

ANEXO 3.5
Estudio de Tasa de Costo de Capital
d) Estudio de Tasa de Costo de Capital (**PUBLICO**)

INFORME FINAL

**ESTUDIO TASA DE COSTO DE CAPITAL DE
TELEFONÍA MÓVIL EN CHILE**

18 de julio de 2003

*Departamento de Administración
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Universidad de Chile*

INDICE

1. Introducción y Resumen Ejecutivo.....	2
2. El riesgo sistemático	3
2.1. Estimaciones basadas en EEUU.....	4
2.2. Estimaciones de riesgo sistemático basadas en Brasil	8
2.3. Estimaciones basadas en España.....	16
2.4. Beta de activos: Resumen y conclusiones.....	16
3. La tasa de interés libre de riesgo.....	18
4. El premio por riesgo de mercado (PRM).....	21
1.1. Estimaciones del PRM en base a series históricas del mercado chileno.....	21
1.2. Estimaciones internacionales de premio por riesgo	25
1.2.1. Estimaciones históricas de EEUU	25
1.2.2. Estimaciones directas del PRM	27
1.2.3. El debate sobre el PRM para una economía como EEUU	29
1.3. Aplicabilidad de la estimación basada en EEUU a Chile: Discusión	36
1.4. Estimaciones de premio por Riesgo para Chile basadas en datos internacionales..	37
1.5. Premio por riesgo: Conclusión.....	40
5. Estimación basada en la Ley.....	42

1. Introducción y Resumen Ejecutivo

El objeto de este estudio es determinar la tasa de costo de capital de telefonía móvil en Chile, relevante para el cálculo de sus tarifas de acuerdo a la Ley General de Telecomunicaciones N° 18.168, y sus respectivas modificaciones. De acuerdo al Título V de dicha Ley (De las Tarifas), Artículo 30B:

“Para determinar esta tasa, deberá considerarse el riesgo sistemático de las actividades propias de la empresa que provee los servicios sujetos a tarificación en relación al mercado, la tasa de rentabilidad libre de riesgo, y el premio por riesgo de mercado.”

Nuestros principales resultados son:

- a) **Riesgo sistemático.** No puede ser estimado a partir de datos nacionales, por problemas de inestabilidad e imprecisión en la estimación. Estimaciones internacionales llevan a un beta de activos de entre DATA CONFIDENCIAL (mediana de EEUU) y 1,32 (promedio simple España) para el sector. Nuestra recomendación es descartar la mediana de EEUU como valor razonable para Chile, debido a diferencias de desarrollo de mercado, y a que es el único país no regulado en la muestra. En efecto, existe una diferencia estructural entre EEUU y los demás mercados considerados: en EEUU los usuarios de telefonía móvil pagan tanto por las llamadas recibidas como por las hechas, luego no hay que regular cargos de acceso. Por ello, recomendamos como valor más razonable el promedio simple para Brasil (1,18).
- b) **Tasa de interés libre de riesgo.** De acuerdo a la ley, es la tasa de la Libreta de Ahorro con Giro diferido del Banco Estado; sugerimos utilizar la mediana en el período, UF + 4%. Este valor es inferior al de los bonos de largo plazo del Banco Central a la fecha del presente informe (UF + 5%).
- c) **Premio por riesgo.** El premio por riesgo es la diferencia de dos parámetros: el retorno esperado del mercado y la tasa de interés libre de riesgo. Estimaciones locales dan un 14,9%, pero su estabilidad es discutible. Se propone un 9,81%, que se obtiene como el promedio simple de estimaciones internacionales para el premio por riesgo chileno (suponiendo una tasa libre de riesgo de UF + 4,00%).

Así, la tasa de costo de capital para la telefonía móvil en Chile se estima en UF + 15,58% (usando la estimación de betas brasileños); con valores mínimos de DATA CONFIDENCIAL (considera la mediana del beta de las firmas de EEUU, que en nuestra opinión debe descartarse para Chile por las razones expuestas) y UF + 16,95% (considera el promedio simple del beta de activos de firmas españolas).

2. El riesgo sistemático

Como hemos citado, de acuerdo a la ley

“Para determinar su valor se calcula la covarianza entre el flujo de caja neto de la empresa y el flujo generado por una cartera de inversiones de mercado diversificada, dividido por la varianza de los flujos de dicha cartera diversificada”

Para ello, se estima el llamado “modelo de mercado”:

$$RTMOV_t = \alpha + \beta Rm_t + e_t \quad (1)$$

En que RTMOV es el retorno de una empresa de telefonía móvil, Rm corresponde al retorno del portafolio de mercado, y α y β son parámetros a estimar. De acuerdo a la ley, el coeficiente beta es nuestro parámetro de interés, y el parámetro estimado corresponde al cociente entre la covarianza del retorno de telefonía móvil con el portafolio de mercado, dividido por la varianza del retorno del portafolio de mercado.

No fue posible obtener estimaciones satisfactorias de este parámetro utilizando los estados financieros de las empresas del sector en Chile, básicamente por tratarse de una industria joven, sin historia relevante todavía. En efecto, existen cuatro compañías de telefonía móvil en Chile:

a) Smartcom

La compañía fue creada sólo a fines del año 1997 y estuvo operando a muy baja escala hasta mediados de 2000, cuando fue adquirida por un nuevo accionista. La empresa ha estado hasta ahora en una etapa de desarrollo de su infraestructura e introducción al mercado, y por lo tanto sus resultados no son representativos de una situación en régimen; por ejemplo durante sus primeros cuatro años de operación ha experimentado pérdidas operacionales, de modo que el año 2002 fue el primer año con EBITDA positivo. Finalmente, la empresa no cuenta con estados financieros auditados trimestralmente, que validen la información contable, y al no existir FECUS se descarta cualquier estimación empírica de beta basada en esta empresa.

b) BellSouth Chile

Si bien opera desde mediados de los 1990, sus resultados han presentado altas variaciones en el tiempo, no informa FECUS y tiene además prohibición de informar sus estados de resultados. Nuevamente, la inexistencia de FECUS descarta las estimaciones empíricas basadas en esta empresa.

c) Entel

La empresa está organizada como una matriz (Entel Telefonía Personal, ETP), de la cual penden dos sociedades (Entel Telefonía Móvil S.A. (EMOV) y Entel PCS Telecomunicaciones S.A. (EPCS); por este motivo, reporta FECUS para las tres sociedades.

ETP es la más antigua (se constituyó en 1991), pero es abierta sólo a partir de 1999, por lo que reporta la primera FECU a fines de 1999. Durante todo su historial ha poseído una empresa de Infraestructura Celular, llamada Buenaventura.

Por otra parte, EMOV reporta FECUS a partir del tercer trimestre de 1996, y EPCS a partir del cuarto trimestre del mismo año. Sin embargo, ambas presentan resultados operacionales iguales a 0 (es decir, no tuvieron ni ingresos ni costos) durante 1996 y 1997, comenzando a operar sólo en 1998. Como es razonable, los primeros ejercicios tuvieron pérdidas operacionales, de modo que EMOV tiene resultado operacional positivo a partir del 3T1999, y EPCS a partir del 4T 1999.

En suma, tanto para la matriz como para las filiales disponemos de unas 13 FECUS, lo que hace impensable estimar un beta razonable.

d) Telefónica Móvil

En esta firma disponemos de la mayor cantidad de FECUS del sector, a partir del cuarto trimestre de 1996. En el Anexo se reporta el resultado de las estimaciones de beta utilizando el período 4T1996 – 2T2002. Los betas estimados para diferentes definiciones de retornos fueron iguales o superiores a 4.0, pero en todas las estimaciones hay evidencia de quiebre estructural a partir del 3T1999 (que corresponde a la fecha en que se reconoció en los estados financieros la entrada en vigencia de las nuevas tarifas de telecomunicaciones). Como también se reporta en el Anexo, para incorporar el quiebre estructural se estimó nuevamente el coeficiente beta incluyendo además una variable muda en esa fecha, lo que llevó a coeficientes beta (de activos) estimados de entre 1,88 y 2,19, dependiendo de la definición de mercado utilizada. En todos los casos, el coeficiente CUSUM cuadrado rechazó la hipótesis de estabilidad de la regresión; esto, sumado a la dificultad para estimar el coeficiente con precisión debido a lo corto del período y al quiebre estructural detectado, nos llevaron a considerar insatisfactoria la estimación obtenida con datos contables nacionales.

En suma, dos de las cuatro empresas del sector no cuentan con FECUS. De las otras dos, la que tiene un período mayor es Telefónica Móvil. Se procuró realizar estimaciones de beta para ella, pero las estimaciones presentaron evidencia de quiebre estructural, e inestabilidad una vez modelado el quiebre. Por este motivo, se recurrió a evidencia internacional, la que se detalla en las secciones que siguen.

2.1. Estimaciones basadas en EEUU

En Estados Unidos opera un mercado donde los usuarios de telefonía móvil pagan tanto por las llamadas que reciben como por las que hacen, no existiendo en consecuencia cargos de acceso que deban ser regulados; el mercado opera en condiciones de competencia. Además, el desarrollo de la industria es enormemente superior al de la industria chilena. Por estos motivos, no se considera el mercado más representativo; sin embargo, debido a la disponibilidad y calidad de las estimaciones de costo de capital disponibles para ese país, incluimos esta sección como un punto de referencia útil.

Veamos las estimaciones. La empresa Ibbotson Associates de EEUU publica estimaciones de tasa de costo de capital y de coeficientes de riesgo sistemático beta para empresas que transan sus acciones en dicho país.¹ El código más cercano al negocio de telefonía móvil es el 4812 (*Radiotelephone Communications*), industria compuesta por 15 compañías. En su publicación “Cost of Capital 2002 Yearbook” reporta las siguientes estadísticas:

Cuadro 2.1

Tasa de costo de capital y betas en la industria con SIC Code 4812

	Costo de capital patrimonial (Modelo CAPM)	Costo de capital promedio ponderado (modelo CAPM)	Beta con deuda	Beta sin deuda (ajustado)
Mediana	Data Confidencial			
SIC				
Compuesto				

Fuente: Ibbotson Associates, Cost of Capital 2002 Yearbook, Data Through June 2002.

En el Cuadro anterior, la segunda columna reporta la tasa de costo de capital para los accionistas por el método CAPM. La tercera columna reporta el costo de capital promedio ponderado (esto es, considerando además del costo de capital patrimonial el costo de la deuda) para el mismo modelo, y las últimas dos columnas reportan el beta patrimonial de la empresa con deuda, y el de una empresa sin deuda, respectivamente.

En el Cuadro se aprecia que el beta sin deuda promedio ponderado (SIC compuesto) de las 15 empresas del sector es de DATA CONFIDENCIAL, implicando una tasa de costo de capital promedio ponderada de DATA CONFIDENCIAL (tasa expresada en dólares de EEUU). Al respecto, llama la atención que los betas sin deuda reportados por Ibbotson Associates son muy bajos en relación a las tasas de costo de capital promedio ponderado estimadas. Ello se debe a que Ibbotson Associates usan el supuesto usual que la deuda tiene cero beta o bien es libre de riesgo. En efecto, en su publicación *Stocks, Bonds, Bills and Inflation, Valuation Edition, 2002 Yearbook*, indican que el beta sin deuda que calculan es (página 113):

$$\beta_U = \frac{\beta_L}{1 + \frac{D}{E}(1 - \tau_c)} \quad (2)$$

donde β representa el coeficiente de riesgo sistemático, los subíndices U y L indican el beta sin deuda y con deuda respectivamente, D representa el valor de la deuda, E representa el valor del patrimonio, y τ_c es la tasa marginal de impuestos de la compañía. Esta fórmula ignora el riesgo sistemático que pudiera tener la deuda corporativa, como se deduce del

¹ Esta empresa es la referencia usual en estimaciones de premio por riesgo y costo de capital, como se refleja en los libros de texto, y en los artículos académicos en finanzas sobre el tema.

hecho que el beta de la deuda no figura en la relación anterior. Ver Copeland y Weston (1987), página 457, para una derivación de la fórmula anterior, de la que se desprende que la fórmula más general sin suponer que la deuda es libre de riesgo es:

$$\beta_U = \frac{\beta_L + \beta_D \frac{D}{E} (1 - \tau_c)}{1 + \frac{D}{E} (1 - \tau_c)} \quad (3)$$

donde β_D representa el beta de la deuda.

