgo Internacional

En el estudio presentó la concesionaria se considera como fuente para el premio por riesgo internacional el modelo de promedios históricos de Ibbotson Associates, que entrega un valor de 7,42%. Sin embargo, este modelo ha sido cuestionado por la mayoría de los estudios recientes en el área de finanzas, por ser incompatible con las conductas de los agentes de mercado frente al riesgo. La diferencia entre los cálculos históricos de Ibbotson Associates y el premio por riesgo esperado, se explica porque los promedios históricos no son necesariamente similares a las expectativas futuras. En particular, en los últimos 50 años, la rentabilidad promedio histórica del mercado norteamericano ha sido mayor a los valores que esperaban los inversionistas, principalmente por dos motivos: las reducciones inesperadas en las tasas de interés en los últimos 50 años, que generaron grandes ganancias de capital; y el sesgo de supervivencia de la bolsa norteamericana, que al ser de las pocas a nivel mundial que ha sobrevivido a las grandes catástrofes mundiales, como la crisis del 29 y la segunda guerra mundial, ha tenido una rentabilidad mayor a la que esperaban los inversionistas.

Contraproposición N° 2: Premio por Riesgo Internacional

En concordancia con los estudios financieros modernos, se decide considerar un premio por riesgo para el mercado norteamericano que se hace cargo de las diferencias entre tasas históricas y tasas esperadas. Se analizan tres modelos distintos para corregir este problema: Siegel (1998), quien explica la diferencia extendiendo la serie de Ibbotson Associates hacia atrás hasta el año 1802 y utilizando la relación utilidad acción-precio como determinante de la rentabilidad; Cornell (1999)

que estima la rentabilidad esperada en base a proyecciones de largo plazo para el mercado norteamericano y pronósticos de dividendos del Institutional Brokers' Estimate; y System y Fama y French (2002), quienes estiman la rentabilidad esperada en base a la coherencia que debe existir en el largo plazo entre el nivel de precios de las acciones y sus dividendos. Adicionalmente se analiza la encuesta realizada por el profesor Ivo Welsh a más de 500 especialistas del área económico- financiera. En base al exhaustivo análisis de estos modelos se ha decidido considerar un premio por riesgo internacional de 5,5%.

Objeción Nº 3: Premio por Riesgo Local

El cálculo del premio por riesgo local en base al premio por riesgo internacional realizado por Management Consulting Group S.A. se basa en modelos que suponen segmentación de mercados y menores posibilidades de diversificación para las empresas en Chile. Sin embargo, en dicho estudio no se presenta información que sustente el supuesto de segmentación de mercado y las empresas de telefonía móvil tienen controladores internacionales que no debieran enfrentar dificultades en la diversificación del riesgo. Además el procedimiento realizado para ajustar la moneda de dólar a UF es incorrecto, ya que los instrumentos utilizados difieren en plazo. Por último, los modelos presentados no se acompañan de memorias de cálculo, impidiendo su reproducción.

Contraproposición Nº 3: Premio por Riesgo Local

Se contrapropone obtener el premio por riesgo local a través de la ecuación simple propuesta por los Ministerios, que relaciona el premio por riesgo local con el premio por riesgo norteamericano y el premio por riesgo de países emergentes. Utilizando estas correcciones y el premio por riesgo norteamericano de 5,5% referido en la contraproposición anterior, se obtiene un premio por riesgo local de 10,16%.

Objeción Nº 4: Beta

El beta estimado en el estudio de Management Consulting Group S.A. se evalúa utilizando una muestra que incluye únicamente empresas de telefonía móvil. Esto es incorrecto dado que el negocio regulado de Entel S.A. corresponde a transmisión de señales para telecomunicaciones. Adicionalmente, el beta estimado sólo analiza el mercado brasileño, lo que implica un sesgo al no considerar el resto de las economías relevantes que presentan empresas en bolsa que participen en negocios similares a Entel S.A.

Contraproposición Nº 4: Beta

Se contrapropone utilizar un beta de 0,93, obtenido de estimaciones realizadas en base a una muestra de empresas internacionales con participación relevante en los mercados de: telefonía en zonas aisladas, telefonía larga distancia y transmisión de señales para telecomunicaciones.

Objeción Nº 5: Tasa de Costo de Capital

Se objeta la tasa de costo de capital presentada por la concesionaria por estar calculada en base a parámetros estadísticamente erróneos, además de ilegales en el caso de la tasa libre de riesgo.

Contraproposición Nº 5: Tasa de Costo de Capital

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 9,80% calculada utilizando una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo local de 10,16% y un beta de 0,93.

Insistencias:

ENTEL S.A. acepta los valores para la tasa libre de riesgo y premio por riesgo. Sin embargo objeta la estimación del beta, debido a que los Ministerios asignan a esta Concesionaria un beta más bajo que aquel asignado en este mismo proceso tarifarios compañías de telefonía fija, a pesar de que acuerdo a la evidencia empírica las de mayor riesgo sistemático, son las móviles y las rurales. En el caso de la empresa bajo análisis se trata de un proveedor de servicio de transmisión de señales de comunicación que conectan a sectores aislados y de escasa población con el resto del país.

Los Ministerios usan una muestra internacional para el cálculo del beta con una muestra de empresas que a juicio de la Concesionaria fue elegida en forma descuidada, destacando por ejemplo: 3U Telecom AG, esta empresa hace solo transporte en países desarrollados, mediante una gigantesca red de fibra óptica.

Propuesta de la concesionaria

Se propone para esta compañía un Beta al menos igual a las compañías móviles y rurales, esto es:
Tasa de Costo de Capital = 10,92 %

Informe de la Comisión Pericial

La comisión recomienda revisar la muestra de empresas contrapropuesta por los Ministerios de acuerdo a las siguientes características: la operación con medios propios, el tamaño de la empresa eficiente, la cartera de clientes, su distribución geográfica y la tecnología utilizada.

Decreto Tarifario

Sobre la recomendación de la Comisión Pericial los ministerios hacen presente que el número de observaciones que cumple estrictamente los criterios sugeridos no permite obtener un valor de beta estadísticamente significativo, lo que hace impracticable la recomendación. En consecuencia, los Ministerios fijan el valor del beta en 0.93, obtenido de una muestra internacional de empresas que operan en industrias similares a la empresa en cuestión. La consecuente tasa de costo de capital resulta en 9,80%.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE ENTEL TELEFONÍA LOCAL S.A. CORRESPONDIENTE AL QUINQUENIO 2004-2009.

La concesionaria propone una tasa de costo de capital de 10,62%.

