

**COSTO DE CAPITAL PARA EMPRESAS REGULADAS EN CHILE**

**Eduardo Walker\***

**Profesor Titular  
Escuela de Administración  
Pontificia Universidad Católica de Chile**

**Santiago, 19 de Febrero de 2003**

---

\* Las opiniones expresadas aquí son personales y no necesariamente comprometen a la Pontificia Universidad Católica de Chile.

## RESUMEN EJECUTIVO Y CONCLUSIONES

1. Para determinar el costo de capital de una empresa o industria es difícil evitar la utilización de algún modelo de valoración de activos. Tradicionalmente se ha utilizado el “Beta” correspondiente al modelo CAPM. En los últimos diez años, este modelo ha demostrado tener deficiencias predictivas y ha sido paulatinamente reemplazado por modelos multifactoriales. En el caso de países desarrollados, se utiliza cada vez con mayor frecuencia el modelo de tres factores de Fama y French. (Sección I)
2. Por tratarse del caso de un país en desarrollo o emergente, aquí se utiliza un modelo de dos factores, el primero asociado a un “beta internacional” y el segundo, a un “riesgo emergente” específico (Sección II).
  - a. Para riesgo emergente específico se consideran dos especificaciones: la sensibilidad a las variaciones en el precio de los bonos soberanos chilenos y la sensibilidad al retorno de un índice de bonos de países emergentes (EMBI).
  - b. El modelo basado en el EMBI tiene un mejor desempeño, lo que se verifica (entre otras cosas) en que el premio por riesgo resultante para el mercado accionario chileno agregado es similar al obtenido mediante otra metodología, que proyecta el crecimiento de los flujos de caja futuros.
3. En este trabajo se estima el costo de capital del financiamiento accionario de empresas reguladas por dos vías:
  - a. Directamente, con un modelo de valoración específico para activos de países emergentes (sección IV).
  - b. Indirectamente, por la vía de ajustar el costo de capital de una industria equivalente en los EE.UU. (Sección V).
4. Los modelos de valoración estimados utilizan los siguientes premios por riesgo (justificados en las secciones III y IV). Entre ellos, el número más sorprendente puede ser el premio por riesgo accionario de EE.UU., pero hay consenso en que el promedio histórico (que supera el 8 por ciento) sobre estima significativamente el valor esperado. Por otra parte, si el mismo premio se mide con respecto a la tasa de interés a un año (que es lo que típicamente se considera en la literatura), el premio vigente a fines de 2002 es 3 puntos porcentuales superior.

---

Premio por riesgo	(%)
Accionario de EE.UU. con respecto al bono del Tesoro a 20 años	3,5
Bono soberano chileno con respecto al bono del Tesoro a 20 años	2,0
Bonos países emergentes con respecto al bono del Tesoro a 20 años	8,4
Tamaño	1,5
<i>Value</i>	4,0

---

5. El costo de financiamiento vía deuda se determina con las siguientes metodologías:

- a. Para el financiamiento vía deuda de las empresas locales, se consideran separadamente:
    - i. Colocaciones de bonos en el extranjero, en cuyo caso el número más importante es el *spread* histórico promedio con respecto a los bonos del Tesoro
    - ii. Colocaciones de bonos en Chile, donde el resultado más importante es el *spread* con respecto a los bonos del Banco Central, PRC.
  - b. Para financiamiento vía deuda de empresas de EE.UU. se toma la relación entre volatilidad de los retornos accionarios y el *spread* con respecto a los bonos del Tesoro
6. Tanto para el caso de financiamiento vía acciones como del financiamiento vía deuda, se considera la posibilidad de un mercado local *segmentado*, porque hay resultados que permiten suponer que en algunos casos esta segmentación existe. De este modo, se determina un costo de capital (o premio por riesgo) diferente, dependiendo de si el financiamiento debe levantarse localmente o internacionalmente.
  7. El costo de capital promedio ponderado y el correspondiente premio por riesgo debe calcularse *sin* ventajas tributarias para el caso de Chile y *con* ellas para el caso de EE.UU.. Asimismo, se utilizan las ponderaciones correspondientes a la relación deuda-activos promedio, valorizada a precios de mercado.
  8. El Cuadro A muestra los resultados para el costo de capital promedio ponderado, obtenidos con las distintas metodologías.

### Cuadro A

#### Premio por Riesgo de Sectores Regulados en Chile (Medido en UF con respecto a PRC)

	Modelo CAPM Internacional				Modelo CAPM FF, Indust. EE.UU. Ajustado*
	Factores Mercado y EMBI		Factores Mercado y Soberano		
	Premio Sobre PRC financiam. externo	Premio Sobre PRC financiam. local	Premio Sobre PRC financiam. externo	Premio Sobre PRC financiam. local	
ELECTRICO	2,1%	2,8%	1,5%	1,9%	1,3%
SANITARIO	1,5%	2,2%	2,0%	2,6%	1,2%
TELEFONIA FIJA	2,9%	3,8%	2,5%	3,1%	0,7%
TRANSMISION**					1,1%

\*Incluye premio por segmentación de 0,6%

\*\*Promedio de industrias de Gas, Ductos y Sanitarias

9. Los modelos basados en industrias extranjeras dan órdenes de magnitud notoriamente bajos, debido que las industrias reguladas en EE.UU. efectivamente son de bajo riesgo, lo que se une a la ventaja tributaria de la deuda, que reduce fuertemente el costo de capital.
10. Dados los resultados estadísticos presentados en el texto, el modelo más confiable tiene como segundo factor de riesgo el EMBI. El efectivo acceso a financiamiento internacional depende de cada industria, pero a excepción del sector sanitario, los otros han tenido acceso a dicho financiamiento.
11. No puede determinarse el costo de capital para Transmisión basado en información local porque no hay datos. Tampoco existe una industria directamente comparable en EE.UU.. Por ende, debe usarse un proxy. Debe tenerse presente que los bonos emitidos en el extranjero por Transelec obtuvieron un spread sobre el bono soberano chileno de sólo 40 puntos base. Por ende, se sugiere un premio algo menor que el del sector sanitario. Considerando que ya hay acceso a financiamiento externo, un premio de 1,5 por ciento sobre PRC puede ser razonable.

## CONTENIDO

<b>I.</b>	<b>Asset Pricing y costo de capital: breve revisión de la literatura</b>	<b>1</b>
	CAPM	1
	Arbitraje Pricing Theory (APT)	2
	Otros modelos de valoración	2
	Poder predictivo de los modelos y anomalías	2
	Fama y French	3
	Modelos basados en variables macroeconómicas	4
	Bibliografía	4
<b>II.</b>	<b>Modelos de Asset Pricing Internacional</b>	<b>6</b>
	Bibliografía	8
<b>III.</b>	<b>Premios por riesgo</b>	<b>9</b>
A.	Premio por riesgo del mercado accionario de EE.UU.	9
B.	Premios por tamaño y “value”	11
C.	Premios por riesgo país	12
	Bibliografía	12
<b>IV.</b>	<b>Premios por riesgo y tasas de descuento en Chile</b>	<b>13</b>
A.	Premios históricos y modelo de Gordon, según Fama y French	13
B.	Premios estimados en base a modelos de crecimiento (tipo Damodaran)	14
C.	Sensibilidades a factores de riesgo	14
D.	Rentabilidades esperadas y premios por riesgo en dólares	15
E.	Rentabilidades esperadas en dólares versus pesos reales	15
F.	Tasas para deuda de empresas locales	16
G.	Costo de Capital Promedio Ponderado	17
	Bibliografía	18
<b>V.</b>	<b>Tasas de descuento estimadas para <i>Utilities</i> en EE.UU. y costo de capital correspondiente para industrias chilenas</b>	<b>19</b>
	Bibliografía	20
<b>VI.</b>	<b>Comparaciones de metodologías para estimar costo de capital</b>	<b>20</b>
	Gráfico 1: CAPM Estimado	21
	Gráfico 2: Índices de precio y dividendos	21
	Gráfico 3: Dividend Yield	22

Gráfico 4: Tasas de Descuento y Premio por Riesgo	22
Cuadro 1: Premio por Riesgo de Mercado	23
Cuadro 2: Premios por Tamaño y “Value”	24
Cuadro 3:	
A. Premios por Riesgo País	25
B. Spreads Bonos Soberanos Chilenos	27
Cuadro 4: Rentabilidades “Esperadas” y Efectivas	28
Cuadro 5: Metodología de Damodaran aplicada a Chile	28
Cuadro 6:	29
A. Sensibilidades al Portafolio de Mercado Mundial y a la Ganancia del Bono Soberano	
B. Sensibilidades al Portafolio de Mercado Mundial y al Retorno del Índice EMBI	
Cuadro 7:	30
A. Tasas de Descuento en Dólares. Modelo de dos Factores: Mercado y Bono Soberano	
B. Tasas de Descuento en Dólares. Modelo de Dos Factores: Mercado y Bonos Brady	
Cuadro 8: Tasas de Descuento Patrimoniales	31
A. Tasas de Descuento y Premios en UF. Modelo de Dos Factores: Mercado y Bono Soberano	
B. Tasas de Descuento y Premios en UF. Modelo de Dos Factores: Mercado y Bonos Brady	
Cuadro 9: Costo de la Deuda	32
A. Spreads de Bonos Emitidos en el Extranjero. Premio por riesgo cambiario según modelo de dos factores: Mercado y Bono Soberano	
B. Spreads de Bonos Emitidos en el Extranjero. Premio por riesgo cambiario según modelo de dos factores: Mercado y EMBI	
C. Spreads Históricos Promedio de Bonos Emitidos en Chile	
D. Comparación de Spreads con Respecto a PRC para Bonos Emitidos en Chile	
Cuadro 10: Premio por Riesgo Agregado y de Sectores Regulados en Chile	33
Cuadro 11:	34
A. CCPP Industrias en EE.UU. (Damodaran)	
B. Costo de Capital Industrias en EE.UU. CAPM Tradicional (Elab. propia)	
C. Costo de Capital Industrias en EE.UU. CAPM Fama-French (Elab. propia)	
Cuadro 12: Costo de Capital Promedio Ponderado	35
ANEXO 1: Estimaciones multibetas cuando hay bajos volúmenes de transacción	36
ANEXO 2: Equivalencia de rentabilidades esperadas en dólares y pesos reales	37

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

### CAPM

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

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

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

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

$$E(r_i) = r_f + \beta_i \lambda_m \quad (1)$$

donde

$$\lambda_m = E(r_m) - r_f$$
$$\beta_i = \frac{\text{cov}(r_i, r_m)}{\sigma_m^2}$$

La ecuación se lee como que la rentabilidad exigida (esperada) de cualquier activo tiene como base la tasa libre de riesgo más “beta veces” el premio por riesgo del mercado. Nótese que este modelo postula que la única medida de riesgo es el beta. Conocer el beta de un proyecto, la tasa libre de riesgo y el premio por riesgo del “portafolio de mercado” es suficiente para determinar el costo de capital. Entre las generalizaciones tempranas a dicho modelo está la de Black (1972), que establece que el modelo sigue cumpliéndose aunque no exista un activo libre de riesgo. Basta reemplazar en (1)  $r_f$  por el retorno esperado del portafolio en la frontera eficiente que no tiene correlación con el portafolio de mercado.

### Arbitraje Pricing Theory (APT)

Ross (1976) desarrolla un modelo basado en un conjunto diferente de supuestos. Supone que existe un número finito de factores que determinan linealmente los retornos observados de los instrumentos financieros. De ser ello así, por arbitraje se necesita que, en el caso de portafolios diversificados, exista una relación *lineal* exacta entre la rentabilidad esperada de dichos portafolios y sus sensibilidades (betas) a las realizaciones de los factores. Para los activos individuales debe cumplirse aproximadamente la misma relación lineal:

$$E(r_i) \approx r_f + \beta_{i1}\lambda_1 + \dots + \beta_{iK}\lambda_K \quad (2)$$

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

### Otros modelos de valoración

Merton (1973) en un contexto de tiempo continuo (ICAPM) desarrolla un modelo de valoración de activos cuya expresión final es muy similar a la ecuación (2) pero que entre los factores incluye el portafolio de mercado. El resto de los factores representan variables de estado que afectan el bienestar o las oportunidades de inversión de los inversionistas. Breeden (1979) por su parte, desarrolla el CAPM basado en el consumo agregado (CCAPM). La expresión final resultante es similar a la ecuación (1), sólo que en lugar del beta con respecto al portafolio de mercado considera un múltiplo del beta con respecto a la tasa de crecimiento del consumo. La evidencia empírica ha demostrado que el crecimiento en el consumo agregado es demasiado *suave* como para explicar los retornos de los activos por lo que este último modelo sólo recientemente ha sido más explorado en la literatura.

### Poder predictivo de los modelos y anomalías

Los modelos de valoración de activos se juzgan en base a su poder predictivo. Si un modelo es capaz de explicar el cross-section de los retornos observados de los activos, éste se considerará útil. Por muchos años el CAPM (ecuación (1)) se consideró una buena descripción de la realidad, con sólo contadas excepciones, que eran tildadas de anomalías. Por ejemplo, Basu (1977) encontró un efecto “precio-utilidad” y Banz (1981) detectó la presencia de un “efecto tamaño”. Tanto las empresas pequeñas como las de baja relación precio-utilidad tendrían mayor rentabilidad esperada que lo predicho por el CAPM.

En base a datos anuales de Ibbotson Associates el Gráfico 1 muestra los retornos predichos (dentro de muestra) por el CAPM, tomando el S&P500 como si fuera el portafolio de mercado. La línea se hace pasar exactamente por las coordenadas que representan el activo libre de riesgo y el portafolio de mercado.

