

---

*Informe de Final*

*Metodología de cálculo para la tasa de  
actualización de una empresa eficiente de  
Distribución Eléctrica*

*Preparado para Comisión Nacional de  
Energía*

*Por*

*Le Fort Economía y Finanzas*

*25 de noviembre de 2019*



## 1. Contenido

Tablas y Figuras .....	4
1. Introducción .....	6
2. Antecedentes y Revisión Literaria .....	7
2.1. Costo de Capital de Distribución Eléctrica .....	7
2.2. CAPM (Modelo de Valoración de Activos de Capital).....	9
2.2.1. Críticas al CAPM .....	9
2.2.2. Desempeño del CAPM en Chile .....	10
2.3. Premio por Riesgo de Mercado en países Desarrollados .....	12
2.3.1. Premio por Riesgo de Mercado Histórico (PRH).....	13
2.3.2. Premio por Riesgo de Mercado Esperado (PRE) .....	15
2.3.3. Premio por Riesgo de Mercado Implicado (PRI) .....	16
2.3.4. Premio por Riesgo de Mercado Requerido (PRR) .....	19
2.4. Estimaciones para Chile y Modelos propuestos en la literatura para estimar PRM en un país emergente como Chile. ....	19
2.4.1. Estimaciones realizadas para Chile .....	19
2.4.2. Modelos propuestos para países emergentes.....	21
2.4.3. Resumen Modelos para PRM aplicables a Chile. ....	28
2.5. Metodología para la Estimación del Riesgo Sistemático (Beta) .....	29
2.5.1. Estimación Tradicional .....	30
2.5.2. Estimación de Betas Estocásticas.....	31
2.5.3. Betas Ajustados .....	33
2.5.4. Betas reportados por terceros .....	34
2.5.5. Metodología de Estimación Propuesta .....	35
2.6. Análisis Crítico a estudio realizado por Estudios Energéticos Consultores .....	36
2.6.1. Cálculo Costo de Capital Gas de Red .....	36
2.6.2. Comisión Nacional de Energía (estudio 2016).....	37
2.6.3. Discrepancias y Dictamen del Panel de Expertos .....	37
2.7. Análisis Crítico a estudio realizado por Bonilla y Asociados .....	43
2.7.1. Cálculo Costo de Capital de Transmisión Eléctrica .....	43
2.7.2. Comisión Nacional de Energía (estudio 2017 de Bonilla y Asociados).....	44
2.7.3. Discrepancias y Dictamen del Panel de Expertos .....	44

2.8.	Evidencia Empírica Internacional sobre Costo de Capital en procesos tarifarios internacionales de servicios públicos. ....	46
2.8.1.	Experiencia mercado italiano .....	47
2.8.2.	Experiencia en el mercado australiano .....	48
2.8.3.	Evidencia en el mercado de Nueva Zelanda.....	49
2.8.4.	Experiencia en Reino Unido.....	51
2.8.5.	Experiencia en Bélgica.....	55
2.8.6.	Experiencia en la industria canadiense.....	58
2.8.7.	Conclusiones sobre análisis evidencia internacional.....	60
2.9.	Referencias .....	62
3.	Metodología de cálculo para la tasa de actualización de una empresa eficiente de distribución eléctrica .....	67
3.1.	Metodología y Estimación Tasa Libre de Riesgo .....	68
3.1.1.	Estimación de un proxy para la Tasa Libre de Riesgo .....	71
3.1.2.	Evolución reciente de las tasas de interés libres de riesgo .....	73
3.2.	Metodología y Estimación Premio por Riesgo de Mercado.....	80
3.2.1.	PRM para Chile con datos nacionales .....	81
3.2.2.	PRM chileno con datos internacionales .....	85
3.2.2.1.	Modelo de premio por riesgo de mercado maduro más un premio por riesgo país	87
3.2.2.2.	Modelo de spread soberano: Modelo de Goldman-Sachs .....	88
3.2.2.3.	Modelo de clasificación de riesgo país.....	89
3.2.3.	Premio por Riesgo de Mercado .....	90
3.3.	Metodología y Estimación Beta del Negocio Distribución Eléctrica.....	91
3.3.1.	Base de Datos con Empresas comparables.....	92
3.3.1.1.	Filtros estadísticos .....	92
3.3.1.2.	Filtro de Representatividad: muestra final de empresas .....	96
3.3.2.	Estimación de betas estocásticos .....	98
3.4.	Tasa de actualización .....	100
4.	Anexos.....	101
4.1.	Tabla Rating crediticio Moody´s.....	101
4.2.	Betas desapalancados muestra total .....	102
4.3.	Minutas reuniones con contraparte técnica .....	102

## Tablas y Figuras

Cuadro 1. Estimaciones de PRM Implicado para Estados Unidos – Damodaran .....	18
Cuadro 2. Fortalezas y Debilidades de Métodos de Estimación del PRM.....	28
Cuadro 3. Estimaciones Premio por Riesgo de Mercado .....	41
Cuadro 4. Resultados de estimaciones WACC para el mercado australiano .....	49
Cuadro 5. Estimaciones WACC para Nueva Zelanda.....	50
Cuadro 6. Estimaciones WACC para Nueva Zelanda, año 2019 .....	51
Cuadro 7. <i>Estimaciones WACC para Reino Unido</i> .....	52
Cuadro 8. Estimaciones WACC para Bélgica año 2015 .....	56
Cuadro 9. Estimaciones WACC para Bélgica año 2015 .....	57
Cuadro 10. Estimaciones ROE por CAPM de acuerdo a Panel de Expertos para año 2020.....	59
Cuadro 11. Rendimiento de Bonos GOC .....	60
Cuadro 12. Evolución de las tasas del mercado secundario de bonos emitidos por el Banco Central .....	69
Cuadro 13. Plazos residuales de Instrumentos de Renta Fija (Benchmark).....	71
Cuadro 14. Presencia bursátil de instrumentos libres de riesgo .....	72
Cuadro 15. Presencia bursátil de instrumentos libres de riesgo .....	72
Cuadro 16. Estabilidad de Bonos de Gobierno basado en coeficiente de variación (CV) .....	73
Cuadro 17 Tasas de Bonos en Dólares.....	74
Cuadro 18. Tasas de Bonos en UF .....	76
Cuadro 19. TIR promedio de BTU-7 .....	77
Cuadro 20. Evolución BTU-7 .....	78
Cuadro 21. Evolución mensual BTU-7 .....	79
Cuadro 22. Descripción Parámetro PRM con Datos Nacionales .....	83
Cuadro 23. Test Aumentado de Dickey-Fuller .....	83
Cuadro 24. Test Aumentado de Dickey-Fuller .....	84
Cuadro 25. Estimación del PRM para una ventana de 10 años.....	84
Cuadro 26. Fortalezas y Debilidades de Métodos de Estimación del PRM.....	86
Cuadro 27. Estimación de PRM (Modelo Damodaran) .....	88
Cuadro 28. Estimación de PRM de Chile (Modelo de Goldman-Sachs) .....	89
Cuadro 29. Estimación del PRM para Chile (Modelo Erb, Harvey y Viskanta).....	90
Cuadro 30. Resumen PRM para Chile bajo distintas Metodologías .....	90
Cuadro 31. Ejemplo Test Cusum .....	93
Cuadro 32. Ejemplo Test Cusum Cuadrado.....	94
Cuadro 33. Empresas filtradas por significancia y estabilidad .....	95
Cuadro 34. Muestra final de empresas de Distribución Eléctrica .....	96
Cuadro 35. Estimación de Betas del Negocio .....	97
Cuadro 36. Estimación tasa libre de riesgo .....	97
Cuadro 37. Estimación de betas estocásticos .....	99

Cuadro 38. Betas estocásticos desapalancados .....	99
Cuadro 39. Estimación Tasa de Actualización.....	100

## 1. Introducción

La ausencia de actualización del marco regulatorio que rige a las empresas que prestan el servicio de distribución eléctrica en Chile ha llevado a un cuestionamiento que demanda pronto cambios. Por esta razón, el Gobierno, recogiendo las inquietudes ciudadanas y parlamentarias, ingresó a la Cámara de Diputados un proyecto de ley que rebaja la rentabilidad de las empresas de distribución y perfecciona el proceso tarifario de distribución eléctrica (boletín N°12.567-08, posteriormente refundido con el boletín N° 12.471-08), con el fin de que las modificaciones propuestas se vean reflejadas en las tarifas a partir del próximo proceso tarifario.

Actualmente, el artículo 182° de la Ley General de Servicios Eléctricos establece que la tasa de actualización que se debe utilizar para calcular los costos anuales de inversión es igual a 10% real anual, aplicable antes de impuesto. El proyecto de ley propone que la tasa de actualización sea calculada por la Comisión cada cuatro años, sea aplicable después de impuestos, y que para su determinación se considere el riesgo sistemático, en relación al mercado, de las actividades propias de las empresas concesionarias de distribución eléctrica, la tasa de rentabilidad libre de riesgo, y el premio por riesgo de mercado. Esto realizado de manera similar a lo que son las mejores prácticas a nivel internacional.

El proyecto de ley agrega que:

- *el riesgo sistemático se define como un valor que mide o estima la variación en los ingresos de una empresa eficiente de distribución eléctrica con respecto a las fluctuaciones del mercado;*
- *la tasa de rentabilidad libre de riesgo corresponderá a la tasa interna de retorno promedio ofrecida por el Banco Central de Chile o la Tesorería General de la República para un instrumento reajutable en moneda nacional. El tipo de instrumento y su plazo deberán considerar las características de liquidez, estabilidad y montos transados en el mercado secundario de cada instrumento en los últimos dos años a partir de la fecha de referencia del cálculo de la tasa de actualización. El período considerado para establecer el promedio corresponderá a un mes y corresponderá al mes calendario de la fecha de referencia del cálculo de la tasa de descuento. Sin embargo la Cámara de Diputados aprobó una indicación para sustituir “el promedio corresponderá a un mes” a “el promedio corresponderá al promedio de los seis meses previos” y con posterioridad el Senado aprobó una indicación del ejecutivo para incorporar la frase “Excepcionalmente, cuando la Comisión lo determine fundadamente, podrá considerar un periodo distinto de manera de dar mejor representatividad al instrumento elegido”; y*
- *el premio por riesgo de mercado se define como la diferencia entre la rentabilidad de la cartera de inversiones de mercado diversificada y la rentabilidad del instrumento libre de riesgo definida anteriormente.*

La información nacional o internacional que se utilice para el cálculo del valor del riesgo sistemático y del premio por riesgo de mercado deberá permitir la obtención de estimaciones confiables desde el punto de vista estadístico.

Por lo tanto, la tasa de actualización será la tasa de rentabilidad libre de riesgo más el premio por riesgo de mercado multiplicado por el valor del riesgo sistemático.

No obstante que las disposiciones transitorias contenidas en el proyecto de ley establecen que para el proceso de determinación de las tarifas de distribución correspondientes al cuatrienio 2020-2024, se aplicará lo dispuesto en el referido proyecto de Ley en lo que fuere pertinente, y que en las indicaciones ingresadas por el Poder Ejecutivo al proyecto de ley establecen que la Comisión Nacional de Energía podrá utilizar estudios de determinación de tasa de actualización contratados por ésta<sup>1</sup>. Es así como a través de una licitación pública en el portal Chilecompras se seleccionó a la empresa consultora LE&F para realizar el estudio que calcula la tasa de actualización que se va a utilizar en el proceso de determinación de las tarifas de distribución correspondientes al cuatrienio 2020-2024.

## 2. Antecedentes y Revisión Literaria

### 2.1. Costo de Capital de Distribución Eléctrica

El proyecto de ley rebaja la rentabilidad de las empresas de distribución y perfecciona el proceso tarifario de distribución eléctrica (boletín N° 12.567-08, posteriormente se refunde con el boletín N° 12.471-08), con el fin de que las modificaciones propuestas se vean reflejadas en las tarifas a partir del próximo proceso tarifario. El proyecto señala que la tasa de actualización que se debe utilizar para calcular los costos anuales de inversión se deberá calcular en función de tres parámetros: tasa libre de riesgo, riesgo sistemático del negocio y premio por riesgo de mercado.

En consecuencia, la tasa de costo de capital a la que hace referencia la ley se refiere a la tasa de descuento de los activos de las empresas de distribución eléctrica. Los tres parámetros indicados anteriormente llevan a la utilización del CAPM (Modelo de Valoración de Activos de Capital) para una empresa financiada 100% con patrimonio (sin interferir el riesgo financiero), tal como se establece en los cuerpos legales que regulan otros sectores en Chile (Telefonía, Sanitario, Distribución de Gas en Red y Transmisión Eléctrica) y se usa ampliamente a nivel internacional.

Por lo tanto, se expresa de la siguiente forma:

$$\rho = R_f + [E(R_m) - R_f] \cdot \beta_p^{S/D}$$

Donde:

---

<sup>1</sup> La ley 21.194 (que rebaja la rentabilidad de las empresas de distribución y perfecciona el proceso tarifario de distribución eléctrica) fue finalmente publicada el 21 de diciembre de 2019.

$\rho$ :	Tasa de costo de capital de la empresa
$R_f$ :	Tasa de interés libre de riesgo
$[E(R_m) - R_f]$ :	Premio por riesgo de mercado
$\beta_p^{S/D}$ :	Riesgo sistemático de los activos (beta del negocio), denominado usualmente en inglés " <i>unlevered beta</i> "

El CAPM establece una relación lineal entre el retorno exigido de un activo o instrumento riesgoso y el retorno exigido de un portafolio de instrumentos o activos riesgosos, bien diversificado y eficiente (denominado portafolio de mercado). La tasa exigida de rentabilidad de los activos es equivalente a la tasa libre de riesgo más un premio por riesgo sistemático asociado al negocio realizado por la empresa. En otras palabras, se requiere contar con una medida de la tasa libre de riesgo, el premio por riesgo de mercado y el beta patrimonial sin deuda (*unlevered beta*) o beta de activos.

En ciertas ocasiones se produce una confusión conceptual entre los conceptos de beta de activos y el promedio ponderado de los betas de deuda y patrimonio. Es posible demostrar que el beta patrimonial sin deuda corresponde al beta de activos, y es muy claro que este último debe ser un promedio ponderado del beta del patrimonio y el beta de la deuda. Para realizar esto consideremos la relación entre el beta patrimonial con deuda y el beta patrimonial sin deuda que fue confirmada por Fernández (2004) y que corresponde al que se infiere del modelo planteado por Rubinstein (1973). La fórmula establece la siguiente relación:

$$\beta_p^{S/D} = \frac{\beta_p^{C/D} + \beta_b \cdot (1 - t_c) \cdot \frac{B}{P}}{\left[1 + (1 - t_c) \cdot \frac{B}{P}\right]}$$

Donde:

$\beta_p^{S/D}$ : Beta patrimonial sin deuda o *unlevered beta*.

$\beta_p^{C/D}$ : Beta patrimonial con deuda o *equity beta*.

$\beta_b$ : Beta de la deuda (*debt beta*) o riesgo de la deuda

$t_c$ : Tasa de impuesto a las corporaciones o impuesto de primera categoría en el caso de Chile.

$\frac{B}{P}$ : Razón de endeudamiento, valor presente de la deuda financiera dividido por valor bursátil del patrimonio (*market capitalization*).

Reordenando los términos de la ecuación y utilizando la primera proposición de Modigliani y Miller (1963)<sup>2</sup> se obtiene lo siguiente:

$$\beta_p^{S/D} = \beta_p^{C/D} \cdot \alpha + \beta_b \cdot (1 - \alpha)$$

Donde el ponderador  $\alpha$  es igual a la relación entre el patrimonio de la empresa endeudada y el valor de la empresa sin deuda  $\frac{P}{V^{S/D}}$ . Por su lado  $(1 - \alpha)$  corresponde a  $\frac{B(1-t_c)}{V^{S/D}}$ . Esto muestra que claramente

---

<sup>2</sup> La primera proposición de MM establece que el valor de una empresa endeudada es equivalente al valor de una empresa sin deuda (100% patrimonio) más el valor presente del ahorro tributario debido a los gastos financieros ( $V^{C/D} = V^{S/D} + t_c \cdot B$ ).

el riesgo del negocio o riesgo del activo (*unlevered beta*) es compartido por ambas fuentes de financiamiento (deuda y patrimonio). Por lo tanto, para determinar el beta de activos basta con calcular el beta del patrimonio sin deuda (*unlevered beta*).

## 2.2. CAPM (Modelo de Valoración de Activos de Capital)

Este modelo fue desarrollado por Sharpe (1964) y Lintner (1965) en un contexto de mercado de capitales perfecto y en un mundo de dos períodos. El modelo se basa en la teoría de portafolio media-varianza desarrollada por Markowitz (1952, 1959).

El modelo establece que el retorno exigido de un activo riesgoso es equivalente a la tasa libre de riesgo  $R_f$  más un premio por riesgo que a su vez corresponde al premio por riesgo de mercado  $[E(R_m) - R_f]$  multiplicado por el riesgo sistemático del activo riesgoso ( $\beta_i$ ) es decir:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] \cdot \beta_i$$

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_{R_m}^2}$$

### 2.2.1. Críticas al CAPM

La formulación del CAPM en si mismo no tiene críticas. Las críticas surgen cuando se realizan estimaciones empíricas del CAPM.

La estimación del riesgo sistemático se puede realizar estimando el modelo de mercado en excesos de retorno:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

Si el CAPM es el modelo que explica los retornos entonces en el modelo anterior no se debería rechazar la hipótesis nula de que  $\alpha_i$  es igual a cero. Sin embargo, en test de corte transversal de este modelo realizado entre otros por Douglas (1968); Black, Jensen y Scholes (1972), Miller y Scholes (1972), Blume y Friend (1973), Fama y MacBeth (1973), rechazan la hipótesis de que  $\alpha_i$  sea igual a cero. En general, el promedio de  $\alpha_i$  es positivo para portafolio de bajo riesgo sistemático y negativo para portafolios de alto riesgo sistemático. En la década de los 90 se encontraron resultados similares al respecto [Fama y French (1992)]. Finalmente, en análisis de series de tiempo es posible encontrar resultados similares como lo muestran [Friend y Blume (1970), Black, Jensen, y Scholes (1972) y Stambaugh (1982)].

A estos resultados se suman las llamadas anomalías detectadas en la literatura. El primero de estos es la evidencia detectada por Basu (1977). Él encuentra que acciones con alta relación utilidad precio tienen retornos mayores que los predichos por el CAPM y lo contrario ocurre con acciones que tienen baja relación utilidad precio. Posteriormente, Banz (1981) encuentra que empresas con baja

capitalización de mercado tienen retornos mayores que los pronosticados por el CAPM. Statman (1980), Rosenberg, Reid, y Lanstein (1985) muestran que empresas con alta relación valor bursátil a valor libro tienen retornos más altos que los retornos asociados a su betas y viceversa. Evidencia presentada por Dimson, Marsh y Staunton (2002) indica que una de las más importantes y mejor conocidas anomalías es el llamado efecto tamaño, según el cual empresas pequeñas tendrían retornos sobre normales. Además, está presente el efecto enero que guarda relación con el efecto tamaño. Se ha mostrado que la mayor parte del efecto tamaño se produce en enero. Esto no sólo no ha continuado, sino que ha sido revertido en prácticamente todos los mercados en el mundo, lo cual ha ocurrido generalmente después de ser publicitada su existencia.

Merton (1973) desarrolla un CAPM intertemporal (conocido como ICAMP). En este modelo los inversionistas no sólo están preocupados del pago al final del período sino también de las oportunidades de consumo o de invertir aquel pago en un contexto intertemporal. Fama (1996) plantea que el modelo de Merton es una generalización del CAPM. Fama y French (1993,1996) proponen un modelo de tres factores en que se incluye además de retorno de mercado, el tamaño de las empresas y la relación valor de mercado a valor libro de la acción. Lo interesante es que desaparecen las anomalías que se habían detectado previamente. Lamentablemente, este modelo no es capaz de eliminar la anomalía, detectada por Jegadeesh y Titman (1993) llamada momentum. Las acciones que han tenido buenos retornos con respecto al mercado en los últimos tres a doce meses tienden a continuar haciéndolo bien por pocos meses en adelante y lo mismo ocurre con acciones que les ha ido mal.

La evidencia provista por Novy-Marx (2013), Titman, Wei, y Xie (2004), y otros establece que el modelo de tres factores es incompleto puesto que no considera la variación de los retornos promedios que se deben a la rentabilidad y la inversión. Fama y French (2015) extienden el modelo original de tres factores a uno de cinco factores donde se incluye la rentabilidad y la inversión. El principal problema de este nuevo modelo es que no captura los bajos retornos promedios de acciones de bajo valor cuyos retornos se comportan como aquellas firmas que invierten mucho a pesar de la baja rentabilidad.

En resumen, el CAPM en su versión más tradicional no tiene buen respaldo empírico y por lo tanto tiene limitaciones en su aplicación.

### **2.2.2. Desempeño del CAPM en Chile**

Para el mercado accionario chileno también existe evidencia empírica que no permite validar el CAPM tradicional. De La Cuadra y García (1987) investigan las anomalías empíricas del CAPM, sugiriendo que el Beta no captura todo el riesgo sistemático asociado con el nivel de endeudamiento de una firma. Cuando se incluye como variable explicativa, además del Beta, el ratio Patrimonio a Activo Total, los retornos anormales desaparecen.

Posteriormente, Zúñiga (1994) realiza una investigación exploratoria respecto al efecto tamaño en los retornos accionarios chilenos, usando datos mensuales en el periodo 1989-1991. Zúñiga concluye que "los resultados en definitiva sugieren un efecto tamaño, pero éstos no son significativos en ninguna de las submuestras, probablemente debido al bajo número de títulos transados en Chile y a la baja presencia bursátil del promedio de las acciones usadas".

Rubio (1997) trata de replicar el trabajo de Fama y French (1992) para el mercado chileno, evaluando el rol conjunto de la Beta de mercado, el tamaño, la razón Utilidad/Precio, el leverage y la razón Libro/Bolsa, en el periodo 1981-1994, usando los retornos mensuales de las acciones y datos contables trimestrales y anuales. Cuando los datos contables tienen una frecuencia trimestral, la variable más importante, y que absorbe el poder explicativo de las restantes, es la razón Utilidad/Precio. En cambio, cuando la frecuencia de los datos contables es anual, la combinación más adecuada es la razón Libro/ Bolsa y la Beta de mercado.

Marshall y Walker (2000), estudian el llamado efecto del día de la semana (day-of-the week effect) para el período comprendido entre 1989 y 1996 usando retornos diarios (calculados en forma logarítmica) y encuentran que el día Lunes los retornos de las acciones son significativamente menores a los retornos promedios diarios de la semana. Lo contrario ocurre el día Viernes. Por otro lado se detecta un efecto negativo del tamaño el día Lunes y positivo el día Viernes.

Por otro lado, Fuentes, Gregoire y Zurita (2006), usando rentabilidades mensuales de 60 acciones, en el periodo 1991-2004, tratan de determinar los factores macroeconómicos que permiten explicar el rendimiento accionario en Chile. Si bien este trabajo es sobre el APT (Teoría de Precios por Arbitraje), dentro de las conclusiones los autores señalan: "Nuestros resultados son: i) las sorpresas en la tasa de crecimiento del índice mensual de actividad económica (Imacec), en el precio del cobre y del petróleo aparecen como factores con premios por riesgo estadísticamente distintos de cero en los rendimientos accionarios chilenos; mientras que las sorpresas en inflación no aparecenpreciadas en la muestra, y ii) el modelo CAPM es fuertemente rechazado por los datos, en favor del APT".

Díaz e Higuera (2012) realizan un contraste empírico del CAPM, empleando las metodologías de serie temporal y de eficiencia media-varianza, basada en la estimación por el método generalizado de momentos (MGM). El contraste se llevó a cabo usando rentabilidades mensuales de títulos individuales para el periodo 1997-2007 y usando una cartera de igual ponderación como proxy para la cartera de mercado. Los resultados de todas las metodologías empleadas muestran que el CAPM explica satisfactoriamente el corte transversal de retornos esperados en Chile.

Duarte, Ramírez y Sierra (2014) analizan los principales mercados bursátiles de la región (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), mediante el análisis de la rentabilidad histórica de las empresas que cotizan en cada bolsa de valores, para el período entre enero de 2002 y mayo de 2012. Los resultados obtenidos revelan que en general el efecto tamaño propuesto por Banz (1981) no se presenta en los principales mercados bursátiles de Latinoamérica, no obstante se evidencia la presencia de un efecto invertido en Brasil, México, Chile y Colombia.

Por último es importante señalar que dado el pequeño tamaño del mercado accionario chileno (en términos de número de empresas y grado de liquidez) no es posible contrastar los modelos propuestos por Fama y French (tres y cinco factores).

### 2.3. Premio por Riesgo de Mercado en países Desarrollados

Este tema ha sido largamente debatido entre los investigadores económicos-financieros y analistas, debido a que al usar diversas metodologías las estimaciones obtenidas del premio por riesgo de mercado difieren en forma importante.

Merton (1980) estima el premio en forma histórica bajo una variedad de posibles supuestos con respecto a la conducta del inversionista y concluye que el premio puede variar entre un 8% y 12%.