OBJECIONES Y CONTRAPROPOSICIONES AL ESTUDIO DE LA CONCESIONARIA.

Objeción Nº 1. Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo considerada en el estudio de la concesionaria es la mediana histórica de la tasa de interés de la libreta dorada del BancoEstado para el período 1987 - 2002. Este valor se objeta pues ni el artículo 30º B de la ley ni el numeral 11 del Capítulo V de las Bases contemplan la utilización de estadísticos distintos al valor puntual para la estimación de la tasa, el cual actualmente se encuentra en un nivel de 0,35%. Adicionalmente, se objeta la utilización de esta tasa por carecer la mediana histórica de sentido financiero.

Contraproposición N° 1. Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo a considerar, debe ser la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado, que actualmente presenta un valor de 0,35%. Esta tasa se encuentra en un valor similar al resto de las tasas de plazo equivalente.

Objeción N° 2. Premio por Riesgo Internacional

Se objeta la utilización del modelo de promedios históricos de Ibbotson Associates, debido a las mismas razones por las cuales se objetó en procesos anteriores.

Contraproposición N° 2. Premio por Riesgo Internacional

En concordancia con los estudios financieros modernos, y tomando en consideración que los valores entregados por los modelos de extensión de series históricas resultan en valores similares a las expectativas de los profesionales expertos en la materia, se decide utilizar el valor de 5,5% como premio por riesgo esperado internacional.

Objeción N° 3. Premio por Riesgo Local

Se objeta el procedimiento para obtener el premio por riesgo local, por no permitir reproducir los valores presentados. Adicionalmente, se objeta el procedimiento para obtener el premio por riesgo local, por basarse en modelos de segmentación de mercados, lo que es cuestionable bajo las actuales características de la economía, donde las barreras a los flujos de inversión, tanto de salida como de entrada, se han eliminado significativamente.

Contraproposición N° 3. Premio por Riesgo Local

Se contrapropone obtener el premio por riesgo local a través de la ecuación simple que relaciona el premio por riesgo local con el premio por riesgo norteamericano y el premio por riesgo de los países emergentes utilizando como proxy el spread de la serie de bonos EMBI. Utilizando estas correcciones y el premio por riesgo norteamericano de 5,5% referido en la contraproposición anterior, se obtiene un premio por riesgo local sobre la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado de 10,16%.

Objeción N° 4. Beta para la Industria de Telefonía Fija Regulada

Se objeta el valor del beta de 0,53 utilizado por la empresa a partir de información bursátil internacional por los siguientes motivos: a) la muestra de países utilizada no incluye a Europa del este ni Asia, sin que se explique su exclusión, lo cual le resta representatividad estadística; b) se dice que uno de los criterios de selección de empresas/países es que tengan una regulación tarifaria similar a la chilena, pero luego se limitan a decir que seleccionaron empresas de "telefonía fija regulada", sin explicar qué aspectos de similitud fueron considerados; c) no hubo consideración alguna al beta de la deuda, ni al riesgo crediticio necesario para calcular este beta, ni un análisis de impuestos, todos insumos necesarios para obtener el beta de activos.

Contraproposición N° 4. Beta para la Industria de Telefonía Fija Regulada

Se contrapropone utilizar un beta de 0,77, también obtenido a partir de información bursátil internacional, pero con una muestra mayor de países y explicando claramente la obtención del beta de activos a partir de consideraciones sobre el beta de la deuda y las tasas de impuestos.

Objeción N° 5. Ajuste de Beta por Menor Tamaño

Se objeta el ajuste por menor tamaño de 145 puntos bases adicionales al beta de 0,53 señalado en la objeción anterior, porque si bien puede haber alguna evidencia internacional sobre premios por tamaño, no se ha considerado que la concesionaria sólo está sujeta a regulación de cargos de acceso, teniendo absoluta libertad para fijar precios a público y alta flexibilidad para escoger su área de servicio, todo lo cual le otorga una menor exposición a riesgo sistemático que empresas dominantes de mayor tamaño.

Contraproposición Nº 5. Ajuste de Beta por Menor Tamaño

Se contrapropone utilizar el mismo beta para toda la industria, de 0,77.

Contraproposición Nº 6. Tasa de Costo de Capital

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 8,17%, calculada con una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo local de 10,16% y un beta para la industria de telefonía fija de 0,77.

Decreto Tarifario

En base a los antecedentes presentados se cambió la estimación del beta a 0.90 fijando la tasa de costo de capital en 9,49%.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE COMPLEJO MANUFACTURERO DE EQUIPOS TELEFÓNICOS S.A.C.I. CORRESPONDIENTE AL QUINQUENIO 2004-2009.

La concesionaria propone una tasa de costo de capital de 13,26%

Objeciones y Contraposiciones de los Ministerios

Objeción Nº 1. Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo considerada en el estudio de la concesionaria es la mediana histórica de la tasa de interés de la libreta dorada del BancoEstado para el período 1987 - 2002. Este valor se objeta pues ni el artículo 30º B de la ley ni el numeral 11 del Capítulo V de las Bases contemplan la utilización de estadísticos distintos al valor puntual para la estimación de la tasa, el cual actualmente se encuentra en un nivel de 0,35%. Adicionalmente, se objeta la utilización de esta tasa por carecer la mediana histórica de sentido financiero.

Contraproposición Nº 1. Tasa Libre de Riesgo

Se propone la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado que actualmente presenta un valor de 0,35%. Esta tasa se encuentra en un valor similar al resto de las tasas de plazo equivalente.

Objeción Nº 2. Premio por Riesgo Local

Se objeta el valor de 8,48% para el premio por riesgo, calculado sobre la base de información local, por no cumplir con requisitos de confiabilidad estadística.

Contraproposición Nº 2. Premio por Riesgo Local.

Se mantiene el premio por riesgo internacional de 5,5% justificado para procesos tarifarios anteriores. A partir de este valor de 5,5%, el premio por riesgo local se obtiene a través de la

ecuación simple que relaciona el premio por riesgo local con el premio por riesgo norteamericano y el premio por riesgo de los países emergentes utilizando como proxy el spread de la serie de bonos EMBI. Así, el premio por riesgo local sobre la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado es de 10,16%.

Objeción Nº 3. Beta.