El punto que se encuentra más a la derecha del gráfico corresponde al retorno promedio de un portafolio de empresas pequeñas. El retorno en exceso de lo predicho es 1,2 puntos porcentuales anuales. Es importante destacar que dicho efecto se observa en promedio, pero que al desagrupar el portafolio de empresas pequeñas y reagruparlas en deciles, los efectos son mucho más significativos mientras más pequeñas son las empresas.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Véase Ibbotson Associates, *Stocks, Bonds, Bills and Inflation*, 2000.



De cualquier modo, el gráfico ilustra que, al menos como primera aproximación, el beta con respecto a portafolio de mercado es capaz de discriminar a grandes rasgos entre activos de alta y baja rentabilidad esperada. El otro punto interesante de destacar en el gráfico es la pendiente, que corresponde a la estimación empírica del premio por riesgo de mercado. Dicho premio, en el período considerado fue 8,9 por ciento. La tasa real “libre de riesgo” de corto plazo en el período es 0,8 por ciento real anual. Los otros dos puntos corresponden a los retornos promedio de bonos de gobierno y corporativos.

Otras “anomalías” encontradas a través de los años (con rentabilidades significativamente diferentes a las predichas por el CAPM) son: el efecto libro-bolsa, muy similar al efecto precio utilidad; el efecto de reversiones, en que empresas con muy mal desempeño en el pasado tienden a ofrecer retornos significativamente mayores posteriormente; un efecto leverage, con empresas muy endeudadas ofreciendo mayores rentabilidades; y el efecto *momentum*, en que empresas que han tenido mal desempeño en el pasado continúan teniéndolo en el futuro.<sup>2</sup>

### Fama y French

Fama y French (1992) resumen en un solo estudio las anomalías detectadas anteriormente, pero dan un golpe a la cátedra con su resultado más importante: luego de controlar por tamaño, el beta pierde todo su poder predictivo. En otras palabras, para empresas de tamaño similar, un mayor beta en promedio no se asocia a un mayor retorno sino incluso a uno menor. Lo otro importante de este estudio es que sus “factores de riesgo” (tamaño y relación libro-bolsa) tienen como caso particular casi todas las otras “anomalías”, incluyendo los efectos leverage, precio-utilidad y reversiones. El único fenómeno que no son capaces de explicar con sus factores es el de *momentum*.<sup>3</sup> Los resultados de este estudio fueron duramente criticados por eventuales sesgos presentes en su muestra y metodología, pero nueva evidencia y estudios internacionales parecen confirmar la existencia de ambos efectos: empresas pequeñas y de alta relación valor libro a valor bolsa (llámense tipo *value*) han tenido mayor rentabilidad, en promedio, en distintos períodos de tiempo y países.

Si bien persiste alguna controversia acerca de si los factores de Fama y French en realidad representan indirectamente tipos de “riesgo”,<sup>4</sup> el uso empírico del siguiente modelo de tres factores propuesto por Fama y French (1993) es frecuente:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{iM} \lambda_M + \beta_{iSMB} \lambda_{SMB} + \beta_{iHML} \lambda_{HML} \quad (3)$$

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

<sup>2</sup> Para una descripción más detallada de estos efectos véase Bodie Kane y Marcus, Investments (2002), capítulo 13 y Davis (2001).

<sup>3</sup> Hay quienes dudan que este efecto en realidad exista. Véase Cochrane (1999).

<sup>4</sup> Véase Daniel y Titman (1997) quienes afirman que, más que factores de riesgo, son las “características” de las empresas las que explican el cross-section de retornos.

Un mayor beta con respecto a dicho factor (High-minus-Low, HML,  $\beta_{HML}$ ) implica mayor rentabilidad esperada.

Nótese que la ecuación (3) tiene una justificación *ad hoc* utilizando modelos tipo APT o ICAPM, pero la anterior simplemente corresponde a una descripción empírica, aparentemente exitosa, de un proceso generador de retornos.

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

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

#### Modelos basados en variables macroeconómicas

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

#### **Bibliografía**

- Banz, Rolf (1981). The Relationship Between Returns and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
- Basu, Sanjoy (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratio: A Test of the Efficient Markets Hypothesis, *Journal of Finance* 32, 663-682
- Black, Fisher (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *Journal of Business* 45, 444-455
- Bodie Kane y Marcus (2002), *Investments*, capítulo 13
- Breeden, Douglas (1979). An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities, *Journal of Financial Economics* 7, 265-296.

- Chen, Nai-Fu, Richard Roll and Stephen A Ross (1986) "Economic forces and the stock market". *Journal of Business*, vol. 59, N° 3, 383-403.
- Jagannathan y Wang (1996)
- Cochrane, J. (1999) New Facts in Finance. *Economic Perspectives* 23 (3) Third quarter (Federal Reserve Bank of Chicago).
- Daniel, Kent y Sheridan Titman (1997). Evidence on the Characteristics of Cross-Sectional Variation in Stock Returns, with Sheridan Titman, *Journal of Finance*, 52(1), 1-33.
- Davis, Jim (2001). Explaining Stock Returns: A Literature Survey. *Mimeo*, Dimensional Fund Advisors.
- Fama, Eugene y Kenneth French (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 47, 427-465
- Fama, Eugene y Kenneth French (1993). Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56
- Ibbotson Associates, *Stocks, Bonds, Bills and Inflation*, 2000
- Lettau, Martin y Sydney Ludvigson (2001). Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test when Risk Premia are Time-Varying, *Journal of Political Economy*, 109, 1238-1287
- Liew, Jimmy y Maria Vassalou (2000). Can Book-to-Market, Size and Momentum be Risk Factors that Predict Economic Growth? *Journal of Financial Economics* 57, 221-245.
- Lintner (1965) The Valuation of Risk Assets and and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37
- Markowitz, Harry (1952). Portfolio Selection and Efficient Diversification, *Journal of Finance* 7, 77-91  
(1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*. New York: Wiley.
- Merton, Robert (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *Econometrica* 41, 867-887.
- Mossin, Jan (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica* 34, 768-783
- Ross, Stephen (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.
- Sharpe, William (1964). Capital Asset Prices. A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance* 19, 425-442

## II. Modelos de Asset Pricing Internacional

Stulz (1999) arguye que el proceso de internacionalización de los mercados de capitales debería llevar a que el costo de capital de las empresas caiga, debido a: 1) un efecto diversificación, en que la tasa de costo de capital exigida por los inversionistas disminuye; y 2) un monitoreo más competente de los actos de los controladores de las empresas haría que los flujos de caja residuales de los inversionistas aumente. Sin embargo, en parte debido al denominado “sesgo accionario local” (*home equity bias*), la evidencia empírica indica que la caída en la tasa de costo de capital producto de la internacionalización de las fuentes de financiamiento de las empresas es notoriamente menor que lo esperado. Es decir, la globalización parece tener un impacto relativamente “menor” sobre el costo de capital.

De ser cierto, lo anterior por una parte plantea un dilema y, por otra, implica que debe utilizarse con cautela un modelo de Asset Pricing internacional tipo CAPM (ecuación (1)), en que el portafolio de mercado es reemplazado por uno mundial, por ser inconsistente con la evidencia. Es decir, estimar tasas de descuento para “empresas similares” en EE.UU. y, con algún ajuste, aplicar dichas tasas en el mercado local, tiene un débil sustento empírico.

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

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

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

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

$$\lambda_R = (r_R - r_F) \frac{\sigma_{Equity,R}}{\sigma_{Bonos,R}} \quad (4)$$

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

$$E(r_i) = r_F + \beta_{iW} \lambda_W + \beta_{iR} \lambda_R \quad (5)$$

Esta ecuación tiene como casos particulares  $\beta_{iR} = 1$  y  $\beta_{iR} = \beta_{iW}$ . En el primero, el premio por riesgo país (definido en la ecuación (4)) se suma a la tasa libre de riesgo del país *maduro* y en el segundo, al premio por riesgo accionario del país *emergente*. La ecuación anterior considera un factor de riesgo internacional y otro local y, por ende, posiblemente capture al menos aproximadamente los resultados encontrados en la literatura por Fama y French (1998), Zhang (2001) y Dahlquist y Sallstrom (2001). Quizás el modelo teórico más parecido a la ecuación (5) lo desarrolla Sercu (1980), quien, en un modelo de dos países, llega a que las fuentes de riesgo son la covarianza con el retorno del portafolio mundial y la covarianza con la variación en el tipo de cambio.

Es interesante destacar también que puede reemplazarse el factor de riesgo correspondiente al portafolio mundial por otra especificación multifactorial (como podría ser el modelo de tres factores de Fama y French (1993), por ejemplo) manteniendo el espíritu de la metodología propuesta por Damodaran.

El último término en la ecuación (5) tendrá alguna importancia sólo en el caso de países con baja clasificación de riesgo. Sin embargo, la ecuación (4) no tiene justificación empírica ni teórica, a menos que se suponga que los bonos y las acciones en un país tengan exactamente la misma fracción de riesgo diversificable en el contexto del modelo de valoración internacional de activos pertinente. El otro punto que puede ser problemático es que el “default spread” no es un premio por riesgo propiamente tal, pues no se espera recibir la fracción correspondiente a la probabilidad de no-pago. Este problema es potencialmente más grave en el caso de países con peor clasificación de riesgo. Una forma de utilizar la metodología propuesta por Damodaran evitando supuestos arbitrarios, consiste en estimar empíricamente  $\beta_{iW}$  y  $\beta_{iR}$  en la ecuación (5), utilizando como factores de riesgo el retorno de un *proxy* del portafolio mundial y el retorno de los bonos soberanos, con la siguiente especificación:

$$r_{i,t} - r_{T20,t} = \alpha_i + \beta_{iW} (r_{W,t} - r_{T20,t}) + \beta_{iR} (r_{R,t} - r_{T20,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Esta especificación implica *regresionar* el retorno del activo local en exceso del retorno (ganancia) del bono del Tesoro de EE.UU. a 20 años, contra el *proxy* del portafolio mundial y el retorno (ganancia) de invertir en el bono soberano, ambos en exceso del retorno del bono del Tesoro a 20 años. Si la constante no resulta ser significativamente distinta de cero, el resultado puede interpretarse como un *portafolio imitador*: éste estaría compuesto por  $\beta_{iW}$  invertido en el portafolio mundial,  $\beta_{iR}$  en el bono soberano y  $1 - \beta_{iW} - \beta_{iR}$  en el bono del Tesoro de EE.UU.. Por consiguiente, la rentabilidad esperada del activo debe ser la de su portafolio imitador. Para verificar la conjetura de Damodaran, en este caso  $\beta_{iR}$  debería ser 1,5 (que sería la razón entre las varianzas del mercado accionario local y del mercado de bonos), pues es la sensibilidad al retorno de los bonos soberanos.

Es importante destacar que la ecuación (6) puede generalizarse incorporando un factor de riesgo no específico a un país sino a una región o a países que comparten la característica de ser considerados “emergentes”, por ejemplo.

## Bibliografía

- Dahlquist, M. y T. Sallstrom (2001). An Evaluation of International Asset Pricing Models. Duke University Working Paper.
- Damodaran, Aswath (2002). Estimating Equity Risk Premiums, *Mimeo*, Columbia <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>
- Erb, Claude B., Campbell R. Harvey and Tadas E. Viskanta, 1996b, Political Risk, Financial Risk and Economic Risk, *Financial Analysts Journal* November/December 52:6, 28-46.
- Fama, Eugene y Kenneth French (1998). Value versus Growth: The International Evidence. *Journal of Finance* 53, 1975-1999
- Ferson, Wayne y Campbell Harvey (1994). Sources of Risk and Expected Returns in Global Equity Markets, *Journal of Banking and Finance* 18, 775-803
- Griffin, J.M. (2001) Are the Fama-French Factors Global or Country Specific? *The Review of Financial Studies*, forthcoming
- Harvey, Campbell (1995). Predictable Risk and Returns in Emerging Markets, *Review of Financial Studies* 8, 773-816
- Karolyi, G. Andrew y René Stulz (2001). Are Financial Assets Priced Locally or Globally? *Mimeo* preparado para *Handbook of the Economics of Finance*, George Constantinides, Milton Harris y René M. Stulz, eds., North-Holland
- Rowenhorst, Geert (1999). Local Return Factors and Turnover in Emerging Markets, *Journal of Finance* 54, 1439-1464.
- Sercu, P. (1980). A Generalization of the International Asset Pricing Model, *Revue de la Association Francaise de Finance* 1, 91-135.
- Stulz, René M. (1999). Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital. *NBER Working Paper* 7021
- Zhang, Xiaoyan (2001). Specification Tests of Asset Pricing Models in International Markets, Columbia University Working Paper.

### III. Premios por riesgo

Un tema debatido en finanzas es la rentabilidad que podría esperarse en el largo plazo fruto de invertir en instrumentos riesgosos, en comparación con inversiones más seguras. La diferencia entre la rentabilidad esperada de invertir en activos riesgosos y la rentabilidad que ofrecen los papeles estatales de renta fija se denomina "premio por riesgo" (*risk premium*). Su magnitud afecta tanto la estructura de las carteras de inversión como las decisiones de inversión productiva de las empresas, a través de su incidencia en el costo de capital que se utiliza para evaluar proyectos. En este contexto puede recordarse que el valor actual neto de un proyecto conceptualmente corresponde al "valor de mercado de un portafolio imitador con flujos de caja *similares* a los del proyecto, menos la inversión inicial". El valor de dicho conjunto de instrumentos financieros se observa en el mercado de capitales y se determina por el premio por riesgo del mercado y otros parámetros. Lo habitual es usar este parámetro en el contexto del modelo CAPM ( $\lambda_m$  en ecuación (1)). Sin embargo, este número también es importante en el contexto de los otros modelos al indicar la rentabilidad que ofrecen los activos riesgosos, en promedio.