Pero este supuesto no es razonable, como se desprende del número de compañías con deuda clasificada bajo BBB-: de las quince firmas, sólo una tiene grado de inversión (BBB- o mejor), seis tienen clasificación bajo grado de inversión, y sus bonos se consideran en consecuencia especulativas (o bonos basura, como se los denomina usualmente) y ocho no están siquiera clasificadas. Para incorporar el riesgo de la deuda en el cómputo del costo de capital, conviene notar la relación entre la tasa de costo de capital promedio ponderado WACC y la tasa de costo de activos ρ (Ver Copeland y Weston, pág 451 para la demostración):

$$WACC = \rho \left[1 - \tau_c \frac{D}{D + E} \right] \quad (4)$$

donde

WACC = tasa de costo de capital promedio ponderado

ρ = tasa de descuento para una firma financiada totalmente con patrimonio, de riesgo equivalente (o tasa de costo de capital de activos)

Esto implica que si se conoce la tasa de impuesto marginal a las corporaciones y la razón de endeudamiento, el costo de activos puede obtenerse a partir del WACC:

$$\rho = \frac{WACC}{\left[1 - \tau_c \frac{D}{D + E} \right]} \quad (5)$$

Además, dada la tasa de costo de capital de una empresa financiada totalmente con patrimonio ρ , el beta de activos puede despejarse utilizando la ecuación del CAPM (ver por ejemplo, Tabla 13.2 en Copeland y Weston, página 456)

$$\beta_U = \frac{\rho - R_f}{E[R_m] - R_f} \quad (6)$$

donde

β_U = beta de activos o beta patrimonial sin deuda

R_f = tasa de interés libre de riesgo
 $E(R_m) - R_f$ = premio por riesgo de mercado

A continuación reportamos los betas de activos implicados por las estimaciones de tasa de costo de capital promedio ponderado reportadas por Ibbotson Associates, pero que no suponen que la deuda sea libre de riesgo. Un parámetro necesario en dichas estimaciones es la tasa de impuesto marginal que efectivamente pagan las corporaciones en esta industria. La tasa de impuesto a las corporaciones en EEUU es 34%, pero en algunas industrias la tasa marginal de impuesto que efectivamente pagan las firmas difiere mucho, debido al uso de escudos tributarios (Ver John Graham 1996, 1998, citado en Ibbotson Associates, 2002 (op. cit.)²). Por ejemplo, de acuerdo a la metodología de Graham, bajo el código tributario corriente, 53% de las formas pagan menos del 10% de impuesto marginal. En base a esta evidencia, proponemos utilizar un 10% de tasa marginal efectiva³. En consecuencia, en el Cuadro 2.2 a continuación, suponemos una tasa de 10% para obtener la tasa de costo de activos y el beta de activos a partir de las estimaciones de WACC presentadas por Ibbotson Associates para las firmas del sector (reportadas en la tercera columna del Cuadro 2.1, y reproducidos a continuación en la segunda columna del Cuadro 2.2).

Conviene notar que estas estimaciones de beta de activos implican por la ecuación (3) betas de la deuda estimados de 0.72 (mediana) y 0.92 (SIC compuesto), lo que se estima razonable, atendiendo al carácter de deuda especulativa que tiene la gran mayoría de las emisiones del sector.⁴ Entre paréntesis, la diferencia entre estos niveles de riesgo sistemático de la deuda implícitos en el WACC reportados por Ibbotson Associates, y el supuesto realizado de cero beta de la deuda explica la enorme diferencia entre el riesgo de activos (correcto) reportados en el Cuadro 2.2 y las estimaciones incorrectas que aparecen en la última columna del Cuadro 2.1.

² Los artículos citados son: Graham, J. "Debt and the marginal tax rate", *Journal of Financial Economics*, vol 41, 1996^a, pp 41-73; Graham, J. "Proxies for the corporate marginal tax rate", *Journal of Financial Economics*, vol 42, 1996b, pp 187-221, Graham, J., M. Lemon, y J. Schallheim "Debt, leases, taxes and the endogeneity of corporate tax status", *Journal of Finance*, vol 53, 1998.

³ Lamentablemente Ibbotson Associates no reporta las tasas efectivas por sector económico sino sólo de firmas individuales, de modo que no fue posible obtener la tasa para el SIC Code 4812. Además, sólo estaban disponibles las tasas marginales de 8 de las 15 firmas que aparecen en el sector, lo que estimamos insuficiente para estimar directamente la tasa marginal con los datos proporcionados por dicha firma. Por último, si bien la página Web de Ibbotson Associates presenta información de tasas marginales de impuesto por sectores generales, el promedio para el SIC 4 era superior a 20%, lo que implica resultados sin sentido en nuestro caso (como por ejemplo que la tasa de costo de activos sea superior a la tasa de costo patrimonial). Esta es la razón que optamos por una estimación más general.

⁴ Como referencia, el sitio de Wall Street que se adjunta, reporta tasas de retorno de entre 20% y 30% en el mercado de bonos especulativos, ver http://www.pbs.org/wsw/news/featurestory_20021029.html

Cuadro 2.2.

Beta de activos para las empresas del SIC CODE 4812 según la clasificación de *Ibbotson Associates*.

	Costo de capital promedio ponderado, modelo CAPM, WACC (1)	Razón deuda a patrimonio, promedio últimos 5 años $\frac{D}{E}$ (2)	Tasa de costo de capital de activos (ρ) WACC $\rho = \frac{WACC}{\left[1 - \tau_c \frac{D}{D + E}\right]}$ (3)	Beta de activos $\beta_U = \frac{\rho - R_f}{E[R_m] - R_f}$ (4)
Mediana				
SIC Compuesto		Data Confidencial		

Fuentes (1) y (2): Cost of Capital 2002 Yearbook, *Ibbotson Associates*; (3) y (4) elaboración propia, de acuerdo a las fórmulas citadas. Se supuso una tasa de impuestos de 24.8% (es decir, $\tau_c = 24.8\%$). Además, las estimaciones utilizadas por *Ibbotson Associates* para la tasa de interés libre de riesgo y el premio por riesgo son, respectivamente XConfidencialX (bonos de largo plazo) y XConfidencialX (calculado con respecto a los mismos bonos de largo plazo).

El Cuadro anterior implica que la mediana del beta de activos implicado por las tasas de WACC de *Ibbotson Associates*, que considera la naturaleza riesgosa de la deuda, se ubica entre un DATA CONFIDENCIAL (si se utiliza como referencia la mediana de las tasas de capital, WACC) y un DATA CONFIDENCIAL (si se considera el WACC promedio ponderado, o SIC compuesto).

¿Cuál de estas medidas es un mejor estimador? Hay argumentos a favor de ambas alternativas:

- a) El SIC compuesto representa el riesgo y retorno del sector de telefonía móvil en EEUU, disponible para un inversionista que compra la industria completa. Pondera más las firmas de mayor tamaño, porque ellas representan una mayor parte de los activos de la industria.
- b) La mediana evita la mayor influencia sobre el valor promedio de los valores estimados para las firmas grandes.

En consecuencia, proponemos considerar ambos valores como referencia útiles para el beta de activos de las firmas de telefonía móvil en EEUU.

2.2. Estimaciones de riesgo sistemático basadas en Brasil

Las empresas brasileñas operan en un margo legal similar al chileno, en el sentido que tarifa de interconexión regulada con tarifa máxima, tarifa a público libre, y “roaming” entre

regiones regulado. Además, la industria presenta tasas de penetración de la telefonía celular más similares a las chilenas.

Debido a ello, en esta sección se estima el riesgo sistemático de las empresas de telefonía celular en dicho país. La fuente de datos utilizada es Economática. En dicha base, se encontró información de un número de empresas, algunas con varias series de acciones. En general, en Brasil (a diferencia de Chile), es frecuente encontrar acciones preferentes, además de las ordinarias, y a veces varias series de acciones preferentes. En términos conceptuales, las acciones preferentes se clasifican como instrumentos de renta fija, porque no tienen derecho a voto⁵, y tienen una tasa de dividendos fija y preferente respecto de los accionistas comunes; esto además de tener preferencias de pago en evento de liquidación de la compañía (los accionistas preferentes reciben el valor nominal de sus acciones antes que sean pagados los accionistas comunes). Conceptualmente, por lo tanto, las acciones preferentes están entre un bono y una acción común, y su nivel de riesgo (total y sistemático) es intermedio: son más riesgosas que la deuda, pero menos riesgosas que las acciones comunes. Por ello, el beta de las acciones preferentes debe ser menor que el de las acciones comunes.

La Tabla que sigue reporta la lista de las 27 series de acciones, preferentes (las que se identifican con las siglas PN, o, cuando existe más de una serie, AN, BN, CN, etc.) y comunes (que se identifican invariablemente con la sigla ON) de las empresas de Telefonía Móvil, y su presencia bursátil en el período enero 1998 – junio de 2003. La mayoría de estas acciones comenzaron a cotizarse en bolsa en 1998, y esta es la razón por la cual generalmente su presencia bursátil es inferior dicho año.

⁵ Aunque en el caso de Brasil, si la empresa no les paga dividendos por 3 años consecutivos, pasan a tener derecho a voto hasta que la empresa les pague dividendos.

Cuadro 2.4.
Presencia de las acciones de telefonía móvil brasileñas: 1998-2003

	EMPRESAS	Presencia 1998	Presencia 1999	Presencia 2000	Presencia 2001	Presencia 2002	Presencia Jun03	Presencia promedio
1	Telasa Celular BN							
2	Tele Celular Sul ON							
3	Tele Celular Sul PN							
4	Tele Centroeste Cel ON							
5	Tele Centroeste Cel PN							
6	Tele Leste Celular ON							
7	Tele Leste Celular PN							
8	Tele Nordeste Celul ON							
9	Tele Nordeste Celul PN							
10	Tele Norte Celular ON							
11	Tele Norte Celular PN							
12	Tele Sudeste Celula ON							
13	Tele Sudeste Celula PN							
14	Teleceara Celular BN							
15	Telemig Celul Part ON							
16	Telemig Celul Part PN							
17	Telemig Celular ON							
18	Telemig Celular PNC							
19	Telepar Celular ON							
20	Telepar Celular PNB							
21	Telern Celular BN							
22	Telesp Cel Part ON							
23	Telesp Cel Part PN							
24	Telpe Celular BN							
25	Telpe Celular BN							
26	Telpe Celular CN							
27	Telpe Celular ON							

Data Confidencial

Fuente: Economática.

La presencia bursátil indica solamente qué fracción de los días hábiles la acción se transó, pero no qué montos fueron transados. Afortunadamente, Economática reporta además un indicador que llama de “liquidez”, y que define como:

$$Liquidez = 100 \times \frac{p}{P} \times \sqrt{\frac{n}{N} \times \frac{v}{V}}$$

donde:

p = número de días en que hubo al menos 1 negocio con la acción

P = número total de días del período escogido

n = número de negocios con la acción dentro del período escogido

N = número de negocios con todas las acciones dentro del período escogido

v = volumen de dinero con la acción dentro del período escogido

V = volumen de dinero con todas las acciones dentro del período escogido

Es decir, el indicador de liquidez combina la presencia bursátil relativa (p, P) con el número de negocios dentro del período escogido, y el volumen en dinero transado en el período escogido. El Cuadro que sigue reporta los indicadores de liquidez de las acciones de telefonía móvil en el período 1998-2003.

Cuadro 2.5

Liquidez de las acciones de telefonía móvil brasileñas.

	EMPRESAS	Liquidez 1998	Liquidez 1999	Liquidez 2000	Liquidez 2001	Liquidez 2002	Liquidez 1S 2003	Liquidez promedio
1	Telasa Celular BN							
2	Tele Celular Sul ON							
3	Tele Celular Sul PN							
4	Tele Centroeste Cel ON							
5	Tele Centroeste Cel PN							
6	Tele Leste Celular ON							
7	Tele Leste Celular PN							
8	Tele Nordeste Celul ON							
9	Tele Nordeste Celul PN							
10	Tele Norte Celular ON							
11	Tele Norte Celular PN							
12	Tele Sudeste Celula ON							
13	Tele Sudeste Celula PN							
14	Teleceara Celular BN							
15	Telemig Celul Part ON							
16	Telemig Celul Part PN							
17	Telemig Celular ON							
18	Telemig Celular PNC							
19	Telepar Celular ON							
20	Telepar Celular PNB							
21	Telern Celular BN							
22	Telesp Cel Part ON							
23	Telesp Cel Part PN							
24	Telpe Celular BN							
25	Telpe Celular BN							
26	Telpe Celular CN							
27	Telpe Celular ON							

Data Confidencial

Fuente: Económica

Proponemos los siguientes dos criterios conjuntos para incluir la acción en el conjunto a partir del cual se estimará el beta de telefonía móvil en Brasil:

- a) que la acción tenga una presencia bursátil de al menos un 40% (esto es, que la acción se haya transado al menos 40 por ciento de los días en que la bolsa estuvo abierta en el período), y que
- b) tenga liquidez superior a 3% (esto quiere decir, que los montos transados no hayan sido despreciables en ningún año de la muestra)

El primer criterio descarta las siguientes 7 series de acciones: Telasa Celular BN, Teleceara Celular BN, Telemig Celular ON, Telern Celular BN, Telpa Celular BN, Telpe Celular CN, y Telpe Celular ON. El segundo criterio descarta adicionalmente las siguientes 3 acciones: Telemig Celular PNC, Telepar Celular ON, y Telpe Celular BN.

De este modo, la muestra inicial de 27 acciones se reduce en 10 acciones, obteniéndose un tamaño de muestra de 17 series de acciones, correspondientes a 9 firmas (en 8 casos se cuenta con información de una serie preferente y una ordinaria). El cuadro que sigue reporta los betas (apalancados) para estos 16 títulos.