El artículo seminal de Mehra y Prescott (1985) abre el debate, pues ellos muestran que el premio por riesgo de mercado histórico en Estados Unidos es bastante más alto que el premio obtenido al usar teoría estándar. Llegan a la conclusión que el premio no debe superar en 0,35% anual a las letras del tesoro. Este trabajo da lugar a posteriores investigaciones que tratan con modelos diferentes, variando supuestos sobre: preferencias, aversión al riesgo, separabilidad de estados, ocio, formación de hábitos y conductas de ahorro, mercados incompletos, distribución de probabilidades, y explicaciones conductuales. A pesar de existir importantes cambios en la estimación, la crítica normal es que se requieren altos niveles de aversión al riesgo para lograr consistencia con los premios de mercado calculados en forma histórica. Swan (2001) muestra que el premio por iliquidez del mercado accionario es suficiente para explicar el paradigma de una alto premio tanto para Estados Unidos como para Australia.

En palabras de Dimson, Marsh y Staunton (2002), los inversionistas en Estados Unidos simplemente tuvieron la buena fortuna de obtener retornos muy altos durante 100 años, el llamado “triumfo de los optimistas”.

En la revisión que haremos de este tema nos centraremos en los resultados obtenidos para Estados Unidos por ser el país referente a nivel mundial en cuanto al desarrollo de su mercado de capitales en general y accionario en particular. Adicionalmente, la forma de estimar el premio por riesgo de mercado difiere en el concepto usado en los distintos estudios. El premio por riesgo de mercado ha sido llamado de cuatro formas distintas: premio por riesgo de mercado histórico (PRH), premio por riesgo de mercado esperado (PRE), premio por riesgo de mercado implicado (PRI) y premio por riesgo de mercado requerido (PRR). Es más, Fernández (2006) argumenta que el PRH es igual para todos los inversionistas mientras que los otros difieren entre los distintos inversionistas. Sin embargo, la estimación de PRH también difiere entre diversos estudios debido fundamentalmente al período de estimación utilizado, método de estimación y a la definición del proxy del portafolio de mercado.

En primer lugar revisaremos la literatura considerando estas diferencias conceptuales para poder luego concentrarnos en metodologías que se pudieran aplicar en países emergentes como Chile.

### 2.3.1. Premio por Riesgo de Mercado Histórico (PRH)

El PRH corresponde al cálculo del promedio geométrico y/o el promedio aritmético de la diferencia entre el retorno un índice accionario que sirva de proxy para el retorno de mercado y la tasa de un bono emitido por el Estado. Para ello se han utilizados distintos intervalos de tiempo.

Los primeros en realizar este tipo de estimación fueron Ibbotson y Associates, reportando en forma anual ambos valores usando una serie histórica para Estados Unidos que tiene como punto de partida el año 1926. Ellos reportan para el 2000 un premio aritmético de 9,2% para Estados Unidos.

Wilson y Jones (2002) toman el período 1871-1999 y reconstruyen el S&P 500 para el período 1926-1956 debido a cambios en la definición del mismo en ese período, encontrando un PRH promedio aritmético de 5,8%. La estimación provista por Siegel (2005) es de un PRH de 6,1%.

Goetzman e Ibbotson (2005) encuentran un PRH promedio histórico de 3,76% para el período 1792-1925 y 6,57% para el período 1926-2004. Esta vez utilizan las acciones transadas en el NYSE. Sin embargo, el retorno de mercado estaría subestimado en el período 1792-1871 pues la serie de dividendos no está completamente disponible.

Un estudio muy interesante es el de Mayfield (2004) quien toma la idea de Merton (1980) en cuanto a los cambios que se producen en las oportunidades de inversión a través del tiempo y el impacto que tiene esto en el premio por riesgo de mercado. Mayfield considera un proceso de Markov para describir la volatilidad cambiante. Analiza Estados Unidos tomando una amplia definición del portafolio de mercado como son NYSE, AMEX y NASDAQ para el portafolio ponderado por valor. Los datos van desde 1926 hasta 2000 y encuentra que para períodos de baja volatilidad el premio por riesgo de mercado es de 5,2% y para períodos de alta volatilidad es de 32,5%. Adicionalmente el autor encuentra que existe una probabilidad de 39% que la economía entre en un estado de alta volatilidad previo a 1940 mientras que esta probabilidad es sólo de 5% para después de 1940. Entonces considerando esto, el premio por riesgo de mercado cae de 20,1% antes del 40 a 7,1% después del 40. Es decir, hay evidencia contundente de un cambio en el proceso de volatilidad sugiriendo de inmediato que el PRH no es un buen estimador del PRE. Si el mercado espera que la volatilidad caiga entonces el precio de las acciones subirá con lo cual los retornos calculados ex post serán más altos y por lo tanto automáticamente no serán un buen estimador de los retornos ex ante. Entre otras cosas ésta es una de las razones fundamentales por qué en finanzas nos encontramos con períodos de altos retornos en el mercado y bajas volatilidades y viceversa. Sin embargo, Mayfield corrige este sesgo de volatilidad y encuentra un PRE de 5,6% para Estados Unidos en el período posterior a 1940.

Dimson, Marsh y Staunton (2006) estiman el PRH para un grupo de 17 países y encuentran para Estados Unidos un PRH promedio histórico para el período 1900-2005 de 6,49%. La gran limitación de este estudio está en la imposibilidad de contar con la serie completa de datos para todos los países. Entre otros aspectos señalan que para los niveles de índices de mercado obtenidos para Alemania desde 1943 a 1947, Japón para 1945 y España desde 1936 a 1938 no se puede decir que sean valores determinados por el mercado. Finalmente, al observar los resultados no se observa la relación

esperada que a mayor riesgo (volatilidad) mayor el retorno del mercado. Nos encontramos con Bélgica por ejemplo con retorno promedio de 4,58% y una desviación estándar de 22,10% mientras que Irlanda para el mismo nivel de desviación estándar tiene un retorno de mercado de 7,02%. Por su lado, Sudáfrica con 9,46% y Suecia 10,07% de retorno de mercado y con desviaciones estándar levemente más altas de 22,57% y 22,62% respectivamente. Esto lleva a cuestionarse seriamente los retornos históricos como estimadores de los retornos esperados.

Es importante destacar las principales críticas que se han hecho al promedio histórico del premio por riesgo de mercado (PRH):

- *Cambio en la volatilidad del mercado*: Esto fue inicialmente propuesto por Merton (1973) y luego Mayfield (2004) realiza una estimación para el caso de Estados Unidos. El problema consiste en que cuando hay crisis financieras el precio de las acciones cae y con ello el retorno mientras que la volatilidad del retorno sube. Esto va en sentido contrario a lo que plantea el modelo de Markowitz (1952), en que mayor retorno esperado está asociado a mayor riesgo (volatilidad). Mayfield, al corregir este problema, determina un PRM para Estados Unidos de 5,6% para después de 1940. El retorno de mercado como promedio simple de la serie 1940-2016 es 11,18% en términos nominales. A la luz de la evidencia mostrado por Mayfield en que el PRM estimado es 5,6%, entonces podría existir la necesidad de que el PRM sea ajustado para tomar en cuenta los cambios de volatilidad.
- *Grado de Aversión al Riesgo y otros*: Mehra y Prescott (1985) fueron quienes por primera vez mostraron que el premio por riesgo de mercado histórico en Estados Unidos era bastante más alto que el premio que se obtendría al usar teoría estándar. A pesar del esfuerzo de los investigadores, variando supuestos sobre: preferencias, aversión al riesgo, separabilidad de estados, ocio, formación de hábitos y conductas de ahorro, mercados incompletos, distribución de probabilidades, y explicaciones conductuales, la crítica normal es que se requieren altos niveles de aversión al riesgo para poder obtener consistencia con los premios históricos.
- *Sesgo de Sobrevivencia*: Se utiliza la variación del Índice Accionario S&P 500 que incluye sólo las 500 acciones más transadas en el Mercado Accionario de Nueva York o NASDAQ. Las empresas incluidas son las de mayor capitalización de Mercado. Es decir, se está cometiendo el error de sesgar hacia arriba los retornos. Esto lo discute Damodaran (2019).
- *Error Estándar*: Si se calcula el PRM en forma histórica se puede demostrar que el nivel de error estándar no sólo es alto sino que crece mientras menor es el intervalo de tiempo usado para calcularlo. Damodaran (2019) muestra que el error estándar para una serie de 10 años es 3,71% y para una serie de 88 años este error baja a 2,2%.

En la literatura financiera se ha propuesto el uso del promedio geométrico ya que existe evidencia de correlación negativa en el retorno de acciones al considerar un largo período de tiempo [Fama y French (1988,1992)] y utilizar el promedio aritmético bajo esta condición llevaría a sobreestimar el premio por riesgo de mercado (Damodaran 2019).

Las tres estimaciones más recientes del PRH para Estados Unidos son la de Damodaran (2019), Dimson, Marsh y Staunton (2019) y Duff & Phelps (2019). En el primer caso, tomando las series de retornos del S&P 500 y las tasas de mercado de los bonos del tesoro con vencimiento a 10 años para el período 1928 a 2018, Damodaran estima un PRH promedio aritmético de 6,26% y un PRH

promedio geométrico de 4,66%. Por su lado, Dimson et al. utilizando datos similares pero para el período 1900 a 2018, obtienen un PRH aritmético de 5,6% y un PRH geométrico de 4,5%. El promedio aritmético reportado por Duff & Phelps es 5,5% para el período 1926 a 2018, es claramente diferente al simple promedio de la diferencia entre el retorno de mercado y la tasa libre de riesgo. Ellos toman el promedio simple del retorno de mercado y restan, lo que consideran, una tasa libre de riesgo de largo plazo (tasa suavizada).

### **2.3.2. Premio por Riesgo de Mercado Esperado (PRE)**

Se han usado fundamentalmente dos métodos para poder estimar el PRE, predicciones a través de variables macro e indicadores técnicos y el método de encuesta. Por un lado, está la literatura que relaciona variables macro e indicadores técnicos con la predicción del premio por riesgo. Entre las variables macro destacan el uso de la razón precio dividendo ( Campbell y Shiller 1988, Fama y French 1988, Cochrane 2008, Pástor y Stambaugh 2009), inflación tasa de inflación (Nelson 1976, Fama y Schwert 1977, Campbell y Vuolteenaho 2004), tasa de interés nominal y spread de tasas de interés (Keim y Stambaugh 1986, Campbell 1987, Breen, Glosten, y Jagannathan 1989, Fama y French 1989), razón de riqueza consumo (Lettau y Ludvigson 2001) y volatilidad (Guo 2006). Por otro lado, Ang y Bekaert (2007), Hjalmarsson (2010), y Henkel, Martin, y Nadari (2011) encuentran que las variables macro también predicen el premio por riesgo de mercado en corte transversal de países. Por su lado, los indicadores técnicos están basados en patrones de precios pasados y volúmenes con el objetivos de identificar tendencias de precios creyendo que persisten en el futuro. En la literatura destacan las reglas de filtro (Fama y Blume 1966), promedio móviles (Brock, Lakonishok, y LeBaron 1992), momento (Conrad y Kaul 1998, Ahn, Conrad y Dittmar 2003), y reconocimiento de esquemas automáticos (Lo, Mamaysky, and Wang 2000). Estos estudios lamentablemente no analizan específicamente cuan bien estos indicadores predicen el premio por riesgo de mercado, contrario a lo que se ha realizado con variables macro. Sin embargo, el trabajo de Neely et al. (2013) hace la comparación y encuentra que los indicadores técnicos tienen mayor capacidad predictiva dentro y fuera de la muestra que las variables macro.

En otro ámbito Kolev y Karapandza (2017) usan 21 predictores distintos y muestran que el punto de corte del intervalo de tiempo (dentro de la muestra versus fuera de la muestra) es importante para la predicción del premio por riesgo de mercado. Ellos incluso muestran que al tomar algunos subperíodos una parte de estos indicadores no explican el premio. Finalmente, Baltar y Karyanpas (2017) analizan las predicciones pero tomando en cuenta los regímenes de economía en alza y economías en baja. Ellos muestran que las predicciones funcionan adecuadamente en economías en alza pero subestiman en economía en baja. En resumen, los modelos predictivos basados en variables macro e indicadores técnicos proveen mejores proyecciones del PRM que los valores históricos. Sin embargo, su capacidad predictiva fuera de la muestra es aún débil.

En otro ámbito se usa el método de encuestas para obtener las expectativas. Sin embargo, debemos tener claro que desde un punto de vista conductual lo que se está obteniendo a través de las encuestas son las expectativas de retornos y no los retornos exigidos o requeridos en equilibrio [ver Ilmanen (2003)].

Welch (2000) realiza dos encuestas a profesores de finanzas en 1997 y 1998 para lo esperado en los próximos 30 años y encuentra un promedio sobre bonos del tesoro de largo plazo de 7% con un rango entre 1% y 15%. El mismo autor realiza un nuevo estudio el 2001 encontrando esta vez un promedio de 5,5%.

Graham y Harvey (2005) realizan una encuesta para Gerentes de Finanzas en Estados Unidos y encuentra que en Septiembre 2000 la expectativa era de 4,65% mientras que a Septiembre 2005 era de 2,93%.

Graham y Harvey (2016) realizan una encuesta entre Gerentes de Finanzas (alrededor de 400), los cuales creen que el premio por riesgo de mercado para EEUU es un 4,02%, el cual es un poco más alto que los promedios obtenidos para los 16 años anteriores en que se realizó la encuesta.

Graham y Harvey (2018) realizan una encuesta entre Gerentes de Finanzas (alrededor de 350), los cuales creen que el premio por riesgo de mercado para EEUU es un 4,42%, el cual es un poco más alto que los promedios obtenidos para los 18 años anteriores en que se realizó la encuesta.

Fernández et al. (2019) realiza una encuesta para 69 países obteniendo 5.096 respuestas de académicos, analistas y administradores financieros. Aun cuando el documento tiene estos valores para 69 países, queremos destacar las expectativas de PRM para Chile y Estados Unidos. En el primer caso el PRM esperado para Chile es 6,3% (promedio) con un mínimo de 4,0% y un máximo de 7,4%. En el caso de Estados Unidos el promedio es 5,6% con un mínimo de 2,2% y un máximo de 17%. Esta encuesta la viene realizando el profesor Pablo Fernández desde el año 2010.

La principal desventaja de las encuestas es que las respuestas de los encuestados están fuertemente influenciadas por el comportamiento reciente del precio de las acciones.

### **2.3.3. Premio por Riesgo de Mercado Implicado (PRI)**

En esta línea de estudios se encuentran todos aquellos enfoques que suponen que las acciones se valoran bajo un cierto modelo simplificador de la realidad. El modelo más comúnmente usado ha sido el de Gordon (1962) que asume crecimiento al infinito a través de las oportunidades de inversión de las empresas y por lo tanto el precio de una acción se puede determinar como el valor presente de una serie infinita de dividendos que crecen a la tasa  $g$ , quedando de la siguiente forma:

$$P_0 = \frac{div_1}{k_p - g}$$

Donde:  $P_0$  es el precio actual de la acción;  $div_1$  es el dividendo por acción del próximo período;  $k_p$  es la tasa de descuento o retorno exigido por los accionistas y  $g$  es la tasa de crecimiento esperada de los dividendos.

Tomando la ecuación de arriba, entonces el retorno exigido por el mercado se podría estimar de la siguiente forma:

$$E(R_m) = \frac{div_1}{P_0} + g$$

Por lo tanto, si contamos con el retorno de dividendos del mercado y con la tasa de crecimiento esperada de los dividendos para el mercado, entonces podemos deducir el retorno exigido por el mercado y luego haciendo la diferencia con la tasa libre de riesgo tendríamos el estimador del premio por riesgo de mercado. Se han propuesto estimaciones basadas en la relación utilidad/precio así como flujos de caja. Esta consiste en realizar una estimación utilizando flujos de caja asociados al índice y crecimiento de ellos durante un período finito, regularmente cinco años, para luego tomar un valor terminal del índice de mercado asociado a una tasa de crecimiento del flujo a una tasa constante al infinito. Normalmente los flujos crecen en promedio a una tasa mayor en el período finito y luego converge el crecimiento a una tasa menor de largo plazo.

Jagannathan, McGrattan y Scherbina (2000) usan el modelo de Gordon suponiendo que  $g$  es la tasa de crecimiento del producto geográfico neto y obtienen una estimación del premio por riesgo de mercado para Estados Unidos de 3,04%. Clauss y Thomas (2001) estiman el modelo de Gordon suponiendo una razón de pago de dividendos de 50% con datos desde 1985 a 1998 y encuentran un premio esperado de 3% para Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Japón y Reino Unido. Fama y French (2002) encuentran para el período 1951-2000 un PRI entre 2,55% y 4,32%, mientras que para el período 1872-1950 estiman un PRI de 4,17%.

Harris, Marston, Mishra y O'Brien (2003) hacen el mismo ejercicio pero para empresas asumiendo que  $g$  es igual a tasa de crecimiento esperada por los analistas. Ellos encuentran un premio por riesgo de mercado de 7,3%.

La nueva teoría del ciclo de dividendos también lleva a cuestionar la rentabilidad de los dividendos pues De Angelo, De Angelo y Stulz (2006) señalan que consistente con la teoría del ciclo de vida de los dividendos, la proporción de empresas industriales que pagan dividendos es alto cuando las ganancias retenidas son una alta proporción del patrimonio y esa proporción baja cercano a cero cuando el patrimonio es contribuido más que ganado. Los autores documentan que para empresas que transan sus acciones se observa un fuerte incremento en la proporción de firmas con ganancias retenidas negativas entre 1978 (11,8%) y 2002 (50,2%). Esto lleva a pensar automáticamente que la tasa de crecimiento de los dividendos no es estable a través del tiempo sino que tiene ciclos y el modelo de Gordon tampoco sería el apropiado para estimar el precio de una acción y por lo tanto el retorno del mercado.

Como se podrá observar en esta literatura el gran problema en la estimación es el supuesto que se haga en relación a la tasa de crecimiento esperada de los dividendos ( $g$ ).

En la literatura nos encontramos con al menos tres formas de estimar el retorno de mercado (retorno de dividendos, utilidad/precio y flujos de caja). Damodaran (2019) analiza los tres métodos y opta

por el de flujos de caja, por ser más generalista. Se obtiene el  $E(R_m)$  que en la ecuación corresponde a  $k_p$ , resolviendo la siguiente ecuación:

$$\text{Valor del Patrimonio} = \sum_{t=1}^n \frac{E(FCLP)_t}{(1 + k_p)^t} + \frac{E(FCLP)_n}{(k_p - g_n) \cdot (1 + k_p)^n}$$

En que:

FCLP: Flujos de Caja de Largo Plazo asociado al índice accionario de mercado.

$k_p$ : Tasa de retorno exigido por el mercado.

$g_n$ : Tasa de crecimiento de los flujos de caja de largo plazo

En la aplicación Damodaran considera el valor de un índice de mercado (S&P 500) y luego hace una estimación de los flujos de caja que generará en los próximos períodos y estima la tasa de crecimiento de los flujos de caja de largo plazo ( $g_n$ ). Finalmente, se usa como supuesto que los flujos de caja seguirán creciendo a esa tasa hasta el infinito. A partir de todo esto se deduce la tasa ( $k_p$ ) que iguale el valor del mercado del S&P 500 con el valor presente de los flujos de caja futuros. Luego se sustrae la tasa libre de riesgo corriente (T Bond de largo plazo) para obtener el PRM.

En el siguiente Cuadro se resume las estimaciones del PRM implicado para Estados Unidos realizadas por el profesor Damodaran.

**Cuadro 1. Estimaciones de PRM Implicado para Estados Unidos – Damodaran**

Año	PRM Implicado
2011	6,01%
2012	5,78%
2013	4,96%
2014	5,78%
2015	6,12%
2016	5,69%
2017	5,08%
2018	5,96%

En los últimos cinco años, Damodaran ha estimado el PRM para Estados Unidos de esta forma y ha encontrado un PRM estimado de 5,96% para el 2018 (última estimación). Sin embargo, Damodaran también calcula un PRM implícito suavizado cuyo valor a la misma fecha es 5,55%<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Visitar la página web de Damodaran ( <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>) y descargar el archivo bajo el título de [Implied ERP \(annual\) from 1960 to Current](#).

### **2.3.4. Premio por Riesgo de Mercado Requerido (PRR)**

Este es el premio por riesgo de mercado que nos interesa para efectos de poder determinar el costo de capital de una empresa o de un proyecto. Sin embargo, lo que se ha hecho en la literatura es tratar de usar PRH, PRE y PRI como estimadores del PRR. Lamentablemente, los estudios están sujetos a diversas críticas y los estimadores han sido variados. Nos referimos fundamentalmente a supuestos que se deben hacer sobre el período de tiempo, la tasa libre de riesgo, la tasa de crecimiento esperada de los dividendos y la rentabilidad de dividendos. A esto se suma la inestabilidad de los parámetros en el tiempo lo cual lleva a un problema importante al tratar de predecir cuál es el mejor estimador del premio por riesgo de mercado requerido.

Como dicen Dimson, Marsh y Staunton (2006) “desde una perspectiva de largo plazo histórica y global, el premio por riesgo de mercado es más pequeño de lo que fue alguna vez. El premio por riesgo sobrevive como un puzzle, sin embargo, y no tenemos dudas al respecto seguirá intrigando a los académicos en finanzas en el futuro.”

¿Cómo estimar el premio por riesgo de mercado requerido? En primer lugar, entre los distintos métodos usados vemos claramente que el PRH es el que entrega el menor rango de diferencia en la estimación, pues son datos objetivos. Sin embargo, se debe tener muy claro que Estados Unidos es el único país en que se ha hecho el trabajo de estimar un PRH corrigiendo por el gran problema de cambio en la volatilidad. Todos los otros trabajos no hacen este ajuste por lo cual no corrigen este importante sesgo. Lamentablemente no existe hoy una estimación como la realizada por Mayfield que tiene la virtud de considerar los valores históricos de los retornos y a su vez permitir a través de la teoría financiera cambios en la volatilidad del mercado.

En resumen, luego de analizar la abundante literatura, el premio por riesgo de mercado ha caído con respecto a lo que fue en el pasado. Este hallazgo tiene sentido tanto desde un punto de vista financiero como económico. En primer lugar, estamos en una realidad financiera de mercados de capitales más integrados, lo cual lleva a mejores oportunidades de diversificación del portafolio de mercado con lo que la volatilidad se reduce y por lo tanto el premio por riesgo de mercado también baja. Desde un punto de vista económico Lettau, Ludvigson y Wachter (2004) encuentran una baja sustancial en la volatilidad del consumo a comienzos de los 90s y por lo tanto esto explicaría un premio por riesgo de mercado más bajo. Ellos plantean que no saben exactamente cuán más bajo será en el futuro pero creen razonable usar un PRR para Estados Unidos de un 5,1% suponiendo que el estimado por Mayfield a futuro es 50 puntos bases inferior al histórico, corregido por cambios en volatilidad.

## **2.4. Estimaciones para Chile y Modelos propuestos en la literatura para estimar PRM en un país emergente como Chile.**

### **2.4.1. Estimaciones realizadas para Chile**

Una de las primeras estimaciones del premio por riesgo de mercado para Chile, usando datos históricos, y publicada en una revista científica corresponde a Fuentes y Zurita (2005). Los autores

encuentran que el valor histórico promedio es de 14,9% al usar una muestra de datos desde 1977 a 2001. Como proxy del retorno de mercado utilizan la variación del IGPA ajustado por inflación, haciendo alusión a su menor sesgo de selección, mientras que como activos libres de riesgo consideran, alternativamente los Pagarés Reajustables del Banco Central (PRBC), disponibles desde 1986 en adelante, y los depósitos a plazo bancarios reajustables. Los resultados de premio por riesgo de mercado obtenidos fluctúan entre 17,3% para el período 1977- 2001 usando depósitos a plazo como tasa libre de riesgo y 20,5% para el período 1986 -2001 usando PRBC como tasa libre de riesgo. Sin embargo, el PRM estimado resulta ser inestable y no sirve como estimador del valor esperado del PRM para Chile.

En un documento de trabajo del Banco Central cuyos autores son Lira y Sotz (2011), se trabaja fundamentalmente con tres metodologías para estimar el premio por riesgo de mercado (PRM) para Chile (promedio histórico, rentabilidad de mercado implícita y premio por riesgo de un mercado maduro más un premio por riesgo país). La estimación se realiza usando datos mensuales entre enero de 1993 y mayo del 2010. La primera estimación fue a través del diferencial histórico de rentabilidad real entre índices accionarios e instrumentos libres de riesgo, obteniendo un PRM que fluctuó entre 2,8% y 6,7% dependiendo del indicador accionario elegido y las tasas libres de riesgo empleadas. En segundo lugar y como una variante de esta metodología, se calculó la rentabilidad accionaria implícita en los precios accionarios actuales a través de un modelo de dividendos descontados, alcanzando un PRM en el rango de 4,9% a 7,2% según cual sea la tasa libre de riesgo utilizada. Por último, se realizó el cálculo adicionando el premio por riesgo país al premio por riesgo de mercado de una economía desarrollada (EEUU), en donde el premio por riesgo de mercado fluctuó entre 3,7% y 7,6%. En definitiva, los autores no recomiendan el uso de alguno de los PRM obtenidos. En nuestra opinión, cuando se trabaja con datos históricos en Chile uno de los grandes problemas es contar con instrumentos libres de riesgo que no cambien sus características a través del tiempo. Es por esto que lo más aconsejable es tratar de trabajar con modelos que estimen directamente el valor esperado del retorno de mercado y luego sustraer la tasa libre de riesgo, para así obtener un PRM consistente con las otras estimaciones.