Se objeta el beta de 1,08 propuesto por la empresa, estimado con información contable de Telefónica CTC Chile para el período 1990-2003, por no cumplir con requisitos de confiabilidad estadística. En efecto, el estudio de tasa de coste de capital para telefonía fija, realizado en septiembre de 2003 por Management Consulting Group S.A. para Telefónica CTC Chile, documenta que hay un cambio estructural en el primer trimestre de 1999 (1999:1) que invalida cualquier estimación que no dé cuenta de ese fenómeno. Sin embargo, no basta con seguir la sugerencia de dicho estudio de eliminar los datos del período 1999:2 - 2002:4, ya que en ningún caso puede decirse que ese período constituye una excepción de lo ocurrirá en el futuro. Tampoco sería una solución estimar con información del período 1999:2 - 2002:4, ya que sólo se tendrían 15 observaciones. Por lo tanto, ante la imposibilidad de obtener estimaciones confiables con información contable local, se hace necesario recurrir a información bursátil internacional.

Contraproposición Nº 3. Beta.

Se contrapropone utilizar un beta de 0,77, obtenido a partir de valores bursátiles internacionales.

Contraproposición Nº 4. Tasa de Costo de Capital.

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 8,17%, calculada con una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo local de 10,16% y un beta para la industria de telefonía fija de 0,77.

Insistencias por parte de la Concesionaria

En la medida que la tasa libre de riesgo debe representar el mínimo costo de oportunidad del capital se debe considerar la tasa de largo plazo. Se propone utilizar un 4%. Con respecto a la tasa de costo de capital se considera que ésta debiera superar al menos un 10%.

Decreto Tarifario

En base a los antecedentes presentados se cambió la estimación del beta a 0.90 fijando la tasa de costo de capital en 9,49%.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE MANQUEHUE NET S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2009.

La concesionaria propone utilizar una tasa de costo de capital de 12,1%, la que calcula considerando una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo de 13,6% y un riesgo sistemático (beta) de 0,867.

OBJECIONES Y CONTRAPROPOSICIONES AL ESTUDIO DE LA CONCESIONARIA.

La concesionaria justifica el valor propuesto para el premio por riesgo en que es el valor utilizado en estudios que sustentan decretos tarifarios vigentes de otras concesionarias de servicio público

telefónico. Sin embargo, tanto en los procesos tarifarios de las concesionarias móviles como en los recientes procesos de concesionarias locales, se utilizó un premio por riesgo de 10,16%. Por otro lado, la concesionaria determina el riesgo sistemático mediante el establecimiento de benchmarks que permitan asimilar a ella el riesgo sistemático de otras empresas de giro similar, utilizando para ello información bursátil del mercado norteamericano y un “factor de corrección por tamaño”. Sin embargo, la utilización de información bursátil sólo del mercado norteamericano resta representatividad estadística. Además, si bien puede haber alguna evidencia internacional sobre premios por tamaño, no se ha considerado que la concesionaria sólo está sujeta a regulación de cargos de acceso, teniendo absoluta libertad para fijar precios a público y alta flexibilidad para escoger su área de servicio, todo lo cual le otorga una menor exposición a riesgo sistemático que empresas dominantes de mayor tamaño.

Contraproposición N° 1. Tasa de Costo de Capital

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 9,49%, calculada con una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo de 10,16% y un riesgo sistemático de 0,90. El valor del premio por riesgo (local) de 10,16% se obtiene a partir del premio por riesgo internacional (que adopta un valor de 5,5% y se encuentra respaldado por una encuesta realizada por el profesor Ivo Welsh a varios cientos de especialistas en Estados Unidos) y de la aplicación de la ecuación simple de no arbitraje de tasa (que relaciona el premio por riesgo local con otras variables explicativas). Este valor de premio por riesgo fue utilizado en estudios que sustentan decretos tarifarios vigentes, en el caso de las concesionarias de servicio público telefónico móvil, o en proceso de toma de razón, en los recientes procesos tarifarios de concesionarias de servicio público telefónico local. El valor del riesgo sistemático de 0,9 se obtuvo a partir de información bursátil internacional evaluada por reconocidos académicos internacionales. La muestra de empresas corresponde a aquellas de telecomunicaciones de Bloomberg, cuyo negocio principal era la comercialización de telefonía fija, con un índice R-cuadrado de la estimación del beta realizado por Bloomberg superior al 25%, a fin de asegurar buenas propiedades estadísticas.

Insistencias

La concesionaria sometió a controversia en la Comisión Pericial (CP) el valor de la tasa de costo de capital, argumentando que la Empresa eficiente (EE) que compite con el dominante debe tener una TCC mayor que la de éste. La CP acoge los planteamientos de la concesionaria, reconociendo que hay una diferencia en la tasa de costos de capital entre una empresa dominante y un competidor de mucho menor tamaño. Esta diferencia, según la opinión de la CP, se refleja en particular en valor del Beta, que debe asumir el valor de 1,0618. Por ello, la CP, en voto de mayoría, recomienda adoptar el valor de 11,1379% para la TCC.

Decreto Tarifario

La comisión utilizó una muestra de más de 200 empresas para la obtención del beta (clasificadas en los rubros de Telecom Services y Telephone Integrated, la mayoría de las empresas no tienen como negocio principal la telefonía fija. Más aún, un porcentaje importante ni siquiera ofrece el servicio. Adicionalmente, la Comisión Pericial realiza una regresión del beta de los activos respecto del valor de los activos de la empresa, sin embargo dichos valores están expresados en distintas monedas. Una vez que la Comisión obtiene una regresión entre el beta y el tamaño de las empresa determina la razón entre el beta que le correspondería a una empresa del tamaño de Telefónica CTC y el beta que le correspondería a una empresa del tamaño de la concesionaria. Al respecto

hay 2 diferencias considerables entre la concesionaria y CTC: (a) por razones históricas, las zonas de concesión de CTC cubren prácticamente toda el área urbana de las localidades donde ofrece servicio, en cambio, empresas como Manquehue Net que ingresaron posteriormente al mercado escogiendo selectivamente sus zonas de concesión; y (b) Telefónica CTC tiene tarifas a público reguladas, no así la concesionaria. Se escoge sesgadamente a CTC como punto de comparación, pues si el cálculo que propone la concesionaria se realizara con los valores fijados para CMET o Entelphone en vez de los de CTC se llegaría a la misma tasa propuesta por los ministerios

En consecuencia los Ministerios se ratifican el valor de 9,49%.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE LA COMPAÑÍA DE TELECOMUNICACIONES DE CHILE S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2009.

La concesionaria propone una tasa de costo de capital de 13,74%.

Objeción N° 1. Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo considerada en el estudio de la concesionaria es la mediana histórica de la tasa de interés de la libreta dorada del BancoEstado para el período 1987 - 2002. Este valor se objeta pues no se ajusta al marco normativo que regula el proceso. Adicionalmente, se objeta la utilización de esta tasa por carecer la mediana histórica de sentido financiero.