Cuadro 2.6

Estimaciones de riesgo sistemático de empresas de telefonía móvil en Brasil.

	Empresa	Beta Apalancado
1	Centrooeste ON	0.82
2	Centrooeste PN	1.44
3	Leste ON	1.48
4	Leste PN	1.41
5	Nordeste ON	1.68
6	Nordeste PN	1.57
7	Norte ON	1.44
8	Norte PN	1.66
9	Sudeste ON	0.88
10	Sudeste PN	0.91
11	Sul ON	1.69
12	Sul PN	1.60
13	Telemig Part ON	0.97
14	Telemig Part PN	1.06
15	Telepar PNB	1.01
16	Telesp Part ON	1.63
17	Telesp Part PN	1.66
	Promedio Simple	1.35

Fuente: elaboración propia, en base a datos obtenidos de Economática.

Como se aprecia en el Cuadro, el beta promedio (con deuda) de las acciones de la muestra se estima en 1.35. Sin embargo, en 5 de 9 empresas, el beta estimado para las series ordinarias es menor que para las preferentes (ver en el Cuadro 2.6 las empresas Centrooeste, Norte, Sudeste, Telemig y Telesp Part). Esta estimación es inaceptable desde un punto de vista económico, es similar a postular que el riesgo de la deuda fuere más alto que el del patrimonio; cuando la realidad es que mientras más residual sea el derecho a considerar, mayor su beta (porque mayor es su apalancamiento). Una explicación posible para este resultado contra- intuitivo es que el beta de las empresas ordinarias es estimado con error, y posiblemente con sesgo a la baja (esto es, subestimado) debido a que las series ordinarias son mucho menos transadas que las series preferentes.⁶ Por ejemplo, en el caso de Nordeste, el indicador de liquidez para la serie preferente es 490% mayor que el de la serie ordinaria (ver Cuadro 2.5). Para enfrentar esta dificultad, vamos a suponer que cuando la estimación del beta de acciones ordinarias resulta inferior al beta de las acciones preferentes, y dado que este último se estima con mayor precisión (atendiendo a la consistentemente mayor liquidez de las series preferentes), el beta de las acciones ordinarias es igual al beta estimado para las preferentes. Este supuesto se considera conservador, atendiendo a que el beta de las acciones ordinarias debiera ser superior al de las preferentes. Al hacer este supuesto, el beta apalancado promedio pasa de 1.35 (Cuadro 2.6) a 1.41 (Cuadro 2.8, más adelante).

Con el objeto de obtener una estimación del beta de activos de telefonía móvil en Brasil, conviene notar que cuando existen acciones preferentes, la ecuación (3) anterior se amplía para reflejar la relación entre beta de activos y beta de acciones comunes, preferentes y deuda es como sigue:

$$\beta_U = \frac{E}{E + P + D[1 - T_C]} \beta_E + \frac{P}{E + P + D[1 - T_C]} \beta_P + \frac{D[1 - T_C]}{E + P + D[1 - T_C]} \beta_D \quad (7)$$

donde:

- β = coeficiente de riesgo sistemático, y el subíndice corresponde a una empresa sin deuda (U), acciones de una empresa con deuda (E)⁷, acciones preferentes (P) y deuda (D)
- E = valor bursátil de las acciones comunes
- P = valor bursátil de las acciones preferentes
- D = valor libro de la deuda (se supone un buen estimador del valor económico de la deuda)

Hecho el supuesto anterior, la única información que nos falta es la referente al beta de al deuda de las acciones brasileñas. Como referencia, podemos revisar la información pertinente para EEUU (el Cuadro que sigue recopila información presentada en los Cuadros 2.1 y 2.3 y en el texto mismo):

⁶ Este sesgo fue documentado en la literatura por Dimson y Scholes y Williams.

⁷ Hay un pequeño cambio de notación aquí, E es lo que antes llamamos L (por leveraged), y corresponde al patrimonio de las acciones comunes de una empresa con deuda; se usa E para distinguirlo del patrimonio de los accionistas preferentes (P).

Cuadro 2.7
Beta de la deuda de empresas de telefonía móvil norteamericanas

	Beta patrimonial	Razón Deuda / Patrimonio	Beta de activos	Beta de la deuda
Mediana	Data Confidencial			
SIC Compuesto	Data Confidencial			

Fuente: Cuadros 2.1 y 2.2 anteriores

Es decir, en EEUU el beta de la deuda implicado por las tasas de WACC reportadas por Ibbotson está entre DATA CONFIDENCIAL, dependiendo de qué indicador se use. Las empresas brasileñas de la muestra tienen una razón deuda- patrimonio promedio bastante inferior, de 0.44, por lo que supondremos un beta de la deuda de 0.5, y sensibilizamos este parámetro posteriormente.⁸ El cuadro que sigue resume los resultados de beta de activos para las firmas brasileñas con los supuestos anteriores, las que implican un beta de activos promedio de 1.18.

⁸ Conceptualmente el beta de la deuda depende de la razón de endeudamiento, y del riesgo operacional. Conviene notar que el promedio simple del beta patrimonial de los títulos brasileños (1,41) es superior a la mediana de los betas patrimoniales de las empresas norteamericanas (1.29), pero inferior a su promedio ponderado por valor (1.90); ello con menor deuda, lo que sugiere que el riesgo operacional del negocio es mayor en Brasil; esto implicaría (ceteris paribus) un mayor beta de la deuda de las empresas brasileñas. Por otra parte, como hemos mencionado, las firmas brasileñas tienen menor deuda promedio (quizá justamente porque son más riesgosas y tienen menor acceso al crédito), y ello ceteris paribus, implicaría menor beta. En suma, basados en estas consideraciones, estimamos un beta de la deuda inferior para las firmas brasileñas.

Cuadro 2.8
Beta de activos de las empresas de telefonía móvil en Brasil.

	Acciones	Beta Apalancado (1)	Razón Deuda/Patrimonio (2)	Tasa impuesto efectiva promedio período (3)	Pat.Ord./Valor Pat.Pref./Valor (4)	Beta no apalancado (5)
1	Centrooeste ON	1.44*				
2	Centrooeste PN	1.44				1.33
3	Leste ON	1.48				
4	Leste PN	1.41				1.14
5	Nordeste ON	1.68				
6	Nordeste PN	1.57				1.44
7	Norte ON	1.66*				
8	Norte PN	1.66				1.17
9	Sudeste ON	0.91*				
10	Sudeste PN	0.91				0.87
11	Sul ON	1.69				
12	Sul PN	1.60				1.52
13	Telemig Part ON	1.06*				
14	Telemig Part PN	1.06				0.94
15	Telepar PNB	1.01				0.89
16	Telesp Part ON	1.66*				
17	Telesp Part PN	1.66				1.34
	Promedio	1.41				1.18

Data Confidencial

(*) Supone conservadoramente que beta de acciones comunes es igual al beta de las preferentes
Fuentes: (1) estimación propia; (2), (3) y (4): Económica; y (5) elaboración propia, utilizando las fórmulas (3) y (7) según el caso (es decir, fórmula (3) en las acciones marcadas con asterisco, donde el beta de las preferentes se supuso igual al de las ordinarias; y fórmula (7) cuando se contaba con una estimación de riesgo sistemático para cada serie de acciones.

El cuadro que sigue sensibiliza el beta de activos promedio para diferentes valores de beta de la deuda:

Beta de la Deuda	Beta de Activos
0.3	1.14
0.5	1.18
0.7	1.23

XX
XX
XX

TEXTO CONFIDENCIAL

En conclusión, el beta de activos del sector telefonía móvil en Brasil se estima en 1.18.

2.3. Estimaciones basadas en España

Como referencia, se adjunta la Sesión no. 26/02 de la Comisión del Mercado de las Telecomunicaciones, de fecha 18 de julio de 2002, que fijó las tarifas actualmente vigentes en España para dos empresas de Telecomunicaciones declaradas dominantes en el mercado de interconexión (AIRTEL MOVIL S.A. y TELEFÓNICA MÓVIL ESPAÑA S.A.). En el informe, se explica que la tasa de costo de capital se basa en el modelo CAPM, utilizando el WACC. El informe contiene los estudios que aportaron las empresas, así como la discusión del regulador, y las tarifas fijadas. Los estudios soportantes incluyeron estimaciones de beta de un número de compañías móviles europeas: Orange (UK), Mobistar (Bélgica), Orange (Suiza), Mobilix (Dinamarca), Mobilcom (Alemania), Optimus (Portugal) y One (Austria). Estas compañías tienen betas que oscilan entre 1,5 de Orange en el Reino Unido y 1,9 de Mobilcom en Alemania (estos son betas accionarios, y por ello incluyen el riesgo financiero).

El beta de activos implicado por las tarifas fijadas en el 2002, puede ser obtenido a partir del WACC que reportan para las dos empresas (año 2002), obteniendo primero el costo de activos de acuerdo a la ecuación (6) y luego el beta de activos de acuerdo a la ecuación (7). Lo anterior, considerando que en España se consideró una tasa de impuesto a las corporaciones de 35%. De la información allí reportada, se deduce que el beta de activos reconocido en el proceso tarifario 2002 fue de 1.32 en promedio (más exactamente, correspondió a 1.25 para TME y a 1.4 para AIRTEL). El Cuadro que sigue reporta las estimaciones de beta de activos implicada para las dos empresas objeto de la regulación:

Cuadro 2.9.

Betas de activos implicados en el último proceso tarifario en España.

	Costo de capital promedio ponderado, modelo CAPM, WACC (1)	Razón deuda a activos, promedio $\frac{D}{D+E}$ (2)	Tasa de impuesto efectiva (τ_c) (3)	Tasa de costo de capital de activos $\rho = \frac{WACC}{\left[1 - \tau_c \frac{D}{D+E}\right]}$ (4)	Beta de activos $\beta_U = \frac{\rho - R_f}{E[R_m] - R_f}$ (5)
AIRTEL	12.67%	20%	31.00%	13.51%	1.40
TME	11.77%	20%	33.50%	12.62%	1.25
Promedio					1.32

Fuente: (1), (2), y (3): Sesión 26/02 de la Comisión de Mercado de Telecomunicaciones (CMT) de España, Sección 4.3, apreciación de los parámetros con los criterios de la Comisión de Mercado de las Telecomunicaciones, cuadro 2 (Resumen de la apreciación por la CMT de los parámetros), página 12. (4) y (5): elaboración propia, notando que en el mismo cuadro citado se especifica un premio por riesgo de 6% y una tasa de interés libre de riesgo de 5,13%.

2.4. Beta de activos: Resumen y conclusiones

Ante la imposibilidad de estimar el beta de activos directamente en el mercado local, recurrimos a información internacional. Esta incluyó países de América del Norte (EEUU), Europa (España) y Latinoamérica (Brasil). Si bien sólo se consideró información de

España en Europa, en el proceso tarifario a que se hace referencia en dicho país, se tuvo en vista información de un número de empresas de varios países europeos, por lo que puede considerarse representativo de ese continente. Por otra parte, el único país latinoamericano en el que había información disponible es Brasil, aunque fue el país en el que tuvimos menos información. El Cuadro que sigue resume las estimaciones disponibles:

Cuadro 2.15
Estimaciones internacionales de beta de activos

País	Beta de Activos
Estados Unidos	Data Confidencial (mediana) – Data Confidencial (SIC Compuesto)
España	1.32
Brasil	1.18

Respecto del cuadro anterior, pudiera llamar la atención que las estimaciones para Brasil hayan resultado inferiores a las de España (y aunque no se refleja en el Cuadro, también inferiores al promedio ponderado por valor de las de EEUU, SIC Compuesto). Conviene recordar que probablemente las estimaciones para Brasil subestiman el beta verdadero de la industria en ese país, porque suponen que el beta de las acciones preferentes es igual al de las ordinarias en la mitad de las acciones de la muestra. Sin embargo, es importante destacar que no existe una relación mecánica que indique que el beta sea siempre menor en los países en vías de desarrollo que en los desarrollados, porque el beta es una medida relativa de riesgo y no absoluta (el riesgo promedio es 1,0 en todos los mercados por definición). Entonces, si bien conceptualmente la tasa de costo de capital debiera ser superior en las economías menos desarrolladas que en las desarrolladas, el efecto no debiera darse necesariamente a través del beta, sino de la tasa de interés libre de riesgo (la que debiera incorporar el riesgo país, si corresponde a una tasa de mercado) y a través del premio por riesgo de mercado (en la medida en que los mercados no estén perfectamente integrados, como es el caso).

¿Cuál de las estimaciones de beta del Cuadro anterior es el mejor estimador para Chile? Desde un punto de vista regulatorio, no hay dudas en que Brasil y España están más cerca de Chile, al tratarse de mercados regulados; adicionalmente el desarrollo de la industria en Chile es evidentemente más similar a Brasil y España que EEUU. Pero la calidad de información bursátil en EEUU es superior a la de Brasil (profundidad de mercado, etc.). En base a estos antecedentes, proponemos un rango de referencia de coeficientes sistemáticos (beta) para la telefonía móvil en Chile de entre DATA CONFIDENCIAL (mediana de EEUU) y 1.32 (promedio de España), en el entendido que no es razonable aplicar a Chile el valor mínimo del intervalo por las diferencias regulatorias y de mercado comentadas.