Maquieira y Asociados, MQA, (2014) realiza una estimación del premio por riesgo de mercado de Chile utilizando un modelo sugerido por Campbell, Lo and MacKinlay (1997), que proviene del modelo propuesto inicialmente por Campbell y Schiller (1988). Este es una generalización del modelo original de Gordon y Shapiro (1956). El modelo de Campbell y Schiller tiene la virtud de ser un modelo de crecimiento dinámico, asumiendo endogeneidad mutua entre “dividend yield”, retorno observado de mercado y tasa de crecimiento de los dividendos. Además, permite que cada una de estas variables fluctúe estocásticamente a través del tiempo. A través del modelo se estimó el retorno de mercado esperado,  $E(R_m)$ , para el 2012 y 2013. Luego se sustrajo la tasa libre de riesgo (BCU a 5 años), con lo cual se obtuvo el PRM para el 2012 y 2013. Los datos usados para realizar la estimación corresponden al período enero 1982 a octubre 2014. En cuanto al parámetro retorno de mercado esperado,  $E(R_m)$ , la metodología posibilita la estimación de valores puntuales para cada año (valores condicionales o de corto plazo) a partir de los cuales es posible calcular valores incondicionales (esto es, representativo de períodos más largos de tiempo). Las estimaciones de los PRM incondicionales (promedio de 5 años) resultaron ser 7,76% para el 2012 y 7,1% para el 2013. MQA muestra que la estimación cumple con las condiciones estadísticas deseables (es estable e

insegura). MQA (2017) estima nuevamente el PRM usando la misma metodología, pero solo con la información a partir del 2000 hasta el 2017 y encuentra un PRM incondicional (promedio de 5 años) de 7,1% para el 2017 y uno de largo plazo de 6,9%, considerando la tasa libre de riesgo de bonos a 10 años. Más adelante se mostrará la estimación realizada para el 2019.

#### 2.4.2. Modelos propuestos para países emergentes.

A este respecto, se ha propuesto en la literatura la utilización de medidas indirectas para el cálculo del premio por riesgo esperado de mercado a través de identificar sus posibles componentes. La principal justificación teórica para este tipo de modelos es el tratamiento que otorgan al supuesto de integración de los mercados. Conceptualmente, si los mercados de capitales se encuentran perfectamente integrados, entonces el premio por riesgo de un mercado debe ser en equilibrio igual al de otro. Pero si por restricciones a los mercados de capitales, restricción a los movimientos de capital o a la convertibilidad de la moneda, riesgo político, desprotección a los derechos de propiedad o asimetrías de información (entre muchas otras razones), la integración no es perfecta, entonces estos valores necesariamente difieren. Más aún, las menores posibilidades de diversificación en un mercado emergente aseguran que esa diferencia sea estrictamente positiva a su favor, es decir, este debe presentar en equilibrio un premio por riesgo esperado mayor que el de un mercado más profundo. El problema consiste entonces en determinar cuán mayor debe ser esta diferencia y cómo estimarla.

Existen varias alternativas para resolver este problema, algunas construidas sobre sólidos argumentos teóricos. En todo caso, es claro que el PRM para países emergentes, como lo es el caso de Chile, no puede ser inferior al de Estados Unidos toda vez que tenemos un riesgo país más alto que Estados Unidos y además que en Chile hay menos posibilidades de diversificación, lo que llevaría a una volatilidad del mercado más alto y por consiguiente un premio mayor. Existen al menos ocho modelos de premio por riesgo de mercado que se podrían utilizar para un país emergente en que no se puede realizar una estimación directa por carecer de datos suficientes<sup>4</sup>. Estas son:

- a) CAPM internacional
- b) CAPM anidado globalmente (Globally Nested CAPM)
- c) El modelo de clasificación de riesgo país.
- d) Modelo de desviaciones estándar relativas (basado en el argumento de Merton).
- e) Modelo de spread de calidad crediticia más premio por volatilidad local.
- f) Modelo de spread soberano: Modelo de Goldman
- g) Modelo de premio por riesgo de mercado maduro más un premio por riesgo país.
- h) Modelo de Campbell y Shiller.

---

<sup>4</sup> Se puede ver una discusión de los modelos c), d) y e) en Valuation Handbook International Guide to Cost of Capital (2016) de Duff & Phelps. En el Capítulo 2 del Valuation Handbook International Guide to Cost of Capital (2019) de Duff & Phelps algunos de estos modelos son considerados a la luz de sus fortalezas y debilidades.

#### a) CAPM Internacional.

El modelo de CAPM internacional supone integración perfecta, donde el premio por riesgo se determina en los mercados mundiales. Este modelo es descartado por Harvey (1991, 1995) para países emergentes puesto que encuentran una muy baja relación entre los retornos de mercados locales y el de un portfollio mundial. Duff & Phelps lo estiman regularmente y concluyen en su último reporte que este modelo no tiene la capacidad de explicar adecuadamente la relación entre riesgo y retorno en países emergentes. Previamente, Ibbotson y Asociados opinaban que los resultados no tenían mucho sentido (países con mayor riesgo pueden aparecer con menores premios por riesgo); en nuestra opinión, ello se explica al menos en parte, por el supuesto de integración perfecta, el cual lleva a subestimar el riesgo de países emergentes, como es el caso de Chile.

#### b) CAPM anidado globalmente.

El modelo de CAPM anidado globalmente, propuesto por Clare y Kaplan (1998), propone añadir a este premio por riesgo un componente que depende del riesgo regional, por lo que reconoce que los mercados no se encuentran completamente integrados. Un problema asociado a este enfoque, sin embargo, es que requiere identificar un valor adecuado para el premio por riesgo esperado del mercado global. Ellos buscan resolver los problemas del modelo CAPM internacional estudiando la interacción entre el país y la región geográfica en que se encuentra. La idea es que si los mercados no son totalmente integrados, entonces el riesgo regional importa. Por ejemplo, el costo de capital de un país como Chile podría depender no sólo de cómo reacciona ese país al resto del mundo (visión de CAPM Global), sino cómo reacciona el mismo a Latinoamérica (la región). Este modelo se expresa como un modelo multi-beta, en que la tasa de costo de capital para un país es igual a la tasa libre de riesgo, más el beta del país con respecto al portfollio del mundo por el premio por riesgo del mercado mundial, y más el beta del país con respecto a la región por el premio por riesgo del mercado regional. Morningstar reporta problemas con el funcionamiento de este modelo. Sólo pueden estimar el retorno de mercado para 4 países de un total de 178 a través de este modelo. Uno de los problemas fundamentales es que cuando se habla de mercado regional no debiera ser la variable geográfica quien lo defina sino la variable de relaciones comerciales.

#### c) Modelo de clasificación de riesgo país.

El modelo de clasificación de riesgo país se basa en las clasificaciones de riesgo de países que producen semestralmente el Institutional Investor, basado en encuestas a prestadores en más de 100 países. Esta encuesta provee una medida de riesgo esperado para una muestra amplia de mercados. La idea del modelo es utilizar estas clasificaciones de riesgo y los retornos financieros de economías de mercado desarrolladas para hacer inferencias sobre las tasas de retorno esperadas en mercados en desarrollo. Erb, Harvey y Viskanta (1996) proponen realizar una regresión en que los retornos de los países en dólares nominales son la variable dependiente, y la variable independiente es el logaritmo natural de la clasificación de riesgo país del período anterior. La regresión resultante permite estimar el retorno esperado de cualquier país, aun cuando éste no tenga datos de retornos. Duff & Phelps reportan que este modelo produce consistentemente resultados razonables, evita usar datos de economías no desarrolladas que pudieran ser inconsistentes o incompletas, y finalmente produce resultados relativamente estables. Ello les lleva a recomendar este método de estimación. El modelo que ellos plantean es como sigue:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln(CCR_{local,t-1}) + v_{it}$$

Donde:

$CCR_{local,t-1}$  es Country Credit Rating local en t-1.

$r_i$ : retorno del país i

$\beta_i$  coeficiente beta que mide riesgo sistemático

i: indica el país “i”.

t: mes correspondiente al retorno de mercado utilizado.

$\alpha_i$ : constante asociada al país “i”

$v_{it}$ : error de estimación

El modelo es estimado usando datos de retornos mensuales, en moneda local para 72 países para un período de 30 años<sup>5</sup>. Sin embargo, es posible usar el modelo para estimar la tasa de retorno del mercado (COE) para 186 países, pues sólo se requiere conocer la última clasificación de riesgo de Institutional Investor. Se consideran los rankings (CCR) elaborados por Institutional Investor desde abril 1989 a marzo 2019 los cuales son pareados con el retorno nominal mensuales para un grupo de 72 países entre abril 1989 y marzo 2019. Esto resulta en un total de 20.762 observaciones de CCR en el período t y retornos en el período t+1.

#### d) Modelo de desviaciones estándar relativas (basado en el argumento de Merton).

El modelo de desviaciones estándar relativas se basa en el supuesto que los mercados son totalmente segmentados. Como demostró Merton (1980), en tal caso, si los inversionistas en dos países tienen coeficientes de aversión relativas al riesgo similares, bajo mercados segmentados implica que el premio por riesgo de un país es proporcional al riesgo total de dicho mercado. Conceptualmente, el riesgo total del país no es diversificable internacionalmente, puesto que los mercados se suponen segmentados. Duff & Phelps no recomiendan este método para países emergentes pues tienen alta volatilidad en los mercados accionarios.

#### e) Modelo de spread de calidad crediticia más premio por volatilidad local.

Godfrey y Espinosa (1996) proponen un modelo para estimar tasas de retornos exigidos para países emergentes. Para ello proponen un ajuste al CAPM tradicional en dos formas. Primero, tomar la tasa libre de riesgo de Estados Unidos y agregar la diferencia entre la tasa de interés de un bono soberano del país emergente y la tasa de retorno de un bono del tesoro americano comparable. En segundo lugar se agrega un “beta ajustado” definido como 0,6 veces la razón entre la desviación estándar de los retornos del mercado accionario del país emergente y la desviación estándar de los retornos accionarios del mercado americano. Todo esto entregaría una tasa de retorno exigido para el mercado

---

<sup>5</sup> A partir de 2017 se opta por utilizar una regresión que contenga sólo la información de los últimos 30 años a diferencia de las estimaciones previas que comenzaban todas en septiembre de 1979. Adicionalmente la medida de rating de riesgo país cambia pues Institutional Investor no lo reporta desde 2017 en adelante y esto lo realiza ahora Euromoney.

emergente denominado en dólares. En términos de fórmula la estimación del retorno exigido para el mercado emergente es la siguiente:

$$E(R_{memergente}) = r_{feeuu} + (r_{bsemergente} - r_{beeuu}) + 0,6 \cdot \frac{\sigma_{memergente}}{\sigma_{meeuu}} \cdot PRM_{eeuu}$$

Existen dos potenciales problemas al intentar aplicar este modelo a un país emergente. El primero es que no todos los países emergentes tienen bonos soberanos denominados en dólares. El segundo problema es que el ajuste de 0,6 al beta es un ajuste que proviene del estudio realizado por Erb, Harvey y Viskanta (1995) que no se encuentra actualizado y además existe evidencia que la volatilidad del mercado puede ser variable en el tiempo<sup>6</sup>.

#### f) Modelo de spread soberano: Modelo de Goldman.

Este modelo consiste en correr una regresión entre los retornos de la acción y los retornos del índice de acciones S&P 500. El beta resultante es multiplicado por el premio esperado del S&P 500. A esto se le agrega un factor adicional llamado “spread soberano”. Este último corresponde a la diferencia en la tasa de un bono de gobierno del país al cual pertenece la acción y el bono del tesoro norteamericano. Este método fue propuesto por Mariscal y Lee (1993).

$$E(R_{i,t}) = SS_i + \beta_{iw}E(R_{wt})$$

Hay varios problemas con este tipo de modelo. Primero, el factor adicional es el mismo para cada una de las acciones, aun cuando ellas pueden tener distinto grado de exposición al riesgo país. En segundo lugar, sólo se puede aplicar en países donde existen bonos de gobierno en dólares. Esto no es relevante cuando se está estimando el  $E(R_m)$ . Finalmente, el premio por riesgo país asociado a la deuda es distinto al del patrimonio, por lo cual  $SS$  debiese estar ajustado por algún parámetro, probablemente mayor a 1, considerando la evidencia empírica en cuanto a riesgo país y premio por riesgo de mercado (relación positiva).

#### g) Modelo de premio por riesgo de mercado maduro más un premio por riesgo país.

Damodaran (2002) plantea alternativamente que este problema de integración parcial de los mercados de capitales puede ser aproximado descomponiendo el premio por riesgo de mercado en dos componentes fundamentales, el primero corresponde al premio por riesgo esperado para un mercado maduro (ej. EEUU) y el segundo a un premio por riesgo de mercado país. Este último podría ser estimado en base a ratings de deuda soberana asumiendo alguna relación entre el riesgo de no pago de esas deudas y el riesgo de mercado país. Sin embargo, empresas o sectores específicos no tienen necesariamente un mismo comportamiento frente al riesgo de mercado país. En este sentido, la solución que propone el autor es añadir un factor de riesgo adicional al premio de mercado que dice relación con la exposición específica a ese riesgo (sectorial o individual):

---

<sup>6</sup> A este respecto Bekaert y Harvey (1995), incorporan una medida de integración de los mercados que puede cambiar a través del tiempo y las tasas de retornos se estiman como un promedio ponderado entre el beta global y la desviación estándar local que varía en el tiempo. El problema en este método radica en la dificultad del proceso de estimación.

$$r_{it} = r_{ft}^*(1 - \beta_i) + \beta_i r_{mt}^* + \lambda_i s_{it} \frac{\sigma_m}{\sigma_b} + v_{it}$$

Donde: el asterisco indica las tasas respectivas del mercado de EEUU,  $s_{it}$  corresponde al spread de deuda soberana,  $\sigma_j$  para  $j = (m,b)$  corresponde a la volatilidad del mercado bursátil y de deuda respectivamente -que se suponen constantes- y  $v_{it}$  es un error de estimación. El parámetro  $\lambda_i$  asociado a este nuevo factor de riesgo se puede estimar y en principio tiene las mismas dificultades que tiene la estimación del riesgo sistemático en el modelo CAPM.  $r_{ft}^*$  es la tasa libre de riesgo y  $r_{it}$  es el premio por riesgo de mercado para un país  $i$ .

El autor ha propuesto dos simplificaciones extremas para evitar el problema de estimación, la primera es suponer que el parámetro  $\lambda_i$  es igual a uno, con lo que se asume que la empresa o sector comparte el mismo riesgo de mercado país que el resto de la economía y la segunda, que parámetro  $\lambda_i$  es igual al beta que mide riesgo sistemático, con lo cual se asume que el impacto específico al riesgo de mercado país es proporcional al riesgo sistemático relevante para esa empresa o sector. Finalmente, considera un ejemplo más razonable en que el parámetro  $\lambda_i$  es función de cuanto vende la empresa a nivel global: mientras mayor sea la venta a nivel global menor es el valor del parámetro  $\lambda_i$ . Sin embargo, asume un valor de 1,5 para este parámetro como un valor heurístico.

Una forma de utilizar la metodología propuesta por Damodaran evitando supuestos arbitrarios, consiste en estimar empíricamente  $\beta_{iw}$  y  $\beta_{iR}$ , utilizando como factores de riesgo el retorno de un proxy del portafolio mundial y el retorno de los bonos soberanos, con la siguiente especificación:

$$r_{i,t} - r_{T20,t} = \alpha_i + \beta_{i,w}(r_{w,t} - r_{T20,t}) + \beta_{i,R}(r_{R,t} - r_{T20,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Esta ecuación implica hacer una regresión por mínimos cuadrados entre el retorno del bono del Tesoro de EE.UU. a 20 años, contra el proxy del portafolio mundial y el retorno 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. Así la rentabilidad esperada del activo debe ser la de su portafolio imitador. Es importante destacar que la ecuación de más arriba 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. La gran dificultad de realizar la estimación de más arriba es que en estricto rigor, si se habla de formar portafolios entonces se requiere contar con series de retornos para los bonos y no simplemente con las tasas de rendimiento a la madurez (*yield-to-maturity*).

Finalmente, Damodaran (2013) propone utilizar dos modelos para un país emergente (CDS y Default Spread):

$$PRM_{Chile} = PRM_{EEUU} + CDS \text{ o Default Spread} \frac{\sigma_{Rm Chile}}{\sigma_{CDS \text{ o Default}}}$$

#### h) Modelo de Campbell y Shiller.

El modelo propuesto por Campbell, Lo y MacKinlay (1997), que proviene del modelo desarrollado inicialmente por Campbell y Shiller (1988) es una generalización del modelo original de Gordon y Shapiro (1956). El modelo de Campbell y Shiller tiene la virtud de ser un modelo de crecimiento dinámico, asumiendo endogeneidad mutua entre dividend yield, retorno observado de mercado y tasa de crecimiento de los dividendos

Considere la siguiente definición de rentabilidad de mercado:

$$R_{t,t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} - 1$$

Donde:  $P_t$  corresponde al valor bursátil de la cartera de mercado por acción,  $D_t$  al valor corriente de los dividendos por acción y  $t$  es un índice que denota al tiempo.

Tomando valor esperado a ambos lados y asumiendo que  $E_t[R_{t+1}] = R$  es constante en el tiempo, se tiene:

$$P_t = E_t \left[ \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R} \right]$$

Donde:  $E_t$  simboliza al operador de expectativas con información al momento  $t$ .

Resolviendo recursivamente y bajo el supuesto de que el precio no crece indefinidamente a una tasa mayor que  $R$ , es posible reformular la ecuación anterior de la siguiente forma:<sup>7</sup>

$$P_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1 + R} \right)^i D_{t+i} \right]$$

El modelo (estático) de Gordon y Shapiro (1956) se obtiene a partir de esta ecuación, bajo el supuesto adicional de que la tasa esperada de crecimiento en los dividendos es constante y conocida. No obstante este enfoque es simple, requiere que tanto las expectativas acerca del retorno de mercado como de la tasa de crecimiento de los dividendos sean estables en el tiempo, lo que usualmente no se verifica en los datos y dificulta significativamente la interpretación de la estimación obtenida.<sup>8</sup>

Lo anterior sugiere considerar un modelo teórico más flexible que el modelo tradicional de Gordon y Shapiro. En este contexto, Campbell, Lo y MacKinlay (1997) proponen aplicar el logaritmo natural a cada variable, obteniendo la siguiente solución:

$$R_{t,t+1} \approx \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) = p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1}))$$

Donde: las variables en letras minúsculas corresponden a las respectivas transformaciones en logaritmos. El último término es una función no lineal del logaritmo natural de la tasa dividendo-precio o retorno por dividendo (dividend yield) definida por  $\delta_t = d_t - p_t$ . Note que la segunda

---

<sup>7</sup> Este supuesto corresponde a una condición terminal que elimina la posibilidad de considerar burbujas especulativas en la determinación del precio de un activo.

<sup>8</sup> Otro estimador del retorno exigido esperado de mercado que es frecuentemente utilizado y que está sujeto a las mismas deficiencias del modelo de Gordon es el promedio simple de los retornos observados. La posibilidad de considerar en la muestra retornos negativos que sesgan a la baja la estimación es una deficiencia adicional de este método, que resalta la necesidad de abordar que la tasa de rentabilidad a estimar debe ser *exigida* y por tanto no admite observaciones negativas.

expresión de la ecuación de más arriba es no lineal, por lo cual se puede aplicar la expansión de Taylor y transformar todo en una ecuación lineal.

Esta aproximación es exactamente igual a  $r_{t,t+1}$  si el valor de  $\delta_{t+1}$  es constante, luego, tomando valor esperado a ambos lados y resolviendo recursivamente se llega a la siguiente identidad:

$$p_t = c + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1 - \rho)d_{t+1+j} - r_{t,t+1+j}] \right]$$

donde:  $(c, \rho)'$  son constantes apropiadas.

Bajo tal especificación el retorno exigido esperado de la cartera de mercado puede variar en el tiempo, e igualmente su trayectoria obedece en todo momento a condiciones de consistencia relativas a la toma de decisiones bajo incertidumbre de un agente económico racional. La relación en la ecuación anterior es, en consecuencia, una generalización del modelo tradicional de Gordon y Shapiro. La relevancia de este modelo como representación adecuada para explicar la dinámica temporal del retorno exigido esperado del portafolio de mercado se deriva del hecho de que asume que la tasa de retorno de los dividendos (dividend yield), el retorno exigido de mercado y la tasa de crecimiento de los dividendos son todas variables mutuamente endógenas, y que varían en el tiempo en forma estocástica. De aquí se advierte que, sujeto a la validez del modelo teórico de expectativas racionales, la consideración parcial de la interacción dinámica entre esas variables conlleva problemas de sesgo en la estimación de los respectivos valores esperados.

Campbell y Schiller (1988) implementan este modelo a través de una representación VAR (Vector Auto-Regression). Ellos lo hacen aplicado a ganancias de las empresas más que a dividend yield<sup>9</sup>. En nuestro caso seguiremos la sugerencia de Campbell, Lo y MacKinlay (1997). En particular ellos definen el vector  $X_t' = (d_t - p_t, \Delta d_{t-1}, r_{t-1})$  donde el modelo estructural se puede escribir como  $C(L)x_t = u_t$  con  $C$  un polinomio del operador de rezagos tal que la representación autoregresiva (de orden  $p$ ) para  $x_t$  existe y satisface la siguiente restricción sobre los parámetros del modelo reducido subyacente (de orden 1)  $Z_t = AZ_{t-1} + Bv_t$ <sup>10</sup>

$$e1'(I - \rho A) = (e3' - e2')A$$

donde:  $e1 = (1 \ 0 \ 0)$ ;  $e2 = (0 \ 1 \ 0)$ ;  $e3 = (0 \ 0 \ 1)$  por lo que se tiene  $e1'z_t = d_t - p_t$ ,  $e2'z_t = \Delta d_{t-1}$  y  $e3'z_t = r_{t-1}$ . La restricción anterior es necesaria para tener una estimación del valor esperado de la tasa exigida del retorno de mercado de largo plazo.

<sup>9</sup> Ellos tienen la posibilidad de usar un largo período de tiempo (1871-1986) y encuentran que la variable ganancia dividido por el precio de la acción es un predictor poderoso del retorno de la acción particularmente cuando se mide en un largo período de tiempo. Los retornos por su lado están relacionados significativamente con las variables usadas en el modelo (crecimiento en dividendos y la relación entre ganancia y precio de la acción. En nuestro caso dada la limitación de la serie de tiempo (2000 a 2019) no estamos en condiciones de poder considerar ese modelo.

<sup>10</sup> La representación autoregresiva (de orden 1) para  $Z_t$  es una representación alternativa y equivalente del modelo  $C(L)x_t = u_t$  (companion form).

Esta restricción permite obtener la siguiente implicancia para el *dividend-yield*:

$$\delta_t = c' + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j} - \Delta d_{t+j})$$

con  $c'$  una constante apropiada,<sup>11</sup> situando el modelo para el valor esperado de la tasa exigida de rentabilidad de la cartera de mercado en un contexto de expectativas racionales.

Una vez obtenida la estimación del valor esperado del retorno de mercado exigido, el PRM se calcula simplemente restando a este valor la tasa representativa del retorno del instrumento libre de riesgo.

### 2.4.3. Resumen Modelos para PRM aplicables a Chile.

En resumen, creemos que el PRM puede ser estimado siguiendo las recomendaciones del profesor Harvey y estimando el modelo de Campbell y Shiller. Este último tiene la ventaja de usar sólo datos locales y además se cuenta con información confiable para realizar la estimación. En el cuadro 2 se presentan las principales Fortalezas y Debilidades de varios de los modelos discutidos anteriormente

**Cuadro 2. Fortalezas y Debilidades de Métodos de Estimación del PRM**

Metodología	Fortalezas	Debilidades
<b>CAPM Global</b>	Reconoce la existencia de oportunidades de diversificación a nivel internacional.	Si la economía a la cual se desea estimar su PRM es segmentada o semi-integrada entonces el PRM estará subestimado.
<b>Premio por riesgo de mercado de EEUU más premio por riesgo país (Damodaran)</b>	Considera que el PRM de un país emergente puede ser estimado con base en un país maduro (EEUU) y por lo tanto sólo quedaría por agregar el premio por riesgo país equivalente para el mercado accionario.	Complejo, si se estima la propuesta original de Damodaran. Requiere contar con datos históricos tanto de bonos como de acciones del país en cuestión. Sólo aplica a esos países. No cuenta con el respaldo de la comunidad académica. Además de ser criticado por sustentarse en el CAPM, el otro problema guarda relación con el ajuste al premio por riesgo país, por la relación de volatilidad del mercado accionario y la volatilidad del mercado de deuda. <sup>12</sup>
<b>Spread soberano (Goldman-Sachs)</b>	Intuitivo y fácil de implementar	Puede duplicar (o subestimar) los riesgos asociados a los flujos de caja. Particularmente si el riesgo de no pago de un determinado país no es un buen proxy para la empresa que opera localmente.
<b>Volatilidad relativa (Merton)</b>	Intuitivo y fácil de implementar	No funciona bien en mercados que no tienen un portafolio bien diversificado. Supone mercados segmentados. Hay ocasiones en que no funciona bien ni siquiera para países desarrollados

<sup>11</sup> Al definir las variables como desviaciones respecto de sus respectivas medias podemos prescindir de esta constante para construir pronósticos.

<sup>12</sup> Damodaran assume correctamente que la volatilidad del mercado accionario es mayor que la del mercado de bonos. Sin embargo, existe evidencia empírica que muestra una relación muy inestable entre ambas medidas de volatilidad y aunque ambas son estacionarias el comportamiento de las series de tiempo difiere (Reilly et al., 2000). Un mayor detalle de críticas al modelo de Damodaran puede ser encontrado en Kruschwitz et a. (2012).