Aquí se presenta un resumen de avances recientes en las estimaciones del premio por riesgo en EE.UU.. Posteriormente se discuten algunas estimaciones realizadas para el caso chileno.

#### A. Premio por riesgo del mercado accionario de EE.UU.

Diversos estudios académicos, libros y aplicaciones prácticas utilizan como fuente de información la publicación anual de Ibbotson Associates.<sup>5</sup> Estos datos corresponden a una serie histórica iniciada en 1926 para rentabilidades de distintas categorías de instrumentos de inversión en EE.UU. (acciones, bonos del tesoro norteamericano de corto y largo plazo, etc.). Entre los números más frecuentemente citados por distintas fuentes, está justamente el premio por riesgo de la economía norteamericana. Este premio, medido como el promedio de la diferencia entre el rendimiento de un índice accionario amplio (típicamente el S&P 500) y el de los bonos del tesoro de corto plazo, sería del orden del 9% anual para los últimos 75 años (7,5% medido sobre bonos de largo plazo). Cuando este cálculo se hace sobre la base de un portafolio más amplio, incluyendo todas las acciones del NYSE, AMEX y NASDAQ, el premio resulta ser menor. Fama y French<sup>6</sup> encuentran que el premio observado con respecto a una tasa de corto plazo es 8,36% para el período 1926-2001.

Mehra y Prescott (1985)<sup>7</sup> notan que la magnitud de este premio en EE.UU. (que en esa época se estimaba entre 7 y 8 por ciento) era "excesiva", no se ajustaba a los modelos tradicionales utilizados en economía y finanzas para representar el comportamiento de las personas frente al riesgo. Se origina así el denominado *puzzle del premio por riesgo accionario*, dando origen a una línea de investigación que intenta explicarlo. Hay artículos que cuestionan la tradicional teoría de maximización de la utilidad esperada y otros que se concentran en la existencia de diversos problemas estadísticos tanto en los datos como en las mediciones realizadas (sesgo de supervivencia).<sup>8</sup> Incluso se ha llegado a atribuir parte de la explicación a los cambios demográficos de los últimos años.

---

<sup>5</sup> Stocks, Bonds, Bills, and Inflation: 2000 Yearbook. Chicago: Ibbotson Associates, es la publicación más actualizada.

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

<sup>7</sup> Mehra, Rajnish y Edward Prescott. The equity premium: A puzzle. Journal of Monetary Economics 15(2): 145-161.

<sup>8</sup> Este sesgo proviene del hecho de que la bolsa norteamericana es de las pocas que ha sobrevivido a todas las grandes catástrofes mundiales (Depresión de los años 30, Guerras Mundiales, etc.). En tales condiciones, resulta lógico pensar que las rentabilidades históricas (ex post) sobrestiman a las rentabilidades que esperaban (ex ante) los inversionistas, aun cuando la probabilidad de que EE.UU. hubiera colapsado ante tales eventos

Otros estudios consideran los modelos clásicos de flujos de caja descontados, el uso de múltiplos (razón precio utilidad), comparaciones entre países y encuestas a expertos. Los diversos enfoques utilizados en los distintos trabajos coinciden en que el premio por riesgo sería considerablemente inferior (como mínimo 3 puntos porcentuales menos) que lo indicado por los datos históricos de la conocida publicación de Ibbotson.

En efecto, Siegel (1998)<sup>9</sup> extiende la serie histórica de Ibbotson desde 1926 hacia atrás hasta el año 1802. Sus resultados muestran que, medido con datos históricos, el premio por riesgo de los últimos cincuenta años sería el doble del promedio obtenido en la historia previa. Para realizar una proyección de premio por riesgo, Siegel utiliza la relación existente entre utilidad por acción y precio como determinantes clave de la rentabilidad real que es posible esperar en el largo plazo al invertir en acciones. Sus resultados muestran que ambas variables están estrechamente ligadas en el largo plazo. Con información disponible hasta 1997, Siegel estima premios por riesgo de entre 5,5 y 3,75 por ciento dependiendo de si se estima con respecto a papeles de corto o largo plazo, respectivamente. Ambos valores son inferiores en más de 350 puntos base a las estadísticas de Ibbotson.

Cornell (1999)<sup>10</sup> realiza una recopilación de análisis históricos, empíricos y teóricos acerca del premio por riesgo en EE.UU.. Lo estudia usando la fórmula de valoración de Gordon (crecimiento constante y perpetuo en los dividendos), a partir de pronósticos de dividendos tomados del IBES (Institutional Brokers' Estimate System) y de proyecciones de largo plazo para la economía norteamericana (parámetro  $g$  de la fórmula), Cornell estima el retorno esperado de largo plazo del mercado accionario y el consiguiente premio por riesgo, con resultados muy similares a los de Siegel.

Fama y French (2002)<sup>11</sup> llegan por otro camino a aplicar una metodología similar. Estiman el premio por riesgo esperado (o *ex ante*) a partir de dos ideas sencillas pero poderosas. Primero, la rentabilidad de invertir en acciones tiene dos componentes: el dividendo como fracción del monto invertido (es decir, el *dividend yield*, definido como el cociente entre el dividendo del año  $t+1$  y el precio del año  $t$ ) y la ganancia de capital:

$$r_{t+1} = \frac{D_{t+1}}{P_t} + \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \quad (7)$$

y segundo, en el largo plazo debe existir una cierta coherencia entre el nivel de precios de las acciones y el de los dividendos, como también entre los precios de las acciones y las utilidades de las empresas. Esto significa que, tomando un período lo suficientemente largo, la tasa de crecimiento de los dividendos y de las utilidades debieran ser similares a la tasa de crecimiento de los precios de las acciones (o ganancia de capital). Es decir, dado que las razones utilidad-precio y dividendo-precio no pueden divergir para siempre y que deben mantenerse dentro de ciertos rangos, en el largo plazo los precios, los dividendos y las utilidades deberán crecer a la misma tasa. Esta simple observación permite concluir que el retorno esperado para el mercado accionario agregado (y por ende el premio por riesgo) puede estimarse a partir de la suma del *dividend yield* y la tasa de crecimiento esperada para los dividendos o las utilidades en el largo plazo. Fama y French estiman de este modo el premio por riesgo para el período 1872-1999 y lo comparan con los promedios

---

fuera baja. Este sesgo ha sido comprobado realizando mediciones en países que sí han sufrido un colapso total en sus bolsas (Alemania y Japón entre otros), y que exhiben un premio por riesgo accionario medido *ex post* sustancialmente inferior al observado en norteamérica.

<sup>9</sup> Siegel, Jeremy (1998). *Stocks for the Long Run* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill.

<sup>10</sup> Cornell, Bradford (1999). *The Equity Risk Premium*. John Wiley & Sons Inc.

<sup>11</sup> Fama, Eugene F. y Kenneth R. French, 2002, The equity premium, *Journal of Finance* de Abril 2002, Vol 57 No. 2.

([http://papers.ssrn.com/paper.taf?abstract\\_id=236590](http://papers.ssrn.com/paper.taf?abstract_id=236590))



históricos basados en los datos de Ibbotson. Éstos resultan ser un 60% más altos y se explican fundamentalmente por los últimos 50 años (1950-1999).

Damodarán (2002)<sup>12</sup> se basa en ideas similares y propone un enfoque *ad hoc*, consistente con los anteriores, basado en el siguiente modelo de valoración:

$$P_t = D_t \left[ \frac{(1+g_C)}{(1+r)} + \dots + \frac{(1+g_C)^5}{(1+r)^5} + \frac{(1+g_C)^5(1+g_L)}{(1+r)^5(r-g_L)} \right] \quad (8)$$

En este simple modelo la incógnita es la tasa de descuento. Se calibra a partir de el nivel del dividend yield del índice ( $d_t = D_t/P_t$ ), de la tasa de crecimiento nominal proyectada a corto plazo por analistas (consensus forecast,  $g_C$ ) que se supone se mantiene por cinco años<sup>13</sup> y una tasa de crecimiento nominal a largo plazo ( $g_L$ ) de 5%. En cualquier momento, toda la información anterior es conocida. Entre otros, un potencial problema de esta metodología no reconocido por Damodaran es que ignora que la razón de pago de dividendos varía a través del tiempo. Las proyecciones de corto plazo realizadas por los analistas efectivamente toman en cuenta de manera implícita la tasa de retención de utilidades. Sin embargo, suponer que la tasa de crecimiento de largo plazo permanece en 5% independientemente de la tasa de retención inicial de utilidades, implícitamente implica que hay una gran variabilidad en la rentabilidad de largo plazo de los proyectos, lo que no parece razonable.<sup>14</sup> Tomando como referencia una rentabilidad real de los activos *sobre costo* a largo plazo para EE.UU. de 7,52% (véase Fama y French, 1999, período 1973-1996) y una inflación de largo plazo de 3%, a partir del sexto año puede ajustarse la razón de pago de dividendos inicial para que sea consistente con el resto de los supuestos, incluyendo el de un nivel de endeudamiento de largo plazo de 35 por ciento sobre activos (Fama y French, op.cit.). A esta metodología la denominaremos “Damodaran Ajustada”.

El Cuadro 1 resume los resultados más relevantes de los estudios y metodologías citados. Se observa que con casi todas las metodologías los premios por riesgo son menores que los históricos.

Fama y French concluyen que la gran diferencia observada entre el premio por riesgo histórico (*ex post*) y el esperado (*ex ante*) se debe a altos crecimientos inesperados en los dividendos y, sobre todo, a una disminución inesperada en las tasas de descuento entre 1950 y 1999 a niveles inusualmente bajos hacia fines del período, lo que generó altas ganancias (inesperadas) de capital.

En efecto, las estimaciones basadas en la metodología que hemos denominado Damodaran-Ajustada dan para dicho año premios muy bajos, de 2,26 y 1,19 por ciento con respecto a las tasas de interés de corto y largo plazo, respectivamente. Cabe destacar que, desde un punto de vista estadístico, este tipo de estimaciones son más robustas que las que se obtienen mediante uso de promedios históricos, y demostrarían que no ha habido grandes cambios en el grado de aversión al riesgo de los inversionistas antes y después de 1950. Los resultados en general apoyan la hipótesis de rentabilidades accionarias históricas significativamente superiores a las rentabilidades esperadas para el mercado accionario norteamericano en el largo plazo.

## B. Premios por tamaño y “value”

En caso de utilizar el modelo de tres factores de Fama y French descrito más arriba, es necesario conocer los premios por riesgo de sus otros “factores de riesgo”, asociados al efecto

<sup>12</sup> Véase *Estimating Equity Premiums*, Mimeo.

<sup>13</sup> Este supuesto puede justificarse en base a los resultados de Fuller, Huberts y Levinson (1993), “Returns to E/P Strategies, Higgledy-Piggledy Growth, Analyst’s Forecast Errors and Omitted Variables.” *Journal of Portfolio Management*, Winter, que muestra una reversión a la media completa en crecimiento de las utilidades de las empresas en un plazo de cinco años.

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

tamaño y al efecto “value”. El Cuadro 2 muestra estimaciones de dichos premios. Éstos corresponden a diferencias de retornos entre dos portafolios accionarios. Por lo mismo, el promedio histórico no debería verse afectado por caídas generalizadas en los premios por riesgo. Sin embargo, sí es posible que en el período se hayan producido pérdidas (ganancias) inesperadas producto de aumentos (caídas) inesperados en los premios por riesgo asociados a los factores descritos. Incluso es posible que alguno de esos premios haya desaparecido, tal como podría desprenderse del premio por tamaño. Sin embargo Fama y French arguyen de manera razonable que en la medida que el costo de financiamiento de las empresas pequeñas sea mayor que el de las empresas grandes, esto deberá traducirse en mayores rentabilidades observadas. Un argumento similar se aplica a empresas tipo “value”, pues éstas típicamente tienen altas relaciones libro/bolsa producto de haber atravesado por tensiones financieras.

### C. Premios por riesgo país

En base a la metodología descrita en la sección anterior (ecuaciones 4 y 5), Damodaran estima los premios por riesgo país suponiendo que la volatilidad del mercado de acciones es 1,5 veces la del mercado de bonos locales. El Cuadro 3 muestra sus resultados. En el Cuadro 3.B se presentan números actualizados referidos específicamente a Chile.

### **Bibliografía**

- Cornell, Bradford (1999). *The Equity Risk Premium*. John Wiley & Sons Inc.
- Damodaran, Aswath (2002). Estimating Equity Premiums. Mimeo.
- Fama, Eugene F. y Kenneth R. French (2002) *The equity premium*, *Journal of Finance* de Abril 2002, Vol 57 No. 2. ([http://papers.ssrn.com/paper.taf?abstract\\_id=236590](http://papers.ssrn.com/paper.taf?abstract_id=236590))
- Fama, Eugene F. y Kenneth R. French (1999). The Corporate Cost of Capital and the Return on Corporate Investment. *Journal of Finance* 54 (6), December, 1939-1967.
- Fama y French [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html#Benchmarks](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Benchmarks)
- Fuller, Huberts y Levinson (1993), “Returns to E/P Strategies, Higgedly-Piggedly Growth, Analyst’s Forecast Errors and Omitted Variables.” *Journal of Portfolio Management*, Winter
- Mehra, Rajnisch y Edward Prescott. The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics* 15(2): 145-161.
- Siegel, Jeremy (1998). *Stocks for the Long Run* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill.