Contraproposición N° 1. Tasa Libre de Riesgo

Se contrapropone considerar la tasa anual de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del BancoEstado, que a la fecha de referencia del estudio, diciembre de 2002, presenta un valor de 0,35%.

Objeción N° 2. Premio por riesgo internacional

Se objeta la utilización del modelo de promedios históricos de Ibbotson Associates, que entrega un valor de 7,42% como premio por riesgo para el mercado norteamericano, por existir un mayoritario consenso entre los profesionales de las áreas financiera y económica en cuanto a que esta metodología sobrestima dicho premio por riesgo. Los últimos estudios sobre premio por riesgo internacional utilizan dos alternativas para corregir los valores obtenidos por Ibbotson Associates. La primera corresponde a proyectar los flujos futuros y evaluar el premio por riesgo de acuerdo a la valoración accionaria de las empresas. Esta metodología entrega resultados del orden de 3,5% para el premio por riesgo. La segunda metodología corresponde a extender en el tiempo las series históricas, entregando resultados del orden de 5,5%. La importancia de estas metodologías perfeccionadas en la percepción del valor esperado para el premio por riesgo queda en evidencia al analizar los resultados de la última encuesta realizada por el profesor Ivo Welsh a más de 500 expertos del área, donde se encuentra que el premio promedio por riesgo esperado por estos profesionales es de 5,5%.

Contraproposición N° 2. Premio por riesgo internacional

En concordancia con los estudios financieros modernos, y tomando en consideración que los valores entregados por los modelos de extensión de series históricas resultan en valores similares a las expectativas de los profesionales expertos en la materia, se ha decidido utilizar el valor de 5,5% como premio por riesgo esperado internacional.

Objeción N° 3. Premio por riesgo local

Se objeta el procedimiento para obtener el premio por riesgo local, dado que no se ajusta a las Bases del proceso, pues no presenta memoria de cálculo y, por tanto, no permite reproducir los valores presentados. Adicionalmente se objeta el procedimiento para obtener el premio por riesgo local, por basarse en modelos de segmentación de mercados, lo que es cuestionable bajo las actuales características de la economía, donde las barreras a los flujos de inversión, tanto de salida como de entrada, se han eliminado significativamente.

Contraproposición N° 3. Premio por riesgo local

Se contrapropone obtener el premio por riesgo local a través de la ecuación simple que relaciona el premio por riesgo local con el premio por riesgo norteamericano y el premio por riesgo de los países emergentes utilizando como proxy el spread de la serie de bonos EMBI. Utilizando estas correcciones y el premio por riesgo norteamericano de 5,5% referido en la contraproposición anterior, se obtiene un premio por riesgo local sobre la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado de 10,16%.

Objeción N° 4. Beta

Se objeta el beta de 0,99 estimado por la empresa a partir de información contable local, por carecer de confiabilidad estadística. Concretamente, se obtuvo de un modelo que no incluye información posterior al primer trimestre de 1999. Si bien se acepta que en esa fecha hubo un cambio estructural, eliminar los datos del período 1999:2 - 2002:4 no permite obtener estimaciones confiables, ya que en ningún caso puede decirse que ese período constituye una excepción de lo ocurrirá en el futuro. Además, incluso si se utiliza la misma muestra de la empresa (1988:2 - 1999:1), la estimación de beta de 0,99 es muy discutible, porque con una especificación distinta del modelo es posible obtener un valor estimado de 0,56, con propiedades estadísticas iguales o superiores a las del modelo de la empresa. Finalmente, tampoco sería una solución estimar con información del período 1999:2 - 2002:4, ya que sólo se tendrían 15 observaciones. En suma, si bien las bases establecen que el beta (riesgo sistemático) se calcule con información contable de la empresa, en la práctica se hizo imposible obtener estimaciones estadísticamente confiables, lo que obliga a recurrir a información internacional.

Contraproposición N° 4. Beta

Se contrapropone utilizar un beta de 0,77, obtenido a partir de valores bursátiles internacionales.

Contraproposición N° 5. Tasa de Costo de Capital

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 8,17%, calculada con una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo local de 10,16% y un beta para la industria de telefonía fija de 0,77.

INSISTENCIAS DE CONCESIONARIA

Tasa Libre de Riesgo

La ley no especifica que deba tomarse el último valor vigente, sino que se limita a indicar que debe utilizarse la libreta dorada del Banco Estado.

La razón para utilizar la mediana, es que este valor es el que más se aproxima a la tasa de interés relevante para el cálculo de la tasa de costo de capital, el que corresponde a una tasa larga y no a una tasa corta (pues el plazo de la tasa debe coincidir con el horizonte del proyecto).

En el Informe de Sustentación que acompaña a los Decretos de la industria móvil, la autoridad explícitamente adoptó una posición en cuanto a que la tasa libre de riesgo adecuada conforme a criterios económico-financieros era de un 4,3%, sólo que lo presentó por razones de mera formalidad, como un 0,35% bajo el parámetro libre de riesgo, y agregó la diferencia respecto a la tasa verdadera (4,3%) al premio por riesgo de mercado. Resultaría jurídicamente insostenible bajo la normativa jurídico-constitucional, que a Telefónica CTC se le aplicara un tratamiento distinto que el resuelto para la industria móvil.

El argumento económico de los Ministerios en el sentido que objeta utilizar la mediana por carecer de sentido financiero, también se extiende a la tasa punto. Ello porque la tasa de interés de la libreta dorada no representa un precio de mercado. Su nivel es fijado por el Banco Estado, y no guarda relación alguna con las tasas de interés de mercado en Chile.

Recomendación de la Comisión Pericial

Unánimemente en esta materia recomienda la aplicación de una tasa libre de riesgo de 4,27%, que debe incluirse íntegramente en la tasa de costo de capital, cualquiera sea la forma en la que se presente.

Premio por Riesgo Internacional

Las estimaciones utilizadas por Telefónica CTC no son sobre el mercado norteamericano, sino sobre el chileno y sólo en una de las cuatro estimaciones presentadas (CAPM anidado globalmente) se utiliza una estimación del premio por riesgo de mercado histórica de EEUU como insumo para producir la estimación local. Sin embargo, conviene aclarar que los libros de texto líderes en finanzas sostienen que los promedios históricos sí son la mejor estimación disponible. Ver por ejemplo, los conocidos Brealey & Myers (2003) y Bodie, Kane and Marcus (1999). Los datos de Ibbotson & Associates son reconocidos como los de mayor calidad, tanto por autores de texto, ver Damodaran "Investment Valuation" (2002), como por los autores de datos para otros países (ver Dimson et al, 2002). Adicionalmente, son usadas en el campo aplicado (ver Damodaran, op.cit.), como por la propia autoridad que regula las tarifas de telefonía fija en EEUU (Federal Communications Commission (FCC)).