En nuestra opinión, el beta de las empresas brasileñas (1.18), muy similar al valor céntrico del rango (1.16) es la mejor estimación disponible del beta de activos para las empresas chilenas.

3. La tasa de interés libre de riesgo

De acuerdo a la ley, la tasa de interés libre de riesgo es la tasa de la libreta de ahorro a plazo con giro diferido del Banco Estado. Esta tasa de interés es en unidades de fomento.

El cuadro que sigue presenta las tasas de interés reajustables del Banco Estado a plazo diferido (que la ley señala). En ella se aprecia que desde junio de 1987 y hasta marzo de 2001, dicha tasa fue 4,00% o superior; y que a partir de dicha fecha ha venido bajando, de modo que la tasa actual está en un nivel mínimo histórico (0,35%). Con ponderadores iguales (es decir, cada mes tiene la misma ponderación), la tasa promedio que ha tenido la libreta es de 3,8% y la mediana y moda son de 4,0%.

La variabilidad de la serie es bastante pequeña (desviación estándar 0,97%), reflejando que la mayor parte del período, toda la década de los 1990, estuvo constante en un nivel de 4,0% (lo que por esto coincide también con la moda).

Cuadro 3. 1.

Tasa de interés de la libreta de ahorro con giro diferido del Banco Estado.

DESDE	HASTA	PLAZO DIFERIDO
15-06-1987	30-09-1987	4,000
01-10-1987	31-12-1990	4,500
01-01-1991	31-03-2001	4,000
01-04-2001	30-06-2001	3,000
01-07-2001	14-09-2001	2,500
15-09-2001	31-03-2002	1,200
01-04-2002	09-05-2002	0,850
10-05-2002	30-12-2002	0,350
Media		3,801
Mediana		4,000
Moda		4,000
Desviación Estándar		0,972

Ahora bien, la ley define la tasa libre de riesgo en Chile como la tasa de interés que paga la libreta de ahorro con giro diferido del Banco Estado, pero no dice explícitamente que deba tomarse la tasa vigente a la fecha del Estudio Tarifario. En los procesos anteriores, no había diferencia práctica entre tomar el valor puntual, el valor promedio, o la moda de las tasas (el valor más frecuente), porque la tasa estaba en niveles estables. No así en el actual proceso tarifario, en que la tasa se encuentra en valores mínimos históricos.

La tasa de costo de capital se utiliza para descontar proyectos que involucran flujos de largo plazo, como reconoce el Título V de la Ley de Tarifas, Artículo 30B

“La tasa de costo de capital incluida en los costos incrementales de desarrollo o en los costos marginales de largo plazo, según corresponda, será determinada en los mismos estudios de costos que este Título establece más adelante” (subrayado nuestro).

Luego ésta debiera reflejar el costo financiero de invertir en proyectos de largo plazo. La tasa, además se fija para un período de cuatro años; entonces la pregunta es cual será la tasa larga vigente para el período de fijación de tarifas (los próximos cuatro años). La pregunta es especialmente importante considerando que las tasas de interés y en especial la de la libreta de ahorro con giro diferido del Banco Estado está en el nivel más bajo de su historia. Puesto que la media, la moda y la mediana son muy similares entre sí, nuestra recomendación es considerar el valor de la mediana, es decir UF + 4,0% anual. Esto es considerando una perspectiva económica.

¿Es razonable desde el punto de vista económico un valor como el sugerido? Desde un punto de vista económico, si se tuviese que decir cuál es la tasa de interés de largo plazo, libre de riesgo en Chile, lo apropiado sería referirse a la tasa de los bonos de largo plazo emitidos por el Banco Central; éstos están actualmente en UF + 5%, por lo que la tasa propuesta subestimaría la verdadera tasa en unos 100 puntos base.

Como antecedente adicional, un estudio reciente realizado por un grupo de economistas del Banco Central de Chile⁹, y publicado en la revista Economía Chilena, de la misma institución, tuvo como objetivo determinar cuál sería la tasa de interés real neutral en Chile.¹⁰ Los autores argumentan que dicha tasa podría definirse como aquella que el Banco Central fijaría de estar la economía en pleno empleo y la inflación alineada con la meta; el calificativo “neutral” indica que en este contexto la política monetaria del instituto emisor no sería contractiva ni expansiva. Las conclusiones del estudio se resumen en el Cuadro 1 (página 71 del artículo en cuestión), las que se reproducen a continuación:

⁹ Los autores fueron Rodrigo Alfaro, César Calderón, Gabriela Contreras, Francisco Gallego, Pablo García, Jorge Restrepo y Rodrigo Valdés.

¹⁰ Ver César Calderón M., Francisco Gallego Y. (editores), “La tasa de interés real neutral en Chile”, Economía Chilena, volumen 5, número 2, agosto de 2002.

Cuadro 3.2

Estimaciones de la Tasa de interés neutral

	Promedio 1995-1997	Primer semestre 2000	Segundo semestre 2001	2002
Regla de Taylor con brecha PIB	6,5	5,4	4,4	4,0
Regla de Taylor con brecha desempleo	6,5	6,1	5,5	5,1
Tasa implícita en precios financieros	5,5	6,2	5,5	4,9
Tasas de paridad de transición	5,9	6,1	3,6	3,5
Productividad marginal del capital	6,8	5,5	5,0	4,9
Crecimiento del PIB potencial esperado en 2 años		6,0	5,1	4,4
Promedio de las estimaciones	6,2	5,8	4,8	4,5
Mediana de las estimaciones	6,4	6,1	5,0	4,9

Fuente: Calderón y Gallegos (2002)

Como se aprecia en el cuadro anterior, el valor promedio de las estimaciones para el año 2002 es 4,5%, mientras que la mediana es 4,9%. Esta comparación sugiere que un valor de 4,0% (mediana de la libreta de ahorro con giro diferido) incluso subestima la tasa de interés libre de riesgo en Chile; claramente lleva a descartar el nivel actual de la tasa de interés de la libreta con giro diferido (0,35%) y ello incluso reconociendo que la tasa de interés libre de riesgo ha venido bajando en el tiempo en Chile (era superior a 6,0% entre 1995 y 2000, por ejemplo). En resumen se utilizará una tasa de 4,0% como la tasa libre de riesgo para la estimación del costo de capital de telefonía móvil.

4. El premio por riesgo de mercado (PRM)

De acuerdo a la ley, el PRM “se define como la diferencia entre la rentabilidad de la cartera de inversiones diversificada y la rentabilidad del instrumento libre de riesgo.”

4.1. Estimaciones del PRM en base a series históricas del mercado chileno.

Con el objeto de analizar la serie histórica de premio por riesgo en el mercado chileno se utilizó el Índice General de Precios de Acciones (IGPA) de la Bolsa de Comercio de Santiago como indicador del portafolio de mercado, representando una cartera diversificada. En nuestra opinión, este índice es un mejor indicador del portafolio de mercado que el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA) de la misma Bolsa de Comercio de Santiago, por no ser este último un portafolio bien diversificado y porque sus ponderaciones no son proporcionales a la capitalización bursátil (luego no representa el retorno de un portafolio), y superior también al Índice GLOBAL de la Bolsa Electrónica de Chile, que siendo un muy buen índice tiene la desventaja de tener mucho menos historia.

Adicionalmente, el retorno de mercado debe incluir el rendimiento de los dividendos. Se debe destacar que el IGPA no considera pago de dividendos por lo cual fue necesario corregir el retorno del IGPA por el rendimiento de los dividendos y así poder llegar a una mejor estimación del premio por riesgo comparable internacionalmente. De esta forma el retorno de mercado queda como:

$$R_{mt} = \frac{p_{t+1} + d_{t,t+1}}{p_t} - 1 \quad (8)$$

En que p_t es el valor del IGPA al inicio del período t y $d_{t,t+1}$ corresponde al pago de dividendos durante el período t . En el Anexo III.1 se reporta el método de cómputo de la tasa de retorno de dividendos, y un cuadro con los datos.

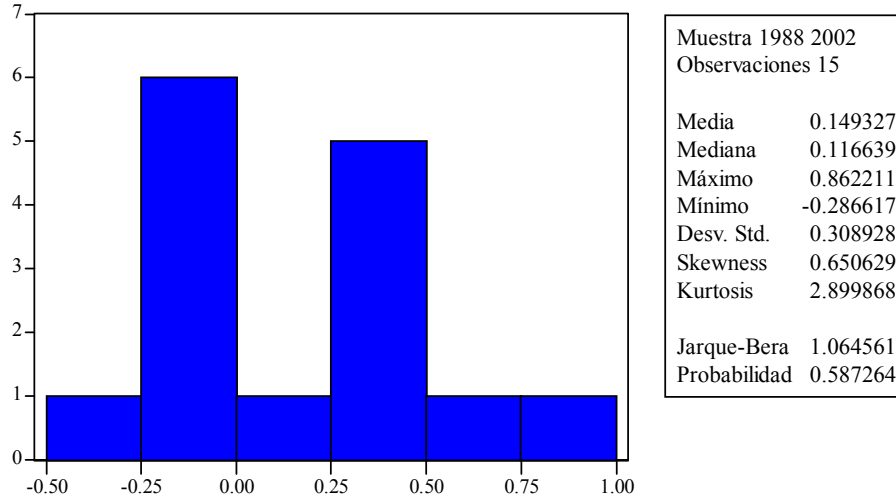
La otra componente del premio por riesgo es la tasa libre de riesgo. En el caso de telecomunicaciones la ley define el instrumento libre de riesgo como la libreta de giro diferido del Banco Estado. Por esta razón todas las estimaciones se realizan utilizando la tasa pagada por esta como libre de riesgo. Sin embargo, dado que la libreta de ahorro con giro diferido existe sólo a partir de mediados de 1987, se estimó el premio por riesgo a partir de 1988.¹¹

Al utilizar la tasa de interés de la libreta dorada del Banco Estado (que define la Ley como tasa libre de riesgo), se llega a un premio por riesgo promedio de 14,9% con una desviación estándar de 31%.

¹¹ Cabe hacer notar que si se estima a partir de 1987, suponiendo que la tasa de la libreta del Banco Estado del segundo semestre es válida para todo el año, los resultados no cambian mayormente.

Gráfico 4.1

Estadísticas descriptivas del premio por riesgo para Chile

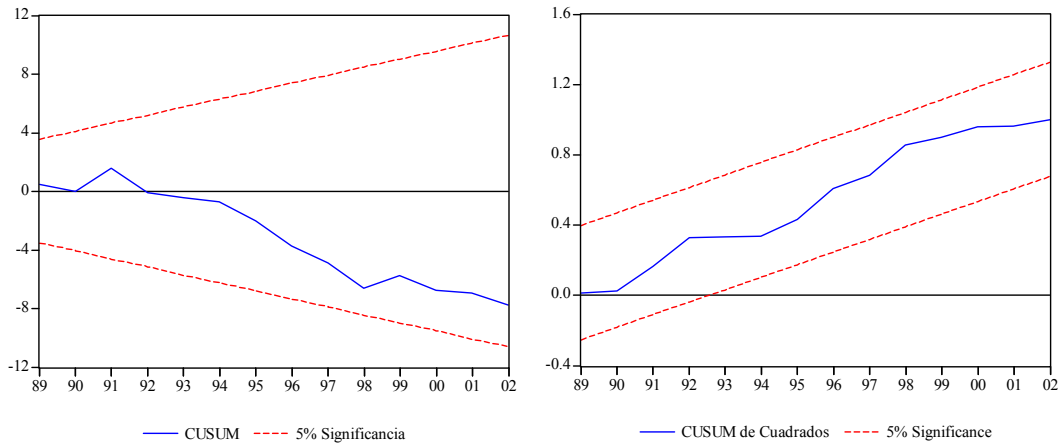


En el Gráfico 4.1 también se observa que el premio por riesgo ha fluctuado mucho, desde valores mínimos de -29% (anualizado) a $+86\%$ en el período más completo (1988-2002). La desviación estándar es de alrededor de 31% ; por otra parte, la distribución del premio por riesgo es aproximadamente normal, no siendo posible rechazar la hipótesis nula de normalidad del premio por riesgo usando el test de Jarque – Bera.

Al ser normal la distribución, la media no es muy diferente a la mediana. Otra propiedad importante es su estabilidad. Para estudiarla, se estima una regresión del premio por riesgo contra una constante. El resultado de esa regresión corresponde al premio por riesgo promedio y es igual al $0,149327$ mostrado en el cuadro anterior. Posteriormente se analiza su estabilidad utilizando los test de CUSUM y CUSUM de cuadrados que se presentan a continuación los cuales muestran que el premio es estable.