#### IV. Premios por riesgo y tasas de descuento en Chile

##### A. Premios históricos y modelo de Gordon, según Fama y French

Las dificultades que se presentan para estimar el premio por riesgo en Chile son diversas. Primero, no existen indicadores accionarios confiables que abarquen plazos largos. Segundo, la economía chilena ha experimentado múltiples cambios estructurales o quiebres durante los últimos veinte o treinta años, lo que hace difícil la interpretación de los resultados de cualquier estudio.

En lo referido a la disponibilidad de datos, si bien es posible conseguir series para plazos relativamente largos, éstos tienen sesgos de supervivencia además de metodológicos. El IFC mantiene índices accionarios para países emergentes, algunos de los cuales están calculados desde 1975, entre ellos Chile. Este índice ha sido construido con relativo cuidado y tiene la ventaja de representar una estrategia de inversión de comprar y mantener un portafolio accionario. El número de acciones es creciente a través del tiempo, pero la estrategia de inversión implícita no supone aportes adicionales al inicial. Es posible que este índice sí tenga algún sesgo de supervivencia ya que se reconstruyó hacia atrás alrededor de 1980 sobre la base de las acciones existentes a esa fecha. El Gráfico 2 muestra la evolución del índice de precios accionarios sin reinversión de dividendos (en dólares) y la de un índice representativo de los dividendos acumulados para doce meses móviles (también en dólares), obtenidos a partir de los datos elaborados por el IFC.

Es interesante constatar que una de las observaciones de Fama y French también se da para el caso de Chile: en términos generales, la tendencia de crecimiento en los precios es similar a la de los dividendos. Por ejemplo, el crecimiento en el índice de precios fue idéntico al de los dividendos en el período 1985-1991, es decir, las ganancias en dicho período fueron respaldadas por el crecimiento en los flujos de caja. Hacia 1980, sin embargo, el crecimiento en los precios fue notoriamente mayor que el de los dividendos. Esto significa que el mercado esperaba un gran crecimiento de los dividendos futuros o bien, que las tasas de descuento para ese período fueron menores.<sup>15</sup> A partir de 1991 se observa que el índice de precios crece significativamente más que el índice de dividendos, permaneciendo en un nivel sustancialmente mayor. En efecto, Lefort y Walker (2002) encuentran evidencia de un cambio estructural en 1991 que hace que el *dividend yield* cambie de nivel. Considerando que dicho cambio es permanente, éste se interpreta como una significativa reducción en la tasa de descuento accionaria por esas fechas de alrededor de 6 o más puntos porcentuales. Después del cambio estructural, el *dividend yield* se ha estabilizado en torno al 3,5% anual. Esto lo ilustra el Gráfico 3.

La gran ganancia de capital, producida por la caída en la tasa de descuento en Chile a comienzos de los años 90, implica que el promedio histórico sobre estimará significativamente el premio por riesgo. Más aún, en nuestro caso estimar la ganancia de capital *esperada* como la tasa de crecimiento histórica de los dividendos también tiene problemas, pues el período estudiado es relativamente breve, incluye una de las mayores recesiones enfrentadas por nuestro país en su historia, una acelerada recuperación y un proceso de estatizaciones y re-privatizaciones.

El Cuadro 4 muestra el resultado de estimar la rentabilidad esperada utilizando la metodología propuesta por Fama y French para el período 1977-1999 en Chile. La rentabilidad esperada sería la suma del *dividend yield* y el crecimiento en dividendos. La estimación en dólares es 26,5 por ciento, 7 puntos porcentuales menos que la rentabilidad promedio anual efectivamente obtenida. Al estimarla con pesos reales, el resultado es 21,3 por ciento, en este caso 6 puntos porcentuales menos que la rentabilidad efectiva.

Las cifras del Cuadro 4 deben mirarse con mucha cautela ya que, como se explicó, abarcan un período de extrema inestabilidad económica, de manera que que ambos componentes de la

---

<sup>15</sup> Esto también es consistente con la existencia de una burbuja especulativa. Sin embargo, es muy probable que el mercado haya reaccionado anticipadamente, al menos en parte, la debacle que vino posteriormente.

rentabilidad esperada (dividendos y ganancias de capital) en la actualidad son bastante inferiores. Se mencionó anteriormente que después del cambio estructural el *dividend yield* promedia un 3,5% en dólares y 3,4% en pesos reales (cifras bastante estables y significativas). Por otra parte, es improbable que tasas de crecimiento del 15 o 20 por ciento anual en los dividendos puedan sostenerse en el largo plazo. Usando los mismos argumentos de Fama y French, pero en otro contexto, puede esperarse que, a largo plazo, los dividendos crezcan a una tasa similar al producto. Esto implica una rentabilidad esperada real anual de alrededor de **8,4** por ciento suponiendo un crecimiento del producto a largo plazo de 5 por ciento real anual.

#### B. Premios estimados en base a modelos de crecimiento (tipo Damodaran)

La misma metodología propuesta por Damodaran puede aplicarse a Chile. En este caso no se posee estimaciones de la rentabilidad de activos a largo plazo ni proyecciones de crecimiento de utilidad de consenso. Para efectos de lo primero, se ignorará variaciones en la razón de pago de dividendos y, para efectos de lo segundo, se supone que, a corto plazo, los agentes proyectan un crecimiento en los dividendos igual al promedio de crecimiento del producto de los dos años anteriores y que, a largo plazo, el crecimiento es igual que el del producto, supuesto en 5 por ciento real. Naturalmente, esto debe dar resultados relativamente similares a los encontrados en el punto anterior. La innovación con respecto a las metodologías de Damodaran y Damodaran-Ajustada es que se hace un suavizamiento de la trayectoria de la tasa de crecimiento hacia la de largo plazo. El Gráfico 4 ilustra los resultados de dicha estimación. El Cuadro 5 muestra estadísticos resumen. En este caso el nivel de la tasa de descuento es en pesos reales y, por disponibilidad de datos, el spread se obtiene con respecto a la tasa de interés del papel del Banco Central a ocho años. Es interesante notar que, consistente con Lefort y Walker (2002), se aprecia una fuerte caída en la tasa de descuento hacia 1991 de alrededor de 9 puntos porcentuales, que en todo caso es de un orden de magnitud muy superior al determinado por ellos. Lo otro interesante es que el nivel estimado para la tasa de descuento es más estable que el determinado para el spread sobre la tasa de interés a ocho años, pero la evidencia indica una relación negativa entre el premio por riesgo y el nivel de la tasa de interés del PRC 8. De este modo, para efectos de utilizar un premio proyectado, considerando la tasa de interés del PRC a 8 años de fines de 2002 de alrededor de 3,1 por ciento, una regresión simple del premio por riesgo con respecto al nivel de la tasa implica un premio proyectado con respecto a ésta de 4,05 por ciento. Puesto que la tasa del PRC a 20 años es aproximadamente un punto porcentual superior, el premio por riesgo con respecto a dicha tasa es **3,05** por ciento para el mercado accionario local agregado.

#### C. Sensibilidades a factores de riesgo

Para determinar una rentabilidad exigida en dólares, se necesita conocer la sensibilidad (*factor loadings*) del mercado accionario local a los factores de riesgo considerados pertinentes. Para ello se estimó empíricamente la ecuación (6) con datos semanales. El trabajar con datos semanales tiene algunos problemas en el caso de instrumentos o índices financieros que incluyen activos con transacciones infrecuentes. Este problema se da porque la información reflejada en las variables dependiente y explicativas puede no coincidir en el tiempo, produciéndose un problema de *asincronía*. Dimson (1979) propone una forma de estimar coeficientes cuando esto ocurre, pero en el contexto de un solo regresor. En el anexo se explica el problema. La solución consiste simplemente en incluir rezagos para las variables explicativas y luego estimar el efecto total como la suma de los coeficientes (contemporáneos y rezagados) para cada variable explicativa.

Los resultados se muestran en el Cuadro 6, parte A. La ecuación tiene un buen ajuste, siendo ambos factores de riesgo significativos y, conforme a lo requerido, la constante no es significativamente diferente de cero, excepto para el retorno del PRC a 8 años medido en dólares. Por otro lado, en varios casos efectivamente se da que los rezagos son significativos, por lo que

estimar betas contemporáneos solamente puede dar resultados sesgados. Por otro lado, no se cumple la conjetura de Damodaran, ya que el coeficiente de riesgo asociado al bono soberano es significativamente diferente de 1,5 para el mercado accionario agregado. Además, toma diferentes valores para diferentes sectores.

Como formulación alternativa, se reemplazó el factor de riesgo local por un factor de “riesgo emergente”, representado por el retorno de los bonos Brady, medidos según el índice EMBI Plus. Los resultados se muestran en el Cuadro 6 parte B. A pesar de que nuevamente el PRC 8 en dólares aparece con una constante significativamente negativa, esta tiene menor magnitud. En los otros casos tampoco son significativamente diferentes de cero y su orden de magnitud también es menor. Esto en principio indica que los resultados basados en el EMBI son más confiables.

#### D. Rentabilidades esperadas y premios por riesgo en dólares

Para determinar las rentabilidades exigidas en dólares para el patrimonio de las empresas reguladas, el mercado agregado y las otras alternativas consideradas, se tomaron los “betas” estimados presentados en los cuadros 6.A y 6.B. Además de los coeficientes anteriores, los parámetros importantes para estimar el costo de capital son los premios por riesgo asociados a los factores de riesgo. En las dos especificaciones utilizadas se requiere el premio por riesgo del mercado de EE.UU. con respecto a la tasa de interés de referencia, que en este caso es el bono del Tesoro a 20 años. Según el Cuadro 1 para premio por riesgo de mercado debería utilizarse un 3 por ciento anual. Sin embargo, con el afán de ser conservadores, se utiliza un premio (con respecto al bono del Tesoro a 20 años) de 3,5 por ciento. Nótese que este mismo premio con respecto a una tasa de interés de menor plazo es 3 puntos porcentuales mayor, aproximadamente. Los otros dos premios importantes son el del bono soberano chileno y el del portafolio EMBI, de bonos de países emergentes. En el caso del bono soberano chileno, se consideró aquél con vencimiento el año 2009. A Diciembre de 2002 dicho bono tenía un spread ajustado con respecto al bono del Tesoro comparable de 2 puntos porcentuales. Chile tiene una clasificación de riesgo tal que de ese spread la fracción que no espera recibirse por un eventual default es baja. Dado esto, para determinar un premio por riesgo consistente para el portafolio de bonos EMBI, se consideró las sensibilidades del bono soberano a los dos factores de riesgo usados con dicha especificación (mercado y EMBI) y se obtuvo el premio consistente con el spread de 2 puntos porcentuales para Chile. Dicho premio resulta ser 8,4 por ciento y es consistente con una clasificación de riesgo promedio BB o BB- (véase el Cuadro 3.A).

Los resultados se presentan en los cuadros 7.A y 7.B. Para las industrias consideradas, las rentabilidades esperadas se encuentran entre 8,6 y 9,6 por ciento (en dólares) considerando como segundo factor de riesgo el Bono Soberano (cuadro 7.A). Los resultados con dicha especificación tienen dos inconvenientes. Primero, el premio por riesgo accionario del IPSA sería sólo apenas superior al del mercado de EE.UU., lo que no parece razonable. Lo segundo es que al comparar la rentabilidad esperada del PRC 8 en dólares con la tasa del bono soberano la primera resulta menor, lo que significaría que el premio por riesgo cambiario es negativo. Cambiando el segundo factor de riesgo por el EMBI (Cuadro 7.B) se obtienen resultados más consistentes con la intuición. En este caso las rentabilidades esperadas van entre 9,4 y 11,7 por ciento en dólares. El premio por riesgo para el mercado accionario agregado es 2,3 puntos porcentuales mayor que el del mercado americano (consistente con el spread del bono soberano) y habría un premio por riesgo cambiario positivo de alrededor de 0,7 puntos porcentuales.

#### E. Rentabilidades esperadas en dólares versus pesos reales

En el apéndice se deriva el siguiente resultado:

$$\pi_{j,Local} = \pi_{j,USD} - (\varphi_e + \pi_{pais}) - cov(r_j^*, e) \quad (8)$$

donde:

- $\pi_{j,Local}$  : premio por riesgo del activo  $j$  en moneda local con respecto a la tasa de interés local
- $\pi_{j,USD}$  : premio del activo  $j$  en dólares con respecto a la tasa de interés libre de riesgo en dólares
- $\varphi_e$  : premio por riesgo cambiario
- $\pi_{país}$  : premio por riesgo país para deuda en moneda local
- $r_j^*$  : retorno del activo  $j$  medido en moneda local
- $e$  : variación del tipo de cambio, medido como dólares por pesos reales

Primero, la evidencia empírica indica que la covarianza entre el tipo de cambio y el retorno del mercado accionario local es de un orden de magnitud muy pequeño, pudiendo ignorársele del todo. Entonces, en términos simples, el resultado anterior quiere decir que, para calcular el premio por riesgo en moneda local (o en UF), dado que ya se tiene una estimación del premio por riesgo con respecto al Bono del Tesoro de EE.UU., primero debe determinarse la rentabilidad esperada en dólares del papel de renta fija local que se va a usar como referencia. Dicha rentabilidad esperada ya incluirá precisamente los premios por riesgo cambiario y país, medidos como la rentabilidad esperada de dicho papel por sobre la del Bono del Tesoro. Por ejemplo, supongamos que un activo nacional tiene una rentabilidad esperada en dólares de 9,5%. Su premio por riesgo con respecto al Bono del Tesoro es 4,5% con una tasa del Bono del Tesoro de 5%. Si la rentabilidad esperada en dólares del PRC es 6,5%, ¿cuál es el premio por riesgo de dicho activo con respecto al PRC? La respuesta es  $9,5 - 6,5 = 3$ . Es decir, el premio por riesgo en moneda local con respecto al PRC es:

$$4,5 \text{ (premio con respecto al Bono del Tesoro)} + \\ 5 \text{ (Tasa del Bono del Tesoro)} - 6,5 \text{ (rentabilidad esperada en dólares del PRC)} = 3\%$$

Nótese entonces que la clave para este cálculo es la rentabilidad esperada en dólares del papel de renta fija local. Una buena estimación de dicha rentabilidad esperada es la tasa de interés de un Bono Soberano local, pero faltaría agregar a dicha tasa el premio por riesgo cambiario. Según los resultados de los Cuadros 7.A y 7.B la rentabilidad esperada del PRC en dólares es 6,6 y 7,7 por ciento, respectivamente, mientras que la tasa del bono soberano es cercana a 7 por ciento. Esto implica en el primer caso que el premio por riesgo cambiario es -0,4 por ciento y, en el segundo, 0,7 por ciento. Conforme a lo explicado anteriormente, el premio por riesgo en moneda local será la parte de la rentabilidad esperada que exceda la del activo libre de riesgo local. De este modo se obtienen los resultados en los cuadros 8.A y 8.B. Naturalmente, los premios por riesgo en UF deben ser menores que los premios por riesgo con respecto al bono del Tesoro de EE.UU.. Los premios accionarios van entre 1,5 y 3 por ciento en el modelo de los bonos soberanos, y entre 1,6 y 4 por ciento en el modelo que usa el EMBI. Nuevamente, los resultados para este último caso parecen ser más razonables. De hecho, el premio por riesgo del mercado local con respecto al PRC 20 resulta ser 3 por ciento, lo que es consistente con el resultado descrito en el punto IV.B, más arriba.