Se afirma también que la serie en la que basan su cálculo los Ministerios ha sido criticada debido a la poca confiabilidad de los datos adicionales, hecho también validado por la propia FCC.

Finalmente se destaca que el 5,5% que proviene de los resultados de la encuesta realizada por el profesor Ivo Welch a más de 500 expertos del área se realiza sobre bonos del tesoro norteamericano a 30 años. Los bonos de 10 años tienen una tasa de 4,28% en tanto que la tasa de los bonos a 30 años es de 5,0%, lo cual llevaría a subir automáticamente la estimación en 0,72%, quedando el premio por riesgo de mercado para Estados Unidos en 6,62%.

Premio por Riesgo Local

No es efectivo que la estimación de Telefónica CTC suponga segmentación de mercados, sino integración imperfecta, donde importan variables globales y locales (tal como explícitamente se reconoce en el modelo CAPM anidado global). Respecto al cuestionamiento sobre la falta de una planilla de cálculo, la estimación de Telefónica CTC se basa en estimaciones publicadas en revistas académicas o libros publicados, públicamente disponibles, y que corresponden a estimaciones explícitamente realizadas para el mercado chileno y caso a caso se indicó las tablas, series o valores utilizados de manera que los Ministerios pudieran reconstruir los cálculos.

La Concesionaria afirma que el modelo propuesto por los Ministerios debe descartarse por las siguientes razones:

Primero, es un modelo ad-hoc, como reconoce su propio autor, Walker (2003), dicho modelo no ha sido publicado en ninguna revista científica para su discusión y validación académica. En cambio los modelos usados por Telefónica CTC han sido probados para varios países, publicados como también sujetos al análisis de la comunidad internacional especializada en estas materias.

Segundo, los Ministerios, utilizan una estimación del premio por riesgo de mercado en EEUU de 5,5%. Este valor está por debajo de la práctica de los negocios, y es inferior al utilizado en la práctica regulatoria en el propio EEUU. Esto se traduce en un sesgo a la baja en su estimación para Chile, al estimar a la baja un insumo del modelo.

Tercero, el modelo presentado tiene varios problemas estadísticos que se detallan a continuación. Tiene problemas de correlación serial, las que el autor corrige con un AR(1). Esta correlación serial es potencialmente causada por una mala especificación dinámica, es decir, el modelo tiene potenciales problemas de variables omitidas (ver Maddala, "Introduction to Econometrics", 1988, página 210). Debido a que la omisión de variables sesga los parámetros como argumenta la solución es estimar un modelo más general, en que se incluye la variable dependiente rezagada. El imponer un AR(1), como hizo Walker, sesga los parámetros, y la dirección del sesgo es a la baja.

Cuarto, en las comisiones de peritos en el proceso de las móviles, los Ministerios reconocieron que el modelo presentaba un quiebre estructural en el período; luego no se cumple con propiedades estadísticas establecidas en la Ley, como es la propiedad de estabilidad; adicionalmente una serie con quiebre estructural en el interior de la serie utilizada para estimar un parámetro no puede ser usada para predecir el futuro.

Finalmente, se señala que Telefónica CTC no contó con la base de datos para reproducir las estimaciones de Walker (2003), y no se presentó memoria de cálculo de tales estimaciones,

Recomendación de la Comisión Pericial

Recomienda utilizar un premio por riesgo de mercado en un valor dentro de un rango de 6,33% y 7%.

Beta

La Concesionaria argumenta que los Ministerios no respetan las reglas de las Bases Técnico-Económicas, pues en ellas se plantea que el Beta debe calcularse utilizando datos contables de las empresas.

El beta propuesto por Telefónica CTC efectivamente cumple con las propiedades estadísticas deseables. Si bien es cierto que en la estimación se utiliza un período más breve, lo que se tiene al frente es un cambio de régimen originado en el último proceso tarifario. La pregunta clave es cuál régimen será el más probable a futuro. En tal sentido, se estimó que el régimen anterior a 1999 es más probable ya que la regulación de 1999 dio origen a un beta estimado muy elevado a partir de dicho año, que no se condice con el sentido económico de lo que se espera.

El beta estimado con el modelo propuesto por los ministerios no cumple con el requisito de estabilidad exigido en la Ley. En efecto, en su estimación el beta después del "supuesto quiebre" es el beta de 0.559. Si se realiza un test de coeficientes recursivos dicho beta no es estable.

El hecho de que se haya encontrado un quiebre en la estimación del beta de largo plazo en el segundo trimestre de 1999, el cual coincide con el reconocimiento en los estados financieros de la entrada en vigencia del decreto tarifario aún vigente invalida el uso de información internacional para estimar el beta. En efecto, lo que los datos muestran es que la estimación de beta está condicionada a la regulación, pero no sólo a la ley sino que específicamente a ese último proceso

tarifario, lo cual dificulta y más bien impide el uso de información internacional aún cuando fuese posible incluir países con legislación similar (diferentes criterios de los Reguladores).

Además, argumentan que los Ministerios, para efectos de calcular el beta de la deuda, asumen que la tasa relevante es la probabilidad de quiebra en quince años más, en circunstancias que el promedio de la madurez de los bonos para las empresas de la muestra se encuentra entre 4 y 7 años. Adicionalmente los Ministerios plantean utilizar una sola tasa promedio de la industria de Telecomunicaciones, la que no refleja las verdaderas tasas de recuperación para el negocio de Telefonía Fija en particular o para las empresas consideradas representativas utilizadas en la muestra para la estimación del beta bursátil.

Recomendación de la Comisión Pericial

Recomienda en esta materia utilizar un beta de 0,82

Tasa de Costo de Capital.

Se insiste en un costo de capital de 13,74% que además tiene sentido económico pues está dentro de los valores internacionalmente utilizados. En tal sentido la tasa de costo de capital usada por la FCC para este sector en Estados Unidos llevada a un valor equivalente para Chile luego de ajustar por riesgo país, premio por riesgo y diferencias de cambio es 13,91%.

Recomendación de la Comisión Pericial:

Basada en consideraciones estrictamente técnico-económicas, la Comisión Pericial recomendó una tasa de costo de capital de entre 9,46% y 10%.

Decreto Tarifario:

En base a los antecedentes presentados se cambió la estimación del beta a 0.90 fijando la tasa de costo de capital en 9,49%.