Metodología	Fortalezas	Debilidades
		resultando en ajustes en exceso de lo que debería esperarse. Existe la posibilidad de sobrestimar el retorno exigido. Esto es especialmente cierto en países emergentes.
<b>Clasificación de riesgo país (Erb, Harvey and Viskanta)</b>	Intuitivo, se puede aplicar a un número significativo de países. Cuenta con el respaldo de la comunidad académica.	Complejo. Se requiere aplicar econometría para obtener las estimaciones. Conforme a lo planteado por Duff & Phelps, el modelo es estable desde un punto de vista estadístico. Requiere contar con buena calidad de información del mercado accionario de un grupo grande de países. La estimación es sensible al período de tiempo que se escoja.
<b>Modelo de Campbell y Shiller</b>	Modelo que integra conceptualmente muy bien los determinantes del retorno de mercado ( <i>dividend yield</i> y tasa de crecimiento de los dividendos). Aceptado por la comunidad científica y altamente citado.	Complejo. Se requiere de aplicar econometría de series de tiempo (VAR). Se necesita un análisis cuidadoso de las series de tal forma de aplicar buena econometría.

Fuente: Elaboración Propia

Harvey (2005) es uno de los principales referentes en cuanto a modelos para determinar retornos internacionales. Él señala lo siguiente con respecto a los mercados emergentes:

*“For emerging markets, it is not so simple. It really depends on the how segmented the market is. Given that the assumptions of the CAPM do not hold, I avoid using the world version of the CAPM in these markets. I never use the CSFB model, the Ibbotson model, or the sovereign spread volatility ratio model. I will often examine a number of models such as the sovereign spread, Damoradan and the Erb, Harvey and Viskanta model and average the results.” (lo subrayado es nuestro).*

Adicionalmente a lo propuesto por el profesor Harvey estimaremos el Modelo de Campbell y Shiller porque este integra conceptualmente muy bien los determinantes del retorno de mercado (*dividend yield* y tasa de crecimiento de los dividendos), lo cual es altamente aceptado por la comunidad científica y ha sido utilizado en otros procesos similares en el país y el extranjero. Reconocemos que es complejo porque requiere la aplicación cuidadosa de métodos econométricos de series de tiempo, los que han llegado a ser de uso habitual entre los especialistas financieros. La implementación de la estimación se realiza usando el software Eviews y se consideran los siguientes pasos: a) chequear la presencia de raíz unitaria, b) trabajar con los datos en diferencias de media, c) separar en los datos tendencias de ciclos, c) chequear número de rezagos, d) testear cointegración. e) si se detecta cointegración se debe usar VEC (vector autorregresivo con corrección de errores, f) correr el modelo y g) proyectar al interior y fuera de la muestra.

## 2.5. Metodología para la Estimación del Riesgo Sistemático (Beta)

El modelo CAPM en su forma tradicional predice que la tasa de rentabilidad esperada para una firma en equilibrio  $E(R_i)$  puede representarse por la siguiente Línea de Mercado de Activos:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] \cdot \beta_i$$

Dónde:  $\beta_i$  (beta patrimonial) mide el riesgo sistemático asociado a la empresa  $i$  y se define como la covarianza entre el retorno esperado de la acción y el retorno esperado del portafolio de mercado,  $R_f$  corresponde a la rentabilidad del activo libre de riesgo y  $R_m$  a la rentabilidad del portafolio de mercado.

### 2.5.1. Estimación Tradicional

El riesgo sistemático es el único componente del modelo CAPM que es específico a la firma, en consecuencia, su correcta estimación es de gran importancia para implementar adecuadamente dicha teoría. El problema en la práctica es que el beta de una acción no es directamente observable y por este motivo es necesario recurrir a técnicas estadísticas que permitan conocer su valor a partir de fuentes de información relevantes. La aproximación más común para su estimación es utilizar información bursátil en el contexto de un modelo de series de tiempo de los retornos de una acción que se transa en el mercado de valores, asumiendo que el riesgo sistemático es constante. Bajo estas consideraciones, el modelo CAPM implica la siguiente relación empírica, conocida como *Modelo de Mercado en exceso de retornos*:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

Dónde:  $R_{it}$  es la rentabilidad total obtenida por un accionista de mantener la acción  $i$  que es observada en el período  $t$ ,  $R_{ft}$  es la tasa libre de riesgo observada en el período  $t$ ,  $R_{mt}$  es la rentabilidad observada del portafolio de mercado en período  $t$ ,  $\alpha_i$  es una constante y  $\varepsilon_{it}$  es un error de estimación asociado a la acción  $i$ .

El modelo anterior es muy útil cuando se está chequeando el CAPM, sin embargo lo más usual es estimar el beta a través del modelo sin usar excesos de retorno, llamado modelo de mercado, tal como se especifica a continuación:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{m,t} + \varepsilon_{it}$$

Comúnmente, los parámetros  $\alpha_i$  y  $\beta_i$  (o constantes desconocidas) del modelo de mercado se estiman a través una regresión lineal. Esto se conoce como el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Por ejemplo, este es el método utilizado por Bloomberg, Value Line y Duff & Phelps para estimar los betas que reportan cada uno de ellos. Su mayor ventaja es la simpleza del procedimiento estadístico.

En cuanto a la frecuencia de los datos para estimar el beta, se han sugerido datos diarios, semanales y mensuales. En el primer caso, lamentablemente pueden surgir comportamientos tipo GARCH en mercados con baja liquidez (caso de Chile) y autocorrelación de errores. Los datos semanales son usados por Bloomberg para un período de dos años, teniendo la ventaja de que predominan las características más actuales de la firma (especialmente en cuanto a mercado y riesgo operacional). Finalmente, tanto Value Line como Duff & Phelps utilizan datos mensuales para un período de 5 años, eventualmente podría entregar más información, con el riesgo de no reflejar lo que será el negocio en el futuro y aumentando la probabilidad de encontrar betas inestables.

La estimación del beta a través de MCO, lo cual es una simpleza, tiene asociado costos. Se debe tener en cuenta que la correcta utilización de una especificación lineal como modelo estadístico para conocer el beta de un activo requiere de verificar supuestos fundamentales, que de no cumplirse invalidan cualquier interpretación del parámetro estimado como riesgo sistemático de la firma. El supuesto más importante comprende validar la estabilidad misma de parámetro beta estimado, es decir, que los parámetros del modelo efectivamente sean constantes en la muestra. Si la estimación se utiliza como herramienta de pronóstico, entonces es necesario además asumir que el beta no cambiará en el futuro relevante.

Al respecto, en una especificación lineal como el modelo de mercado, es importante que el beta se mantenga constante en el tiempo. La consecuencia de que no se cumpla este supuesto es que la estimación del beta se encuentra sesgada y es inconsistente, en otras palabras, el valor estimado para el beta no puede ser interpretado como una medida razonable del riesgo sistemático para una tasa de descuento que será usada para flujos futuros. Creemos que existen al menos dos razones por las cuales puede ser relevante estimar además betas variables en el tiempo. La primera de ellas guarda relación con el tamaño de la muestra de empresas de referencia a nivel internacional. Si se cuenta con muestra pequeñas, menos de 30 betas, entonces existe una alta posibilidad que el sesgo generado por el método de estimación sea relevante. En segundo lugar, cuando se trata de empresas reguladas una estimación acuciosa del costo de capital es importante por el impacto final que tiene en las tarifas y en el valor de la firma.

### **2.5.2. Estimación de Betas Estocásticos**

En la literatura financiera existe abundante evidencia empírica que muestra un beta que es variable en el tiempo y que tiene un componente aleatorio (Beta estocástico). Así, por ejemplo, si la firma evidenció modificaciones importantes en su estructura de financiamiento durante el período, entonces no es razonable suponer que su beta patrimonial se haya mantenido constante en ese tiempo. Pero otras causas que provocan variaciones temporales en los betas del negocio son aumentos de tamaño y diversificación de negocios de las firmas, cambios en el *leverage* operacional, vulnerabilidad a ciclos económicos, modificaciones en el marco regulatorio, etc. Se pueden citar trabajos como los realizados por Bogue (1973), Blume (1975), Fabozzi y Francis (1978), Fisher y Kamin (1978), Sunder (1980), Alexander y Benson (1982), Chen y Lee (1982), Ohlson y Rosenberg (1982) y, Boss y Newbold (1984). Por ejemplo, Fabozzi y Francis (1978) analizan 700 acciones que se transan en la Bolsa de Nueva York y encuentran que muchos betas se mueven en forma aleatoria en el tiempo y no son constantes como presume la estimación que se realiza por MCO. Ellos demuestran que al particionar el riesgo se confundirá el ruido con el cambio en el beta. Como resultado no será posible separar empíricamente los efectos de riesgo sistemático y no sistemático- esta implicancia resta valor a los muchos estudios empíricos citados por los autores. Hawawini (1983) presenta un modelo para explicar la dirección y el tamaño de los cambios resultantes de cambiar el intervalo muestral. Él reporta que al extender el intervalo de los betas de acciones de baja liquidez aumentan mientras que los betas de las empresas más líquidas disminuyen.

McDonald (1983) testea un modelo equivalente al de especificación de coeficiente aleatorio, reportando resultados significativos para el período 1976-1980. Posteriormente este mismo autor en 1985 publica un trabajo donde realiza estimaciones por el Método Generalizado de los Momento y

Máxima Verosimilitud, encontrando que ambas metodologías tienen dificultades en detectar la presencia de un beta estocástico. Sin embargo, Máxima Verosimilitud domina al otro método en la capacidad de identificar variaciones aleatorias en el beta. Schwert y Seguin (1990) presentan evidencia adicional sugiriendo que los betas de firmas pequeñas y grandes pueden ser sensibles a la volatilidad del Mercado subyacente. Posteriormente, Reyes (1999) extiende el modelo propuesto por Schwert y Segin y no encuentra resultados significativos para pequeñas y grandes empresas. En todo caso, el objetivo de este último estudio es considerar la relación entre el tamaño de la firma y la existencia de un beta estocástico.

Lin, Chen y Boot (1992) realizan un aporte interesante en esta área puesto que se ocupan de chequear si el beta es aleatorio, no estacionario y analizar los cambios en la media y varianza del coeficiente beta. Esto lo realizan a través del método variable-mean-response (VMR) modelos de coeficientes aleatorios en donde el problema de heterocedasticidad está presente. En el caso de considerar una especificación puramente aleatoria del beta, los resultados indican que cerca de la mitad de las 100 acciones consideradas tienen betas aleatorios. Esto claramente es un resultado que respalda el argumento de tratar el beta como aleatorio. Sin embargo, la presencia de una tendencia reduce la posibilidad que los betas sean aleatorios. Esto es especialmente cierto cuando la función de tendencia es parabólica. Por otro lado, los autores también muestran que mientras más largo el intervalo de tiempo, más betas son aleatorios, por lo cual se recomienda el uso de este supuesto cuando se tomen intervalos más largos.

Nieto, Orbe y Zarraga (2014) enfatizan la importancia que toma en la literatura la forma en que el beta estocástico se modela. El CAPM incondicional claramente no es respaldado por la evidencia empírica por lo cual se podría relajar uno de dos supuestos. El primero consiste en considerar un modelo multiperíodo [Merton (1973)] o bien suponer que tanto el retorno como el riesgo pueden variar en el tiempo. En este último caso se ha supuesto un beta que puede variar en el tiempo con formas lineales y parabólicas, como lo han hecho Lin, Chen y Boot (1992) y, Lin y Lin (2000). Sin embargo, tanto resultados empíricos como simulaciones pueden llevar a una clara conclusión acerca de la mejor forma de modelar betas. Una de las alternativas más usadas es hacer un supuesto con respecto a la matriz de la covarianzas condicionales de los retornos, un enfoque del tipo modelos ARCH. En este contexto si se supone un GARCH (MGARCH) multivariado es posible estimar betas que varían con el tiempo. Nos encontramos con varios modelos de este tipo desarrollados en el tiempo, cabe destacar Bauwens, Laurent y Rombouts (2006), Silvennoinen y Terasvirta (2009) para una revisión de ellos. Algunos ejemplos del uso de modelos MGARCH pueden ser encontrados en Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988), Ng (1991), De Santis y Gerard (1998) y más recientemente Choudhry (2005) y, Choudhry y Wu (2008), entre otros. Estos autores estiman 9 betas obtenidos para cada uno de los seis portafolios usando retornos diarios del mercado accionario mexicano para el período 2003-2009. Los análisis de la estadística descriptiva muestran diferencias substanciales en el tiempo de estos nueve betas. El análisis de series de tiempo claramente muestra que las estimaciones realizadas a través del filtro de Kalman reducen los errores de ajuste tanto en el modelo de mercado como en el CAPM. Al respecto, cabe destacar que existen otras experiencias internacionales en las cuales las estimaciones de betas para el sector eléctrico toman en consideración los cambios en el tiempo<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> "Report on the Cost of Capital provided to Ofgen", by Wright, Mason, Satchel, Hori and Baskaya. University of Cambridge, 2006.

### 2.5.3. Betas Ajustados

El beta patrimonial obtenido para cada empresa de la muestra de referencia conviene ajustarlo considerando la evidencia empírica. Blume (1975) mostró que los valores estimados de riesgo sistemático, betas, en un período son valores sesgados de las estimaciones realizadas en el futuro, y que los valores tienden a regresar a la media especialmente para las carteras de bajo riesgo.

Considerando que la tendencia a regresar a la media es estacionaria en el tiempo, Blume buscó corregir el sesgo que produce las estimaciones corrientes de los betas. El ejercicio realizado para esto fue regresar los valores estimados de  $\beta$  de un período en los valores estimados del período previo, de forma de mejor predecir los  $\beta$  futuros ( $\beta_2 = a + b \cdot \beta_1$ ). Por ejemplo, la comparación entre los períodos de 7/61-6/68 y 7/54-6/61 arrojó:  $\beta_2 = 0.399 + 0.546 \cdot \beta_1$ . Lo que se concluye es que betas mayores que uno están sobreestimados, por lo cual deben ser ajustados hacia la baja. Por otro lado, los betas menores a 1 están subestimados, por lo cual deben ajustarse hacia la subida. En suma, los betas se acercan hacia el valor 1.

La práctica aceptada entre las agencias tipo Bloomberg, Value Line o Duff & Phelps es ajustar los coeficientes beta con base en la propuesta de Blume. La ecuación para el ajuste más usada es la siguiente:

$$\beta_{ajustado} = 0.33 + 0.67x\beta_{OLShistórico}$$

Una vez realizado este ajuste, se requiere contar con un modelo que permita obtener el beta patrimonial sin deuda (*unlevered beta*) a partir del beta patrimonial con deuda (en este caso el beta ajustado). Para ello, el primero en proponer una fórmula para esto fue el profesor Hamada (1972), quien haciendo el supuesto que la deuda de la empresa es libre de riesgo obtuvo la siguiente relación:

$$\beta^u = \frac{\beta^e}{(1 + (1 - t_c)x\frac{B}{E})}$$

Donde:

$\beta^u$  : es el beta patrimonial de la empresa sin deuda (*unlevered beta*)

$\beta^e$  : es el beta patrimonial de la empresa con deuda (beta de la acción ajustada por Blume)

$t_c$  : tasa de impuesto a las empresas, relevante para descontar de impuestos el gasto financiero.

$\frac{B}{E}$  : relación entre el valor de mercado de la deuda y el valor de mercado del patrimonio.

En presencia de deuda riesgosa entonces es adecuado utilizar la fórmula que se deriva del artículo de Miles y Ezzel (1985), siguiendo la práctica de Duff & Phelps y que ha estado presente en estudios más recientes de tasas de costo de capital reguladas para el caso de Chile. Esta fórmula es la siguiente:

$$\beta^u = \frac{\beta^e + \beta^b x (1 - t_c x \frac{k_b}{1 + k_b}) x \frac{B}{E}}{[1 + (1 - t_c x \frac{k_b}{1 + k_b}) x \frac{B}{E}]}$$

Donde:

$\beta^u$  = beta patrimonial sin deuda o *unlevered beta*.

$\beta^e$  = beta patrimonial con deuda o *equity beta*.

$\beta^b$  = beta de la deuda o riesgo de la deuda.

$k_b$  = costo de la deuda.

$t_c$  = tasa de impuesto a las corporaciones o impuesto de primera categoría (tasa marginal).

$\frac{B}{E}$  = razón de endeudamiento, valor presente de la deuda financiera dividido por valor bursátil del patrimonio (*market capitalization*).

Para poder obtener el *unlevered beta* a partir de la fórmula anterior es necesario clarificar como se estiman algunos parámetros. La relación deuda a patrimonio económico se obtiene como un promedio, entre la deuda financiera a valor libro y el valor de capitalización bursátil de la empresa, para el mismo período de tiempo utilizado para estimar el beta patrimonial. La tasa de impuestos a las empresas corresponde a la tasa publicada anualmente por KPMG. Por último, el beta de la deuda se estima de la siguiente forma:

$$\beta^b = \frac{Spread}{PRM}$$

El *spread* se refiere a la diferencia entre el costo de la deuda y la tasa libre de riesgo. En este sentido lo que se hace es considerar el promedio del *spread* asociado a cada clasificación de riesgo que la empresa tenga. Regularmente en Bloomberg hay más información para los ratings de Moody's y Standard and Poors que para Fitch Rating. En caso de existir una sola clasificación para la empresa, entonces se usará el *spread* que corresponde a esa clasificación. Por otro lado, no es de extrañarse que estas clasificaciones no estén disponibles para algunas empresas. En este caso, se opta por utilizar el promedio de *spread* del resto de la muestra como aproximación. Por su lado, el PRM se obtiene de las estimaciones que realiza Damodaran, en la medida que trabajemos con empresas de varios países.

El procedimiento descrito anteriormente se realiza por cada una de las empresas seleccionadas que conforman la muestra de referencia relevante. Finalmente, se calcula el promedio de todos los betas de activos (betas de patrimonio sin deuda) obtenidos que se convierte en el estimador del beta de activos de distribución eléctrica.

#### 2.5.4. Betas reportados por terceros

Nuestra propuesta es realizar las estimaciones de cada uno de los betas para luego obtener un estimador insesgado para el beta del negocio de distribución eléctrica. Las razones de no ocupar betas estimados por terceros son las siguientes:

1. Los distintos proveedores de betas (Duff & Phelps, Bloomberg, Damodaran y Value Line) no realizan pruebas estadísticas a los betas para establecer si son o no confiables. No se chequea la significancia de la regresión. Esto es especialmente cierto en cuanto a la falta de test de estabilidad para los betas. No se puede verificar si las series de retorno de la acción y del mercado son estacionarias. Tampoco se chequea la autocorrelación de los errores, usando por ejemplo Durbin-Watson.
2. No se excluyen de la muestra compañías con baja presencia bursátil (menos del 50% de los días), firmas de muy reciente creación (menos de 2 años) o cuyo beta no sea significativo ( $R^2$  menor a 3% para datos semanales en un período de 2 años).

3. La mayoría de ellos suponen que la deuda de la empresa es libre de riesgo, con excepción de Duff & Phelps, lo cual los lleva a subestimar el beta del negocio.
4. La mayoría de ellos no identifican con claridad si el negocio corresponde a lo que se desea medir. En el caso de Duff & Phelps se requiere que al menos el 75% de los ingresos provengan de la actividad económica que se está considerando. Sin embargo, ellos sólo lo hacen para acciones que transan en Estados Unidos lo cual puede restringir en forma importante el tamaño de la muestra y generar un sesgo muestral.

### 2.5.5. Metodología de Estimación Propuesta

En resumen, proponemos seguir la siguiente metodología para estimar el beta del negocio (unlevered beta).

1. Identificación de la Industria en que se encuentra Distribución Eléctrica: Conforme a la clasificación industrial sectorial (SIC) la industria que corresponde usar es el Código 4911. Este sector incluye todas las empresas que entregan Servicios Eléctricos. Por lo tanto, involucra generación, transmisión y distribución eléctrica.
2. Estimación del Beta Tradicional: Utilizar MCO para estimar los betas usando datos semanales para un período de dos años.
3. Filtro Estadístico: Se eliminarán de la muestra todos aquellos betas que cumplan con alguno de los siguientes criterios:
  - Baja presencial bursátil que normalmente se asocia a betas que no son significativos.
  - Regresiones que no son significativas, esto se realiza porque estaríamos frente a acciones cuyos retornos no se explican a través del modelo de mercado.
  - Betas inestables, se usarán al menos dos test y basta con que no cumpla con uno de ellos para que sea eliminado de la muestra.
4. Filtro de Actividad: Se considerará un criterio, como por ejemplo, un alto porcentaje de las ventas que provengan de la actividad que se está analizando, en este caso, distribución eléctrica.
5. Ajuste Blume: Una vez seleccionadas las empresas de acuerdo a los tres primeros criterios entonces se realizará el ajuste de Blume. Ver sección 2.5.3 betas ajustados.
6. Estimación de Betas de Deuda: Se estimarán los betas de deuda de cada uno de las empresas como input para poder desapalancar el beta obtenido en 4.
7. Estimación de costos de deuda: Este es un input de la fórmula de Miles y Ezzel. La estimación del costo de deuda corresponde a la suma la tasa libre de riesgo del país en cuestión y el spread de la deuda. Para cada empresa se obtiene la clasificación de riesgo desde Moody's, S&P y Fitch Rating. Si la empresa cuenta con rating de dos o más clasificadores, entonces se toma el promedio. Ahora conforme al rating se obtiene el spread de la deuda. Este último se obtiene de una tabla de Moody's en que aparece el spread para distintos vencimientos de la deuda. Se considera un tiempo al vencimiento intermedio de 10 años.
8. Unlevered beta: Se desapalanca el beta conforme a la fórmula de Miles y Ezzel.
9. Estimador del Beta del Negocio: Se selecciona una medida central para obtener el estimador del beta del negocio de distribución eléctrica. Por ejemplo, se puede utilizar el promedio simple de los betas estimados.
10. Estimación de Beta Estocástico: Se estimarán betas estocásticos para la muestra resultante de aplicar los primeros tres criterios. A la luz de los resultados se evaluará la conveniencia del uso de ellos en función de criterios estadísticos.

## 2.6. Análisis Crítico a estudio realizado por Estudios Energéticos Consultores

### 2.6.1. Cálculo Costo de Capital Gas de Red

El Artículo 31 del Ley de Servicios de Gas DFL N° 323 del Ministerio de Minería establece como se hará la comparación entre la rentabilidad obtenida por la empresa concesionaria y la tasa de costo de capital que se establece en el Artículo 32. Este último artículo indica que el costo de capital se deberá determinar de acuerdo al riesgo sistemático de las actividades propias de las empresas concesionarias de servicio público de distribución de gas en relación al mercado, la tasa de rentabilidad libre de riesgo, el premio por riesgo de mercado más un factor individual por zona de concesión que se determina con el fin de reconocer diferencias en las condiciones de mercado en que operan las empresas concesionarias. Adicionalmente, establece que tasa anual de costo de capital no podrá ser inferior al seis por ciento.

El 9 de febrero de 2017 se publicó en el Diario Oficial la Ley N° 20.999, que modifica la Ley de Servicios de Gas. Ahora el Artículo 32 establece que la tasa de costo anual de capital debe ser calculada por la Comisión cada cuatro años, debiendo considerar el riesgo sistemático de las actividades propias de las empresas concesionarias de servicio público de distribución de gas en relación al mercado, la tasa de rentabilidad libre de riesgo, el premio por riesgo de mercado y un factor individual por zona de concesión.

### Metodología

Esta metodología corresponde a la modificación de la Ley de Servicios de Gas, y por tanto es efectiva a partir del año 2017.

La tasa de costo de capital será el factor individual por zona de concesión más la tasa libre de riesgo más el premio por riesgo de multiplicado por el valor del riesgo sistemático. En todo caso, la tasa de costo de capital no podrá ser inferior al seis por ciento.

$$\rho = \lambda + r_f + PRM \cdot \beta$$

Dónde:

$\lambda$  : Factor individual por zona de concesión.

$r_f$  : Tasa de rentabilidad del instrumento libre de riesgo

$PRM$  : Premio por riesgo de mercado.

$\beta$  : Riesgo sistemático de la Concesionaria

El factor individual por zona de concesión ( $\lambda$ ) se determina con el fin de reconocer diferencias en las condiciones de mercado en que operan las empresas concesionarias. Este factor individual se determina para cada empresa en cada zona de concesión, según la evaluación de los factores de riesgo asociados a las características de la demanda y las condiciones de explotación que enfrente cada empresa. El factor individual por zona de concesión no puede ser superior a un punto porcentual.

El riesgo sistemático corresponde a medida resultante de considerar la variación en los ingresos de una empresa eficiente de distribución de gas con respecto a las fluctuaciones del mercado.

La tasa de rentabilidad libre de riesgo corresponde a la tasa interna de retorno promedio ofrecida por el Banco Central o la Tesorería General de la República para un instrumento reajutable en moneda nacional. La elección del tipo de instrumento y su plazo deberán considerar las características de liquidez, estabilidad y montos transados en el mercado secundario de cada instrumento en los últimos dos años desde su mes de cálculo. El periodo considerado para establecer el promedio debe corresponder a seis meses.

El premio por riesgo de mercado se define como la diferencia entre la rentabilidad de la cartera de inversiones de mercado diversificada y la rentabilidad del instrumento libre de riesgo definida.

### 2.6.2. Comisión Nacional de Energía (estudio 2016)

Estudios Energéticos Consultores, fueron los encargados de realizar la estimación de la tasa de costo de capital utilizando el modelo de CAPM. La estimación arrojó valores que fluctúan entre un 5,98% y 6,31%. Sin embargo, como la cota inferior es 6% entonces el rango final quedó entre un 6% y 6,31%.