Gráfico 4.2

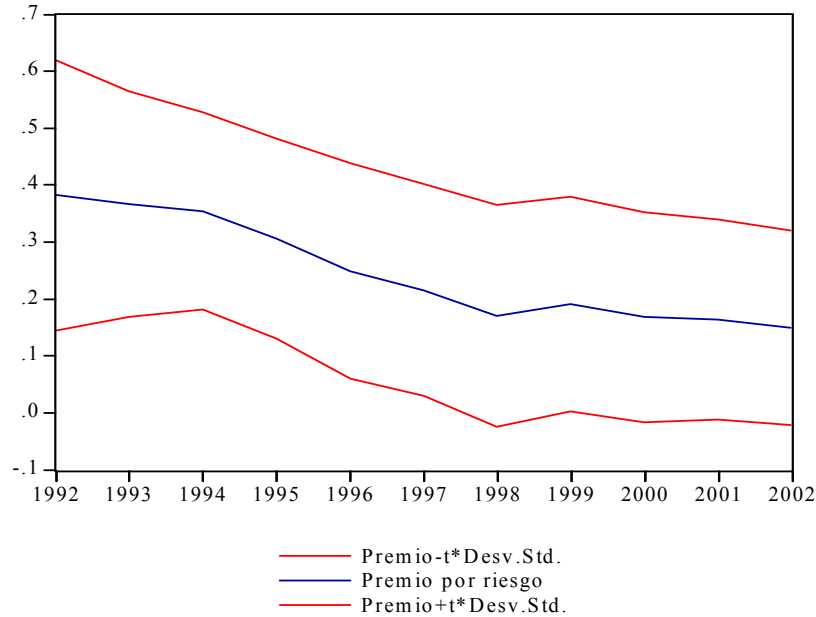
Test de CUSUM y CUSUM de cuadrados para el premio por riesgo



Como se explicó, el parámetro es un estimador de la media de premio por riesgo, al cual también se puede aplicar el test de coeficientes recursivos. Si bien no hay una única forma de interpretar este test, en general si la última estimación del parámetro está contenido en los intervalos anteriores, se considera que el parámetro es estable. El Gráfico 4.3 muestra que la estimación se sale marginalmente del intervalo de confianza el año 1994, por lo que se podría interpretar como un problema de inestabilidad en el premio por riesgo estimado al cual se le agrega el hecho de que aparezca una leve tendencia a disminuir dicho premio.

Gráfico 4.3

Estimación recursiva del premio por riesgo



Debido a los problemas de interpretación que tienen los tests de coeficientes recursivos de y al hecho de que entrega resultados algo dispares con respecto a CUSUM y CUSUM de cuadrados, se implementó el test de estabilidad de Hansen (a los mismos datos anteriores). El valor computado para este test y sus puntos zonas de rechazo de la hipótesis nula de que el parámetro es estable se muestran a continuación en el siguiente cuadro. De acuerdo al mismo, la hipótesis nula de estabilidad no puede ser rechazada al 1% pero si al 5%

Cuadro 4.1

Test de estabilidad de Hansen para cada una de las definiciones de premio

Premio	Valor del test	Rechazo al 1%	Rechazo al 5%	Rechazo al 10%
Tasa de libreta dorada	0.5452	0.7500	0.4700	0.3500

En síntesis, el premio por riesgo chileno se estimó en 14,9% utilizando Libreta de Ahorro de Giro Diferido. No es posible rechazar la hipótesis nula de normalidad, pero su estabilidad sería dudosa: mientras los test CUSUM y CUSUM de cuadrados indican que sería estable en el período estudiado, los test de coeficientes recursivos y de Hansen

cuestionan dicha estabilidad. La serie de premio por riesgo es muy corta, lo que hace que se dispongan de pocos grados de libertad. Sin embargo se puede mencionar que el premio por riesgo ha ido disminuyendo a lo largo del tiempo y al parecer tiende a estabilizarse en torno al valor promedio estimado, de un 15%.

Con el objeto de comparar esta estimación con la encontrada en otras economías y por otros métodos, en la sección que sigue se revisan estimaciones internacionales de premio por riesgo, y estimaciones para Chile basadas en datos internacionales (que proveen series más largas).

4.2. Estimaciones internacionales de premio por riesgo

En los últimos años ha habido un fuerte debate internacional respecto al nivel del PRM en una economía desarrollada como EEUU. El PRM ha sido descrito como el número más importante en finanzas, pero también uno cuya estimación presenta problemas difíciles de resolver. El debate se divide entre aquellos que basan sus estimaciones del PRM en los casi 80 de datos detallados con que se cuenta para la economía de EEUU (la serie más larga disponible en el mundo), y aquellos que cuestionan dichas estimaciones por considerar que no representan el PRM futuro; estos últimos sugieren métodos de estimación directos basados en el modelo de Flujos de Caja Descontados (FCD). Finalmente, una tercera discusión es si es apropiado tomar estimaciones de PRM de economías desarrolladas y suponer que este parámetro debiera ser igual al PRM en el mercado chileno. En las siguientes secciones revisamos estos tres aspectos.

4.2.1. Estimaciones históricas de EEUU

El Cuadro siguiente representa las estimaciones de premio por riesgo para EEUU, obtenidas en base a las diferencias entre los retornos anuales del S&P500 (corregido por dividendos) y títulos emitidos por el Tesoro de EEUU de distinto plazo. El horizonte largo corresponde a la diferencia entre el retorno del SP500 y el retorno de bonos del Tesoro a 20 años, el horizonte intermedio resta el retorno de Notas del Tesoro de 5 años, y finalmente el horizonte corto, Billetes del Tesoro de 30 días. El período utilizado para calcular los promedios incluye 75 años, correspondiente a 1926-2001. Por ejemplo, en el premio por riesgo promedio sobre billetes del Tesoro fue de 8,8%, no es posible rechazar la hipótesis nula de normalidad, y que la mediana tiene un valor cercano (9,5%); los máximos y mínimos anuales de premio por riesgo fueron +54% y -44% respectivamente. Además, el premio por riesgo en un horizonte largo (bonos del Tesoro de 20 años) implican un premio por riesgo promedio de 7,42%.

Cuadro 4.2

Estimaciones de premio por riesgo para EEUU: 1926-2001

Horizonte	Largo	Medio	Corto
Media	0,0742	0,0783	0,0880
Mediana	0,0795	0,0860	0,0945
Máximo	0,5090	0,5120	0,5370
Mínimo	-0,4670	-0,4650	-0,4440
Desv. Estd.	0,2031	0,2044	0,2059
Skewness	-0,1729	-0,1706	-0,1691
Kurtosis	2,7843	2,7588	2,7508
Jarque-Bera	0,5259	0,5528	0,5588
Probabilidad	0,7688	0,7585	0,7562
Observaciones	76	76	76

Fuente: Elaboración propia, a partir de los datos en Ibbotson Associates

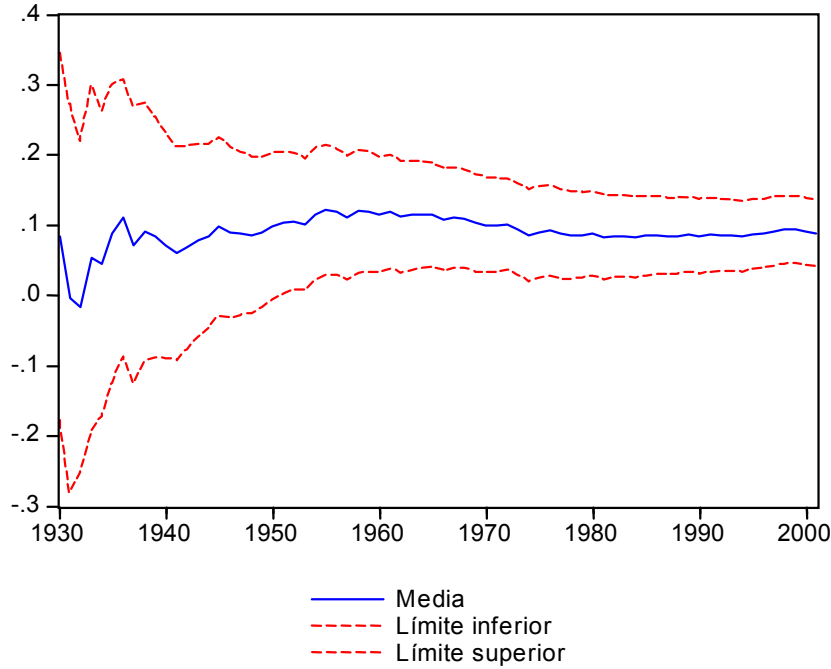
El Gráfico que sigue presenta el mismo test de recursivo de estabilidad aplicado a la media de los datos de premio por riesgo chileno; en ella se aprecia que la estimación de premio por riesgo de EEUU para el horizonte corto es estable¹². En consecuencia, en sentido estadístico, la estimación con base a datos norteamericanos se considera en principio satisfactoria.

La metodología de cálculo anterior ha sido cuestionada, en el sentido que las empresas que permanecen en el índice son las exitosas, por lo cual estaría sujeta a un sesgo de supervivencia. En este sentido conviene recordar que el parámetro de interés es el premio por riesgo esperado, el cual no puede ser observado, y por ello la estimación basada en datos históricos. Y para formar expectativas es necesario considerar tanto la posibilidad de fracaso como la de éxito. En un trabajo reciente, Goetzmann y Jorion (1997) estudian el sesgo de supervivencia en el S&P500 bajo varias perspectivas. Su conclusión es que una vez que se incorpora este efecto, el premio por riesgo de EEUU estaría sobrestimado por aproximadamente 60 puntos base, o 0.6%. Entre paréntesis, los mismos autores encontraron mucho mayor sesgo de supervivencia en otros mercados.

¹² La conclusión no cambia para cualquier plazo que se tome. Cabe señalar que las desviaciones estándares son computadas usando la matriz HAC debido a la presencia de heterocedasticidad condicional auto regresiva

Gráfico 4.4

Test de estabilidad para el premio por riesgo de EEUU: 1926-2001



4.2.2. Estimaciones directas del PRM

Las estimaciones directas de PRM se basan en la ecuación fundamental de precio de acciones, que dice que el valor del portafolio de mercado es igual al valor presente de los dividendos futuros esperados en el mercado, descontados a la tasa de retorno esperada del mercado. Este es uno de los modelos de flujos de caja descontados (DCF). El retorno esperado k es la solución de la ecuación:

$$P = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{d_j}{(1+k)^j} \quad (9)$$

donde d_j = dividendo esperado en el año j , y k = tasa de retorno esperado.

El modelo DCF requiere proyectar dividendos esperados. Por ello, es difícil aplicarlo a firmas sin historia de pago de dividendos. Además, si la firma no paga dividendos, debe proyectarse una fecha en que comienza a pagarlos. Por este motivo, usualmente se aplica sólo a firmas que pagan dividendos “razonables”.

No es posible proyectar los dividendos al infinito; luego a partir de algún punto se requiere hacer algún supuesto sobre la corriente futura de dividendos. Uno de los supuestos más simples que es posible hacer es que los dividendos crecen a una tasa constante g a perpetuidad (modelo de Gordon). Con este supuesto, la ecuación anterior se puede escribir como:

$$P = \frac{d_1}{k - g} \quad (10)$$

Despejando k de esta ecuación, se obtiene que la tasa de crecimiento esperado de la acción es igual a la tasa de retorno por dividendos más la tasa constante de crecimiento de los dividendos:

$$k = \frac{d_1}{P} + g \quad (11)$$

Conviene notar que el modelo de Gordon entrega una tasa de costo de capital esperada, no un PRM (ecuación 11). Para obtener el PRM, es necesario sustraer la tasa de interés libre de riesgo (parámetro que proviene de fuera del modelo):

$$\text{PRM} = k - r \quad (12)$$

En este sentido, las estimaciones directas son en realidad estimaciones del retorno esperado del mercado, no del PRM. Esta distinción es importante, porque investigación empírica citada ha encontrado que el retorno de mercado es más estable en el tiempo que el PRM (ver Grinblatt y Titman¹³ (2002), página 158).

Hay consenso en la profesión que el modelo de Gordon, que supone que los dividendos crecen a una tasa constante, no es aplicable a muchas firmas, sino sólo a firmas que pagan dividendos significativos y que han llegado a una etapa de madurez (en la etapa de crecimiento o consolidación las tasas de crecimiento no son constantes).

El modelo de Gordon ha sido aplicado para estimar el PRM en EEUU de dos formas: tratando un portafolio diversificado de acciones (por ejemplo, el SP500) como una sola gran acción, y estimando la tasa de retorno por dividendos y la tasa de crecimiento de dividendos en base a proyecciones de analistas financieros, y utilizándolo empresa por empresa, para las acciones que pagan dividendos del SP500, y luego ponderando por valor de cada empresa, para obtener la tasa de crecimiento esperada del portafolio de mercado. Ambos métodos dan resultados similares. Cornell¹⁴ (1999) cita un trabajo del banco de inversión Goldman Sachs, según el cual el PRM estimado tratando todo el mercado como una sola gran empresa sería del orden de 5.51% sobre billetes del Tesoro y 4.27% sobre bonos del Tesoro de 20 años. Además él mismo realiza una estimación empresa por empresa y luego agrega por valor de mercado, encontrando un PRM de 5,77% sobre billetes del Tesoro, y de

¹³ Mark Grinblatt y Sheridan Titman, "Financial markets and corporate strategy", Second Edition, Mc Graw Hill, 2002.