PROCESO TARIFARIO DE LA CONCESIONARIA COMUNICACION Y TELEFONIA RURAL S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2008.

La concesionaria presenta una tasa de costo de capital de 15,58%. Esta tasa corresponde a la propuesta por las compañías móviles en sus actuales procesos tarifarios.

OBJECIONES Y CONTRAPROPOSICIONES AL ESTUDIO DE LA CONCESIONARIA.

Objeción Nº 1. Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo considerada es la mediana histórica de la tasa de Banco del Estado que tiene un valor de 4%. Este valor se objeta por las mismas razones que se objeta en procesos tarifarios anteriores.

Contraproposición Nº 1. Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo a considerar, debe ser la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado, que a la fecha de referencia del estudio, diciembre de 2002, presenta un valor de 0,35%. Esta tasa es consistente con el resto de las tasas de plazo equivalente.

Objeción Nº 2. Premio por Riesgo Internacional

En el estudio de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Chile se considera como fuente para el premio por riesgo en el mercado norteamericano el modelo de promedios históricos de Ibbotson Associates, que entrega un valor de 7,42%. Este parámetro se objeta por las mismas razones que se objeta en procesos tarifarios anteriores.

Contraproposición Nº 2. Premio por Riesgo Internacional

Se analizan tres modelos distintos: Siegel (1998), quien explica la diferencia extendiendo la serie de Ibbotson Associates hacia atrás hasta el año 1802 y utilizando la relación utilidad acción-precio como determinante de la rentabilidad, Cornell (1999) que estima la rentabilidad esperada en base a proyecciones de largo plazo para el mercado norteamericano y pronósticos de dividendos del Institutional Brokers' Estimate System y Fama y French (2002), quienes estiman la rentabilidad esperada en base a la coherencia que debe existir en el largo plazo entre el nivel de precios de las acciones y sus dividendos. En base al análisis de estos modelos y sus ventajas sobre la estimación de promedios históricos realizada por Ibbotson Associates, se decide utilizar un premio por riesgo para el mercado norteamericano corregido por expectativas igual a 4%.

Objeción Nº 3. Premio por Riesgo Local

El cálculo del premio por riesgo local en base al premio por riesgo internacional se realiza mediante modelos que suponen segmentación de mercados y menores posibilidades de diversificación para las concesionarias en Chile. Sin embargo, en dicho estudio no se presenta información que sustente el supuesto de segmentación de mercado. Adicionalmente, la totalidad de la industria de telecomunicaciones en el país exhibe como controladores a empresas globales, que no enfrentan dificultades para diversificar riesgo. Adicionalmente el procedimiento realizado para ajustar la moneda de dólar a UF es incorrecto, ya que los instrumentos utilizados difieren en plazo.

Contraproposición Nº 3. Premio por Riesgo Local .

Se contrapropone obtener el premio por riesgo local a través de la ecuación simple de no arbitraje de tasa y estimar la tasa aproximada de un bono soberano a 20 años para poder compararla con la tasa del PRC20. Utilizando estas correcciones y el premio por riesgo norteamericano de 4% referido en la contraproposición anterior, se obtiene un premio por riesgo local sobre la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado de 9,56%.

Objeción Nº 4. Beta.

El beta se estima utilizando una muestra que incluye únicamente concesionarias brasileñas. Esto genera un sesgo ya que excluye las concesionarias del resto de los países cuya legislación en estas materias es similar a la chilena. Adicionalmente, el beta estimado utiliza tanto acciones ordinarias como preferentes, sin embargo la rentabilidad de las acciones preferentes no es un buen indicador de la rentabilidad del patrimonio, pues su valor puede estar afectado por características heterogéneas que dependen del país de emisión, entre las cuales cabe destacar; diferencias en la prioridad de pago en caso de quiebra, diferencia en el poder de votación y diferencia en el tratamiento tributario.

Contraproposición Nº 4. Beta.

Se contrapropone utilizar un beta de 1,01, obtenido de estimaciones realizadas en base a una muestra de 23 series de acciones ordinarias de 11 países cuya legislación contempla el sistema de pago de calling party pays al igual que la legislación local.

Contraproposición Nº 5. Tasa de Costo de Capital.

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 10,01%, calculada utilizando una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo local de 9,56% y un beta para la industria de 1,01.

Insistencias Concesionaria

Se acepta la tasa libre de riesgo de 0,35%. Sin embargo se solicita fijar un valor de 5,5% para el premio por riesgo internacional, 10,16% para el premio por riesgo local y 1,04 para el parámetro beta. Con todo lo anterior la tasa propuesta queda en 10,92%.

Decreto tarifario

En consideración a que la telefonía móvil constituye un competidor de la telefonía rural y a que comparten características tecnológicas, se puede asumir que el riesgo de ellas es similar y se les asigna, consecuentemente, la misma tasa de costo de capital de 10,92%.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE LA CONCESIONARIA SMARTCOM S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2008.

La concesionaria presenta una tasa de costo de capital de 15,58%.

OBJECIONES Y CONTRAPROPOSICIONES AL ESTUDIO DE LA CONCESIONARIA

Objeción Nº 1. Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo considerada en el estudio de la Facultad de Ciencias Económicas es la mediana histórica de la tasa de Banco del Estado que tiene un valor de 4%. Este valor se objeta por las mismas razones que se objeta este estadístico en los procesos tarifarios expuestos anteriormente.

Contraproposición Nº 1. Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo a considerar, debe ser la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado, que a la fecha de referencia del estudio, diciembre de 2002, presenta un valor de 0,35%. Esta tasa es consistente con el resto de las tasas de plazo equivalente.

Objeción Nº 2. Premio por Riesgo Internacional

En el estudio de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Chile se considera como fuente para el premio por riesgo en el mercado norteamericano el modelo de promedios históricos de Ibbotson Associates, que entrega un valor de 7,42%. Esta estimación se objeta con los mismos argumentos utilizados en otros procesos tarifarios.

Contraproposición Nº 2. Premio por Riesgo Internacional

Basados en Siegel (1998), Cornell (1999) y Fama y French (2002), se decide utilizar un premio por riesgo para el mercado norteamericano corregido por expectativas igual a 4%.

Objeción Nº 3. Premio por Riesgo Local

El cálculo del premio por riesgo local en base al premio por riesgo internacional efectuado por la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile se realiza mediante modelos que suponen segmentación de mercados y menores posibilidades de diversificación para las concesionarias en Chile. Sin embargo, en dicho estudio no se presenta información que sustente el supuesto de segmentación de mercado. Adicionalmente la totalidad de la industria móvil en el país exhibe como controladores a empresas globales, que no enfrentan dificultades para diversificar riesgo. Adicionalmente el procedimiento realizado para ajustar la moneda de dólar a UF es incorrecto, ya que los instrumentos utilizados difieren en plazo.