Los parámetros usados son los siguientes:

Tasa Libre de Riesgo:	1,4% (TIR BCU-10 años, promedio 6 meses)
PRM:	9,2% - 9,8% (Se hace uso del modelo de Harvey, 1991. Se relaciona el retorno del mercado chileno medido a través de la variación del IGPA ajustado por la tasa de los bonos del tesoro norteamericano de 10 años con la variación del S&P500 ajustado por la misma tasa. Esto se estima considerando una serie de 30 años).
Beta:	0,5 (se utiliza la estimación, a marzo 2016, realizada por Duff&Phelps para el sector de distribución de gas, correspondiente a 6 firmas norteamericanas)

Este estudio serviría para determinación de la tasa de costo de capital y luego para el chequeo de la rentabilidad de los años calendarios 2016 y 2017 y además es relevante para Cuatrienio 2018-2021.

En ambos casos las empresas presentaron discrepancias que fueron resueltas por el Panel de Expertos.

### 2.6.3. Discrepancias y Dictamen del Panel de Expertos

#### I. Cuatrienio 2018-2021

##### Tasa Libre de Riesgo

- **Comisión Nacional de Energía:** Propone 1,42% correspondiente a la TIR de un BCU-10 (promedio seis meses). Justificación: Tiene buena liquidez, estabilidad y montos transados.
- **Empresas Concesionarias:** La única empresa que presenta discrepancia es Metrogas. Ella propone 1,66% que corresponde a la TIR de un BTU-20 (promedio seis meses). Justificación: Plazo de instrumento acorde con la vida útil de los activos.
- **Dictamen Panel de Expertos:** La estabilidad de ambos tipos de instrumentos es similar. Los bonos UF 10 años son más líquidos y con mayor profundidad, que los UF 20 años. En

consecuencia, los instrumentos a 10 años cumplen mejor las características que exige la ley que los instrumentos a 20 años. Debería utilizarse un instrumento cuyo plazo de madurez sea superior o igual al período entre fijaciones tarifarias sucesivas (ciclo tarifario), y que la vida de los activos, considerando 10 o 20 años, no es relevante para la determinación de la Tasa Libre de Riesgo. Dictamen: Se rechaza la solicitud de la empresa.

### Premio por Riesgo de Mercado

- **No hubo discrepancia entre las partes.**
- **Comentario del Panel de Expertos:** El Panel no analizará así el valor del premio por riesgo de mercado (no hubo discrepancias), parámetro que juega un rol crucial en la determinación de la tasa de costo de capital, en circunstancias que los antecedentes disponibles parecieran indicar que el valor fijado estaría sobrevaluado. En efecto, el valor de 8,87%-8,9% fijado en el ITD es elevado si se compara con el 6,81% que estima Damodaran.

### Riesgo Sistemático (Beta)

- **Comisión Nacional de Energía:** Propone un beta de 0,5. Justificación: Estimación específica (sólo incluye las empresas clasificadas en el sector de distribuidoras de gas pero con la condición de que al menos el 75% de sus ingresos por ventas provengan de esa actividad), Esto lo realiza Duff & Phelps y lo reporta en su Valuation Handbook de costo de capital, marzo de 2016. Utiliza el beta con ajuste de Blume desapalancado. Ventana de 5 años. El método para desapalancar es el de Miles-Ezzell. Promedio de los betas de una muestra de seis empresas de los EE.UU.
- **Empresas Concesionarias:** No tienen reparo con respecto a la metodología pero sin con respecto a la muestra. Las condiciones de mercado serían distintas entre Chile y EEUU. Además, el tamaño muestral es pequeño desde un punto de vista estadístico. La única empresa que realiza estimaciones directas es Metrogas, las demás se basan en el beta desapalancado reportado por Damodaran. Metrogas propone un 0,62 y las otras empresas 0,65, 0,68 y 0,70.
- **Dictamen Panel de Expertos:** El Panel estima que la muestra de empresas que construyó Econsult es apropiada, pero no comparte el criterio de excluir aquellas para las cuales el estadístico t del beta estimado es en magnitud menor a dos, porque elimina del cálculo empresas con betas bajas injustificadamente. En este sentido, si se consideran todas las empresas de la muestra cuyas ventas por distribución y comercialización de gas superan un 75% de las ventas totales, se obtiene un beta promedio de 0,51. Finalmente, se optó por utilizar el beta de 0,5.

### Factor Tamaño ( $\lambda$ )

- **Comisión Nacional de Energía:**

El factor tamaño se calcula de la siguiente forma:

$$\lambda = 0,5 \cdot \text{Factor por Tamaño} + 0,5 \cdot \text{Factor por Riesgos Específicos}$$

*Factor por Riesgos Específicos*

$$= 0,33 \cdot \text{Estabilidad del Negocio} + 0,33 \cdot \text{Concentración de Clientes} + 0,34 \cdot \text{Dependencia proveedor}$$

Se calcula para cada empresa en forma específica de la siguiente manera:

- *Factor por Tamaño:* razón de ingresos de la empresa e ingresos de la empresa de mayor tamaño.
- *Estabilidad del Negocio:* años de operación en la zona de concesión.

- *Concentración de clientes*: volumen de venta de los 5 mayores clientes en relación con el volumen de ventas total.
- *Dependencia del Proveedor*: Riesgo alto o riesgo bajo.
- **Empresas Concesionarias:**
  1. Establecer en un 1% el factor individual por zona de concesión para Intergas-Biobío e Intergas-La Araucanía.
  2. Factor por Tamaño para Gasco S.A. debería ser 0,7%. La CNE consideró como ingresos para Gasco los provenientes de todas sus filiales, y no solo aquellos que se originan en la operación de la concesión que posee esta empresa en esa Región.
- **Dictamen Panel de Expertos:**
  1. CNE se habría limitado a aplicar la Resolución Exenta N°117, sin que la empresa haya aportado mayores antecedentes para justificar, a la luz de la normativa aplicable, el establecimiento de un factor individual por zona de concesión igual a 1%, la discrepancia de Intergas no puede prosperar. Se rechaza. Fuente: Elaboración Propia, Información Panel de Expertos.
  2. A luz de lo dispuesto por la LSG y la Resolución Exenta N°117 que la complementa, el Factor por Tamaño debe determinarse según los ingresos individuales de Gasco por los servicios que presta, sujetos o no a regulación, en el marco de su concesión de servicio.

## II. Años 2016 -2017

### Tasa Libre de Riesgo

- **Comisión Nacional de Energía:** Propone un rango entre 1,42% y 1.52% correspondiente a la correspondiente a la TIR de un BCU-10 (promedio seis meses). Justificación: Tiene buena liquidez, estabilidad y montos transados.
- **Empresas Concesionarias:** Propone un rango entre 1,66% y 1.81% que corresponde a la TIR de un BTU-20 (promedio seis meses). Justificación: Plazo de instrumento acorde con la vida útil de los activos.
- **Dictamen Panel de Expertos:** La estabilidad de ambos tipos de instrumentos es similar. Los bonos UF 10 años son más líquidos y con mayor profundidad, que los UF 20 años. En consecuencia, los instrumentos a 10 años cumplen mejor las características que exige la ley que los instrumentos a 20 años.  
Debería utilizarse un instrumento cuyo plazo de madurez sea superior o igual al período entre fijaciones tarifarias sucesivas (ciclo tarifario), y que la vida de los activos, considerando 10 o 20 años, no es relevante para la determinación de la Tasa Libre de Riesgo. Dictamen: Se rechaza la solicitud de las empresas.

### Premio por Riesgo de Mercado

- **No hubo discrepancia entre las partes.**
- **Comentario del Panel de Expertos:** El Panel no analizará así el valor del premio por riesgo de mercado (no hubo discrepancias), parámetro que juega un rol crucial en la determinación de la tasa de costo de capital, en circunstancias que los antecedentes disponibles parecieran indicar que el valor fijado estaría sobrevaluado. En efecto, el valor de 8,87%-8,9% fijado en el ITD es elevado si se compara con el 6,81% que estima Damodaran.

## Riesgo Sistemático (Beta)

- **Comisión Nacional de Energía:** Propone un beta de 0,4. Justificación: Estimación específica (sólo incluye las empresas clasificadas en el sector de distribuidoras de gas pero con la condición de que al menos el 75% de sus ingresos por ventas provengan de esa actividad), Esto lo realiza Duff & Phelps y lo reporta en su Valuation Handbook de costo de capital, marzo de 2016. Utiliza el beta con ajuste de Blume desapalancado. Ventana de 5 años. El método para desapalancar es el de Miles-Ezzell. Promedio de los betas de una muestra de seis empresas de los EE.UU.
- **Empresas Concesionarias:** No tienen reparo con respecto a la metodología pero sin con respecto a la muestra. Las condiciones de mercado serían distintas entre Chile y EEUU. Además, el tamaño muestral es pequeño desde un punto de vista estadístico. La única empresa que realiza estimaciones directas es Metrogas, las demás se basan en el beta desapalancado reportado por Damodaran. Metrogas propone un 0,62 y las otras empresas 0,65, 0,68 y 0,70.
- **Dictamen Panel de Expertos:** El Panel estima que la muestra de empresas que construyó Econsult es apropiada, pero no comparte el criterio de excluir aquellas para las cuales el estadístico t del beta estimado es en magnitud menor a dos, porque elimina del cálculo empresas con betas bajas injustificadamente. En este sentido, si se consideran todas las empresas de la muestra cuyas ventas por distribución y comercialización de gas superan un 75% de las ventas totales, se obtiene un beta promedio de 0,51.

Para los años 2016 y 2017, la información tenida a la vista por este Panel –así como aquella contenida en las presentaciones tanto de Metrogas como de la CNE-, muestra que el valor del parámetro beta es menor en alguna proporción respecto de la estimación para el cuatrienio 2018-2021. Dado que el valor estimado por este Panel está en el punto intermedio entre lo propuesto por la CNE (0,4) y lo solicitado por Metrogas (0,62), cualquier modificación a la baja del parámetro ( $B < 0,51$ ) implica que se debe optar por el valor fijado en el ITD.

## Comentarios finales sobre trabajo de Estudios Energéticos Consultores

- **Tasa Libre de Riesgo:** Si bien es cierto, compartimos el argumento del Panel de Expertos en términos de tomar un instrumento en UF a 10 años, el horizonte de seis meses para estimar un promedio, en los escenarios que hoy se vive en los mercados de tipos de interés, podría no ser el mejor criterio aun cuando actualmente el proyecto de ley así lo determina. De hecho, si atendemos el proyecto de ley para concesionarias de distribución de energía, se debiera permitir, considerando argumentos fundados, un mayor plazo para estimar dicho promedio, dependiendo principalmente de la volatilidad de las tasas libres de riesgo en un período determinado.
- **Premio por Riesgo de Mercado:** El valor que se utilice para este premio es fundamental en la determinación de una tasa de descuento, especialmente si son altos los betas. Lo que hace el Consultor de la CNE es tomar uno de los modelos desarrollados por Harvey (1991) para estimar lo que el Consultor denomina “beta país”. A partir de ese beta país se obtiene el retorno nominal del mercado chileno usando para ello el promedio simple de los retornos nominales de mercado, aproximado a través del SP500, para un período de 30 años. El modelo empleado por los Consultores de CNE supone mercados de capitales integrados. Sin embargo, no hay evidencia empírica a favor de este supuesto en el caso de Chile, sino que se asume que es parcialmente integrado. El segundo problema del método usado por los Consultores de la CNE es que utiliza sólo el beta país estimado de 1,035, pero en el modelo

se había incluido el EMBI para capturar el premio por riesgo país y luego al estimar el retorno esperado del mercado chileno omite incluir el EMBI multiplicado por el beta estimado de esa variable. Finalmente, el PRM estimado para Chile fue 8,9%. El modelo utilizado por los consultores corresponde a un CAPM Global (Harvey, 1991) y al respecto el mismo autor en el 2005 señala para mercados emergentes lo siguiente:

*“For emerging markets, it is not so simple. It really depends on the how segmented the market is. Given that the assumptions of the CAPM do not hold, I avoid using the world version of the CAPM in these markets. I never use the CSFB model, the Ibbotson model, or the sovereign spread volatility ratio model. I will often examine a number of models such as the sovereign spread, Damodaran and the Erb, Harvey and Viskanta model and average the results.”*

La sugerencia de Harvey es no utilizar su modelo de 1991 para mercados emergentes sino usar el promedio de tres modelos (spread soberano, Damodaran y Erb, Harvey y Viskanta).

El modelo de Erb, Harvey y Viskanta entrega retornos esperados para Estados Unidos que son más altos que promedio histórico de los retornos. En el caso de Chile entrega valores que están entre los más bajos considerando distintas metodologías (Damodaran y spread soberano).

Por otro lado, tomando en cuenta procesos regulatorios recientes para el caso de Chile (2013, Telefonía y 2014 para Gas)<sup>14</sup> el PRM ha oscilado entre 7,09% y 7,54%, observando que estos valores están por debajo de lo que estima el Consultor de CNE. Es más, MQA realizó estimaciones para el 2012 y 2013, con datos nacionales a partir de 1981 y usando un modelo de Gordon dinámico, obteniendo un PRM de 7,76% para el 2012 y 7,10% para el 2013. No existen razones económicas que hagan pensar en un cambio tan alto en el PRM.

El premio por riesgo de mercado, por ejemplo, podría ser estimado a través del modelo de Damodaran tomando dos versiones del mismo. PRM histórico de Estados Unidos más un ajuste por premio por riesgo país y PRM basado en un modelo de Gordon para Estados Unidos más un ajuste por premio por riesgo país. En el cuadro de más abajo se muestra la estimación para el 2016.

$$PRM_{Chile} = PRM_{EEUU} + CDS \text{ o Default Spread} \frac{\sigma_{Rm Chile}}{\sigma_{CDS \text{ o Default}}}$$

En el siguiente cuadro se muestran los resultados:

**Cuadro 3. Estimaciones Premio por Riesgo de Mercado**

	<b>PRM EEUU</b>	<b>Premio por Riesgo País</b>	<b>PRM Chile</b>
<b>Promedio Histórico</b>	6,24%	0,99%	7,23%
<b>Retorno Implicado</b>	5,69%	0,99%	6,68%
<b>Promedio</b>			6,96%

Fuente: Elaboración Propia

<sup>14</sup> Estudios realizados por Le Fort E&F, en el caso de Telefonía para Telefónica, Claro y ERIN y en Gas preparado para la Subsecretaría de Energía.

El premio por riesgo país es el promedio simple del premio que se obtiene a través de default spread (0,70%) y el que se deduce de los CDS (1,12%).

En resumen, el PRM de Chile se encuentra alrededor de un 7% y no alrededor de un 9% como sugiere el Consultor de la CNE.

## **Diferencias metodológicas entre la forma de estimar el Costo de Capital de Transmisión y Gas en Red**

La principal diferencia, es que la tasa de costo de capital de transmisión de electricidad es una única tasa para la empresa eficiente. En cambio, para las empresas de Gas de Red es una tasa de costo de capital para cada concesionaria que depende del factor individual por zona de concesión. Sin embargo los parámetros tasa libre de riesgo, riesgo sistemático y premio por riesgo de mercado obedecen a la misma metodología. Otra diferencia es que en el caso del gas la tasa no puede ser menor a 6% (en vez de 7%, como es el caso de Transmisión).

### **2.7. Análisis Crítico a estudio realizado por Bonilla y Asociados**

#### **2.7.1. Cálculo Costo de Capital de Transmisión Eléctrica**

La ley N° 20.936 define la manera de calcular la tasa de descuento para transmisión eléctrica. Su artículo 118 indica lo siguiente:

*“Artículo 118°.- Tasa de Descuento. La tasa de descuento que deberá utilizarse para determinar la anualidad del valor de inversión de las instalaciones de transmisión será calculada por la Comisión cada cuatro años de acuerdo al procedimiento señalado en el artículo siguiente. Esta tasa será aplicable después de impuestos, y para su determinación se deberá considerar el riesgo sistemático de las actividades propias de las empresas de transmisión eléctrica en relación al mercado, la tasa de rentabilidad libre de riesgo, y el premio por riesgo de mercado. En todo caso la tasa de descuento no podrá ser inferior al siete por ciento ni superior al diez por ciento.*

*El riesgo sistemático señalado, se define como un valor que mide o estima la variación en los ingresos de una empresa eficiente de transmisión eléctrica con respecto a las fluctuaciones del mercado.*

*La tasa de rentabilidad libre de riesgo corresponderá a la tasa interna de retorno promedio ofrecida por el Banco Central de Chile o la Tesorería General de la República para un instrumento reajutable en moneda nacional. El tipo de instrumento y su plazo deberán considerar las características de liquidez, estabilidad y montos transados en el mercado secundario de cada instrumento en los últimos dos años a partir de la fecha de referencia del cálculo de la tasa de descuento, así como su consistencia con el horizonte de planificación de la empresa eficiente. El período considerado para establecer el promedio corresponderá a un mes y corresponderá al mes calendario de la fecha de referencia del cálculo de la tasa de descuento.*

*El premio por riesgo de mercado se define como la diferencia entre la rentabilidad de la cartera de inversiones de mercado diversificada y la rentabilidad del instrumento libre de riesgo definida en este artículo.*

*La información nacional o internacional que se utilice para el cálculo del valor del riesgo sistemático y del premio por riesgo deberá permitir la obtención de estimaciones confiables desde el punto de vista estadístico.*

*De este modo, la tasa de descuento será la tasa de rentabilidad libre de riesgo más el premio por riesgo multiplicado por el valor del riesgo sistemático.”*

### 2.7.2. Comisión Nacional de Energía (estudio 2017 de Bonilla y Asociados)

Bonilla y Asociados, fueron los encargados de realizar la estimación de la tasa de costo de capital utilizando el modelo de CAPM. La estimación para la tasa de descuento fue de un 4.11% real.<sup>15</sup>

Los parámetros usados son los siguientes:

**Tasa Libre de Riesgo:** 1,48% (TIR BTU-10 años, promedio ponderado de un meses, correspondiente a julio de 2017)

**PRM:** 7.19% a julio de 2018. (Se hace uso del modelo de Erb, Harvey y Viskanta, 1995. Se estimó a julio de 2017 el premio por riesgo de mercado como la resta entre el retorno esperado del mercado chileno nominal a marzo de 2017 (11,4%) publicado por Duff&Phelps y la TIR de un bono en pesos a 10 años del mercado chileno a julio de 2017 (4,21%). Esta última se ha estimado como el promedio diario del mes de julio para el Ticker “GTCLP10Y Govt” de Bloomberg).

**Riesgo Sistemático:** 0,367 (El beta del negocio se estimó a través de MCO utilizando 16 empresas de referencia, de cuatro países distintos, pertenecientes al negocio de distribución y transmisión de electricidad. Los betas calculados se ajustaron por Blume y se desapalancaron usando la fórmula de Miles y Ezzell). Sin embargo, con posterioridad a la entrega del informe, siguiendo la metodología descrita en éste y utilizando los mismos datos, el valor de beta resultó en realidad 0,49.

Este estudio permitió a la CNE preparar las bases de licitación para la Realización de los estudios de Valoración de los Sistemas de Transmisión Eléctrica, según resolución exenta N° 272 de abril de 2019 para Cuatrienio 2018-2021.

La Concesionaria Transelec S.A. presentó sus discrepancias al cálculo de la tasa de descuento propuesta por el estudio técnico de Bonilla y Asociados. Estas discrepancias fueron finalmente rechazadas por el Panel de Expertos.

### 2.7.3. Discrepancias y Dictamen del Panel de Expertos

#### I. Cuatrienio 2020-2023

##### Tasa Libre de Riesgo

- **Comisión Nacional de Energía:** Propone la tasa que calcula el estudio de Bonilla y Asociados, indicando que “El instrumento escogido para determinar la tasa libre de riesgo cumple con las características de liquidez, estabilidad y montos transados, y es coherente con el horizonte de planificación.”
- **Empresas Concesionarias (Transelec S.A):** No propone un nivel de tasa libre de riesgo, pero sí señala que “Que se disponga en las Bases Definitivas que el instrumento que se utilice para determinar el componente Tasa Libre de Riesgo sea de un plazo no inferior a 20 años,

---

<sup>15</sup> La consultora al momento de entregar esta tasa señala lo siguiente: “La Comisión Nacional de Energía (CNE) deberá actualizar dichos parámetros a la fecha de referencia del cálculo de la tasa de descuento.”

de manera que se considere su consistencia con el horizonte de planificación de la empresa eficiente, según se dispone en la LGSE”.

- **Dictamen Panel de Expertos:** Rechaza propuesta de la Concesionaria. Su argumento indica que “la consistencia en el plazo del instrumento libre de riesgo con el horizonte de planificación de la empresa eficiente se debe entender, primeramente, como similitud en la duración económica del instrumento y los flujos netos asociados a la inversión de una empresa que ha planificado eficientemente su desarrollo. Por otra parte, existe evidencia teórica, aunque controvertida, de que el plazo de la tasa libre de riesgo para una empresa regulada debiera ser igual al ciclo regulatorio.” Por último, el panel de de expertos señala que teniendo presente además que el mercado de los instrumentos a 10 años tiene mayor liquidez y profundidad que el mercado de los bonos a 20 años, estima que es más apropiado determinar la tasa libre de riesgo usando un bono del Estado con un plazo de 10 años que con uno de 20 años.

### Riesgo sistemático

- **Comisión Nacional de Energía:** propone un beta de 0.49, determinado siguiendo la metodología y los mismos datos que sugiere la consultora. La diferencia presentada en el informe se debió a un error de cálculo por parte de la consultora. Esto hace que el beta finalmente propuesto por la CNE sea superior al que calcula el estudio de Bonilla y Asociados (0.37). En relación al fondo de la discrepancia, la CNE señala que la muestra de empresas no se encuentra sesgada, ya que se aplicaron diversos criterios para construirla, necesarios todos ellos para poder contar con una muestra representativa y cuyo beta sea confiable desde el punto de vista estadístico. Por último, señala “...tal como lo menciona la discrepante en el pie de página 19 de su presentación, hay un error en el cálculo del beta. En virtud de que éste se trataría de un error manifiesto y evidente, contenido en las planillas de cálculo que sirven de sustento al cálculo contenido en el informe técnico preliminar, y no obstante no tratarse el referido error de una materia que haya sido objeto de discrepancia, esta Comisión deja de manifiesto que se corregirán los cálculos en el informe técnico definitivo. En consecuencia, el valor de beta estimado de acuerdo a los datos y la metodología elaborada en el informe técnico debe ser corregido a 0,49 en vez del valor 0,37.
- **Empresas Concesionarias (Transelec S.A):** discrepa respecto de la muestra utilizada por la CNE para estimar el riesgo sistemático o beta, por considerar que ésta no sería representativa, toda vez que ella estaría sesgada. “Al efecto señala que, a modo de ejemplo, se podría obtener una muestra más representativa de la industria de transmisión de electricidad considerando los valores de betas obtenidos de Duff & Phelps 2017, valores que muestra en una tabla y que varían ente 0,38 y 0,76, lo que arroja tasas de descuento de 4,11% y 6,95% respectivamente”.
- **Dictamen Panel de Expertos:** declara inadmisibles la discrepancia planteada por la Concesionaria. Argumentando que “De la lectura de la petición de la discrepante se aprecia que ésta adolece de imprecisiones, al no contener una alternativa sobre la que el Panel pueda resolver, en los términos del artículo 211 de la LGSE.”

## Comentarios Finales al estudio de Bonilla y Asociados

- **Tasa Libre de Riesgo:** Se escoge entre los instrumentos BCU y BTU con vencimiento a 10 años. Considerando los criterios de liquidez, representatividad y estabilidad se escogen los BTU de 10 años pero con plazo de vencimiento superior o igual a 6 años. Sin embargo, creemos que se podría haber seleccionado el benchmark 10 años pues las tasas entre ellos casi no tienen diferencia. Esto se puede observar en el cuadro 50 del informe final de Bonilla y Asociados. La tasa seleccionada que es el promedio del mes de julio 2017 es 1,48% y la tasa promedio del mismo mes para el benchmark 10 años es 1,47%. En los seis meses anteriores de ese mismo año no se aprecian diferencias importantes (a lo más en un par de meses la diferencia es 0,01%). Creemos que la tasa benchmark ofrece dos ventajas. La primera es que es muy transparente, si alguien desea conocer la tasa promedio de un mes, la información se encuentra disponible gratuitamente en las estadísticas del Banco Central. La segunda ventaja es que se trata de una tasa correspondiente a bonos que les resta similar tiempo al vencimiento (entre 8 y 10,9 años), eliminando potenciales problemas de diferencias en estructura intertemporal de las tasas de interés.
- **Beta desapalancado:** Se realiza un análisis de betas estocásticas, estimaciones que finalmente son desechadas. Sin embargo, la modelación usada por el asesor tiene mayores errores de ajuste que alternativas usadas en otros países (ej. Reino Unido). El método usado por el asesor es Rolling mientras que se ha demostrado que las estimaciones realizadas a través del filtro de Kalman reducen los errores de ajuste tanto en el modelo de mercado como en el CAPM. Al respecto, cabe destacar que existen otras experiencias internacionales en las cuales las estimaciones de betas para el sector eléctrico toman en consideración los cambios en el tiempo<sup>16</sup>.

### 2.8. Evidencia Empírica Internacional sobre Costo de Capital en procesos tarifarios internacionales de servicios públicos.