¹⁴ Bradford Cornell, "The equity risk premium", John Wiley & Sons, Inc., 1999, ver páginas 108-109.

4,53% sobre bonos del Tesoro de 20 años; es interesante además que esta información no proviene de la aplicación de la ecuación simplificada (12), sino de un modelo con tres estados de crecimiento: proyecciones explícitas, empresa por empresa, de analistas por los primeros 5 años, proyecciones de largo plazo a partir del año 20, y convergencia lineal para los 15 años intermedios.

Conviene notar nuevamente, como se señaló al comentar la ecuación (11) que el modelo de Gordon entrega un retorno esperado del mercado, no un PRM; para obtener este último es necesario sustraer el retorno de papeles libres de riesgo (en EEUU, títulos emitidos por el Tesoro). Pues bien, el estudio de Goldman Sachs estimó basándose en el modelo un retorno esperado ex ante del mercado de 11.0% en dólares (en la fecha de los estudios, los retornos de los billetes del Tesoro eran 5.49% y los de bonos del Tesoro 6.73%, respectivamente), y la estimación más detallada de Cornell, un retorno de mercado esperado muy similar, sólo levemente superior, de 11.26% en dólares (op. cit., página 109).

En un trabajo que ha tenido gran difusión, Fama y French (2001) argumentan, en la misma línea, que el modelo de crecimiento de los dividendos de Gordon produce un premio por riesgo estimado de 4,0% por año en el período 1872-1949, y que en el período 1950-1999, es consistente con un premio por riesgo de sólo 3,4%; siendo la diferencia entre este PRM y el premio por riesgo histórico de ese período (8.28%) debida a ganancias de capital inesperadas, resultado de una baja en las tasas de descuento.

Es decir, los métodos directos de estimación del PRM entregan valores al menos unos 300pb inferiores al promedio histórico de los datos reportados por Ibbotson. Métodos directos que han procurado modelar la evolución en el tiempo del PRM han producido estimaciones aún más bajas, del orden de 2%-3%; ver por ejemplo Blanchard (1993), que modela el PRM y su relación con las tasas de interés y la tasa de retorno de dividendos, o el mismo estudio de Fama y French recién citado que llega a estimaciones de orden similar para el PRM esperado a futuro.

4.2.3. El debate sobre el PRM para una economía como EEUU

La profesión está dividida entre los que piensan que el promedio histórico de los datos de Ibbotson proveen la mejor estimación del PRM futuro disponible, y quienes desafían dicha estimación y se inclinan a estimaciones basadas en métodos directos (modelo de Gordon). El profesor Ivo Welch de la universidad de Yale publicó en el *Journal of Business* en el año 2000 el resultado de una encuesta a 226 profesores de finanzas respecto a su visión sobre el PRM; cuyas respuestas fueron obtenidas entre los años 1997 y 1998. En dicho artículo, reportaba un PRM estimado por los académicos de 7% por año en horizontes de 10 y 30 años, y de 6-7% en horizontes de un año; puesto que en esa fecha los retornos de bonos con madurez 10 años o más eran de un 6% aproximadamente, esto implicaba un retorno esperado de mercado en dólares de entre 12-13% para EEUU. Estos valores se encuentran por debajo de los promedios históricos, pero por arriba de los métodos de estimaciones directas; como también los resultados de una segunda encuesta, no publicada, realizada por

el mismo autor.¹⁵ En otras palabras, la profesión estima que el PRM de EEUU es inferior a los promedios históricos reportados por Ibbotson Associates pero superiores al predicho por los modelos ex ante basados en modelos de dividendos descontados. En esta sección revisamos los argumentos a favor y en contra de ambas visiones.

Argumentos a favor del PRM promedio de Ibbotson.

Los argumentos a favor de la estimación en base a datos históricos se pueden agrupar en tres grupos:

- a) La importancia del registro histórico mismo de estimaciones del PRM.

Los datos de Ibbotson comienzan en 1926, porque a partir de dicha fecha el Centro para Investigación en Precios de Títulos (CRSP) de la Universidad de Chicago determinó que los datos financieros disponibles eran de calidad aceptable, y porque incluye un ciclo completo de negocios antes de la crisis de 1929. El supuesto implícito en utilizar el PRM promedio es que las expectativas de los inversionistas sobre el futuro se basan en el pasado, el que es aplicable cuando se trata de series de datos aleatorios, donde el valor en un período es independiente del valor en otros períodos. La investigación de Ibbotson indica que el PRM es una variable aleatoria, es decir, el PRM del próximo año no depende del PRM realizado este año; no existe un patrón sistemático en la evolución en el tiempo del PRM (ver Ibbotson Associates, 2002, op.cit.). Además, el período considerado por Ibbotson representa lo que puede ocurrir: incluye retornos altos y bajos, mercados volátiles y quietos, guerra y paz, inflación y deflación, prosperidad y depresión. Restringirse a períodos más cortos subestima el cambio que puede producirse en un período futuro largo, como argumenta Ibbotson (2002, op.cit., p.76, traducción libre):

“Algunos analistas estiman el PRM esperado usando un período de tiempo más corto, más reciente, sobre la base que es más probable que los eventos recientes se repitan en el futuro cercano; más aún, creen que los 1920, 1930, y los 1940 contienen demasiados eventos inusuales. Esta visión es sospechosa, porque todos los períodos contienen eventos “inusuales”. Algunos de los eventos más inusuales en el siglo XX ocurrieron recientemente, incluyendo la alta inflación de fines de los 1970 y comienzo de los 1980, la crisis del mercado de acciones de octubre de 1987, el colapso del mercado de bonos de alto retorno, la contracción y consolidación de la industria de asociaciones de ahorro y préstamo, el colapso de la Unión Soviética, y el desarrollo de la Comunidad Europea, todo esto en el lapso de los últimos 20 años. Es aún difícil para los economistas predecir el

¹⁵ Ver “The Equity Premium Consensus Forecast Revisited”, Welch (2001), WP 1325, Yale University. En esta encuesta el PRM de largo plazo promedio ponderado estuvo en el rango 5-5.5%. Conviene notar que este promedio no representa la estimación que los académicos tienen del PRM, sino su propia estimación personal. Prueba de ello es que en horizontes cortos, un número de académicos esperaba un premio por riesgo negativo, lo que es imposible en un contexto de equilibrio; en otras palabras, ellos eran más pesimistas que el mercado (o de otro modo el precio de las acciones habría caído hasta que el PRM esperado hubiese sido positivo, porque ningún inversionista racional para quien la riqueza es un bien y el riesgo es un mal estaría dispuesto a mantener acciones riesgosas si no espera una compensación por llevar ese riesgo, en términos de mayor retorno que los billetes del Tesoro).

ambiente económico en el futuro cercano. Por ejemplo, si uno estuviese analizando el mercado accionario antes de la crisis de 1987, sería improbable estadísticamente predecir la mayor volatilidad de corto plazo que venía, sin incluir en la serie la volatilidad de mercado y la crisis de bolsa del período 1929-1931”.

b) Estudios de tasas internas de retorno (TIR) obtenidas por firmas en EEUU

Además del cómputo directo del PRM de mercado promedio de EEUU realizado por Ibbotson, otros autores han obtenido resultados en base a bases históricas diferentes con resultados similares. Por ejemplo, Kaplan y Ruback (1995) utilizan una base de compras de acciones con deuda en el período 1983-1989, que contiene los precios pagados en las transacciones y la proyección de flujos de caja hechas por los compradores. Usando un modelo de flujos de caja descontados para los flujos proyectados y el valor terminal supuesto, pudieron obtener la tasa de costo de capital de las firmas, y usando el modelo CAPM, obtuvieron estimaciones del PRM implícito en dichas operaciones. El PRM que encontraron fue de 7,7% anual, muy similar al PRM sobre bonos del Tesoro de largo plazo reportado por Ibbotson. En un estudio similar, Fama y French (1999) estimaron el costo de capital del sector corporativo no financiero de EEUU en el período 1950-1999, tratando la muestra completa de firmas (que comienza con 319 firmas en 1950 y termina con 4.442 en 1996) como una sola firma gigante. En base a ella, estimaron el TIR del sector corporativo, tomando como egresos de caja el valor inicial de todas las firmas en la muestra, y el valor de mercado de las que entran en el mercado posteriormente, y como ingresos de caja, los ingresos de caja agregados de todas las firmas en la muestra, y el valor terminal de todas las firmas en la muestra. Ello representa los flujos de un inversionista que hubiese comprado el mercado corporativo no financiero en EEUU. Los autores encontraron un PRM estimado de 6,5% sobre bonos del Tesoro de largo plazo de EEUU, y su estimación fue robusta al período estimado.

c) Discusión teórica posterior que provee explicaciones para el llamado puzzle de Mehra y Prescott (1985)

En términos económicos, el PRM es función de la aversión al riesgo de los inversionistas, y de la cantidad de riesgo de las acciones relativa a otros activos. El modelo CAPM basado en consumo implica que el PRM es igual al producto de la aversión al riesgo promedio de los inversionistas y la covarianza del retorno de los activos con el cambio porcentual en el consumo per cápita. El problema es que estimaciones razonables de aversión al riesgo y correlación entre cambios porcentuales del consumo agregado y retorno de acciones implican un PRM menor a la décima parte del valor observado (reportado por Ibbotson). Esta gigantesca discrepancia entre el PRM teórico basado en el modelo CAPM de consumo, y los PRM observados fue denominada originalmente por Mehra y Prescott (1985) el puzzle del PRM.

Sin embargo, investigación posterior indica que dicho puzzle puede ser explicado, no por un factor único, pero sí por una combinación de factores. En efecto, el PRM teórico es mayor si la aversión al riesgo puede ser mayor que lo que los economistas estimaban razonable, las funciones de utilidad pueden no ser las supuestas (en un modelo de hábitos, las personas se acostumbran a un nuevo estándar de vida y la función de utilidad del

período depende del consumo en el período anterior¹⁶), los inversionistas podrían ser heterogéneos (el modelo de consumo se basa en un único inversionista representativo) en cuanto a su capital humano, y bajo ciertas condiciones Heaton y Lucas (1996)¹⁷ demuestran que los riesgos del capital humano pueden explicar la mitad del puzzle, etc.

d) Los problemas de la estimación alternativa

La única alternativa que ha aparecido a la estimación de PRM históricos es la estimación directa basada en el modelo de precios de acciones como valor presente de dividendos esperados (modelo de Gordon o sus variantes). Vamos a discutir los problemas de este enfoque en tres temas: problemas en aplicaciones al nivel de la firma, al nivel de la economía como un todo, y problemas en aplicarlo a una economía en vías de desarrollo.

Problemas en la aplicación del modelo de Gordon a nivel de la firma

El modelo con crecimiento constante al infinito se puede derivar del modelo de valoración de empresas planteado en el artículo seminal de Miller y Modigliani (1961)¹⁸, que en términos conceptuales indica que el valor de una firma que se financia 100 por ciento con patrimonio es igual al valor presente de sus activos actuales, más el VAN de sus oportunidades de inversión futuras.

Para derivar el modelo de Gordon de esta ecuación fundamental, es necesario hacer dos supuestos¹⁹:

- a) que la tasa de rentabilidad de todos los proyectos nuevos es constante, y que
- b) la empresa en cada período destina una fracción constante de sus ingresos operacionales netos a nueva inversión.

Además, para que al fórmula obtenida no diverja (lo cual implicaría un valor infinito de la firma, se requiere que la tasa de retorno exigida (k en la fórmula) sea superior a la tasa de crecimiento de los dividendos (que a su vez es igual al producto de la rentabilidad de la nueva inversión y la tasa de retención de ingresos operacionales netos).

Claramente, la fórmula de Gordon no es aplicable a una firma que no satisfaga los dos supuestos anteriores. Esta es la razón que no se ocupa en la práctica para firmas que están en período de crecimiento, sino empresas consolidadas que pagan dividendos significativos.

¹⁶ Ver por ejemplo Campbell y Cochrane (1999), "By force of habit: a consumption- based explanation of aggregate stock market behavior", *Journal of Political Economy*, April.

¹⁷ John Heaton and Deborah J. Lucas (1996), "Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing". *Journal of Political Economy* 104 (2), pp 443-487.

¹⁸ Miller y Modigliani: "Dividend Policy, Growth and the Evaluation of Shares" *Journal of Business*. Vol. 34(4) Octubre 1961, pp. 411-426 Sc 1, 2 y 3.

¹⁹ La demostración está disponible de los autores del presente informe.

Problemas al aplicar el modelo a la economía como un todo.