Contraproposición Nº 3. Premio por Riesgo Local .

Se contrapropone obtener el premio por riesgo local a través de la ecuación simple de no arbitraje de tasa y estimar la tasa aproximada de un bono soberano a 20 años para poder compararla con la tasa del PRC20. Utilizando estas correcciones y el premio por riesgo norteamericano de 4% referido en la contraproposición anterior, se obtiene un premio por riesgo local sobre la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco del Estado de 9,56%.

Objeción Nº 4. Beta.

El beta se estima utilizando una muestra que incluye únicamente concesionarias brasileñas. Esto genera un sesgo ya que excluye las concesionarias del resto de los países cuya legislación en materia de telefonía móvil es similar a la chilena. Adicionalmente el beta utiliza tanto acciones ordinarias como preferentes, sin embargo la rentabilidad de las acciones preferentes no es un buen indicador de la rentabilidad del patrimonio, pues su valor puede estar afectado por características heterogéneas que dependen del país de emisión, entre las cuales cabe destacar; diferencias en la prioridad de pago en caso de quiebra, diferencia en el poder de votación y diferencia en el tratamiento tributario.

Contraproposición Nº 4. Beta.

Se contrapropone utilizar un beta de 1,01, obtenido de estimaciones realizadas en base a una muestra de 23 series de acciones ordinarias de 11 países cuya legislación contempla el sistema de pago de calling party pays al igual que la legislación local en materia de telefonía móvil.

Contraproposición Nº 5. Tasa de Costo de Capital.

Se contrapropone utilizar una tasa de costo de capital de 10,01% calculada utilizando una tasa libre de riesgo de 0,35%, un premio por riesgo local de 9,56% y un beta para la industria de telefonía móvil de 1,01

MODIFICACIONES E INSISTENCIAS SMARTCOM S.A.

Tasa Libre de Riesgo.

La ley se limita a indicar que debe utilizarse la libreta de ahorro del Banco Estado; no especifica que deba tomarse el último valor vigente.

El argumento económico de los Ministerios en el sentido que “toda la información que posee el mercado está reflejada en el valor puntual de la tasa” es cierto en general, pero erróneo en este caso, ya que la tasa de interés de la libreta de ahorro no representa un precio de mercado. Su nivel es fijado por el Banco Estado, y no guarda relación alguna con las tasas de interés de mercado.

El objetivo (económico) al utilizar la mediana es acercarse lo más posible a la verdadera tasa (larga) de interés en Chile, que es (desde un punto de vista económico-financiero) el parámetro de interés para estimar la tasa de costo de capital.

Informe Comisión de Peritos en Relación a Objeción N° 1. Tasa Libre de Riesgo.

En respuesta se tiene lo siguiente: conceptualmente, lo que corresponde es utilizar una tasa libre de riesgo de largo plazo. Cualquier diferencia entre la tasa libre de riesgo finalmente utilizada y la definición antes mencionada deberá ser incorporada en el cálculo.

Premio por Riesgo Internacional

El estudio de la FACEA no utilizó el promedio histórico del premio por riesgo reportado por Ibbotson Associates, por lo que las críticas no son aplicables a dicho estudio. Específicamente, se ocupan: a) El modelo de riesgo de crédito, en sus versiones lineal y logarítmica. Este modelo fue desarrollado por Erb, Campbell y Viskanta (*Journal of Portfolio Management*, spring1996), actualizado por Ibbotson Associates (2002); b) El modelo de dividendos futuros esperados, desarrollado por Cornell (*The equity risk premium*, 1999) para EE.UU., al que se sumó una diferencial obtenido a partir de las otras tres estimaciones, para aplicarlo a Chile (bajo el supuesto de mercados integrados en forma imperfecta). Este también es un modelo ex ante, y la única participación de las series históricas fue para calcular la diferencia promedio entre los retornos esperados proyectados entre Chile y EE.UU.; c) El modelo "Globally Nested CAPM" de Clare y Kaplan ("A globally nested capital asset pricing model", 1998), también actualizado por Ibbotson Associates (2002); este último define el premio por riesgo de Chile como la suma de un componente global y uno regional; si bien utiliza como punto de referencia el premio histórico de EE.UU., Ibbotson & Associates, para estimar el premio por riesgo global, nada en el modelo impide que se utilizara una estimación ex ante para dicho premio por riesgo, el que es un insumo al modelo; siendo el principal aporte del mismo el componente regional del premio por riesgo. En suma, la participación de las series históricas de EE.UU. (Ibbotson & Associates) es menor, incluyéndose sólo en una de cuatro estimaciones. Por otra parte, las objeciones mismas a las series históricas son discutibles. Así como la baja reciente en tasas de interés tiende a producir ganancias inesperadas de capital, eventos negativos inesperados (guerras, alzas en las tasas de interés) tienden a producir pérdidas inesperadas de capital; y el tema del sesgo de supervivencia no es claro, según Brealey y Myers (2003). Adicionalmente, no parece razonable descartar totalmente la evidencia histórica simplemente porque los modelos teóricos disponibles todavía no la pueden explicar razonablemente. Respecto al uso práctico para efectos de regulación, nótese que el equivalente a los Ministerios de EE.UU, en el año 2003 usa la media histórica según Ibbotson como estimador del premio por riesgo de mercado.

Informe Comisión de Peritos en Relación a Objeción N° 2. Premio por Riesgo Internacional.

Tomando en cuenta el nivel de incertidumbre sobre el valor de este parámetro que reportan los especialistas, la comisión recomienda trabajar con el valor de 5,5% que representa la media de las opiniones más recientes de los especialistas más destacados en el mercado norteamericano.

Premio por Riesgo Local

No es efectivo que la estimación de la FACEA suponga segmentación de mercados, sino integración imperfecta, donde importan variables globales y locales (tal como explícitamente se reconoce en el modelo CAPM anidado global).

Por otra parte, el hecho que los controladores sean empresas globales, no implica que no exijan un premio por riesgo adicional al invertir en Chile; sólo indica que la segmentación no es total (ver Stulz 1999, "Globalization, corporate finance, and the cost of capital", Journal of Applied Corporate Finance, Fall, pp8-25)). SUBTEL tampoco ha demostrado que exista integración perfecta. Además, respecto a este punto, existe una literatura abundante que indica la existencia de integración imperfecta.