En esta sección presentaremos la evidencia que podemos recoger sobre las distintas metodologías para determinar el costo de capital en mercados regulados internacionales. Dependiendo de la naturaleza del servicio, es decir si es de agua potable, energía o telecomunicaciones, y de la regulación existente en cada mercado vamos a encontrar una amplia literatura aplicada que realiza estimaciones de costo de capital para empresas del sector eléctrico. Dependiendo de las características propias de cada mercado y de sus sistemas regulatorios, no es posible encontrar una única forma de estimar el costo de capital. Al revisar la evidencia internacional, podemos asegurar que el modelo CAPM, es sin dudas el más utilizado para estimar la tasa de descuento. Sin embargo la forma de estimar sus parámetros básicos ( $R_f$ , PRM y Beta) es muchas veces diferente y ahí encontramos diversas propuestas.

---

<sup>16</sup> “Report on the Cost of Capital provided to Ofgen”, by Wright, Mason, Satchel, Hori and Baskaya. University of Cambridge, 2006.

### 2.8.1. Experiencia mercado italiano

En el caso de este mercado, la consultora internacional Oxera el año 2015<sup>17</sup> realizó un estudio, encargado por la Autoridad para el sistema de electricidad, gas y agua (AEEGSI<sup>18</sup>) sobre las mejores prácticas internacionales para calcular la tasa de costo de capital promedio ponderada (WACC) en las industrias de Gas y Electricidad. Ellos proponen una metodología basada en CAPM sin embargo para el cálculo del costo patrimonial sugieren un ajuste por riesgo país. Esto motivado principalmente por los acontecimientos de la economía italiana en ese momento, situación que se caracterizaba por mayores volatilidades y aumento de la probabilidad de caída en los precios de las acciones. Todo esto a partir de la crisis Sub Prime del año 2008.

Oxera (2015) plantea que dado los acontecimientos post crisis, calcular los parámetros del CAPM se torna muy complejo. Ellos señalan que es probable que la condición propia de Italia frente a la crisis haya provocado un aumento en el perfil de riesgo de las empresas reguladas de ese país.

Para estimar la prima por riesgo país, plantean por un lado calcular el Country Bond Default Spread (CBDS) de Italia y compararlo con otros países como Alemania, Holanda, Francia y Bélgica. Luego sugieren que el premio por riesgo país para Italia sería de 1%. Sin embargo, en el estudio se aclara que existe un inconveniente al ocupar esta metodología toda vez que existen empresas en Italia que poseen una mejor clasificación crediticia que la del gobierno italiano. Para solucionar este inconveniente, Oxera (2015) proponen la alternativa de ocupar el Utility Bond Default Spread (UBDS). Para esto último ocupan el spread del retorno de los bonos corporativos italianos y trece bonos extranjeros comparables. Con esta metodología el riesgo país, se encuentra entre un 0,25 y un 0,61 por ciento, dependiendo del período analizado.

Lo anterior se refería al mercado de bonos por lo que el estudio también plantea calcular el premio por riesgo país basado en el mercado accionario. Primero se utilizó la metodología de Relative Equity Market Volatility (REMV)<sup>19</sup>, la cual arrojó un premio de 1,39 y un 1,70 por ciento dependiendo del período de análisis. Luego proponen como alternativa la metodología de Forward-Looking Models (FLM) que compara las curvas de rendimiento de los dividendos de compañías italianas y un grupo de empresas similares comparables. El premio calculado con esta metodología entrega un premio para Italia de entre un 0 y un 1,3 por ciento.

En términos simples, la AEEGSI, propone el cálculo del WACC antes de impuestos a través de CAPM de la siguiente manera:

$$WACC_{pre-tax} = \frac{K_e}{(1 - T)} (1 - g) + K_d * (1 - T) * g$$

Donde

$K_e$  es el costo nominal del patrimonio después de impuestos

$K_d$  es el costo nominal de la deuda antes de impuestos

$g$  es la tasa de apalancamiento definida como  $\frac{deuda}{deuda+patrimonio}$

$T$  es la tasa de impuesto corporativo

---

<sup>17</sup> Estimating the cost of capital for Italian electricity and gas networks; AEEGSI, 2015.

<sup>18</sup> Siglas del organismo en idioma italiano.

<sup>19</sup> Este modelo es el propuesto por Merton y supone que los mercados de capitales son segmentados.

Luego AEEGSI utiliza el CAPM para estimar el costo del patrimonio, de la siguiente manera:

$$K_e = r_f + \beta_e * ERP + CRP$$

Donde,

$r_f$  = tasa libre de riesgo  
 $\beta_e$  = es el riesgo sistemático del patrimonio  
ERP = es el premio por riesgo de mercado  
CRP = es la prima por riesgo país.

Para  $r_f$  este estudio recomienda usar como proxy de la tasa libre de riesgo los bonos del gobierno a 10 años que están clasificados al menos como AA. Para el caso italiano Oxera (2015) recomienda tomar los bonos de otros gobiernos como los de Alemania, Holanda, Francia y Bélgica. Debido a que los bonos de gobierno de Italia en algunos períodos están cercano a cero, la consultora recomienda establecer un mínimo de 0.5% como tasa libre de riesgo.

Por último, el estudio de Oxera (2015) propone revisar con mayor periodicidad los parámetros del modelo propuesto. Si bien es cierto la ley en Italia requiere que cada seis años se realice una estimación del costo de capital. Indican que dado la realidad macroeconómica y financiera reciente en la Eurozona, surge la necesidad de una actualización de los parámetros con mayor regularidad.

### 2.8.2. Experiencia en el mercado australiano

Un estudio preparado por la consultora internacional NERA (2014)<sup>20</sup>, propone la estimación del costo de capital para una empresa regulada del sector transmisión eléctrica en Australia llamada TransGrid. La consultora estima que el costo de capital promedio ponderado (WACC) nominal después de impuestos para TransGrid es de 8,83%. Para este cálculo utiliza la siguiente fórmula:

$$WACC = Re \left(1 - \frac{D}{D + E}\right) + (1 - t) \left(\frac{D}{D + E}\right) Rd$$

Donde:

Re = Rentabilidad del patrimonio  
D= Monto de la deuda  
t= impuesto corporativo  
E = valor de mercado del patrimonio  
Rd= Rentabilidad exigida por los acreedores

Específicamente presenta los siguientes valores:

---

<sup>20</sup> Return on Capital of a Regulated Electricity Network - May 2014; Nera Economic Consulting

**Cuadro 4. Resultados de estimaciones WACC para el mercado australiano**

<b>Tasa de retornos sugeridos</b>	
<b>Parámetros</b>	<b>Valor</b>
Leverage	0,6
Retorno de la deuda	7,72%
Retorno del patrimonio	10,50%
WACC Nominal Vanilla	8,83%

NERA (2014) recomienda una relación deuda a patrimonio (leverage) de 0,6 que corresponde al ratio benchmark aplicado a todas las empresas de transmisión eléctrica en Australia. Este índice es consistente con las estimaciones de empresas listadas en el mercado australiano, cuyos ingresos vienen en gran parte de sectores regulados.

Respecto al retorno exigido a la deuda, NERA (2014) sugieren un costo de 7,72%. Este valor es calculado como el promedio de los 10 años de los bonos corporativos con rating de deuda mayor o igual que BBB+. NERA recomienda para los periodos posteriores que este valor sea actualizado mediante una media móvil de 10 años, evitando así que la estimación se vea afectada por la selección muestral.

La consultora además compara distintas estimaciones para el costo del patrimonio, con diferentes versiones del modelo CAPM como el modelo Sharpe-Lintner CAPM, el Black CAPM, el modelo de tres factores de Fama y French, y el modelo de crecimiento de dividendos de Gordon. Finalmente proponen una tasa del 10.5%, lo que a juicio de la consultora es razonable toda vez que el rango obtenido por los diferentes modelos está entre 8.5% y 11.5%. Consideran un nivel de apalancamiento de 60/40, esto lo fundamentan en que una relación de apalancamiento de deuda del 60 por ciento es consistente con un estudio reciente de la razón de apalancamiento de las empresas australianas que cotizan en bolsa con ingresos sustancialmente provenientes de redes de energía reguladas.

### **2.8.3. Evidencia en el mercado de Nueva Zelanda**

La consultora Internacional Economic Insight en 2014<sup>21</sup> elaboró un estudio que presenta los precedentes internacionales para la determinación del costo de capital en sectores regulados. Este estudio fue encargado por la Comisión de Comercio Neozelandés el año 2014. Los países analizados fueron Dinamarca, Finlandia, Francia, Holanda, Portugal, Suecia, Reino Unido, Estados Unidos y Australia.

Este estudio concluye que Nueva Zelanda, dado sus particularidades debiera desarrollar su propia metodología, sin embargo el cálculo del WACC debiera hacerlo observando los rangos estimados de los países analizados en el estudio.

Los valores calculados por este estudio para el mercado de transmisión eléctrica se muestran en el siguiente cuadro:

---

<sup>21</sup> Economic Insight. 2014. Regulatory Precedents for Setting the WACC within a Range.

Cuadro 5. Estimaciones WACC para Nueva Zelanda<sup>22</sup>

Values used to calculate WACC estimates for Transpower, GPBs (GasNet and Vector) and Airports (AIAL and CIAL)			
Parameter	Transpower	GPBs (GasNet and Vector)	Airports (AIAL and CIAL)
Risk-free rate	1.46%	1.46%	1.46%
Average debt premium	1.63%	1.62%	1.25%
Leverage	42%	42%	19%
Equity beta	0.60	0.69	0.74
Tax adjusted market risk premium	7.0%	7.0%	7.0%
Average corporate tax rate	28%	28%	28%
Average investor tax rate	28%	28%	28%
Debt issuance costs	0.20%	0.20%	0.20%
Cost of debt	3.29%	3.28%	2.90%
Cost of equity	5.25%	5.88%	6.23%
Standard error of WACC	0.0101	0.0105	0.0146
<b>Mid-point vanilla WACC</b>	<b>4.43%</b>	<b>4.79%</b>	<b>5.60%</b>
<b>Mid-point post-tax WACC</b>	<b>4.04%</b>	<b>4.40%</b>	<b>5.44%</b>

\*The numbers are rounded to two decimal points.

En otro estudio solicitado por la Commerce Commission de Nueva Zelanda<sup>23</sup> se calcula el WACC aplicando el modelo CAPM para la industria eléctrica y del aeropuerto de Wellington. Los resultados se presentan en el siguiente cuadro y fueron calculados al 1 de abril de 2019:

<sup>22</sup> En este cuadro GPBs (gas pipeline businesses), AIAL (Auckland International Airport Limited) y CIAL (Christchurch International Airport Limited).

<sup>23</sup> Cost of capital determination for disclosure year 2020 for information disclosure regulation; april 2019.

Cuadro 6. Estimaciones WACC para Nueva Zelanda, año 2019<sup>24</sup>

Values used to calculate WACC estimates for EDBs and Wellington Airport		
Parameter	EDBs	Wellington Airport
Risk-free rate	1.77%	1.77%
Average debt premium	1.63%	1.24%
Leverage	42%	19%
Equity beta	0.60	0.74
Tax adjusted market risk premium	7.0%	7.0%
Average corporate tax rate	28%	28%
Average investor tax rate	28%	28%
Debt issuance costs	0.20%	0.20%
Cost of debt*	3.61%	3.21%
Cost of equity	5.48%	6.46%
Standard error of midpoint WACC estimate	0.0101	0.0146
<b>Mid-point vanilla WACC</b>	<b>4.69%</b>	<b>5.84%</b>
<b>Mid-point post-tax WACC</b>	<b>4.27%</b>	<b>5.67%</b>

\*The numbers are rounded to two decimal points.

En este estudio la tasa libre de riesgo refleja el rendimiento de la oferta anualizado e interpolado linealmente al vencimiento de los bonos del gobierno de Nueva Zelanda con un plazo de vencimiento de cinco años. La estimación de la tasa libre de riesgo que presenta este último estudio se basa en los datos reportados por Bloomberg *para el período de tres meses* que finaliza en marzo de 2019 con respecto a los bonos de vencimiento de abril de 2023 y abril de 2025. Los datos diarios informados por Bloomberg los interpolan linealmente, luego se anualizan y se promedian para producir la estimación de una tasa de interés de 1.77% sobre los bonos del gobierno de Nueva Zelanda con un plazo de vencimiento de cinco años, estimado el 1 abril 2019.

El riesgo sistemático para el sector eléctrico se estima en 0.6 y dado este riesgo se determina un costo de capital del patrimonio de 5.48%, considerando un premio por riesgo de mercado de 6.18%. Luego en función de un leverage del 42% se obtiene un WACC de 4.69%.

#### 2.8.4. Experiencia en Reino Unido

**Estudio realizado por Competition & Market Authority, CMA<sup>25</sup>:** se estima el WACC Vanilla pre-tax para empresas que conforman la cadena de valor de la Energía en Gran Bretaña, en base a los datos desde enero del 2007 y marzo del 2014. El WACC Vanilla pre-tax para empresas Integradas Verticalmente, se encuentra entre 7,7% y 9,5%. Por otra parte, para las empresas centradas en solo la Generación, se estima un intervalo de 7,9% al 9,7%, considerando un mayor riesgo que una empresa integrada. Por último, el negocio de Suministro Minorista, donde los proveedores adquieren la energía a mayoristas y luego la distribuyen a sus clientes, posee un riesgo entre 9,3% y 11,0% principalmente

<sup>24</sup> En este cuadro EDBs (electricity distribution business).

<sup>25</sup> Energy Market Investigation, Analysis of cost of energy firms; CMA. February 2015

debido a que se financian solo con patrimonio. Los parámetros estimados del estudio pueden ser visto en el siguiente cuadro:

**Cuadro 7. Estimaciones WACC para Reino Unido**

Parametros	Integración Vertical	Generation	Retail supply
<b>Real risk-free rate (%)</b>	1,0-1,5	1,0-1,5	1,0-1,5
<b>Nominal risk-free rate (%)</b>	4	4	4
<b>Equity risk premium (%)</b>	4,0-5,0	4,0-5,0	4,0-5,0
<b>Asset Beta</b>	0,5-0,6	0,5-0,6	0,7-0,8
<b>Pre-tax Ke (%)</b>	9,6-10,3	9,6-10,3	9,3-11,0
<b>Pre-tax cost of debt (Kd) (%)</b>	5,0-6,0	5,5-7,0	-
<b>Gearing (%)</b>	20,0-40,0	20,0-40,0	0
<b>Tax rate (%)</b>	27	27	27
<b>Pre-tax Wacc (%)</b>	7,7-9,5	7,9-9,7	9,3-11,0

Fuente: Energy Market Investigation, Analysis of cost of energy firms; CMA. February 2015

En términos generales, se utiliza el CAPM cuando se hace relación al cálculo de tasas y su relación con los betas. Para el cálculo de los costos de la deuda, se utilizaron los intereses pagados por las firmas de energía y los rendimientos de los bonos corporativos correspondientes al periodo analizado.

#### a) Estimación del WACC Vanilla:

Para estimar el WACC, se incluyeron las siguientes actividades:

1. Estimación del WACC, utilizando el modelo CAPM.
2. Análisis de cuál de los WACC estimados corresponde a un buen benchmark.
3. Durante que periodo se deberá estimar dicho WACC.

En este estudio se especifica que el CAPM, relaciona el costo del patrimonio  $E(R_i)$ , con la tasa libre de riesgo ( $R_f$ ), el retorno esperado del portafolio de mercado ( $R_m$ ), y la exposición al riesgo sistemático de la firma ( $\beta$ ), especificado en la siguiente formula:

$$E(R_i) = R_f + \beta(R_m - R_f)$$

En el caso de una firma estar financiada solo con patrimonio, el retorno esperado del patrimonio es igual al costo de capital de la empresa. En caso contrario, existe una combinación entre patrimonio (E) y deuda (D) en la empresa, el WACC viene dado por la siguiente fórmula:

$$WACC = E(R_i) * \frac{E}{(D + E)} + K_d * \frac{D}{(D + E)}$$

Finalmente, se debe realizar un ajuste tomando en cuenta el efecto de los impuestos dentro del costo de capital de la empresa, por lo tanto, la fórmula utilizada finalmente corresponde a la siguiente:

$$Pre - tax WACC = \frac{1}{(1 - t)} * E(R_i) * \frac{E}{(D + E)} + K_d * \frac{D}{(D + E)}$$

Donde t corresponde a la tasa de impuestos.

## b) Especificación de los supuestos del WACC

Se utilizó un WACC como benchmark, para ser utilizado en común a las empresas en vez de utilizar un cálculo de WACC para cada una de las empresas. Para esto, se supusieron niveles de deuda, costo del patrimonio y costo de la deuda de una empresa hipotética que se opera solo en un segmento para la Gran Bretaña.

La rentabilidad se midió en los siguientes segmentos que corresponden a:

- A. Generación eléctrica.
- B. Suministro Minorista de gas y electricidad.
- C. Integración Vertical de negocios eléctricos.

Esto último generó que se estimaran tres WACC's por separado.

**Cálculo de  $R_F$ :** Se utilizaron los instrumentos libres de riesgos de largo tiempo al vencimiento; para madurez mayores a 15 años la curva de rendimiento real se encuentra entre 0% y 1,5% con un promedio de 0,5%, en cambio la nominal se encuentra entre 3,3% y 4,5% con un promedio de 4%. Cómo se observa en el cuadro anterior, se utilizó el intervalo generado por la curva de rendimiento real.

**Cálculo de PRM:** Se utilizó una aproximación en base a los retornos históricos (periodo 1900 al 2013), considerando promedios aritméticos y geométricos para las acciones y bonos. En segundo lugar, se utilizó un enfoque de Fama y French, que generó un PRM de un 5,5%. Otro enfoque, que corresponde a Dimson et al. (2014), basado en expectativas de los inversionistas que generó un PRM entre 5,5% y un 6%. Y un cuarto enfoque, con cálculos del Bank of England, que fluctuó en un PRM de un 5%.

**Tasa Impositiva:** Se utilizó un 27%, que corresponde a un promedio para el periodo 2007 – 2014.

**Cálculo de Betas:** Se estimaron betas en base al modelo CAPM explicado anteriormente, donde las seis firmas más grandes (integradas), obtuvieron beta desapalancado promedio entre 0,5 y 0,6 con un rango entre 0,24 y 0,75. Las otras firmas no integradas, obtuvieron un beta promedio de 0,5. No se utilizaron las firmas de suministro minorista, debido a que sus betas no eran confiables.

**Apalancamiento:** Para el apalancamiento, se observaron firmas de Gran Bretaña como también comparables europeas y no europeas. En sentido amplio, se observó que los rangos variaban entre el 25% y el 50%, estableciéndose los valores que aparecen en el cuadro inicial.

**Costo de la Deuda:** Se utilizaron los siguientes instrumentos:

- A. Rendimientos y spreads de los bonos en libras de las seis firmas más grandes de energía con vencimientos entre 10 y 30 años.
- B. Spreads de los bonos corporativos del Reino Unido, según varias agencias de riesgo.
- C. Los rankings crediticios de las seis empresas más grandes de energía, contra las más pequeñas y las menos diversificadas.

**Estudio realizado por Nera Economic Consulting encargado por National Grid<sup>26</sup>:** Este estudio consistió en analizar los diferentes enfoques en los informes encargados por Ofgem<sup>27</sup> sobre la estimación del beta para determinar el costo del capital. Para esto, NERA analizó cuatro estudios:

- CEPA 2018 report<sup>28</sup>
- UKRN 2018 report<sup>29</sup>
- Robertson report<sup>30</sup>
- Indepen report.<sup>31</sup>

En general, NERA encuentra que hay puntos de vista contradictorios en el conjunto de asesores de Ofgem sobre la técnica de estimación utilizada. Por un lado, se contrasta estimaciones por OLS<sup>32</sup> vs GARCH<sup>33</sup>, por otro se analiza el plazo utilizado y la frecuencia de datos en el sentido si se deben utilizar datos diarios vs trimestrales.

El informe URKN propuso una técnica GARCH para estimar las betas del patrimonio. Los reguladores del Reino Unido, como Ofwat y Ofcom, generalmente se han basado en el modelo de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) para estimar los betas del patrimonio. A su vez, el enfoque de CEPA también sugiere hacer el cálculo por OLS. Tres de los autores del informe UKRN, Mason, Pickford y Wright (MPW) sostienen que las estimaciones GARCH de los betas de acciones son sustancialmente más bajas que los calculados en procesos regulatorios recientes. Sin embargo, NERA plantea que esto se debe a que dichas estimaciones son con datos de baja frecuencia y períodos largos de tiempo. Una vez corregido esto, señalan que las estimaciones por GARH son similares a las que se obtienen por OLS.

A diferencia de MPW, el informe de Robertson como el de Indepen proporcionan puntos de vista similares a los de NERA. Robertson afirma que las estimaciones a largo plazo de los modelos GARCH y OLS son similares. Por otra parte, el estudio de Indepen concluyó que los reguladores deberían utilizar OLS, ya que las estimaciones OLS no son muy diferentes de las estimaciones GARCH.

Otro aspecto relevante que aborda este estudio tiene que ver con la frecuencia de los datos para el cálculo de los betas. El estudio de Robertson sugiere utilizar datos con mayor frecuencia ya que entregan una mayor precisión. Tanto para NERA como para los estudios de Indepen y Robertson, es preferible utilizar datos diarios.

Definida la frecuencia de los datos, NERA plantea la necesidad de decidir si se debieran utilizar períodos largos de tiempo o más bien cortos. Un problema de utilizar períodos largos es que se desconocen eventuales quiebres estructurales. A juicio de NERA se debiera utilizar una ventana de estimación más reciente, considerando estimaciones de dos y cinco años, ya que esto proporciona un equilibrio apropiado entre el número de observaciones y la posibilidad de enfrentar quiebres

---

<sup>26</sup> National Grid plc es una empresa de electricidad y gas nacida en Reino Unido. Con sede en Londres, sus actividades principales están en Reino Unido y Estados Unidos.

<sup>27</sup> Office of Gas and Electricity Markets, OFGEM, es el regulador gubernamental de los mercados de electricidad y gas natural en Gran Bretaña.

<sup>28</sup> CEPA (February 2018), Review of Cost of Capital Ranges for Ofgem's RIIO-2 for Onshore Networks.

<sup>29</sup> Wright, S, Burns, P, Mason, R, and Pickford, D (2018), Estimating the cost of capital for implementation of Price controls by UK Regulators, An update of Mason, Miles and Wright (2003).

<sup>30</sup> Donald Robertson (April 2018), Estimating  $\beta$ .

<sup>31</sup> Indepen (December 2018), Ofgem Beta Study – RIIO-2 Final.

<sup>32</sup> Estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

<sup>33</sup> Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity.

estructurales. El estudio de Robertson, coincide con esta opinión y concluye que la existencia de quiebres estructurales proporciona un argumento en contra del uso de datos a muy largo plazo

Un aspecto relevante a nuestro juicio es que los consultores de Ofgem no tienen en cuenta las diferencias en el riesgo relativo de los sectores de energía y agua del Reino Unido y las operaciones de National Grid en los EE. UU.

Por otro lado, según este estudio, los reguladores en UK suelen utilizar un enfoque beta del patrimonio apalancado. En esto, NERA señala que existen opiniones dispares entre los asesores de Ofgem y que no existe una justificación para alejarse del enfoque de apalancamiento convencional empleado por los reguladores del Reino Unido hasta la fecha. Posición que es respaldada por el estudio de CEPA y el cuarto autor del estudio de UKRN.

### 2.8.5. Experiencia en Bélgica

Desde el 1 de julio de 2014, el Regulador Flamenco de Electricidad y Gas Vlaamse Regulator van de Elektriciteits- en Gasmarkt or VREG) ha sido responsable de regular las tarifas para la distribución de gas y electricidad en Flandes.<sup>34</sup>

En un estudio realizado por The Brattle Group<sup>35</sup> para la VREG se revisa y analiza la metodología para determinar el costo de capital de los Operadores del Sistema de Distribución (DSO). Al igual que la mayoría de los reguladores, el VREG establece el rendimiento permitido igual al costo de capital promedio ponderado (WACC) estimado para los DSO. También en común con la mayoría de las Autoridades reguladoras nacionales (ANR) de la UE, VREG estima el costo del patrimonio utilizando el Modelo de fijación de precios de activos de capital (CAPM).

Al momento del estudio, la VREG estaba revisando la metodología WACC que aplicó para el primer control de precios (2015 – 2016), para ver si se podían hacer mejoras para el segundo proceso de control de precios (2017 – 2018).

La consultora, al comienzo del estudio aclara que comparte el uso de CAPM para estimar el costo patrimonial dado que lo considera un modelo razonable. Por lo tanto, decide no analizar modelos alternativos.

Luego analizan la estimación de los parámetros del modelo CAPM señalando lo siguiente:

#### a) Tasa Libre de Riesgo

LA VREG utiliza un bono a 10 años como proxy de la tasa libre de riesgo. Para esto, el período 2015 utilizó el promedio de rendimiento de bonos alemanes y belgas durante un período de dos años. La consultora estima que tomar rendimientos promedio de los bonos durante un período de tiempo relativamente largo implica una compensación. Por un lado, el uso de un promedio de retornos a largo plazo “suaviza” la estimación de la tasa libre de riesgo, porque cambiará más gradualmente con el tiempo, por otro, el utilizar un mayor plazo sería consistente con los datos de largo plazo que la VREG utiliza para estimar el PRM. Sin embargo, el tomar períodos más largos de tiempo para calcular el

---

<sup>34</sup> La Comunidad Flamenca (en flamenco: Vlaamse Gemeenschap) es una de las tres comunidades constitucionales de Bélgica. Es un estado federal dentro de Bélgica y posee Gobierno propio.