Adicionalmente, el aplicar este modelo desarrollado para una firma a una economía, implica supuestos todavía más heroicos: Una de las condiciones que debiese exigir al modelo de Gordon es que esta sea consistente con un modelo basado en primeros principios. Supongamos que consumidor maximiza la siguiente función objetivo:

$$\max E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (13)$$

Donde $0 < \beta < 1$ corresponde al factor subjetivo de descuento, $u(\cdot)$ es una función de utilidad que cumple con $u' > 0$, $u'' < 0$, c_t es el consumo en el período t , y E_t representa la esperanza condicional al conjunto de información disponible en t . Este agente enfrenta la siguiente restricción presupuestaria:

$$y_t + (p_t + d_t)n_{t-1} = c_t + p_t n_t \quad (14)$$

En que y_t es el ingreso en t , p_t es el precio de un activo riesgoso en t , d_t es el dividendo que paga en t y n_t es el número de acciones que mantiene en t para el próximo período. La condición de primer orden de este problema de maximización para el número de activos es:

$$p_t = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} (p_{t+1} + d_{t+1}) \right] \quad (15)$$

Sustituyendo recursivamente encontramos la clásica fórmula de que el precio de un activo debe ser igual al valor presente de los flujos de dividendos esperados actualizados por la tasa de descuento correspondiente. De esta forma se obtiene:

$$p_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \frac{u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} d_{t+j} = Cov \left[\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} d_{t+j} \right] + E_t \left(\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right) E_t (d_{t+j}) \quad (16)$$

De esta forma la ecuación de Gordon requiere un fuerte supuesto (casi seguro falso) para llegar a ser cierta: que la covarianza entre el factor de descuento estocástico (que depende del consumo) y el flujo de dividendos sea cero. Esta restricción puede ser impuesta en un esquema de equilibrio parcial para un activo en que la covarianza del dividendo que paga y el crecimiento del consumo del agente representativo es despreciable. Sin embargo en un contexto de equilibrio de mercado y tratando n como el número de acciones que mantiene el individuo de un portafolio de mercado ese supuesto es extremadamente fuerte, con lo cual la fórmula de Gordon difícilmente es consistente con un modelo basado en primeros principios.

Problemas en la aplicación del modelo de Gordon a una economía en vías de desarrollo.

Al utilizar el modelo de Gordon para el mercado, en la práctica se supone que la tasa de crecimiento de los dividendos es igual a la tasa de crecimiento del PIB. Ahora bien, la literatura de crecimiento económico indica que la tasa de crecimiento de los países ya desarrollados debiera ser menor a los en vías de desarrollo, los cuales están todavía en una trayectoria que debiera converger al estado estacionario. En otras palabras, una economía en vías de desarrollo como la chilena, debiera tener un período de crecimiento super-normal que podría ser de varias décadas, antes de converger a la tasa constante de largo plazo (una vez alcanzado el desarrollo).

Finalmente, además de las dificultades de aplicación anteriores, no es posible estimar intervalos de confianza ni realizar prueba estadística alguna a las estimaciones directas; y el insumo clave son expectativas futuras de largo plazo, sobre las cuales los agentes económicos tienen alta incertidumbre.

Argumentos en contra de estimar el PRM como el promedio de Ibbotson.

Los argumentos en contra incluyen:

- a) Sesgo de supervivencia.

En un citado trabajo teórico, Brown, Goetzmann y Ross (1995)²⁰ intentaron medir el impacto potencial de riesgo de sobre-vivencia sobre la estimación del PRM. Desarrollaron un modelo matemático que tiene un nivel crítico de precio de acciones, si las acciones caen a ese nivel, las transacciones se suspenden (equivale al colapso del mercado). Luego calcularon el PRM de acciones en general y de los países que nunca han caído a ese nivel crítico; encontraron en estos últimos un PRM significativamente más alto que el PRM no condicionado. Calibraron el modelo para EEUU (PRM 8% en 80 años) y encontraron que un PRM condicionado de 8% es consistente con un PRM no condicionado de 4%. Esto implica que estimar el PRM de promedios históricos de mercados que no han tenido interrupciones en sus transacciones sesga hacia arriba en un 100% el PRM esperado.

Desgraciadamente la evidencia empírica en relación al monto del sesgo no es conclusiva. Como mencionamos anteriormente, el sesgo de sobrevivencia en las series históricas de EEUU parece ser poco importante (del orden de 0,6%). Por otra parte, Goetzmann y Jorion (1997)²¹ reunieron retornos reales (sin dividendos) de 39 países. Encontraron que el mercado de EEUU tiene la ganancia de capital más alta (5%), y los demás países tienen una tasa media de 1.5%. Este resultado es consistente con la estimación teórica del tamaño del sesgo que proponen Brown et al (1995), el sesgo de sobrevivencia sería de entre 300 y 350 puntos base. Pero Siegel (1998)²² reconstruyó series de retornos en RU, Alemania y Japón en el período 1926-1997. En retornos promedio geométricos, reporta que los retornos de EEUU superan a Alemania en 60pb, al RU en 100pb, y a Japón en 380pb. El colapso del

²⁰ Ver Brown, Goetzmann y Ross (1995) "Survival", Journal of Finance 50 (3), 353-873

²¹ Goetzmann y Jorion (1997), "A century of global stock markets", WP5901; NBER.

²² Siegel (1998) "Stocks for the long run", 2nd Edition, New York: Irwin.

mercado japonés durante y después de la Segunda Guerra Mundial fue más extensivo que en Alemania. Esto sugiere que el sesgo de sobrevivencia es un problema, pero no tan grande como sugerían Brown et al (1995); los retornos de acciones alemanas son sorprendentemente parecidos a los de EEUU, y a pesar del colapso del mercado Japonés, las acciones japonesas todavía tuvieron mejor desempeño que los bonos del Tesoro de EEUU.

b) Ambigüedad del registro histórico

Las dificultades para estimar el PRM en base a los datos históricos de la serie más larga existente son evidentes si se considera que la desviación estándar del PRM histórico en los datos de Ibbotson y Asociados es de 20,6% (ver Cuadro 4.2). Puesto que el PRM promedio se calcula con 75 datos anuales, la desviación estándar del promedio es

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20,60\%}{\sqrt{75}} = 2,38\%$$

Puesto que las pruebas de normalidad no permiten rechazar la hipótesis nula, esto quiere decir que un intervalo de confianza de 95% en torno al PRM promedio sobre billetes del Tesoro estimado es:

$$8,8\% \pm 1,96(2,38\%) = (4.14\%,13.46\%)$$

es decir, no es posible rechazar con las pruebas estadísticas usuales la hipótesis nula que el PRM sobre billetes del Tesoro fuese 4.1% ó 13.4% para EEUU, aún con 75 años de historia y suponiendo que la serie es estacionaria. Si se deduce el sesgo por sobrevivencia de 60 puntos base, el intervalo de confianza incluye PRM entre 3,5% y 12,8%. Esta diferencia, en términos económicos, es gigantesca, y explica que el PRM estimado sea sensible al período utilizado.

c) PRM inestable

Es posible que el PRM cambie en el tiempo, en cuyo caso no tendría sentido calcular el promedio como estimador del PRM futuro. Lamentablemente, la enorme variación de los retornos accionarios no ha permitido evaluar esto, y los intentos para modelar la no estacionariedad han sido infructuosos.

d) Estimaciones directas

Sus proponentes argumentan que la mejor forma de evitar los sesgos de selección de la muestra, sobrevivencia, e inestabilidad del PRM es no utilizar los datos históricos, sino modelos basados en flujos de caja descontados (que miran hacia el futuro). Pero está sujeto a las limitaciones comentadas anteriormente, las cuales son todavía más agudas en el caso de una economía en vías de desarrollo como la economía chilena.

4.3. Aplicabilidad de la estimación basada en EEUU a Chile: Discusión

La pregunta aquí es si el PRM de Chile debiera en equilibrio ser igual o no al de EEUU, o al de economías más desarrolladas.

Conceptualmente, si los mercados de capitales de ambos países están perfectamente integrados, la respuesta es sí. Pero si por restricciones a los movimientos de capitales (o peligro de restricciones), o asimetrías de información, la integración no es perfecta, entonces debiera determinarse un premio por riesgo local diferente al del resto del mundo y diferente al de EEUU. La evidencia empírica rechaza una integración perfecta, por lo que en principio los premios por riesgo son diferentes. Evidencia incidental de segmentación de mercados es, por ejemplo, el fenómeno del “home equity bias”, según el cual los portafolios de los inversionistas tienden a tener un porcentaje mucho mayor de títulos locales que los que aconsejaría la diversificación internacional de portafolios.²³ Ello nos lleva a concluir que no es correcto utilizar el premio por riesgo estimado para EEUU como una estimación apropiada para la economía local.

La siguiente pregunta es si el PRM en Chile debiera ser mayor o menor al de EEUU, y en lo posible, cuánta es la diferencia. Varias razones llevan a pensar que el PRM debiera ser mayor en Chile que en EEUU. Una de las más evidentes, es que debido a las menores probabilidades de diversificación del mercado local, el riesgo de mercado es mayor en Chile que en EEUU. Varios autores reconocen esta relación, ver por ejemplo, Black (1976), Merton (1980), French, Schwert y Stambaugh (1987), Poterba y Summers (1988), Breen, Glosten y Jagannathan (1989), Turner, Startz, y Nelson (1991), Campbell y Hentschel (1992), y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993).²⁴

En el contexto de los métodos directos de estimación, se obtiene la misma conclusión: el premio por riesgo en Chile debiera ser más grande que en EEUU, aún considerando las mayores tasas de interés que típicamente exhiben los países menos desarrollados, debido al crecimiento súper-normal que debiera experimentar la economía hasta que converja al estado estacionario de economía desarrollada.

²³ Ver por ejemplo, Michael Brennan and Henry Cao, “International portfolio investment flows”, *Journal of Finance* 25, number 5, December 1997, pp 1851-1880.

²⁴ Las referencias son: Black (1976) “Studies of stock price volatility changes” (pp 177-181) en *Proceedings of the 1976 meetings of the American Statistical Society, Business and Economics Statistics Section*; Merton (1980) “On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation”, *Journal of Financial Economics* 8(3), pp. 323-361; French, Schwert y Stambaugh (1987) “Expected stock returns and variance”, *Journal of Financial Economics* 17 (1), pp 5-26; Poterba y Summers (1986) “The persistence of volatility and stock market fluctuations”, *American Economic Review* 75 (5), pp 1142-1151; Breen, Glosten y Jagannathan (1989) “Economic significance of predictable variations in stock index returns”, *Journal of Finance* 44 (4), pp 1177-1189; Turner, Startz y Nelson (1989) “A Markov model of heteroskedasticity, risk and learning in the stock market”, *Journal of Financial Economics* 25(1), pp3-22; Campbell y Henschel (1992) “No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns”, *Journal of Financial Economics* 31(2), pp 281-318; y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) “On the relation between the expected value and the variance of the nominal excess return on stocks”, *Journal of Finance* 48(5), pp 1779-1801.

4.4. Estimaciones de premio por Riesgo para Chile basadas en datos internacionales.

En esta sección buscamos determinar cuánto mayor debiera ser el PRM para Chile que para EEUU, obtenidas sobre la base de estimaciones de PRM de economías desarrolladas; tanto consistentes con promedios históricos (Ibbotson Associates) como con métodos directos (Gordon). La idea de estas estimaciones es que al existir algún grado de integración financiera, el premio por riesgo local está relacionado al premio por riesgo en el resto del mundo, pero no es igual a él. Es importante notar que todos los modelos considerados en esta sección producen estimaciones de la tasa de retorno esperada del mercado en Chile (y no del PRM) y en dólares corrientes; para obtener el PRM aplicable a Chile es necesario convertir la tasa de retorno esperado a unidades de fomento, y posteriormente restar la tasa de interés libre de riesgo en Chile (también expresada en UF).

Estimaciones basadas en PRM históricos de economías desarrolladas (Ibbotson y Asociados)

Ibbotson Associates (2002, op. cit.) discute cuatro modelos de premio por riesgo para un país como Chile²⁵. Estas son:

- a) CAPM internacional
- b) CAPM anidado globalmente (Globally nested CAPM)
- c) El modelo de clasificación de riesgo país.
- d) Modelo de desviaciones estándar relativas (basado en el argumento de Merton)

El modelo de CAPM internacional supone integración perfecta, donde el premio por riesgo se determina en los mercados mundiales. Este modelo es descartado por Ibbotson Associates, por arrojar resultados sin sentido (países con mayor riesgo pueden aparecer con menores premios por riesgo); en nuestra opinión, ello se explica al menos en parte, por el supuesto de integración perfecta, el cual lleva a subestimar el riesgo de países no desarrollados.

El modelo de CAPM anidado globalmente busca resolver los problemas del modelo CAPM internacional estudiando la interacción entre el país y la región geográfica en que se encuentra. La idea es que si los mercados no son totalmente integrados, entonces el riesgo regional importa. Por ejemplo, el costo de capital para México podría depender no sólo de cómo reacciona México al resto del mundo (visión de CAPM internacional), sino cómo reacciona México a América Latina (la región). Este modelo se expresa como un modelo multi-beta, en que la tasa de costo de capital para un país es igual a la tasa libre de riesgo, más el beta del país con respecto al portafolio del mundo por el premio por riesgo mundial, y más el beta del país con respecto a la región por el premio por riesgo regional. Ibbotson Associates reportan problemas con el funcionamiento de este modelo, los que atribuye a indicadores actualmente en uso. Sin embargo, nota que este modelo funciona especialmente bien para América Latina.