Respecto a las tasas de interés, el error que se comete es pequeño, porque la estructura temporal tiende a ser plana en el tramo largo de las tasas, y porque la diferencia de duraciones entre los dos títulos es menor que la diferencia en sus vencimientos.

Informe Comisión de Peritos en Relación a Objeción N° 3. Premio por Riesgo Local.

El cálculo del riesgo local debe tomar como punto de partida la prima de riesgo norteamericana, la que debe ser ajustada por la tasa libre de riesgo de largo plazo en el mercado norteamericano, y por la prima de riesgo país para un inversionista norteamericano, para cuyo caso se puede aplicar el valor de 2,55% estimado por Smartcom SA. Dicho valor fue calculado por la concesionaria a partir de la tasa implícita reportada por Ibbotson Associates. Asimismo, tal como propone la concesionaria, se debe incluir el ajuste requerido para convertir la rentabilidad en dólares a U.F. Ello arroja un valor estimado para el riesgo local de 7,58%.

Beta.

El que existan acciones preferentes no invalida el utilizar la información para calcular un beta de activos, ya que solamente en lugar de tener un beta de patrimonio y uno de deuda se promedian los de patrimonio y el de deuda con las participaciones correspondientes. Ello porque conceptualmente no se pretende que la rentabilidad de las preferentes sea un buen indicador de la rentabilidad del patrimonio, sólo del patrimonio preferente. No obstante, conviene notar que si se toma la muestra de empresas brasileñas utilizadas en la contraposición de Subtel el beta promedio es de 1,26 el cual es superior al reportado por el estudio de FACEA que considera acciones ordinarias y preferentes (1,18).

Por otra parte el esquema de calling party pays es sólo uno de los aspectos a considerar cuando se habla de similitud de regulación y de mercados. También interesa la estructura de mercado, las barreras a la entrada y la penetración de mercado, entre otros. En tal sentido se consideró que Brasil era el país más similar a Chile.

Informe Comisión de Peritos en Relación a Objeción N° 4. Beta.

La posición mayoritaria se plantea que los cálculos de beta presentados por la empresa se ven limitados por el hecho de referirse exclusivamente a la situación de Brasil. Por lo tanto, recomiendan aceptar la propuesta de los Ministerios y usar un valor de Beta igual a 1.01.

Informe Comisión de Peritos en Relación a Objeción N° 5. Tasa de Costo de Capital.

De acuerdo a los antecedentes entregados en las cuatro consultas anteriores, el valor de la tasa de costo de capital que correspondería aplicar en este caso, después de hacer el ajuste para expresar la tasa libre de riesgo de Chile (4%) en su equivalente de largo plazo, un beta de 1,01 de acuerdo a la mayoría de la comisión y un premio por riesgo en Estados Unidos de 5,5% sería de 11,66%,

Modificación y/o Insistencia N° 5. Tasa de Costo de Capital.

En base a las insistencias y argumentos presentados, la concesionaria considera que se debe utilizar al menos una tasa de costo de capital de 12,57%. Cuyos componentes son: Tasa Libre de Riesgo de 4%, Premio por Riesgo de 7,58%, y un Beta de 1.13.

Decreto Tarifario

Se ratifica la tasa libre de riesgo de 0,35%. Se acoge la recomendación de la CP respecto de fijar el premio por riesgo internacional en 5,5%. No se considera la metodología propuesta por la CP para transformar el premio por riesgo internacional en el premio por riesgo local debido a que implicaba doble contabilización del riesgo país. En consecuencia, utilizando la metodología original propuesta por los ministerios, se determina que el premio por riesgo local es 10,16%. Por último, para aumentar la robustez estadística del cálculo del beta se decide considerar únicamente aquellas series que cuentan con información de rentabilidad al menos durante tres años. La nueva estimación arroja un valor de 1,04. En suma, los ministerios fijan la tasa de costo de capital en 10,92%.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE LA CONCESIONARIA ENTEL TELEFONÍA MÓVIL S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2008.

La concesionaria presenta una tasa de costo de capital de 15%, según señala en su estudio. Esta tasa se basa en el estudio “Estudio Tasa de Costo de Capital de Telefonía Móvil en Chile” del departamento de Administración de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile.

Tanto las objeciones y contraposiciones del Ministerio como las insistencias de la Concesionaria coinciden con las expresadas en el Proceso tarifario de Smartcom. Asimismo, los ministerios, al igual que para el caso de Smartcom, fijan la tasa de costo de capital en 10,92%.

FIJACIÓN DE TARIFAS LA CONCESIONARIA ENTEL PCS TELECOMUNICACIONES S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2008.

La concesionaria presenta una tasa de costo de capital de 15%, según señala en su estudio. Esta tasa se basa en el estudio “Estudio Tasa de Costo de Capital de Telefonía Móvil en Chile” del departamento de Administración de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile.

Tanto las objeciones y contraposiciones del Ministerio como las insistencias de la Concesionaria coinciden con las expresadas en el Proceso tarifario de Smartcom. Asimismo, los ministerios, al igual que para el caso de Smartcom, fijan la tasa de costo de capital en 10,92%.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE LA CONCESIONARIA BELLSOUTH COMUNICACIONES S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2008.

La concesionaria presenta una tasa de costo de capital de 15%, según señala en su estudio. Esta tasa se basa en el estudio “Estudio Tasa de Costo de Capital de Telefonía Móvil en Chile” del

departamento de Administración de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile.

Las objeciones y contraposiciones del Ministerio como las insistencias de la Concesionaria coinciden con las expresadas en el Proceso tarifario de Smartcom.

Insistencias Concesionaria

La concesionaria insiste en una tasa de costo de capital basada en un estudio realizado por el economista Sr. Vittorio Corbo.

Decreto Tarifario

Los ministerios, al igual que para el caso de Smartcom, fijan la tasa de costo de capital en 10,92%.

FIJACIÓN DE TARIFAS DE LA CONCESIONARIA TELEFÓNICA MÓVIL S.A. CORRESPONDIENTES AL QUINQUENIO 2004-2008.

La concesionaria presenta una tasa de costo de capital de 15,58%, según señala en su estudio. Esta tasa se basa en el estudio “Estudio Tasa de Costo de Capital de Telefonía Móvil en Chile” del departamento de Administración de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile.

Tanto las objeciones y contraposiciones del Ministerio como las insistencias de la Concesionaria coinciden con las expresadas en el Proceso tarifario de Smartcom. Asimismo, los ministerios, al igual que para el caso de Smartcom, fijan la tasa de costo de capital en 10,92%.