#### F. Tasas para deuda de empresas locales

Muchas empresas chilenas importantes han emitido bonos denominados en dólares, lo que permite observar directamente las tasas de descuento obtenidas. Cabe tener presente que en general los bonos de empresas (y también los soberanos) se transan infrecuentemente, por lo que los spreads observados (mercado secundario) serán relativamente altos con respecto a lo que puede obtenerse en una primera colocación (mercado primario). Por ende, son una estimación relativamente conservadora (alta) del costo de financiamiento vía deuda en dólares. Los spreads se obtienen de Bloomberg el último día hábil de 2002 considerando bonos del Tesoro con duración similar. Luego los spreads se promedian por sector.

El Cuadro 9 muestra los resultados para costo esperado de financiamiento de deuda en dólares. Para el IGPA se toma el promedio de los spreads de todos los emisores privados. Para llevar esas tasas a las equivalentes para papeles emitidos en UF habría que sumarle el premio por riesgo cambiario, el que se supone se agrega uniformemente. Pero lo que se presenta en los Cuadros 9.A y 9.B es el costo esperado de financiamiento en dólares, medido en dicha moneda y también medido en UF. Con la especificación que usa el EMBI los costos esperados de financiamiento en dólares, medidos en UF, resultan ser menores. La razón nuevamente es que en este caso se supone que la tasa de los PRC ya incluye un premio por riesgo cambiario positivo.

El resultado de calcular directamente los spreads históricos efectivos en UF, con respecto a bonos estatales locales de Duración similar, se presenta en el Cuadro 9.C. Suponiendo que el premio por riesgo cambiario entra de modo uniformemente aditivo en las tasas de interés en moneda local, entonces debe darse que, si los mercados de bonos nacionales emitidos en dólares y en UF están perfectamente *integrados*, para cualquier emisor local el spread de la tasa de interés de sus bonos en UF con respecto al PRC será igual que el spread de sus bonos emitidos en dólares con respecto a la tasa en dólares del bono soberano del propio país al que pertenece la empresa. Es decir:

$$\begin{aligned} & \text{Tasa deuda en dólares de la empresa} - \text{Tasa en dólares deuda soberana} = \\ & (\text{Tasa deuda en dólares de la empresa} + \text{Riesgo Cambiario}) - (\text{Tasa en dólares deuda soberana} + \text{Riesgo Cambiario}) = \\ & \text{Tasa deuda en UF de la empresa} - \text{Tasa en UF deuda soberana} \end{aligned}$$

El Cuadro 9.D muestra que los resultados no son iguales. Los spread para bonos locales son sistemáticamente mayores que los correspondientes spreads para bonos en dólares emitidos en el exterior. Por ejemplo, para el promedio de mercado el spread sobre PRC debería ser 0,87% pero históricamente ha sido 1,44%. Entre otras razones, estos resultados pueden diferir porque en renta fija local haya un mercado parcialmente *segmentado*, cuya rentabilidad no guarda relación exacta con su contraparte en dólares. Por ende, para lograr consistencia puede ser necesario agregar un premio adicional asociado a este concepto de alrededor de 60 puntos base a las estimaciones (no así a los premios históricos locales de los bonos, que ya incluyen dicha diferencia).

#### G. Costo de Capital Promedio Ponderado

Existen diversas metodologías para determinar costos de capital de empresas, pero casi todas ellas requieren del uso de algún modelo de valoración. Típicamente se ha usado el CAPM de Sharpe y Lintner y, más recientemente, el modelo de tres factores de Fama y French. Aquí se utiliza un CAPM internacional, por tratarse de un mercado emergente. La estimación de parámetros relevantes puede hacerse con empresas individuales o con índices sectoriales. La ventaja de lo segundo es la precisión y de lo primero, la existencia de características específicas de la empresa que afectan su costo de capital (tales como leverage operativo y leverage financiero). Por razones de precisión estadística, resulta más recomendable la estimación de parámetros de riesgo (betas) con índices sectoriales, que es lo que se ha hecho en las secciones anteriores, para luego hacer ajustes por leverage. Nótese que los parámetros obtenidos por esta vía corresponden al riesgo del patrimonio. Por último, interesa el Costo de Capital Promedio Ponderado (CCPP), que es utilizado para descontar flujos de caja de los *activos* y para ello se toma el costo del financiamiento vía acciones y se pondera con el costo del financiamiento vía deuda. Ya se han obtenido tasas de costo de capital para deuda y patrimonio, por lo tanto puede obtenerse el costo de capital promedio ponderado para todos los sectores en que hay estimaciones. Un punto importante de tener presente es que en Chile la deuda no tiene ventajas tributarias. Más bien ocurre lo contrario, debido a la ausencia de impuestos a las ganancias de capital. Por lo mismo, es incorrecto suponer (como típicamente se hace en los textos) que una parte del interés la paga el Fisco por la vía de permitir menores pagos de impuestos. Esto es diferente al caso de EE.UU., visto más abajo. Aquí la fórmula que debe aplicarse es simplemente

$$r_{CCPP} = \frac{B}{B+S}r_B + \frac{S}{B+S}r_S \quad (9)$$

donde B y S corresponden al valor de mercado de la deuda y del patrimonio respectivamente,  $r_B$  al costo de la deuda,  $r_S$  al costo del patrimonio. Para estimar el promedio ponderado se necesita determinar la importancia relativa de la deuda en la estructura de financiamiento a precios de mercado (que en principio debería ser la estructura “óptima”, si es que existe).

El cuadro 10 muestra los resultados. Se consideran los dos modelos usados más arriba (con los bonos soberanos y el EMBI como segundos factores de riesgo). Se presenta además dos casos polares. En el primero, se supone que la totalidad del financiamiento puede conseguirse en el exterior en un mercado integrado. En el segundo, la totalidad del financiamiento debe conseguirse en el mercado local. Aquí se toman los spreads históricos para la deuda local y el costo de financiamiento del patrimonio obtenido con cada modelo, al que se le suma un “premio por segmentación” de 60 puntos base.

Ambos modelos dan resultados relativamente consistentes entre sí, siendo los premios en general mayores en la especificación que usa el EMBI como segundo factor de riesgo. Por otro lado, al suponer financiamiento exclusivamente en el mercado local, el premio aumenta en 78 puntos base, en promedio.

## **Bibliografía**

- Dimson, E (1979). Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading. *Journal of Financial Economics* 7, pp. 197-226.
- Lefort, F. and E. Walker (2002). Cambios estructurales e integración. Discusión y análisis del mercado accionario chileno. *Cuadernos de Economía* (Abril), Año 39, No. 116, p. 95-122.



## V. Tasas de descuento estimadas para *Utilities* en EE.UU. y costo de capital correspondiente para industrias chilenas

En EE.UU. (pero no en Chile) existe una estructura tributaria en cascada, lo que implica ventajas tributarias para la deuda. En este caso el CCPP se estima del siguiente modo:

$$r_{CCPP} = \frac{B}{B+S} r_B (1-\tau_C) + \frac{S}{B+S} r_S \quad (10)$$

Como antes, B y S corresponden al valor de mercado de la deuda y del patrimonio respectivamente,  $r_B$  al costo de la deuda,  $r_S$  al costo del patrimonio y  $\tau_C$  la tasa marginal de impuestos de la empresa. Damodaran (1998) ofrece los parámetros necesarios para calcular costos de capital para diversas industrias, a partir del modelo básico CAPM de Sharpe y Lintner. Supone razonablemente que el costo de la deuda depende del nivel de volatilidad del patrimonio. Utilizando su metodología y suponiendo además que la tasa de interés de largo plazo en dólares es 5 por ciento y que el premio por riesgo con respecto a dicha tasa es 3,5 por ciento, se obtiene los resultados presentados en el Cuadro 11.A. Se confirma que las industrias reguladas en EE.UU. tiene costos de capital bastante bajos.

Una crítica a esta forma de cálculo es que se basa en el CAPM, modelo que tiene deficiencias predictivas. Puede recalcularse el costo del financiamiento accionario usando el modelo de tres factores de FF. Esto fue lo que se hizo construyendo portafolios de empresas de los distintos sectores. El Cuadro 11.C muestra los resultados. De cualquier modo, para verificar consistencia con los resultados usando los parámetros de Damodaran, se estimó el CAPM tradicional, lo que se presenta en el Cuadro 11.B. Los “betas” en dicho cuadro son parecidos a los encontrados por Damodaran. El beta que resulta notablemente diferente es el de telefonía, pues en el caso de Damodaran en realidad corresponde a servicios telefónicos más que a red fija.

Con todo, en los Cuadros 11.B y 11.C se presentan las estimaciones de *factor loadings* o betas y las estimaciones de costo de capital para financiamiento vía patrimonio y vía deuda. En el caso de la deuda, el parámetro que se usa en lugar del Beta para el costo de financiamiento es la volatilidad del patrimonio. Damodaran encuentra que hay una relación entre volatilidad del patrimonio y el spread sobre Treasury exigido a la deuda. Aquí se utiliza dicha relación para establecer el premio de la deuda. De este modo, en ambos cuadros se obtiene el costo esperado de financiarse vía deuda y vía patrimonio. Para efectos ilustrativos, se toma dichos resultados y se les suman premios por riesgo país: 2 puntos porcentuales para el caso de deuda y 2,3 puntos para el caso de acciones. El primer número es el spread del bono soberano y el segundo corresponde a la diferencia entre la rentabilidad esperada del mercado accionario de EE.UU. y el mercado accionario local, según el Cuadro 8.B. En todos los casos el “premio por riesgo en UF” corresponde a la rentabilidad esperada en dólares en exceso de la del PRC, que supone un premio por riesgo cambiario de 0,7 por ciento.

Finalmente, para obtener el Costo de Capital promedio ponderado se aplica la fórmula (10). Los resultados se presentan en el Cuadro 12. Primero se estimó el CCPP para las industrias correspondientes en EE.UU., considerando la ventaja tributaria de la deuda, suponiendo una tasa de impuestos a las empresas de 35 por ciento. Los premios con respecto a la tasa de los bonos del Tesoro de EE.UU. se calculan a partir de los modelos CAPM y FF. Los órdenes de magnitud son consistentes con los de Damodaran (Cuadro 11.A), resultando algo mayores usando la metodología FF.

Para transformar dichos premios en los correspondientes para las industrias en Chile se deben seguir tres pasos. Primero se le suma un premio por riesgo país (promedio ponderado de las primas adicionales correspondientes deuda, 2% y patrimonio, 2,3%) lo que da el premio correspondiente con respecto al bono del Tesoro. Segundo, para determinar el premio con respecto

al PRC, hay que restar a dicho premio la diferencia entre la rentabilidad esperada en dólares del PRC y la tasa del Treasury bond usando como referencia ( $7,7 - 5 = 2,7\%$ , aproximadamente). Tercero, se le suma una prima adicional por concepto de una eventual segmentación de mercados (de 60 puntos base). Esto significa que los premios con respecto a PRC serán muy similares a los premios de las industrias en EE.UU. con respecto al bono del Tesoro.