<sup>35</sup> Los autores del informe son Dan Harris, Lucia Bazzucchi y Carlo Moretto

promedio de rentabilidad, significa utilizar más datos de rendimiento históricos "desactualizados", lo que reduciría la precisión de la estimación de la tasa libre de riesgo.

Luego sugieren tomar un período de solo un año. También señalan que al utilizar como proxy bonos alemanes, se estaría desestimando el diferencial de riesgo país entre Bélgica y Alemania, incluso al utilizar bonos belgas, señalan que estos podrían no reflejar el riesgo propio del estado Flamenco.

### b) Beta

Consideran que “la metodología de VREG para estimar beta, que se basa en una encuesta de otras decisiones regulatorias, es razonable”. Realizan una estimación del beta de activos de DSO de 0,43, que es significativamente mayor que la estimación de VREG de 0,33 para el proceso 2015.

Sugieren que la VREG actualice su estimación del beta de activos en forma regular, por lo que en cada control de precios, en lugar de esperar a que se requiera “un gran ajuste” en el futuro. Plantean que por ejemplo, se tome un promedio entre betas calculados en el proceso 2015 y se promedien con las estimaciones actualizadas. Finalmente sugieren que el beta no sea diferenciado para la distribución de electricidad y distribución de gas.

En el siguiente cuadro la consultora presenta los betas que calculó utilizando datos diarios de dos años y también utilizando datos semanales en un horizonte de 5 años.

**Cuadro 8. Estimaciones WACC para Bélgica año 2015**

Equity and Asset betas									
		Daily 2 Years				Weekly 5 Years			
		Equity Beta	Gearing	Tax Rate	Asset Beta	Equity Beta	Gearing	Tax Rate	Asset Beta
		[A]	[B]	[C]	[D]	[E]	[F]	[G]	[H]
Snam	srg	0.83	91.95%	31.40%	0.51	0.67	92.60%	31.40%	0.41
Terna	trn	0.65	89.57%	31.40%	0.40	0.71	94.12%	31.40%	0.43
REN	rene	0.57	174.80%	21.00%	0.24	0.42	197.16%	21.00%	0.16
Red	ree	0.70	64.38%	28.00%	0.48	0.82	94.22%	28.00%	0.49
Enagas	eng	0.68	66.87%	28.00%	0.46	0.79	82.22%	28.00%	0.50
National Grid	ngln	0.69	67.66%	20.00%	0.45	0.42	79.11%	20.00%	0.26
Elia	eli	0.44	112.77%	33.99%	0.25	0.35	130.53%	33.99%	0.19
Northwest	nwn	0.39	65.86%	40.00%	0.28	0.55	66.75%	40.00%	0.39
Piedmont	pny	0.49	58.47%	40.00%	0.36	0.68	53.53%	40.00%	0.52
TC	tcp	0.85	43.78%	40.00%	0.68	0.56	34.91%	40.00%	0.46
<b>Median</b>		<b>0.66</b>			<b>0.43</b>	<b>0.61</b>			<b>0.42</b>
Median Upper C.I. (95%)		0.80			0.54	0.77			0.52
Median Lower C.I. (95%)		0.53			0.31	0.46			0.32
<b>Average</b>		<b>0.63</b>			<b>0.41</b>	<b>0.60</b>			<b>0.38</b>
Mean Upper C.I. (95%)		0.73			0.49	0.69			0.46
Mean Lower C.I. (95%)		0.53			0.33	0.50			0.31

Source:  
Brattle analysis of Bloomberg Data.

Notes:  
 [A]: Equity beta obtained by CAPM regression over the last 2 years from 01/02/2014 until 31/01/2016. Dimson beta is used when found significant.  
 [B]: 2Y average gearing.  
 [C]: 2015 corporate tax rate as from KPMG corporate tax rates table.  
 [D]: Computed as  $[A] / (1 + [B] \times (1 - [C]))$   
 [E]: Equity beta obtained by CAPM regression over the last 5 years from 01/02/2011 until 31/01/2016. Returns computed as from previous friday.  
 [F]: 5Y average gearing.  
 [G]: 2015 corporate tax rate as from KPMG corporate tax rates table.  
 [H]: Computed as  $[E] / (1 + [F] \times (1 - [G]))$ .  
 Confidence intervals for the sample mean and median are obtained by bootstrap.

Fuente: Estudio realizado por Brattle Group, encargado por VREG.

Luego recalculan los betas actualizando la data al año 2017 y consiguen los resultados que se presentan en el siguiente cuadro:

Cuadro 9. Estimaciones WACC para Bélgica año 2015

**Average asset beta in 2013 study and 2015 update**

		Daily 2Y 2015 Asset Beta [A]	Daily 3Y 2013 Asset Beta [B]
Snam	srg [1]	0.51	0.35
Terna	trn [2]	0.40	0.34
REN	rene [3]	0.24	0.15
Red	ree [4]	0.48	0.60
Enagas	eng [5]	0.46	0.61
National Grid	ngln [6]	0.45	0.20
Elia	eli [7]	0.25	0.13
Northwest	nwn [8]	0.28	0.46
Piedmont	pnv [9]	0.36	0.59
TC	tcp [10]	0.68	0.34
Median	[11]	0.43	0.35
Average	[12]	0.41	0.38
Variance	[13]	0.02	0.03
n	[14]	10	10
t-stat for the mean	[15]		0.48

Source:  
Brattle analysis of Bloomberg Data.

Notes:  
 [A][1]-[10] Equity beta obtained by CAPM regression over the last 2 years.  
 [B][1]-[10] Equity beta obtained by CAPM regression between 2010 and 2013.  
 [11] Median of [1] to [10].  
 [12] Average of [1] to [10].  
 [13] Variance of [1] to [10].  
 [14] Count of [1] to [10].  
 [15] t-stat test for the means in [12].

Fuente: Estudio realizado por Brattle Group, encargado por VREG.

### c) Premio por Riesgo de Mercado (PRM)

La consultora concuerda con la metodología de VREG para estimar el PRM, que es esencialmente la misma que aplican para un estudio realizado al regulador de energía holandés en 2012. Actualizan la estimación de PRM, y descubren que solo ha cambiado de 5.1% a 5.0%. Señalan que, al igual que el regulador de energía holandés, VREG utiliza promedios geométricos y aritméticos de exceso de rendimiento en su estimación PRM. Luego no consideran conveniente un cambio en la metodología actual de VREG para estimar el PRM.

Dado que la regulación Belga define utilizar WACC, la VREG calculó la tasa de descuento suponiendo un nivel de apalancamiento del 55% en el proceso 2015. Al respecto la consultora señala que “El regulador debe elegir un nivel objetivo de estructura de capital que permita a los

consumidores beneficiarse de un WACC más bajo debido a la presencia de un monto de deuda razonable.” Esto significaría una menor tasa de costo de capital, influenciado principalmente por el beneficio fiscal de la deuda. Finalmente sugieren un nivel de apalancamiento asumido del 60% lo que a juicio de ellos, permitiría a los consumidores flamencos beneficiarse de un WACC más bajo, sin que signifique a los operadores (DSO) asumir un riesgo crediticio (financiero) excesivo.

Otro aspecto relevante que analiza este estudio es la estimación del costo de la deuda de cada DSO. La VREG el período 2015, calculó el costo de la deuda en función de un promedio ponderado del 60% del costo estimado de la deuda "vieja" o existente y del 40% de los nuevos costos de la deuda que se financiarían durante el período regulado. La metodología de VREG, a juicio de la consultora, reconocen que, en la práctica, los DSO tienen "deuda heredada" y no por lo tanto no financiarán todas sus operaciones a las tasas de interés que se podrían endeudar al comienzo del período regulatorio. Consideran que el criterio aplicado por la VREG es razonable, toda vez que solo considerar el costo de la nueva deuda, se podría estar subestimando el costo real del DSO dado que trae deuda “heredada” (antigua) que es de un mayor costo.

Finalmente, sugieren agregar al cálculo de la tasa de costo del patrimonio una prima por iliquidez, argumentando esto con el hecho de que algunos DSO son pequeños y no listan sus acciones en bolsa.

#### **2.8.6. Experiencia en la industria canadiense**

Canadá a nivel Federal regula la transmisión eléctrica entre las provincias y sus exportaciones principalmente a los Estados Unidos. A nivel provincial regula la generación, transmisión y distribución eléctrica.

En la provincia canadiense de Alberta, el ente que regula las rentas de las distintas firmas distribuidoras de electricidad es la Alberta Utilities Commission (AUC en adelante). AUC calcula el costo de capital de sus firmas reguladas mediante el método CAPM. Las estimaciones son basadas en la opinión de expertos, que para el ejercicio analizado se trata de: Dr. Cleary, Dr. Villadsen, Mr. Buttke, Mr. Coyne, Mr. Hevert y Mr. Thygesen. Estos expertos en base a distintas metodologías de proyección de las variables fundamentales entregan sus estimaciones para que luego la AUC determine un rango de valores para el costo de capital de patrimonio.

Los resultados de los cálculos de los expertos fueron los siguientes:

**Cuadro 10. Estimaciones ROE por CAPM de acuerdo a Panel de Expertos para año 2020**

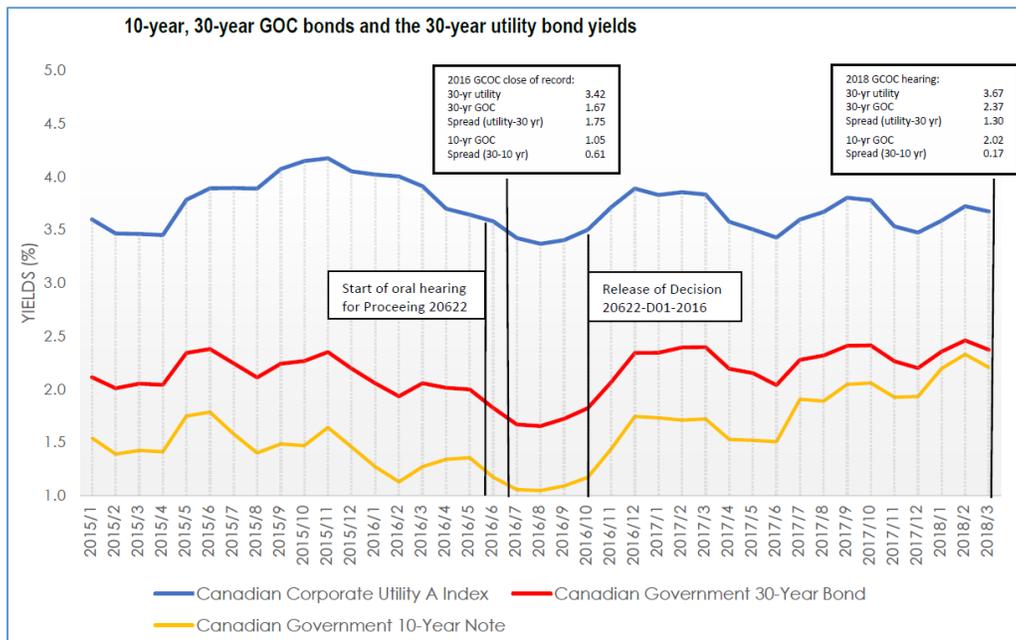
	Rf	Beta	MERP	Float	Adj	ROE
	(%)		(%)			(%)
Cleary-recommendation	2.60	0.450	5.00	0.50	0.13%	5.48
Coyne-Canadian utility proxy group	3.26	0.749	7.70	0.50	N/A	9.53
Coyne-U.S. electric proxy group	3.85	0.666	7.70	0.50	N/A	9.49
Coyne-North American electric proxy group	3.73	0.682	7.70	0.50	N/A	9.48
Hevert-Canadian utility proxy group	3.08	0.717	9.14	0.50	N/A	10.13
Hevert-U.S. utility proxy group-2018	3.30	0.624	10.02	0.50	N/A	10.08
Hevert-U.S. utility proxy group-2019	4.20	0.624	10.02	0.50	N/A	10.96
Hevert-U.S. utility proxy group-2020	4.30	0.624	10.02	0.50	N/A	11.06
Villadsen-Scenario 1-Cdn. utility proxy group-low	3.45	0.850	5.70	0.50	N/A	8.80
Villadsen-Scenario 1-Cdn. utility proxy group-high	3.45	0.950	5.70	0.50	N/A	9.40
Villadsen-Scenario 1-U.S. gas LDC utility proxy group-low	3.45	0.663	5.70	0.50	N/A	7.70
Villadsen-Scenario 1-U.S. gas LDC utility proxy group-high	3.45	0.669	5.70	0.50	N/A	7.80
Villadsen-Scenario 1-U.S. electric utility proxy group-low	3.45	0.578	5.70	0.50	N/A	7.20
Villadsen-Scenario 1-U.S. electric utility proxy group-high	3.45	0.608	5.70	0.50	N/A	7.40
Villadsen-Scenario 1-U.S. water utility proxy group-low	3.45	0.644	5.70	0.50	N/A	7.60
Villadsen-Scenario 1-U.S. water utility proxy group-high	3.45	0.750	5.70	0.50	N/A	8.20
Villadsen-Scenario 2-Cdn. utility proxy group-low	3.30	0.850	8.00	0.50	N/A	10.60
Villadsen-Scenario 2-Cdn. utility proxy group-high	3.30	0.950	8.00	0.50	N/A	11.40
Villadsen-Scenario 2-U.S. gas LDC utility proxy group-low	3.30	0.663	8.00	0.50	N/A	9.10
Villadsen-Scenario 2-U.S. gas LDC utility proxy group-high	3.30	0.669	8.00	0.50	N/A	9.20
Villadsen-Scenario 2-U.S. electric utility proxy group-low	3.30	0.578	8.00	0.50	N/A	8.40
Villadsen-Scenario 2-U.S. electric utility proxy group-high	3.30	0.608	8.00	0.50	N/A	8.70
Villadsen-Scenario 2-U.S. water utility proxy group-low	3.30	0.644	8.00	0.50	N/A	9.00
Villadsen-Scenario 2-U.S. water utility proxy group-high	3.30	0.750	8.00	0.50	N/A	9.80

Fuente: Alberta Utilities Commission, August 2018

el Flotation Allowance (Float en el cuadro N° 10), corresponde a un ajuste, que intenta corregir el retorno del patrimonio basado en costos no explícitos de la operación que se cargan sobre los accionistas, según Arzac, E. R., & Marcus, M., (1981).

Respecto a la Tasa libre de riesgo la AUC señala que tal como se ilustra en el siguiente gráfico, en el transcurso de noviembre de 2017 a marzo de 2018, el rendimiento de los bonos GOC a largo plazo fluctuó alrededor del nivel del 2,3%, que también fue el rendimiento promedio para ese período. Luego la Comisión considera que este es un punto de partida razonable para la tasa libre de riesgo en su análisis actual.

**Cuadro 11. Rendimiento de Bonos GOC**



Fuente: Alberta Utilities Commission, August 2018

Respecto al premio por riesgo de mercado, el Dr. Villadsen, el Sr. Coyne y el Dr. Cleary proporcionaron tasas históricas de PRM para Canadá que van del 5,2% al 5,7%. Los resultados del modelo de regresión del Sr. Hevert son 5.37 por ciento usando una tasa libre de riesgo de 3.01 por ciento, y 6.89 por ciento usando una tasa libre de riesgo de 2.37 por ciento. Utilizando el análisis de regresión del Sr. Hevert como guía, esto sugiere un PRM que supera el 6,89 por ciento.

Finalmente, respecto al riesgo sistemático, la AUC considera que el beta recomendado por el Dr. Cleary, para la industria de distribución de energía, de 0,45 es el límite inferior para un rango razonable de valores de beta. El valor de 0,45 no difiere significativamente del promedio beta recalculado a largo plazo de la Comisión de 0,47, ni el promedio de 0,43 que el Dr. Cleary calculó para un grupo de nueve compañías. La AUC también considera que el valor beta propuesto por el Dr. Villadsen de 0.95, representa un límite superior para un rango razonable de betas. En consecuencia, la Comisión considera que un rango razonable de betas para el período sería de 0,45 a 0,95.

### 2.8.7. Conclusiones sobre análisis evidencia internacional

Al revisar la literatura internacional podemos advertir que la mayoría de los casos, sino todos, se utiliza el modelo CAPM para calcular el costo patrimonial de una compañía de distribución eléctrica. Esto significa estimar sus tres parámetros básicos: la tasa libre de riesgo, el premio por riesgo de mercado y el coeficiente que mide riesgo sistemático, beta. La diferencia, precisamente se puede observar en las técnicas de estimación para cada uno de los parámetros.

Respecto a la tasa libre de riesgo, vimos que se proponen como proxys a distintos instrumentos transables en el mercado de capitales, a diferentes plazos o maduraciones. En varios mercados se utilizan promedios de las últimas transacciones del o los instrumentos escogidos como proxys, sin embargo, no hay una sola postura en cuanto al largo del período que debiera abarcar dicho promedio. Esto se hará interesante toda vez que el proyecto de ley que está en el congreso, en un principio

planteaba el promedio del último mes de transacciones, sin embargo, al poco tiempo se tuvo una indicación del ejecutivo para aumentar el plazo a los seis últimos meses.<sup>36</sup>

El segundo parámetro a estimar el premio por riesgo de mercado, PRM. En esto también se pudo apreciar que existen diferentes metodologías para estimarlo. Algunos países proponen un rango de PRM y dentro de las propuestas que se pudieron analizar, existen modelos teóricos como también metodologías un tanto más intuitivas como por ejemplo la que plantea tomar el PRM de una economía madura y agregarle un premio asociado al riesgo del país.

Para el cálculo del beta o coeficiente de riesgo sistemático, se plantea mayoritariamente estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios, sin embargo también se pudo observar propuestas que intentan estimar betas que cambian en el tiempo, denominados en la literatura como betas estocásticos. La periodicidad y extensión de la muestra es también un motivo de discusión ya que no hay una definición común. Para algunos reguladores la periodicidad mensual puede ser la más adecuada, para otros podría ser mejor trabajar con datos diarios o semanales. Esta última frecuencia se ha utilizado mucho en procesos regulatorios anteriores en nuestro país.<sup>37</sup>

Otro aspecto relevante que se observa al revisar la evidencia internacional, es que algunos reguladores utilizan el costo de capital promedio ponderado, WACC, como tasa de descuento, sin embargo otros, como el caso chileno, utilizan el costo de capital de una empresa financiada 100% con patrimonio. Para el primer caso se hace necesario suponer un nivel de endeudamiento determinado (leverage), lo que en alguna medida puede resultar arbitrario, además de tener que definir un método para estimar el costo de la deuda.

Por último, es importante señalar que tampoco hay un consenso en si la tasa de costo de capital debe ser calculada antes o después de impuestos. Esta definición es relevante dado que, en Chile, hasta antes del proyecto de ley, la tasa calculada era antes de impuesto y el proyecto hoy día la propone después de impuesto, al igual que en los otros sectores regulados.

---

<sup>36</sup> Para revisar la tramitación del proyecto ingresar a [https://www.camara.cl/pley/pley\\_detalle.aspx?prmID=13103&prmBoletin=12567-08](https://www.camara.cl/pley/pley_detalle.aspx?prmID=13103&prmBoletin=12567-08)

<sup>37</sup> Solo por nombrar uno reciente y que se analiza en este estudio, es el cálculo de costo de capital que hace la consultora Bonilla y Asociados para la industria de transmisión eléctrica. En este estudio se calculan betas con series de retornos semanales.

## 2.9. Referencias

- Alexander, G. J. and P. G. Benson. 1982. More on beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol 17 No 1. pp. 27-36.
- Amstad M., Remolona E. and Shek J. 2016. How do global investors differentiate between sovereign risks? The new normal versus the old. Monetary and Economic Department, Bank of International Settlements.
- Banz, R. W. 1981. The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*. Vol 9 No 1. pp. 3-18.
- Basu, S. 1977. Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *Journal of Finance*. Vol 12 No 3. pp. 129-56.
- Bauwens, L., S. Laurent and J. V. K. Rombouts. 2006. Multivariate GARCH models: a survey. *Journal of Applied Econometrics*. Vol 21 No 1. pp. 79-109.
- Bekaert, G. and C. R. Harvey. 1995. Time-Varying Conditional World Market Integration. *Journal of Finance*. Vol 50 No 2. pp. 403-444.
- Black, F., M. C. Jensen and M. Scholes. 1972. The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*. Michael C. Jensen, Editorial New York:Praeger. pp. 79-121.
- Blume, M. and I. Friend. 1973. A New Look at the Capital Asset Pricing Model. *Journal of Finance*. Vol 28 No 1. pp. 19-33.
- Blume, M. W. 1975. Betas and their regression tendencies. *Journal of Finance*. Vol 30 No 3. pp. 785-795.
- Bogue, M. 1973. The Estimation and Behavior of Systematic Risk. Unpublished dissertation, Graduate School of Business Administration, Stanford University.
- Bollerslev, T., R. Engle and J. Wooldridge. 1998. A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances. *Journal of Political Economy*. Vol 96 No 1. pp. 116-131.
- Bos, T. and P. Newbold. 1984. An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model. *The Journal of Business* . Vol 57 No 1. pp. 35-41.
- Brennan, M. and Subrahmanyam, A. 1996. Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics* 41. pp 441-464.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller. 1988. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *Journal of Finance*. Vol 43 No 3. pp. 661-676.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A. C. MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press's Notable Centenary Titles.
- Chen S. and Ch. Lee. 1982. Bayesian and mixed estimators of time varying betas. *Journal of Economics and Business*. Vol 34 No 4. pp. 291-301.
- Choudhry, T. 2005. Time-varying beta and the Asian financial crisis: Evidence from Malaysian and Taiwanese firms. *Pacific-Basin Finance Journal*. Vol 13 No 1. pp. 93-118.
- Choudhry, T. and H. Wu. 2008. Forecasting ability of GARCH vs Kalman filter method: evidence from daily UK time-varying beta. *Journal of Forecasting*. Vol 27 No 8. pp. 670-689.
- Clare, A. D. and P. Kaplan. 1998. A Globally Nested Capital Asset Pricing Model. Ibbotson Associates Working Paper.
- Claus, J.J. and J.K. Thomas. 2001. Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. *Journal of Finance*. Vol 55 No 5. pp. 1629-66.
- Damodaran, A. 2002. *Investment Valuation (Second Edition)*. John Wiley and Sons, New York.
- Damodaran, A. 2005. Marketability and Value: Measuring the Illiquidity Discount. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=841484> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.841484>
- Damodaran, A. 2013. Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2013 Edition. SSRN Working Paper. No. 2238064.

- Damodaran, A. 2019. Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications –The 2019 Edition. Updated April 2019. Working Paper, New York University.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo and R. Stulz. 2006. Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory. *Journal of Financial Economics*. Vol 81 No 2. pp. 227-254.
- De La Cuadra, R. and V. García. 1987. Modelo de Valuación de Activos de Capital y Riesgo Financiero. *Cuadernos de Economía*. Vol 24 No 73. pp. 359-374.
- Díaz, C. and F. Higuera. 2012. Contraste Empírico del CAPM en el mercado accionario chileno. *Ingeniare, Revista chilena de ingeniería*. Vol 20 No 2. pp. 255-266.
- Dimson, E., P. Marsh and M. Staunton. 2002. *Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns*. New Jersey: Princeton University Press.
- Dimson, E., P. Marsh and M. Staunton. 2006. The Worldwide Equity Premium: A Smaller Puzzle. SSRN Working Paper. No. 891620.
- Dimson, E., P. Marsh and M. Staunton. 2019. Credit Suisse Research Institute, Credit Suisse Global Investment Returns, Summary Edition, Global Investment Returns Yearbook.
- Douglas, G. W. 1968. Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency. *Yale Economic Essays*. No. IX.
- Duarte, J., Z. Ramírez and K. Sierra. 2014. Estudio del Efecto Tamaño en los Principales Mercados Bursátiles de Latinoamérica. *Revista Internacional de Administración y Finanzas*. Vol 7 No 5. pp. 41-50.
- Erb, C. B., C. R. Harvey and T. E. Viskanta. 1995. Country credit risk and global portfolio selection. *Journal of Portfolio Management*. Vol Winter 1995. pp. 74-83.
- Erb, C. B., C. R. Harvey and T. E. Viskanta. 1996. Expected returns and volatility in 135 countries. *The Journal of Portfolio Management*. Vol 22 No 3. pp. 46-58.
- Fabozzi, F. and J. C. Francis. 1978. Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol 13 No 1. pp. 101-116.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth. 1973. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*. Vol 81 No 3. pp. 607-636.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1988. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*. Vol 22 No 1. pp. 3-25.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*. Vol 47 No 2. pp. 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*. Vol 33 No 1. pp. 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1996. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*. Vol 51 No 1. pp. 55-84.
- Fama, E. F. and K. R. French. 2002. The Equity Risk Premium. *Journal of Finance*. Vol 57 No 2. pp. 637-659.
- Fama, E. F. and K. R. French. 2015. A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*. Vol 116 No 1. pp. 1-22.
- Fernández, P., Ortiz and I. Acin. 2019. Market Risk Premium used in 69 countries in 2016: a survey. IESE Business School. University of Navarra.
- Fisher, L. and J. Kamin. 1978. Forecasting systematic risk.. Chicago: University of Chicago, Center for Research in Security Prices.. Working Paper No. 13
- Friend, I. and M. Blume. 1970. Measurement of Portfolio Performance under Uncertainty. *American Economic Review*. Vol 60 No 4. pp. 607-636.
- Fuentes, R. and S. Zurita. 2005. La prima por riesgo de las acciones en mercados emergentes: el caso de Chile. *CEMLA*, julio-septiembre, pp.223-254.
- Fuentes, R., J. Gregoire and S. Zurita. 2006. Factores macroeconómicos en rendimientos accionarios chilenos. *El trimestre económico*. Vol LXXIII No 289. pp. 125-138.