²⁵ Ver "Stocks, bonds, bills and inflation. Valuation edition", Ibbotson and Associates, 2002, capítulo 9

El modelo de clasificación de riesgo país se basa en los rankings de clasificaciones de riesgo de países que produce semestralmente el Institutional Investor, basado en encuestas a prestadores en más de 100 países. Esta encuesta provee una medida de riesgo esperado para una muestra amplia de mercados. La idea del modelo es utilizar estas clasificaciones de riesgo y los retornos financieros de economías de mercado desarrolladas para hacer inferencias sobre las tasas de retorno esperadas en mercados en desarrollo. Erb, Campbell, Harvey y Viskanta (1995)²⁶, autores de este modelo, proponen realizar una regresión en que los retornos de los países son la variable dependiente, y la variable independiente es el logaritmo natural de la clasificación de riesgo país del período anterior (o el nivel del riesgo país, en una versión lineal del mismo modelo). La regresión resultante permite estimar el retorno esperado de cualquier país, aun cuando éste no tenga datos de retornos. Ibbotson Associates reportan que este modelo produce consistentemente resultados razonables, evita usar datos de economías no desarrolladas que pudieran ser inconsistentes o incompletas, y finalmente produce resultados relativamente estables. Ello les lleva a recomendar este método de estimación.

Finalmente, el modelo de desviaciones estándar relativas se basa en suponer que los mercados son totalmente segmentados; es decir, supone que no existe ninguna integración en los mercados de capitales, y en consecuencia el premio por riesgo se determina sólo localmente. Como demostró Merton (1980), en este caso si los inversionistas en dos países tienen coeficientes de aversión relativas al riesgo similares, esta situación de mercados segmentados implica que el premio por riesgo de un país es proporcional al riesgo total de dicho mercado. Conceptualmente, el riesgo total del país no es diversificable internacionalmente, puesto que los mercados se suponen segmentados. Por ello, no es de extrañar que Ibbotson Associates reporte que este modelo tiene la dificultad de producir premios por riesgos irrazonablemente altos para muchos mercados, debido a que mercados menos desarrollados tienen desviaciones estándares mucho más grandes que las de EEUU.

En suma, de los cuatro modelos que discute Ibbotson Associates, el primero (que supone integración perfecta) y el último (que supone nula integración de mercados de capitales) debieran descartarse por producir resultados no razonables. Ello nos deja con dos modelos aplicables a objeto de obtener estimaciones para el premio por riesgo chileno basadas en estimaciones internacionales: el modelo regional CAPM anidado globalmente, que aunque con problemas en general genera buenos resultados para América Latina, y el modelo de clasificación de riesgo país.

Los modelos discutidos permiten estimar tasas de retorno esperadas del porfolio de mercado chileno en dólares corrientes de EEUU. Puesto que nuestro objetivo es obtener un premio por riesgo estimado en unidades de fomento, es necesario expresar dichos retornos esperados en su equivalente en unidades de fomento. Para ello, se obtuvo la diferencia promedio entre el TIR del bono soberano de Chile (en dólares) y el TIR de los PRC a 20 años en el período abril de 1999- marzo de 2002. Esta diferencia se reporta en el cuadro que sigue:

²⁶ “Country credit risk and global portfolio selection”, *Journal of Portfolio Management*, Winter 1995, pp 74-83.

Cuadro 4.3

Spread dólar - UF, período 4/1999-3/2002

Tasa promedio bono soberano (US\$)	7,39%
Tasa promedio PRC a 20 años (UF)	5,99%
Diferencia promedio	1.4%

El cuadro que sigue reporta las tasas de retorno esperadas del portafolio de mercado en Chile en unidades de fomento, deducidas de las estimaciones de Ibbotson Associates.

Cuadro 4.4

Estimaciones de Retorno Esperado del Portafolio de Mercado Chileno en base a datos internacionales (Ibbotson Associates)

	Modelo de riesgo de crédito de país		Modelo CAPM anidado globalmente
	Modelo logarítmico	Modelo lineal	
(1) Retorno esperado del mercado chileno en US\$*	Data Confidencial		
(2) Spread US\$/UF**			
(3) Retorno esperado del mercado chileno en UF, = (1) - (2)			

* Fuente: Ibbotson Associates (2002)

** Fuente: elaboración propia (corresponde a la diferencia entre el TIR del bono soberano chileno y el TIR del PRC a 20 años del Banco Central en el período 4/99-3/02)

Llama la atención la poca diferencia que existe entre estas estimaciones, con un retorno promedio simple en dólares de 15,7% y en UF de 14,3%. Puesto que el PRM estimado para EEUU por Ibbotson Associates en el horizonte largo es 7,4% (ver Cuadro 4.2), y la tasa de retorno promedio de los bonos en ese horizonte es de un 5,8%, el retorno del portafolio de mercado histórico para EEUU ha sido un 13,2% en dólares. Esto implica que el retorno de mercado esperado en Chile se estimaría en 250 puntos base más que el retorno de mercado en EEUU; esta diferencia incluye tanto el concepto de premio por riesgo país (reflejado en la tasa de interés libre de riesgo), como la realidad de una integración imperfecta del mercado de capitales y las menores posibilidades de diversificación en Chile, que producirían un mayor retorno exigido al portafolio de mercado chileno.

Estimaciones directas de retorno de mercado (modelo de Gordon)

Como hemos visto, basándose en el modelo de Gordon en una versión con etapas de crecimiento múltiple, Cornell estima la tasa de retorno esperado del mercado norteamericano en 11.26%. Si a esta cifra le sumamos los 250 puntos base adicionales estimados por Ibbotson Associates para llegar al retorno de mercado esperado aplicable a Chile, llegamos a un 13.76% en dólares, y si restamos los 140 puntos base para convertirlos a unidades de fomento, encontramos un retorno de esperado en UF para el porfolio de mercado en Chile de 12.36%.

Premios por Riesgo para Chile

Finalmente, para obtener los premios por riesgo en UF es necesario restar la tasa de interés libre de riesgo, la que de acuerdo a la Ley corresponde a la Libreta de Ahorro con Giro Diferido del Banco Estado.

El Cuadro que sigue reporta las estimaciones para el premio por riesgo chileno basadas en datos internacionales:

	Modelo de riesgo de crédito de país (*)		Modelo CAPM anidado globalmente (*)	Modelo de Gordon (**)
	Modelo logarítmico	Modelo lineal		
(1) Retorno esperado del mercado chileno en UF				
(2) Tasa de interés libre de riesgo chilena, en UF (***)				
(3) Premio por riesgo estimado = (1) – (2)				

Data Confidencial

Fuente: (*) proviene de Ibbotson Associates (2002), estimaciones para Chile con ajustes de elaboración propia para llevar a unidades de fomento.

(**) proviene de estimaciones de Cornell (1999) con ajustes de elaboración propia para llevarlos al porfolio chileno en dólares y luego a unidades de fomento.

(***) corresponde a la mediana de la tasa de la libreta dorada del Banco Estado.

4.5. Premio por riesgo: Conclusión

Hemos visto que estimaciones locales de premio por riesgo para Chile, utilizando la tasa de interés de la libreta de ahorro con giro diferido del Banco Estado, entregan un valor

estimado de 14,9%. La estabilidad de dicha estimación, sin embargo, es discutible. Ello lleva a buscar evidencia internacional para el premio por riesgo local. Al respecto, es razonable pensar que la realidad del mercado de capitales chileno está entre los extremos teóricos de integración perfecta con los mercados mundiales y segmentación total.

En una situación de integración total, debiera existir un único premio por riesgo, que se determinaría en los mercados globales. Por el contrario, en un contexto de mercados segmentados, el premio por riesgo local se determinaría únicamente por condiciones locales de riesgo- retorno. Esta reflexión teórica nos lleva a descartar los modelos de CAPM internacional (que supone integración perfecta) y de volatilidades relativas (que supone nula integración). Ello nos deja dos modelos basados en datos internacionales para estimar el premio por riesgo chileno: el de clasificación de riesgo país (en versiones logarítmica y lineal), y el modelo CAPM anidado globalmente (que incorpora factores regionales en el premio por riesgo). Esto, además de métodos directos como el de Gordon.

El promedio simple de las cuatro estimaciones obtenidas para el retorno esperado del portafolio de mercado chileno es $UF + 13,81\%$. Si a este valor se resta la tasa de interés libre de riesgo, que por ley corresponde a la tasa de interés de la libreta con giro diferido del Banco Estado, estimada en 4%, se llega a un PRM de $UF + 9,81\%$.

Como comentario final, es importante destacar que este PRM depende críticamente de la tasa de interés libre de riesgo supuesta. En nuestro caso concreto, si hubiésemos utilizado los bonos de largo plazo del Banco Central como proxy de la tasa de interés libre de riesgo en Chile (económicamente correcto), habríamos obtenido un PRM estimado de 8,81%; la única razón para llegar al PRM de 9,81% es que la ley impone como tasa libre de riesgo la tasa de interés que paga la libreta con giro diferido del Banco Estado.

5. Estimación basada en la Ley

Nuestros principales resultados son:

- a) Riesgo sistemático. No puede ser estimado a partir de datos nacionales, por problemas de inestabilidad e imprecisión en la estimación. Estimaciones internacionales llevan a un beta de activos de entre DATA CONFIDENCIAL (mediana de EEUU) y 1,32 (promedio simple España) para el sector. Nuestra recomendación es descartar la mediana de EEUU como valor razonable para Chile, debido a diferencias de desarrollo de mercado, y a que es el único país no regulado en la muestra. En efecto, existe una diferencia estructural entre EEUU y los demás mercados considerados: en EEUU los usuarios de telefonía móvil pagan tanto por las llamadas recibidas como por las hechas, luego no hay que regular cargos de acceso. Por ello, recomendamos como valor más razonable el promedio simple para Brasil (1,18).
- b) Tasa de interés libre de riesgo. De acuerdo a la ley, es la tasa de la Libreta de Ahorro con Giro diferido del Banco Estado; sugerimos utilizar la mediana en el período, UF+4%. Esta estimación es consistente con trabajo reciente de la División de Estudios del Banco Central de Chile.
- c) Premio por riesgo. La estimación con datos nacionales indican que las acciones han rentado un 14,9% en promedio más que la libreta con giro diferido del Banco Estado, pero su estabilidad es cuestionable. Estimaciones para Chile basadas en datos internacionales (métodos históricos y directos) entregan un premio por riesgo estimado de 9,81% sobre una rentabilidad de la libreta con giro diferido del Banco Estado de 4%. Proponemos usar esta última.

De este modo, nuestras estimaciones de límites inferior y superior de la tasa de costo de activos para telefonía móvil en Chile son:

Tasa mínima:

$$\begin{aligned} \text{Tasa de costo de Activos} &= \text{tasa libre de riesgo} + (\text{beta de activos}) \times (\text{premio por riesgo}) \\ &= 4\% + \text{DATA CONFIDENCIAL} \times 9,81\% = \text{DATA CONFIDENCIAL} \% \end{aligned}$$

Tasa máxima:

$$\begin{aligned} \text{Tasa de costo de Activos} &= \text{tasa libre de riesgo} + (\text{beta de activos}) \times (\text{premio por riesgo}) \\ &= 4\% + 1,32 \times 9,81\% = 16,95\% \end{aligned}$$

Finalmente, nuestra mejor estimación de la tasa de costo de activos para telefonía móvil en Chile considera un beta de activos de 1,18 (estimación para Brasil) y es, en consecuencia:

$$\begin{aligned} \text{Tasa de costo de Activos} &= \text{tasa libre de riesgo} + (\text{beta de activos}) \times (\text{premio por riesgo}) \\ &= 4\% + 1,18 \times 9,81\% = 15,58\% \end{aligned}$$

¿Cuán razonables es el intervalo de tasa de costo de activos estimado, de 13,81-16,95% en unidades de fomento?

- Como reportamos en la Sección 2, Cuadro 2.2, la tasa de costo de activos (Mediana) para empresas del sector de telefonía móvil en EEUU estimadas por Ibbotson Associates por el método CAPM fue de DATA CONFIDENCIAL, y la tasa de costos promedio (SIC Compuesto) fue de DATA CONFIDENCIAL (ambas en dólares).
- Si a estas tasas agregamos el premio promedio por riesgo país de Chile (1,65%), que los inversionistas debieran exigir por invertir en una firma que opera en Chile en vez de en EEUU, llegamos a tasas de costo de activos para telefonía móvil en Chile estimadas de entre DATA CONFIDENCIAL (mediana) y DATA CONFIDENCIAL (SIC Compuesto), ambas en dólares.
- Si les descontamos el *spread* dólar – UF (1.4%), estas tasas expresadas en unidades de fomento serían DATA CONFIDENCIAL (mediana) y DATA CONFIDENCIAL (SIC compuesto).
- El intervalo de tasas de costo de activos estimado para el negocio de telefonía móvil en Chile (DATA CONFIDENCIAL-16,95%) en unidades de fomento se encuentra contenido dentro del intervalo de referencia basado en el costo de capital para firmas de EEUU corregido por riesgo país, estimándose en consecuencia, totalmente razonable.