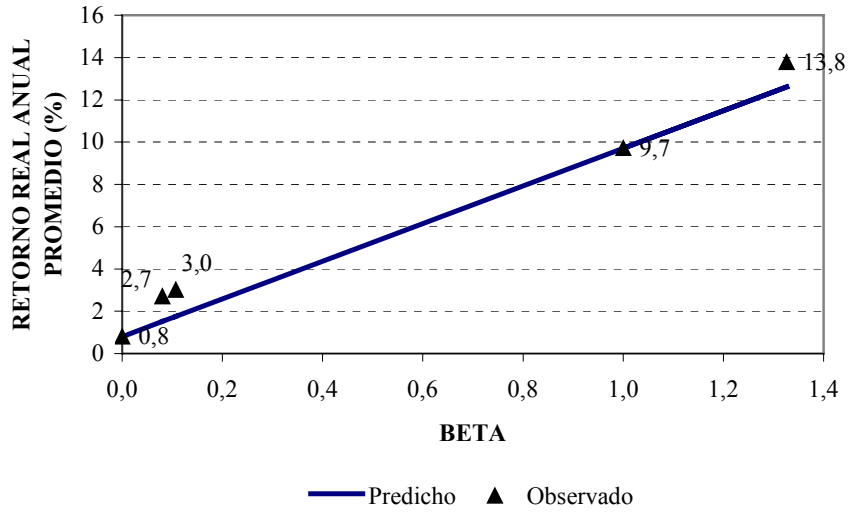
### **Bibliografía**

Damodaran (1998). Cost of Capital by Industry Sector. <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

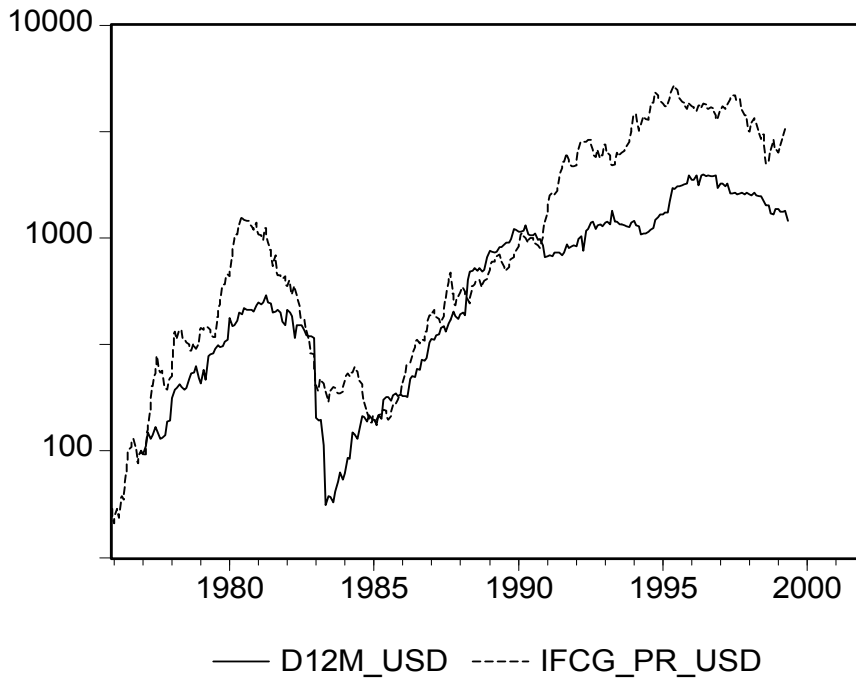
## **VI. Comparaciones de metodologías para estimar costo de capital**

El costo de capital obtenido directamente para las industrias reguladas chilenas (Cuadro 10) en general es mayor que el que se obtiene indirectamente, tomando como referencia las industrias en EE.UU. y luego ajustando por riesgo país, segmentación y cambio en la tasa de referencia a PRC (Cuadro 12). Por lo tanto, desde el punto de vista de las empresas reguladas los resultados del Cuadro 10 son relativamente conservadores.

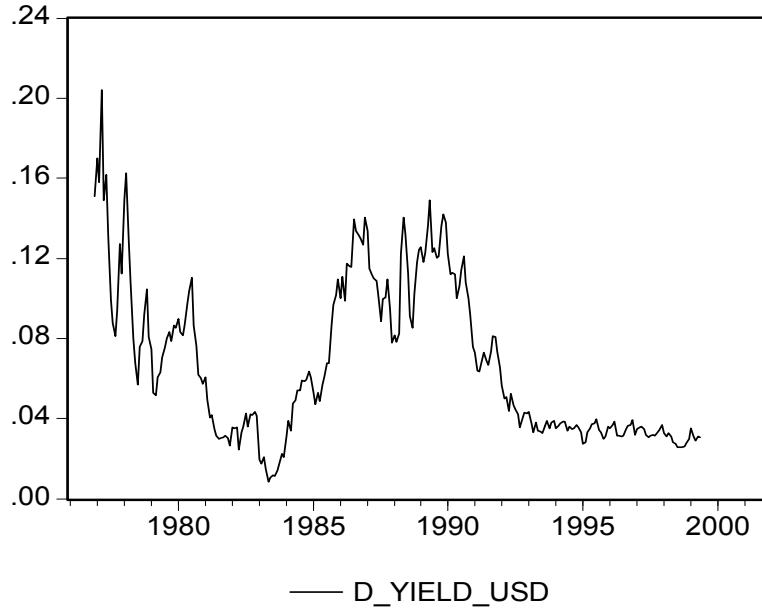
**Gráfico 1**  
**CAPM ESTIMADO**  
 (1926-2000)



**Gráfico 2**  
**INDICES DE PRECIO Y DIVIDENDOS**  
 (EN DOLARES DE CADA MOMENTO)

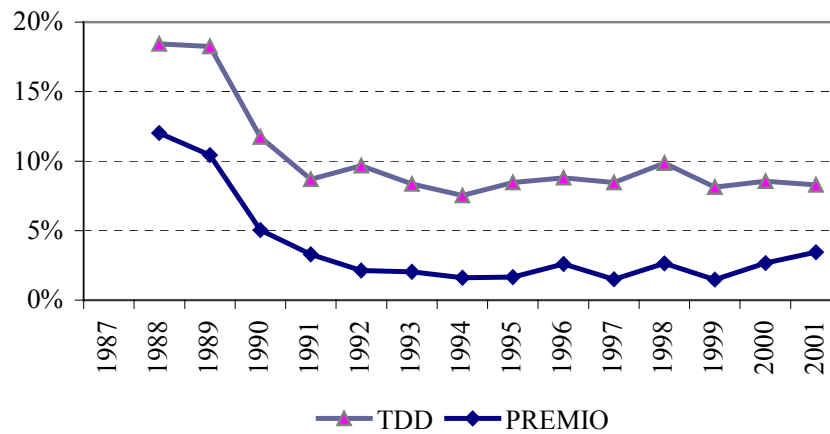


**Gráfico 3**  
**DIVIDEND YIELD**  
 $D(t,t+12)/P(t)$  en dólares



**Gráfico 4**

**Tasas de Descuento y Premio por Riesgo**  
**(con Respecto al PRC8)**



**Cuadro 1**  
**Premio por Riesgo de Mercado**

<b>Autor</b>	<b>Tipo de Análisis</b>	<b>Por sobre papeles de corto plazo (%)</b>	<b>Por sobre bonos de largo plazo (%)</b>
Ibbotson and Associates	Promedio (aritmético) histórico (1926 – 1999)	9,4	7,5
Mercado accionario ampliado (Fama y French, sitio web)	Promedio (aritmético) histórico (1926 – 2001)	8,4	6,5
Siegel (1998)	Proyección basada en el inverso de la razón precio/ utilidad ( <i>earnings yield</i> ) a fines de 1997	5,5	3,8
Cornell (1999)	Modelo de Gordon usando pronósticos de dividendos de IBES y pronósticos de crecimiento de largo plazo para EE.UU.	5,5	4,3
Fama y French (2002)	Estimaciones a partir del dividend yield más la tasa de crecimiento de los dividendos o utilidades (período 1950 – 1999)	3,4 (*) (según dividendos)  4,8 (*) (según utilidades)	2,2 (*,**) (según dividendos)  3,6 (*,**) (según utilidades)
Fama y French (1999)	Estimación basada en la TIR efectiva de las inversiones (rentabilidad sobre activos a valor de mercado), período 1973-1996	4,98	3,76
Damodaran Ajustada	Estimaciones <i>forward looking</i> basadas en el nivel del dividend yield, más un crecimiento de corto plazo proyectado por analistas y un crecimiento de largo plazo de 5% nominal. (***) Período 1985-2001.	3,17  Dic. 2001: 6,36	1,84  Dic. 2001: 3,00
<p>(*) : Estos premios por riesgo se miden con respecto a los rendimientos de bonos de corto plazo emitidos por empresas de gran tamaño. Si la medición se hubiera realizado tomando como referencia a papeles estatales (bonos del tesoro) de corto plazo, tal como se hizo con los otros estudios del Cuadro 1, los premios por riesgo aumentarían ligeramente. Fuente: Rodríguez y Walker (2001) y nuevos antecedentes.</p> <p>(**): se toma un spread de 1,2 puntos porcentuales entre las tasas de largo y corto plazo, correspondiente al promedio anual con datos de fines de cada año, 1960-2001.</p> <p>(***): Supone una rentabilidad real de largo plazo para los activos de 7,52% (véase Fama y French, 1999); una tasa de inflación de largo plazo de 3%; una razón de endeudamiento a activos de 35%; y un spread de la tasa de deuda corporativa sobre la tasa del bono del tesoro de 0,25%.</p>			

**Cuadro 2**  
**Premios por Tamaño y “Value”**

	Premio por tamaño (SMB)	Premio por Value (HML)
Promedio histórico anual 1927-2001*	3,23	4,89
Promedio histórico anual 1963-2001*	3,02	6,15
Promedio histórico anual 1985-2001*	-1,51	4,38
Proyectados	1,5	4,0

(\*): Fuente: Kenneth French

[http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html#Benchmarks](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Benchmarks)

**Cuadro 3**  
**A. Premios por Riesgo País**

<i>Country</i>	<i>Long-Term Rating</i>	<i>Adj. Default Spread</i>	<i>Country Risk Premium</i>
Argentina	Ca	900	13,50%
Australia	Aa2	85	1,28%
Austria	Aaa	0	0,00%
Bahamas	A3	135	2,03%
Bahamas – Off Shore Banking Center	Aaa	0	0,00%
Belgium	Aaa	0	0,00%
Belize	Ba2	400	6,00%
Bermuda	Aa1	75	1,13%
Bolivia	B1	600	9,00%
Brazil	B1	600	9,00%
Canada	Aaa	0	0,00%
Cayman Islands	Aa3	90	1,35%
Cayman Islands – Off Shore Banking Center	Aaa	0	0,00%
<b>Chile</b>	<b>Baa1</b>	<b>150</b>	<b>2,25%</b>
China	A3	135	2,03%
Colombia	Ba2	400	6,00%
Costa Rica	Ba1	325	4,88%
Croatia	Baa3	200	3,00%
Denmark	Aaa	0	0,00%
Dominican Republic	Ba2	400	6,00%
Ecuador	Caa2	750	11,25%
Egypt	Ba1	325	4,88%
El Salvador	Baa3	200	3,00%
Eurozone	Aaa	0	0,00%
Finland	Aa1	75	1,13%
France	Aaa	0	0,00%
Germany	Aaa	0	0,00%
Greece	Aa1	75	1,13%
Guatemala	Ba2	400	6,00%
Honduras	B2	750	11,25%
Hong Kong	A3	135	2,03%
Hungary	A3	135	2,03%
Iceland	Aa3	90	1,35%
India	Ba2	400	6,00%
Indonesia	B3	850	12,75%
Iran	B2	750	11,25%
Ireland	Aaa	0	0,00%
Israel	A2	125	1,88%
Italy	Aaa	0	0,00%
Jamaica	Ba3	525	7,88%
Japan	Aa1	75	1,13%
Jordan	Ba3	525	7,88%
Kazakhstan	Ba2	400	6,00%
Korea	A3	135	2,03%
Kuwait	A2	125	1,88%

Lebanon	B2	750	11,25%
Liechtenstein	Aaa	0	0,00%
Lithuania	Ba1	325	4,88%
Luxembourg	Aaa	0	0,00%
Malaysia	Baa2	175	2,63%
Mexico	Baa2	175	2,63%
Monaco	Aaa	0	0,00%
Morocco	Ba1	325	4,88%
Netherlands	Aaa	0	0,00%
New Zealand	Aa2	85	1,28%
Nicaragua	B2	750	11,25%
Norway	Aaa	0	0,00%
Oman	Baa2	175	2,63%
Pakistan	B3	850	12,75%
Panama	Baa1	150	2,25%
Panama – Off Shore Banking Center	Aa2	85	1,28%
Papua New Guinea	B1	600	9,00%
Paraguay	B2	750	11,25%
Peru	Ba3	525	7,88%
Philippines	Ba1	325	4,88%
Poland	Baa1	150	2,25%
Portugal	Aa1	75	1,13%
Russia	Ba3	525	7,88%
San Marino	Aaa	0	0,00%
Sark	Aaa	0	0,00%
Saudi Arabia	Baa3	200	3,00%
Singapore	Aaa	0	0,00%
Slovakia	Baa3	200	3,00%
Slovenia	A2	125	1,88%
South Africa	Baa2	175	2,63%
Spain	Aa1	75	1,13%
Sweden	Aaa	0	0,00%
Switzerland	Aaa	0	0,00%
Taiwan	Aa3	90	1,35%
Thailand	Baa3	200	3,00%
Trinidad & Tobago	Baa3	200	3,00%
Tunisia	Baa3	200	3,00%
Turkey	B1	600	9,00%
Turkmenistan	B2	750	11,25%
Ukraine	B2	750	11,25%
United Arab Emirates	A2	125	1,88%
United Kingdom	Aaa	0	0,00%
United States of America	Aaa	0	0,00%
Uruguay	B1	600	9,00%
Venezuela	B2	750	11,25%

Fuente: Damodarán (1998): <http://www.stern.nyu.edu/~adamodar>



---

**B. Spreads Bonos Soberanos Chilenos  
(%)**

---

<b>Tasas al 31/12/2002</b>	Tasa*	EEUU Ajust*	Spread
B 2007	4,53	2,90	1,63
B 2009	5,24	3,24	<b>2,00</b>
B 2012	5,67	3,84	1,82
<b>PROMEDIO</b>			<b>1,81</b>

---

\*Tasas de interés efectivas compuestas anuales diferentes de las tasas típicamente reportadas que son tasa semi anuales. Fuente: Bloomberg

---

**Cuadro 4**

<b>Rentabilidades “Esperadas” y Efectivas</b>				
<b>Período 1977-1999</b>				
<b>A. DOLARES (%)</b>	<b>Dt/Pt-12 (1)</b>	<b>Dt/Dt-12 (2)</b>	<b>Rent. Esp. (1)+(2)</b>	<b>Rentab. Efectiva</b>
PROMEDIO	6.5	20.0	26.5	33.5
DESV. ESTANDAR	3.8	42.0	44.5	57.2
Test-t	8.3	2.3	2.9	2.8
<b>B. PESOS REALES (%)</b>				
PROMEDIO	6.3	15.0	21.3	27.2
DESV. ESTANDAR	3.7	41.6	44.2	49.7
Test-t	8.2	1.7	2.3	2.6

**Dt/Pt-12** representa los dividendos anuales como proporción del nivel de precios un año antes (*dividend yield*); **Dt/Dt-12** es la tasa de crecimiento anual de los dividendos anuales. La rentabilidad efectiva es el promedio anual simple de la rentabilidad del índice del IFC, que incluye tanto la ganancia de capital efectiva como los dividendos percibidos.

FUENTE: Rodríguez y Walker (2001)

**Cuadro 5**  
**Metodología de Damodaran**  
**aplicada a Chile**  
**(1991-2001)**

	Premio con respecto al PRC 8	Rentabilidad Esperada
MEDIANA	2,13%	8,47%
PROMEDIO	2,28%	8,62%
DESVEST	0,70%	0,66%
TEST-T	10,74	43,33
MINIMO	1,48%	7,53%
MAXIMO	3,44%	9,86%

**Cuadro 6**

$$r_{i,t} - r_{T20,t} = \alpha_i + \beta_{iW}(r_{W,t} - r_{T20,t}) + \beta_{iW\_1}(r_{W,t-1} - r_{T20,t-1}) + \beta_{iR}(r_{R,t} - r_{T20,t}) + \beta_{iR\_1}(r_{R,t-1} - r_{T20,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

**A. Sensibilidades al Portafolio de Mercado Mundial y a la Ganancia del Bono Soberano\***

	IGPADOLAR	ELECDOLAR	SANITDOLAR	TELECODOLAR	PRC8US
R_MKT-RTR20	<b>0,2147</b>	<b>0,1007</b>	<b>0,0802</b>	<b>0,4209</b>	<b>0,0933</b>
<i>test-t</i>	3,7690	1,6772	0,6619	4,8665	2,2051
R_MKT(-1)-RTR20(-1)	<b>0,1083</b>	<b>0,1198</b>	<b>-0,0362</b>	<b>0,1999</b>	<b>-0,0003</b>
<i>test-t</i>	1,9000	1,9780	-0,2947	2,3062	-0,0072
<b>TOTAL MKT</b>	<b>0,3230</b>	<b>0,2205</b>	<b>0,0440</b>	<b>0,6208</b>	<b>0,0930</b>
R_IN2009-RTR20	<b>0,8247</b>	<b>0,9231</b>	<b>1,1422</b>	<b>0,5623</b>	<b>0,6896</b>
<i>test-t</i>	4,8468	5,1350	3,1672	2,1715	5,5776
R_IN2009(-1)-RTR20(-1)	<b>0,4205</b>	<b>0,2437</b>	<b>0,6700</b>	<b>0,6562</b>	<b>-0,0442</b>
<i>test-t</i>	2,5091	1,3675	1,8574	2,5813	-0,3567
<b>TOTAL SOBERANO</b>	<b>1,2452</b>	<b>1,1668</b>	<b>1,8122</b>	<b>1,2185</b>	<b>0,6454</b>
Constante	0,0034	0,0027	0,0038	0,0016	-0,0026
<i>test-t</i>	1,6967	1,2081	0,9565	0,6251	-1,8865
AR(1)	0,1178	0,1644	0,0440	-0,0800	0,0295
<i>test-t</i>	2,0759	2,4922	0,5553	-1,1741	0,3143

\*Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad.

**B. Sensibilidades al Portafolio de Mercado Mundial y al Retorno del Índice EMBI\***

Variable	IGPADOLAR	ELECDOLAR	SANITDOLAR	TELECODOLAR	PRC8US	IN2009
R_MKT-RTR20	<b>0,2967</b>	<b>0,2487</b>	<b>0,1875</b>	<b>0,4597</b>	<b>0,1194</b>	<b>0,0833</b>
<i>test-t</i>	5,7166	4,4690	1,4451	5,6470	3,3821	2,7276
R_MKT(-1)-RTR20(-1)	<b>0,0993</b>	<b>0,1017</b>	<b>-0,0363</b>	<b>0,1386</b>	<b>-0,0041</b>	<b>0,0105</b>
<i>test-t</i>	1,9491	1,8520	-0,2807	1,7261	-0,1158	0,3412
<b>TOTAL MKT</b>	<b>0,3960</b>	<b>0,3504</b>	<b>0,1512</b>	<b>0,5983</b>	<b>0,1153</b>	<b>0,0938</b>
REMBI-RTR20	<b>0,3881</b>	<b>0,3044</b>	<b>0,1726</b>	<b>0,4342</b>	<b>0,3138</b>	<b>0,2143</b>
<i>test-t</i>	6,9213	5,0635	1,2282	4,9215	8,3136	4,0266
REMBI(-1)-RTR20(-1)	<b>0,1350</b>	<b>0,1371</b>	<b>0,2877</b>	<b>0,1186</b>	<b>-0,0341</b>	<b>-0,0160</b>
<i>test-t</i>	2,4357	2,3007	2,0445	1,3567	-0,8989	-0,3006
<b>TOTAL EMBI</b>	<b>0,5231</b>	<b>0,4415</b>	<b>0,4603</b>	<b>0,5528</b>	<b>0,2797</b>	<b>0,1983</b>
Constante	-0,0002	0,0018	0,0004	0,0009	-0,0017	0,0000
<i>test-t</i>	-0,1638	1,2314	0,1314	0,4758	-2,1424	-0,0554
AR(1)	0,0990	0,0601	0,0066	-0,0762	-0,0565	-0,2587
<i>test-t</i>	2,6198	1,4370	0,1219	-1,5939	-0,9693	-2,9859

\*Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad.

## Cuadro 7

### A. Tasas de Descuento en Dólares

#### Modelo de Dos Factores: Mercado y Bono Soberano

Coeficientes

Variable	RMKT-RTR20	RI2009-RTR20	Premio Con respecto a TR 20	Tasa Efectiva TR 20	TASA DCTO DOLARES
US MKT	1,00	0,00	3,5%	5,0%	8,5%
B. SOBER. 2009	0,00	1,00	2,0%	5,0%	7,0%
IGPA	0,32	1,25	3,6%	5,0%	8,6%
TRANSMISION				5,0%	
ELECTRICO	0,22	1,17	3,1%	5,0%	8,1%
SANITARIO	0,04	1,81	3,8%	5,0%	8,7%
TELECOM	0,62	1,22	4,6%	5,0%	9,6%
PRC8 USD	0,09	0,65	1,6%	5,0%	6,6%

### B. Tasas de Descuento en Dólares

#### Modelo de Dos Factores: Mercado y Bonos Brady

Coeficientes

Variable	RMKT-RTR20	REMBI-RTR20	Premio Con respecto a TR 20	Tasa Efectiva TR 20	TASA DCTO DOLARES
US MKT	1,00	0,00	3,5%	5,0%	8,5%
EMBI	0,00	1,00	8,4%	5,0%	13,4%
IGPA	0,40	0,52	5,8%	5,0%	10,8%
TRANSMISION				5,0%	
ELECTRICO	0,35	0,52	5,6%	5,0%	10,6%
SANITARIO	0,15	0,46	4,4%	5,0%	9,4%
TELECOM	0,60	0,55	6,7%	5,0%	11,7%
B. SOBER. 2009	0,09	0,20	2,0%	5,0%	7,0%
PRC8 USD	0,12	0,28	2,7%	5,0%	7,7%

**Cuadro 8**  
**Tasas de Descuento Patrimoniales**

**A. Tasas de Descuento y Premios en UF**

**Modelo de Dos Factores: Mercado y Bono Soberano**

Variable	Tasa Descuento en Dólares	Premio por Riesgo en UF	Tasa PRC20	Tasa Descuento en UF
US MKT	8,48%	1,9%	4,2%	6,1%
B. SOBER. 2009	6,97%	0,4%	4,2%	4,6%
IGPA	8,59%	2,0%	4,2%	6,2%
TRANSMISION				
ELECTRICO	8,08%	1,5%	4,2%	5,7%
SANITARIO	8,74%	2,2%	4,2%	6,3%
TELECOM	9,58%	3,0%	4,2%	7,2%
PRC8 USD	6,59%	0,0%	4,2%	4,2%

**B. Tasas de Descuento y Premios en UF**

**Modelo de Dos Factores: Mercado y Bonos Brady**

Variable	Tasa Descuento en Dólares	Premio por Riesgo en UF	Tasa PRC20	Tasa Descuento en UF
US MKT	8,5%	0,8%	4,2%	4,9%
EMBI	13,4%	5,6%	4,2%	9,8%
IGPA	10,8%	3,0%	4,2%	7,2%
TRANSMISION				
ELECTRICO	10,6%	2,9%	4,2%	7,0%
SANITARIO	9,4%	1,6%	4,2%	5,8%
TELECOM	11,7%	4,0%	4,2%	8,2%
B. SOBER. 2009	7,0%	-0,8%	4,2%	3,4%
PRC8 USD	7,7%	0,0%	4,2%	4,2%

## Cuadro 9 Costo de la Deuda

### A. Spreads de Bonos Emitidos en el Extranjero

#### Premio por riesgo cambiario según modelo de dos factores: Mercado y Bono Soberano

Variable	Spread c.r. a Treasury*	Tasa Efectiva TR 20	TASA DCTO DOLARES	Spread c.r. a PRC	TASA PRC20	Tasa Descuento Medida UF
IGPA-DEUDA USD	2,9%	5,0%	7,8%	1,2%	4,2%	5,4%
TRANSMISION-DEUDA USD	2,4%	5,0%	7,4%	0,8%	4,2%	5,0%
ELECTRICO-DEUDA USD	3,2%	5,0%	8,2%	1,6%	4,2%	5,7%
SANITARIO-DEUDA USD**	2,4%	5,0%	7,4%	0,8%	4,2%	5,0%
TELECOM-DEUDA USD	2,7%	5,0%	7,7%	1,1%	4,2%	5,3%
PRC8 USD	1,6%	5,0%	6,6%	0,0%	4,2%	4,2%

\*Fuente: Bloomberg

\*\*Se supone igual a Transmisión

### B. Spreads de Bonos Emitidos en el Extranjero

#### Premio por riesgo cambiario según modelo de dos factores: Mercado y EMBI

Variable	Spread c.r. a Treasury*	Tasa Efectiva TR 20	TASA DCTO DOLARES	Spread c.r. a PRC	TASA PRC20	Tasa Descuento Medida UF
IGPA-DEUDA USD	2,9%	5,0%	7,8%	0,1%	4,2%	4,3%
TRANSMISION-DEUDA USD	2,4%	5,0%	7,4%	-0,3%	4,2%	3,9%
ELECTRICO-DEUDA USD	3,2%	5,0%	8,2%	0,4%	4,2%	4,6%
SANITARIO-DEUDA USD**	2,4%	5,0%	7,4%	-0,3%	4,2%	3,9%
TELECOM-DEUDA USD	2,7%	5,0%	7,7%	0,0%	4,2%	4,1%
B. SOBER. 2009	2,0%	5,0%	7,0%	-0,8%	4,2%	3,4%
PRC8 USD	2,7%	5,0%	7,7%	0,0%	4,2%	4,2%

\*Fuente: Bloomberg

\*\*Se supone igual a Transmisión

### C. Spreads Históricos Promedio de Bonos Emitidos en Chile

Variable	Spread Promedio Histórico Local	TASA PRC20	TASA DCTO UF
IGPA-DEUDA UF*	1,44%	4,2%	5,6%
TRANSMISION-DEUDA UF			
ELECTRICO-DEUDA UF	1,51%	4,2%	5,7%
SANITARIO-DEUDA UF	1,50%	4,2%	5,7%
TELECOM-DEUDA UF	1,66%	4,2%	5,8%
PRC 20	0,0%	4,2%	4,2%

Fuente: elaboración propia

\*Promedio de todas las colocaciones de bonos por empresas locales desde 1999

### D. Comparación de Spreads con Respecto a PRC para Bonos Emitidos en Chile

Variable	Spread Promedio Histórico Local	Spread Implícito según Bonos chilenos emitidos en el Extranjero
IGPA-DEUDA UF	1,44%	0,87%
TRANSMISION-DEUDA UF		0,44%
ELECTRICO-DEUDA UF	1,51%	1,18%
SANITARIO-DEUDA UF	1,50%	
TELECOM-DEUDA UF	1,66%	0,73%

Fuente: elaboración propia

### Cuadro 10

#### Premio por Riesgo Agregado y de Sectores Regulados en Chile (Medido en UF)

	Deuda/Activos	Factores Mercado y EMBI		Factores Mercado y Soberano	
		Premio Sobre PRC dado financiamiento externo	Premio Sobre PRC dado financiamiento local	Premio Sobre PRC dado financiamiento externo	Premio Sobre PRC dado financiamiento local
IGPA	0,30	2,1%	3,0%	1,8%	2,3%
ELECTRICO	0,33	2,1%	2,8%	1,5%	1,9%
SANITARIO	0,09	1,5%	2,2%	2,0%	2,6%
TELEFONÍA FIJA	0,28	2,9%	3,8%	2,5%	3,1%

## Cuadro 11

### A. CCPP Industrias en EE.UU. (Damodaran)

Industria	Número Emp.	Beta	Costo Fin. Accionario	S/(B+S)	Desv Est Acciones	Costo Fin. Deuda	Tasa Impptos.	Costo Deuda Desp Impuestos	E/(B+S)	CCPP	Premio por Riesgo
Electric Util. (Central)	30	0,55	6,9%	40,7%	30,0%	6,0%	31,1%	4,1%	59,3%	5,3%	0,3%
Electric Utility (East)	30	0,58	7,0%	51,6%	29,6%	5,8%	29,1%	4,1%	48,4%	5,6%	0,6%
Electric Utility (West)	16	0,59	7,1%	33,2%	35,2%	6,0%	35,9%	3,8%	66,8%	4,9%	-0,1%
<b>Promedio Eléctricas</b>										<b>5,3%</b>	<b>0,3%</b>
Natural Gas (Distrib.)	35	0,60	7,1%	53,6%	27,9%	5,8%	32,7%	3,9%	46,4%	5,6%	0,6%
Natural Gas (Diversified)	39	0,76	7,7%	49,3%	46,9%	6,5%	24,3%	4,9%	50,7%	6,3%	1,3%
<b>Promedio Gas</b>										<b>5,9%</b>	<b>0,9%</b>
Telecom. Services	195	1,59	10,6%	51,1%	89,2%	8,5%	10,0%	7,6%	48,9%	9,1%	4,1%
Water Utility	17	0,51	6,8%	57,7%	23,9%	5,5%	32,8%	3,7%	42,3%	5,5%	0,5%
<b>Market</b>	<b>7278</b>	<b>0,99</b>	<b>8,5%</b>	<b>72,9%</b>	<b>65,6%</b>	<b>8,5%</b>	<b>19,6%</b>	<b>6,8%</b>	<b>27,1%</b>	<b>8,0%</b>	<b>3,0%</b>

### B. Costo de Capital Industrias en EE.UU. CAPM Tradicional

(Elab. propia)

#### Costo de Capital Estimado Según CAPM Tradicional a Partir de Empresas de EE.UU.

		Betas									
		MKT-TR20 (Desv Est - Deuda)	Premio por Riesgo	Treasury 20	Tasa de Descuento en dólares	PxR País	Tasa de Descuento en dólares Ind Chile	PxR en UF	Tasa PRC 20	Tasa de Descuento en UF Ind Chile	
MKT	PATRIMONIO	1,00	3,5%	5,0%	8,5%						
ELECTRICO	PATRIMONIO	0,49	1,7%	5,0%	6,7%	2,3%	9,0%	1,2%	4,2%	5,4%	
	DEUDA	0,32	1,0%	5,0%	6,0%	2,0%	8,0%	0,2%	4,2%	4,4%	
TELEFONIA FIJA	PATRIMONIO	0,77	2,7%	5,0%	7,7%	2,3%	9,9%	2,2%	4,2%	6,4%	
	DEUDA	0,37	1,0%	5,0%	6,0%	2,0%	8,0%	0,2%	4,2%	4,4%	
GAS	PATRIMONIO	1,03	3,6%	5,0%	8,6%	2,3%	10,8%	3,1%	4,2%	7,3%	
	DEUDA	0,48	1,5%	5,0%	6,5%	2,0%	8,5%	0,7%	4,2%	4,9%	
DUCTOS	PATRIMONIO	0,62	2,2%	5,0%	7,1%	2,3%	9,4%	1,7%	4,2%	5,9%	
	DEUDA	0,36	1,0%	5,0%	6,0%	2,0%	8,0%	0,2%	4,2%	4,4%	
SANITARIAS	PATRIMONIO	0,32	1,1%	5,0%	6,1%	2,3%	8,4%	0,6%	4,2%	4,8%	
	DEUDA	0,27	0,8%	5,0%	5,7%	2,0%	7,7%	0,0%	4,2%	4,2%	

### C. Costo de Capital Industrias en EE.UU. CAPM Fama-French

(Elab. propia)

#### Costo de Capital Estimado Según CAPM Fama y French a Partir de Empresas de EE.UU.

		Coeficientes Factores Fama y French										
		MKT-TR20 (Desv Est - Deuda)	HML	SMB	Premio por Riesgo	Treasury 20	Tasa de Descuento en dólares Ind en EE.UU.	PxR País	Tasa de Descuento en dólares Ind en Chile	PxR en UF	Tasa PRC 20	Tasa de Descuento en UF Ind Chile
MKT	PATRIMONIO	1,00	0,00	0,00	3,5%	5,0%	8,5%					
HML		0,00	1,00	0,00	4,0%	5,0%	9,0%					
SMB		0,00	0,00	1,00	1,5%	5,0%	6,5%					
ELECTRICO	PATRIMONIO	0,73	0,82	-0,02	5,8%	5,0%	10,8%	2,3%	13,0%	5,3%	4,2%	9,5%
	DEUDA	0,32			1,0%	5,0%	6,0%	2,0%	8,0%	0,2%	4,2%	4,4%
TELEFONIA FIJA	PATRIMONIO	0,68	-0,03	-0,13	2,1%	5,0%	7,1%	2,3%	9,3%	1,6%	4,2%	5,8%
	DEUDA	0,37			1,0%	5,0%	6,0%	2,0%	8,0%	0,2%	4,2%	4,4%
GAS	PATRIMONIO	0,81	-0,32	0,06	1,6%	5,0%	6,6%	2,3%	8,9%	1,2%	4,2%	5,3%
	DEUDA	0,48			1,5%	5,0%	6,5%	2,0%	8,5%	0,7%	4,2%	4,9%
DUCTOS	PATRIMONIO	0,86	0,78	0,34	6,6%	5,0%	11,6%	2,3%	13,9%	6,2%	4,2%	10,3%
	DEUDA	0,36			1,0%	5,0%	6,0%	2,0%	8,0%	0,2%	4,2%	4,4%
SANITARIAS	PATRIMONIO	0,52	0,62	0,07	4,4%	5,0%	9,4%	2,3%	11,7%	3,9%	4,2%	8,1%
	DEUDA	0,27			0,8%	5,0%	5,7%	2,0%	7,7%	0,0%	4,2%	4,2%



## Cuadro 12

### Costo de Capital Promedio Ponderado

(Elab. Propia a partir de cuadros 11.B y 11.C)

	<b>Costo de Capital Promedio Ponderado obtenido a partir de Industrias en EE.UU.</b>											
	CAPM Tradicional							CAPM de Fama y French				
	Deuda/ Activos	Tasa Impuestos	CCPP en Dólares, USA	Premio en Dólares, USA	CCPP en Dólares, Chile	CCPP en UF, Chile	PREMIO en UF, Chile*	CCPP en Dólares, USA	Premio en Dólares, USA	CCPP en Dólares, Chile	CCPP en UF, Chile	PREMIO en UF, Chile*
ELECTRICO	0,65	35%	4,88%	-0,10%	6,97%	3,42%	-0,16%	6,31%	1,33%	8,40%	4,85%	1,27%
TELEFONIA FIJA	0,44	35%	6,01%	1,03%	8,16%	4,61%	1,03%	5,67%	0,69%	7,82%	4,27%	0,69%
GAS	0,55	35%	6,17%	1,18%	8,28%	4,73%	1,15%	5,29%	0,31%	7,40%	3,85%	0,27%
DUCTOS	0,61	35%	5,16%	0,18%	7,26%	3,71%	0,13%	6,92%	1,94%	9,02%	5,47%	1,89%
SANITARIAS	0,57	35%	4,75%	-0,23%	6,86%	3,31%	-0,27%	6,18%	1,20%	8,30%	4,75%	1,17%

\* Incluye un premio adicional de 0,6% por segmentación de mercado

## ANEXO 1

### Estimaciones multibetas cuando hay bajos volúmenes de transacción

Supongamos que  $Y$ ,  $X$  y  $Z$  representan retornos de portafolios. En el contexto de un modelo de regresión simple, Dimson (1979) demuestra que, si los activos tienen bajos niveles de transacciones, la estimación del  $\beta$  en la especificación siguiente, resulta sesgada:

$$Y = a + \beta X + e$$

Sus resultados muestran que al estimar la siguiente ecuación de regresión,

$$Y = a + \beta_{-1} X_{-1} + \beta_0 X + \beta_1 X_1 + u$$

donde los subíndices representan adelantos y rezagos<sup>16</sup> entonces un estimador consistente del  $\beta$  es, simplemente:

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_{-1} + \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1$$

Para estimar un modelo con más de un factor de riesgo, suponiendo que éstos y la variable dependiente pueden presentar en alguna medida el mismo problema de asincronía en sus transacciones, puede ser suficiente utilizar adelantos y rezagos en todas las variables explicativas y luego sumar los correspondientes coeficientes. Esto es lo que hacen, por ejemplo, Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2000).<sup>17</sup>

---

<sup>16</sup> Se utiliza sólo un adelanto y un rezago en el ejemplo.

<sup>17</sup> "Trading activity and Expected Stock Returns."

## ANEXO 2

### Equivalencia de rentabilidades esperadas en dólares y pesos reales

Se supone el siguiente modelo de valoración, que es consistente con los casos analizados más arriba.<sup>18</sup>

$$E(r_j) - i = \theta \text{cov}(r_j, r_w) + \eta \text{cov}(r_j, s) \equiv \pi_{j,USD} \quad (\text{A2.1})$$

Aquí hay dos fuentes de riesgo valoradas, que en conjunto dan origen al premio por riesgo: la covarianza con el portafolio mundial y la covarianza con una variable de estado, que puede representar algún factor de riesgo específico al país o a los mercados emergentes, por ejemplo. Se supone que todas las variables están expresadas en dólares.  $i$  corresponde a la tasa libre de riesgo en dólares.

La pregunta es, en el contexto de dicho modelo, cómo debería ser la rentabilidad esperada expresada en otra moneda, en UF por ejemplo. Esta equivalencia tiene algunas sutilezas no del todo evidentes.

Primero debe notarse que, por definición, se da:

$$E(r_j) = E(r_j^*) + E(e) + \text{cov}(r_j^*, e) + E(r_j^*)E(e) \quad (\text{A2.2})$$

donde el asterisco denota la misma variación expresada en UF y  $e$  la variación del tipo de cambio, definido como dólares por UF. Se supondrá que el último término es de segundo orden de magnitud y por lo tanto se omitirá. Por otro lado, suponiendo que existe una tasa completamente libre de riesgo de no pago en UF, se da que el premio por riesgo cambiario de equilibrio obtenido a partir de la ecuación A2.1 es:

$$E(i^* + e + i^* e) - i = \theta \text{cov}(e, r_w) + \eta \text{cov}(e, s) \equiv \varphi_e \quad (\text{A2.3})$$

Suponiendo que el término  $i^*E(e)$  es de segundo orden, se obtiene una expresión para la apreciación esperada de la UF:

$$E(e) = i - i^* + \varphi_e \quad (\text{A2.4})$$

Reemplazando este resultado en en A2.2 y éste a su vez en A2.1, se obtiene:

$$E(r_j^*) - i^* + \varphi_e + \text{cov}(r_j^*, e) = \pi_{j,USD} \quad (\text{A2.5})$$

Por último, como la tasa de interés libre de riesgo expresada en moneda local puede no existir, dado que la tasa de interés en moneda local (UF) también tendrá un premio por riesgo país,  $i^* + \pi_{país}$ , entonces para expresar el premio por riesgo en moneda local con respecto a la tasa de interés local observada debe hacerse:

$$\pi_{j,Local} \equiv E(r_j^*) - (i^* + \pi_{país}) = \pi_{j,USD} - (\varphi_e + \pi_{país}) - \text{cov}(r_j^*, e) \quad (\text{A2.6})$$

---

<sup>18</sup> Véase Sercu y Uppal (1995), p. 604.

Escrito en términos de rentabilidad esperada, se obtiene

$$E(r_j^*) = i_{Obs}^* + \pi_{j,USD} - (\varphi_e + \pi_{país}) - \text{cov}(r_j^*, e) \quad (\text{A2.7})$$

Para interpretar estos resultados debe tenerse presente que el premio por riesgo en la ecuación A2.1 implícitamente toma en cuenta el grado en el cual los activos individuales se ven afectados por los premios por riesgo cambiario y país, los que a su vez están incluidos en la tasa de interés en moneda local. Por lo tanto, para evitar la doble contabilización, deben restarse una vez. Por otro lado, la covarianza entre el retorno en moneda local y el tipo de cambio (medido como dólares por unidad de moneda local) tiene un efecto directo: si el retorno en moneda local es alto al tiempo que la moneda local se aprecia, es decir, si la covarianza es positiva, la rentabilidad exigida en moneda local puede ser menor (porque la rentabilidad esperada en dólares sería mayor).

Para estimar el premio por riesgo país a partir de los datos existentes, podría suponerse que la diferencia entre la tasa de interés del país y la tasa libre de riesgo es la misma independientemente de la moneda en que ambas tasas se expresen. Por ejemplo, que si EE.UU. emitiera bonos denominados en UF chilenas, la tasa de interés resultante sería menor en la misma cantidad de puntos base que la diferencia de tasas en dólares. Sin embargo, este supuesto es erróneo. El nivel de riesgo país en moneda local es usualmente considerado inferior que el mismo expresado en moneda extranjera y éste es un hecho reconocido por las agencias clasificadoras de riesgo. En efecto, la deuda soberana en moneda nacional siempre puede pagarse emitiendo más dinero o aumentando los impuestos. Al tratarse de deuda indexada puede haber algunas sutilezas adicionales, pero no cabe duda del menor riesgo de no pago implícito en la deuda expresada en moneda local.