- Godfrey S. and R. Espinosa. 1996. A Practical Approach to calculating Costs of Equity for Investmentes in Emerging Markets. *Journal of Applied Corporate Finance*. Vol 9 No 3. pp. 80-89.
- Goetzmann, W.N. and R.G. Ibbotson. 2006. History and the Equity Risk Premium. R. Mehra (Ed.), *Handbook of Investments: Equity Risk Premium*. Amsterdam: Elsevier.
- Gordon, M. 1962. *The Investment, Financing and Valuation of the Corporation*. Homewood, IL. Irwin.
- Gordon, M. J. and E. Shapiro. 1956. Capital Equipment Analysis: The Required Rate of Profit. *Management Science*. Vol 3 No 1. pp. 102-110.
- Goyal, A. and I. Welch. 2007. A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction. *The Review of Financial Studies*. Vol 22 No 4. pp. 1455–1508.
- Graham, J.R. and C.R. Harvey. 2005. The Equity Risk Premium in September 2005: Evidence from the Global CFO Outlook Survey. Working Paper, Duke University, September.
- Graham, J.R. and C.R. Harvey. 2016. The Equity Risk Premium in 2016. SSRN Working Paper. No. 2816603.
- Hamada, R.S.. 1972. The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks. *The Journal of Finance*, vol. 27 (2). pp. 435-452
- Harris, R.S., F.C. Marston, D.R. Mishra and T.J. O'Brien. 2003. Ex Ante Cost of Equity Estimates of S&P 500 Firms: The Choice Between Global and Domestic CAPM. *Financial Management*. Vol 32 No 3. pp. 51-66.
- Harvey, C.R.. 1991. The World Price of Covariance Risk. *Journal of Finance*, 46. pp 111-157
- Harvey, C. R. 1995. Predictable risk and returns in emerging markets, *Review of Financial Studies* 8. pp. 773--816.
- Harvey, C. R. 2005. 12 Ways to Calculate the International Cost of Capital. Duke University, National Bureau of Economic Research. [https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/BA456\\_2006/Harvey\\_12\\_ways\\_to.pdf](https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/BA456_2006/Harvey_12_ways_to.pdf)
- Hawawini, G. 1983. Why beta shifts as the return interval changes. *Financial Analysts Journal*. Vol 39 No 3. pp. 73-77.
- Ilmanen, A. 2003. Expected returns on stocks and bonds. *Journal of Portfolio Management*. Vol 29. pp. 7-27.
- Jagannathan, R., E. R. McGrattan and A. D. Shcherbina. 2000. The Declining U.S. Equity Premium. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*. Vol 24. pp. 3-19.
- Jegadeesh, N. and S. Titman. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*. Vol 48 No 1. pp. 65-91.
- Lee, K. 2011. The world price of liquidity risk. *Journal of Financial Economics* 99. pp. 136–161.
- Lettau M., S. Ludvigson and J. Wachter. 2004. The Declining Equity Premium: What Roles Does Macroeconomic Risk Play. NBER Working Paper. No. 10270.
- Lin W.T., Y.H. Chen and J. Boot . 1992. The Dynamic and Stochastic Instability of Betas: Implications for Forecasting Stock Returns. *Journal of Forecasting*. Vol 11 No 6. pp. 517-541.
- Lin, H. J. and W. T. Lin. 2000. A Dynamic and Stochastic Beta and Its Implications in Global Capital Markets. *International Finance*. Vol 3 No 1. pp. 123-160.
- Lintner, J. 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*. Vol 47 No 1. pp. 13-37.
- Lira, F. and C. Sotz. 2011. Estimación del Premio por Riesgo en Chile. Central Bank of Chile Working Papers. No. 617.
- Mariscal, J.O. and Hurgis K. 1999. A Long-Term Perspective on Short-Term Risk Long-Term Discount Rates for Emerging Markets. *Global Emerging Markets*. Goldman-Sachs.
- Mariscal, J. O. and R. M. Lee. 1993. The valuation of Mexican stocks: an extension of the capital asset pricing model to emerging markets. New York: Goldman Sachs Investment Research.
- Markowitz, H. 1952. Portfolio Selection. *Journal of Finance*. Vol 7 No 1. pp. 77-91.

- Markowitz, H. 1959. Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. Cowles Foundation Monograph, New York: John Wiley & Sons, Inc. Monograph No. 16.
- Marshall, P. and E. Walker. 2000. Day-of-the Week and Size Effects in Emerging Markets: Evidence from Chile. *Revista de Análisis Económico*. Vol 15 No 2. pp. 89-108.
- Mayfield, E. S. 2004. Estimating the Market Risk Premium. *Journal of Financial Economics*. Vol 73. pp. 465-496.
- McDonald, B. 1983. Beta Nonstationary and the Use of the Chen and Lee Estimator: A Note. *Journal of Finance*. Vol 38 No 3. pp. 1005-1009.
- Mehra, R. and E. Prescott. 1985. The Equity Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*. Vol 15. pp. 145-161.
- Merton, R. C. 1973. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*. Vol 41 No 5. pp. 867-887.
- Merton, R. C. 1980. On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of Financial Economics*. Vol 8 No 4. pp. 323-361.
- Miles, J and J. Ezzell. 1985. Reformulating Tax Shield Valuation: A Note. *The Journal of Finance*, Vol XL, N°5. Pp. 1485-1492.
- Miller, M.H. and F. Scholes. 1972. Rates of return in relation to risk: A reexamination of some recent findings. M.C. Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets* (Praeger, New York). pp. 47-75.
- Ng, L. 1991. Tests of the CAPM with time-varying covariances: a multivariate GARCH approach. *Journal of Finance*. Vol 46 No 4. pp. 1507-1520.
- Nieto, B., S. Orbe and A. Zarroga. 2014. Time-Varying Market Beta: Does the estimation methodology matter? *SORT-Statistics and Operations Research Transactions*. Vol 38 No 1. pp. 13-42.
- Novy-Marx, R. 2013. The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*. Vol 108. pp. 1-28.
- Ohlson, J. and B. Rosenberg. 1982. Systematic risk of the CRSP equal-weighted common stock index: A history estimated by stochastic parameter regression. *The Journal of Business*. Vol 55 No 1. pp. 121-145.
- Opaso, J. 2012. Sistemas regulatorios en el Sector Eléctrico y su relación con el Riesgo Sistemático (Beta): Evidencia Internacional. Tesis para optar al grado de Magíster en Finanzas de la Universidad de Chile.
- Pástor, L. and Stambaugh. 2003. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy* 111, pp. 642-685.
- Peltzman, S. 1976. Toward a more general theory of regulation. *Journal of Law and Economics*. Vol 19. pp. 211-240.
- Reyes, M. G. 1999. Size, time-varying beta, and conditional heteroscedasticity in UK stock returns. *Review of Financial Economics*. Vol 8 No 1. pp. 1-10.
- Rosenberg, B., K. Reid and R. Lanstein. 1985. Persuasive Evidence of Market Inefficiency. *Journal of Portfolio Management*. Vol 11. pp. 9-17.
- Rubinstein, M. E. 1973. A Mean-Variance synthesis of Corporate Financial Theory. *Journal of Finance*. Vol 28 No 1. pp. 167-181.
- Rubio, F. 1997. Corte transversal de los retornos en el mercado accionario chileno, entre enero 1981 y abril de 1994. Tesis para optar al grado de Magíster en Administración, mención Finanzas. Universidad de Chile.
- Sharpe, W. F. 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*. Vol 19 No 3. pp. 425-442.
- Siegel, J. J. 2005. Perspectives on the Equity Risk Premium. *Financial Analysts Journal*. Vol 61 No 6. pp. 61-71.
- Stambaugh, R. F. 1982. On The Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis. *Journal of Financial Economics*. Vol 10 No 3. pp. 237-268.

- Stattman, D. 1980. Book Values and Stock Returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*. Vol 4. pp. 25-45.
- Sunder, S. 1980. Stationarity of Market Risk: Random Coefficients Tests for Individual Stocks. *Journal of Finance*. Vol 35 No 4. pp. 883–896.
- Titman, S., K. C. J. Wei and F. Xie. 2004. Capital Investments and Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol 39 No 4. pp. 677-700.
- Warnes I. and Warnes P. 2014. Country risk and the cost of equity in emerging markets. *Journal of Multinational Financial Management* 28. pp. 15-27.
- Welch, I. 2000. Views of Financial Economists on the Equity Premium and on Professional Controversies. *Journal of Business*. Vol 73 No 4. pp. 501-537.
- Wilson, J. and C. Jones. 2002. An Analysis of the S&P 500 Index and Cowles's Extensions: Price Indexes and Stock Returns, 1870–1999. *Journal of Business*. Vol 75. pp. 505-533.
- Zúñiga, S. 1994. El CAPM en Chile: evidencia de regularidades empíricas. *Revista Escuela de Administración de Negocios*. No 23. pp. 5-13.

### 3. Metodología de cálculo para la tasa de actualización de una empresa eficiente de distribución eléctrica

El nivel en el cual se fijan las tarifas es fundamental para el funcionamiento de los servicios regulados. En efecto, tarifas fijadas por debajo del nivel óptimo generan incentivos a la subinversión por parte de la empresa regulada y aumento del consumo por parte de los usuarios, lo que en el largo plazo converge a un déficit de capacidad instalada. Por otra parte, tarifas fijadas por sobre el nivel óptimo generan una transferencia (renta) adicional desde los usuarios a la empresa regulada. En general, se puede decir que se debe propender a tarifas eficientes, para lo cual existen distintos modelos de empresa eficiente.

Claramente, el nivel óptimo de tarifas eficientes no es observable por el regulador y tampoco por las empresas reguladas y por lo tanto resulta plausible pensar que las estimaciones de tarifas que ambos presentan en los procesos de fijación tarifaria incorporan un sesgo, a la baja en el caso del regulador y al alza en el caso de las empresas. En este contexto, la tasa de costo de capital (tasa de descuento) es un parámetro a través del cual se puede introducir este sesgo en la estimación de las tarifas. Tasas de costo de capital por sobre la tasa óptima implican tarifas por sobre la tarifa óptima y viceversa.

Tal como señalamos a lo largo del presente documento, el proyecto de ley rebaja la rentabilidad de las empresas de distribución y perfecciona el proceso tarifario de distribución eléctrica (boletín N° 12.567-08 que posteriormente se refunde con el boletín N° 12.471-08), con el fin de que las modificaciones propuestas se vean reflejadas en las tarifas a partir del próximo proceso tarifario. El proyecto señala que la tasa de actualización que se debe utilizar para calcular los costos anuales de inversión se deberá calcular en función de tres parámetros: tasa libre de riesgo, riesgo sistemático del negocio y premio por riesgo de mercado.

En consecuencia, la tasa de costo de capital a la que hace referencia la ley se refiere a la tasa de descuento de los activos de las empresas de distribución eléctrica. Los tres parámetros indicados anteriormente llevan a la utilización del CAPM (Modelo de Valoración de Activos de Capital) para una empresa financiada 100% con patrimonio (sin interferir el riesgo financiero), tal como se establece en los cuerpos legales que regulan otros sectores en Chile (Telefonía, Sanitario, Distribución de Gas en Red y Transmisión Eléctrica) y se usa ampliamente a nivel internacional.

Por lo tanto, se expresa de la siguiente forma:

$$\rho = R_f + [E(R_m) - R_f] \cdot \beta_p^{S/D}$$

Donde:

$\rho$ :	Tasa de costo de capital de la empresa
$R_f$ :	Tasa de interés libre de riesgo
$[E(R_m) - R_f]$ :	Premio por riesgo de mercado
$\beta_p^{S/D}$ :	Riesgo sistemático de los activos (beta del negocio), denominado usualmente en inglés " <i>unlevered beta</i> "

Luego, para estimar la tasa de actualización que se ajusta al marco legal del proyecto de ley demanda estimar los tres parámetros básicos del modelo CAPM: la tasa libre de riesgo, el premio por riesgo de mercado y el riesgo sistemático de los activos para una compañía financiada 100% patrimonio.

### 3.1. Metodología y Estimación Tasa Libre de Riesgo

La tasa libre de riesgo representa conceptualmente el retorno exigido de un instrumento que es completamente líquido y no presenta volatilidad en su retorno. Por definición su pago o retribución al vencimiento es conocido con certeza y su plazo coincide con el horizonte de inversión. Luego, dos aspectos fundamentales que deben considerarse al momento de seleccionar el instrumento para el análisis son: el riesgo de no pago y el riesgo de reinversión. Respecto del riesgo de no pago se pueden considerar instrumentos emitidos en moneda local por el Gobierno o en su defecto por el ente emisor de dinero (ej. Banco Central), debido a la imposibilidad de quiebra de la institución emisora. En relación con el riesgo de reinversión, es necesario prever que la rentabilidad efectiva del instrumento coincida con la rentabilidad esperada del mismo y para ello el plazo de vencimiento del instrumento y el horizonte de inversión deben ser equivalentes, en la medida que la liquidez del instrumento así lo permita. Así, si se utiliza un instrumento que genera pagos en un período anterior al período de análisis o su vencimiento es anterior al horizonte de inversión, se generan dificultades para garantizar que tales recursos puedan ser reinvertidos a la misma tasa que consideraba el instrumento original y esto no es consistente con la definición de un activo libre de riesgo. Para eliminar el riesgo de reinversión lo ideal es usar bonos cupón cero, sin embargo en el caso de Chile el mercado de estos bonos es muy poco líquido por lo cual la alternativa es usar bonos con cupones emitidos por el Banco Central.

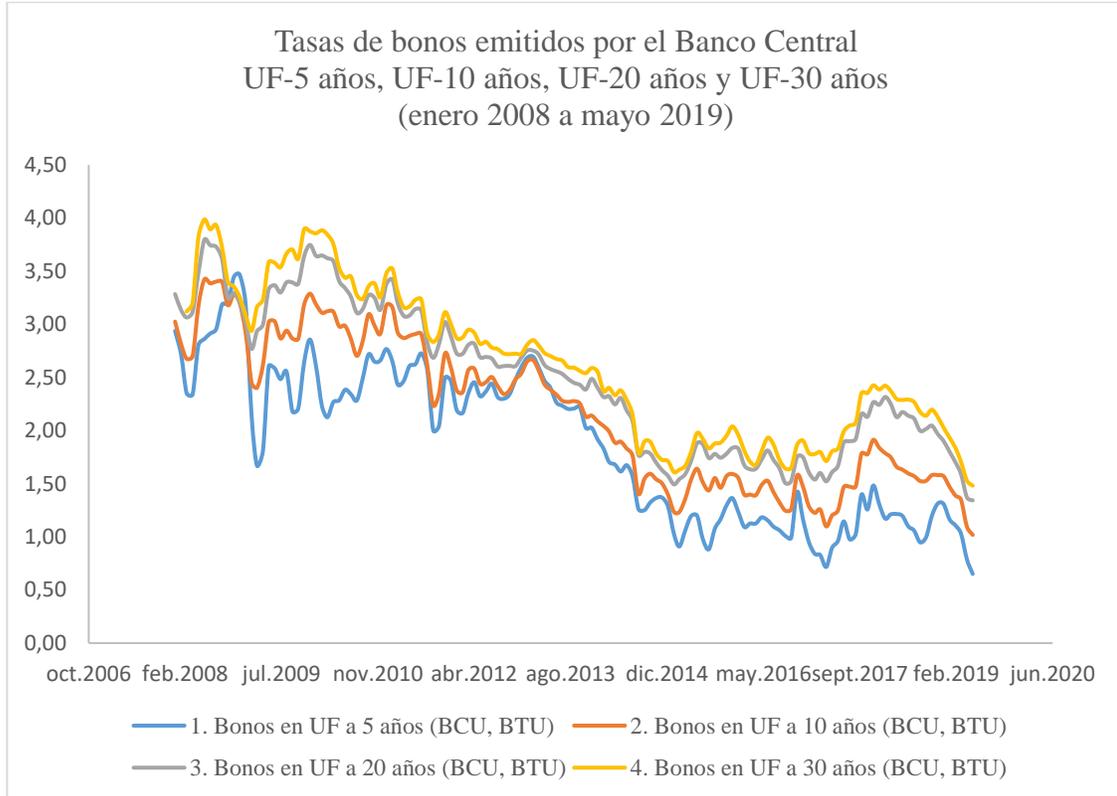
Tal como señala el proyecto de ley, la tasa de rentabilidad libre de riesgo corresponderá a la tasa interna de retorno promedio ofrecida por el Banco Central de Chile o la Tesorería General de la República para un instrumento reajutable en moneda nacional. El tipo de instrumento deberá considerar las características de liquidez, estabilidad y montos transados en el mercado secundario de cada instrumento en los últimos dos años a partir de la fecha de referencia del cálculo de la tasa de actualización, y su plazo no deberá ser inferior a cinco años. El período considerado para establecer el retorno promedio corresponderá a seis meses y corresponderá al mes calendario de la fecha de referencia del cálculo de la tasa de actualización. Sin embargo, el ejecutivo envió una indicación al proyecto de ley el 18 de noviembre de 2019 que permite tomar un mayor plazo para calcular el retorno promedio de esta tasa. Específicamente la indicación señala lo siguiente: *“Excepcionalmente, cuando la Comisión lo determine fundadamente, podrá considerar un periodo distinto de manera de dar mejor representatividad al instrumento elegido”*. Esta indicación es muy relevante para los resultados del presente trabajo, especialmente debido al período actual de tasas de interés notablemente bajas.

El marco legal exige que el bono que se escoja para estimar la tasa libre de riesgo sea líquido, representativo (montos transados) y estable. Esto se deberá analizar en un periodo de 2 años.

En el caso de Chile, los bonos de más largo plazo son actualmente los BCU de 30 años seguidos por los BTU de 20 años. En cuanto a plazos intermedios, están los BCU de 10 años y los bonos con vencimiento a 5 años. En el Cuadro 12 se observa el movimiento de las tasas en los últimos 10 años

(promedios mensuales de tasas). Como se puede apreciar, la tendencia de las tasas ha sido hacia la baja, teniendo un cambio de comportamiento a partir del 2015 en que se muestran más estables, con una subida temporal el 2018 y luego vuelve a un nivel más estable.

**Cuadro 12. Evolución de las tasas del mercado secundario de bonos emitidos por el Banco Central**



Fuente: Estadísticas del Banco Central de Chile, transacciones del mercado secundario

Tal como señala el proyecto de ley, para seleccionar el instrumento, se debe analizar la liquidez, los montos transados y la estabilidad del instrumento. Aspectos que pasamos a explicar a continuación.

**Liquidez del instrumento:** Si un bono no es líquido, la TIR de este instrumento puede estar desactualizada y por lo tanto no ser un buen estimador de la tasa libre de riesgo hoy. Mientras menos líquido sea un instrumento entonces mayor es la tasa exigida por los inversionistas. La medida de liquidez que se utilizará es la Presencia Bursátil del instrumento.

**Montos transados del Instrumento:** La Ley se refiere a los montos transados como medida de la representatividad del instrumento en el mercado chileno. La representatividad en el mercado de un instrumento que se define como libre de riesgo es pertinente de exigir, ya que mientras mayor participación este tenga en el mercado de estos bonos, reflejará de mejor manera la exigencia de rentabilidad de los inversionistas en ese mercado. Es decir, al exigir que la tasa libre de riesgo sea representativa del mercado, se está procurando que la tasa de costo de capital sea acorde a la

rentabilidad exigida por el negocio en el mercado chileno. La representatividad se medirá en número de transacciones, montos transados y cantidad de bonos transados.

**Estabilidad del instrumento:** Se define en función del interés manifestado por los inversionistas por el instrumento en cuestión. Si el interés es estable en el tiempo, entonces las transacciones de éste serán también estables en el tiempo. De no ser estable el instrumento, su TIR no reflejará una rentabilidad proyectable en el tiempo, requisito mínimo de la tasa de costo de capital, ya que debe reflejar el costo de oportunidad futuro del negocio, al menos durante los próximos cinco años. La estabilidad será medida como la variabilidad de las transacciones del instrumento, en número de transacciones, montos transados y cantidad de bonos transados.

Finalmente, si al efectuar los anteriores análisis, tuviésemos al menos dos alternativas que cumplen los requisitos, entonces sería necesario determinar el índice  $LR_{it,HH}$  que mide resistencia y profundidad. Este índice relaciona el volumen transado como proporción del total de unidades a disposición del público, con su impacto en precios. A mayor volumen de transacciones relativas a los cambios en el precio, mayor es la profundidad y resistencia de dicho activo.

Se definen Profundidad y Resistencia como:

- *Profundidad:* un mercado es profundo cuando existen órdenes de compra y venta sobre y bajo el precio de transacción vigente.
- *Resistencia:* un mercado es resistente cuando existen muchas órdenes de compra y venta como respuesta a cambios en los precios. El ratio se define entre 0 y 1, mientras menor sea el ratio mayor resistencia y profundidad posee el instrumento.

El índice se define como:

$$LR_{it,HH} = \frac{(P_{it,max} - P_{it,min})/P_{it,min}}{V_{it}/(S \cdot \bar{P})}$$

Dónde:

$LR_{it,HH}$ : Es la razón de liquidez de la ventana t para el instrumento i.

$P_{it,max}$ : Es el precio máximo del instrumento i alcanzado en la ventana t, y corresponde a la transacción de mayor precio.

$P_{it,min}$ : Es el precio mínimo del instrumento i alcanzado en la ventana t, y corresponde a la transacción de menor precio.

$V_{it}$ : Es el volumen transado del instrumento i en la ventana t, y corresponde a la suma del volumen de cada transacción, este último calculado como la cantidad por el precio de cada transacción.

$S$ : Es el número de unidades totales del instrumento tipo i, ofrecido en la ventana t.

$\bar{P}$ : Es el precio de cierre promedio del instrumento i en la ventana t, y corresponde al promedio de los precios de cierre diarios en la ventana t.

### 3.1.1. Estimación de un proxy para la Tasa Libre de Riesgo

#### Descripción de los Datos

Los datos utilizados provienen del mercado secundario para un plazo de dos años. Estos fueron obtenidos de la Bolsa de Comercio de Santiago y corresponden a las transacciones diarias de instrumentos de renta fija reajustables emitidos por el Banco Central y/o la Tesorería General de la República, desde el 1 de septiembre de 2017 al 31 de agosto de 2019.

Los plazos utilizados son residuales y por lo tanto aplicamos el criterio que utiliza la Bolsa de Comercio de Santiago para determinar los benchmark de los diferentes instrumentos de renta fija emitidos por el estado. A continuación se presentan los rangos de plazos residuales para cada instrumento:

Cuadro 13. Plazos residuales de Instrumentos de Renta Fija (Benchmark)

Benchmark	Plazo	
	Desde (inclusive)	Hasta (inclusive)
02	1 años 7 meses	2 año 6 meses
03	2 años 7 meses	3 años 6 meses
04	3 años 7 meses	3 años 11 meses
05	4 años 0 meses	5 años 11 meses
07	6 años 0 meses	7 años 11 meses
10	8 años 0 meses	10 años 11 meses
20	16 años 0 meses	20 años 0 meses
30	25 años 0 meses	30 años 0 meses

Fuente: Bolsa de Comercio de Santiago

#### Presencia Bursátil

Para determinar la presencia bursátil como medida de liquidez se calculó el número de días que transó el instrumento en relación con el total de días en que se transaron bonos, en los últimos seis meses. El siguiente cuadro muestra la presencia bursátil para cada instrumento, en los últimos dos años:

**Cuadro 14. Presencia bursátil de instrumentos libres de riesgo**

Período	BCU10	BCU5	BTU10	BTU20	BTU30	BTU5	BTU7
Presencia 2 años	20,3%	62,8%	34,3%	71,1%	76,2%	66,9%	84,1%
Presencia 18 meses	18,8%	51,1%	13,7%	63,7%	73,9%	71,8%	98,1%
Presencia 1 año	16,3%	29,3%	12,6%	50,0%	77,2%	74,0%	98,4%
Presencia 6 meses	20,6%	0,0%	17,5%	11,1%	81,0%	50,0%	100,0%
Promedio	19,0%	35,8%	19,5%	49,0%	77,1%	65,7%	95,2%

Fuente: Elaboración propia

El cuadro anterior muestra que los instrumentos emitidos por la Tesorería General de la República a 7 y 30 años (BTU-7 y BTU-30) presentan la mayor presencia bursátil promedio para el período analizado. Y entre ambos, el BTU-7 tiene mayor presencia bursátil que el BTU-30.

### Representatividad

Para determinar qué tan representativo es cada bono analizado, se calculó el total de transacciones, cantidad de bonos y montos transados para los últimos dos años:

**Cuadro 15. Representatividad de instrumentos libres de riesgo**

	BCU10	BCU5	BTU10	BTU20	BTU30	BTU5	BTU7	Total
Unidades (en miles)	13.304	99.988	153.220	128.829	104.914	109.646	356.763	966.662
	1,38%	10,34%	15,85%	13,33%	10,85%	11,34%	36,91%	
Nº de Negocios	603	7.773	8.882	5.451	3.464	6.452	15.630	48.255
	1,25%	16,11%	18,41%	11,30%	7,18%	13,37%	32,39%	
Montos Transados (MM\$)	410.826	2.931.592	4.042.109	3.468.664	3.396.705	3.069.386	10.123.177	27.442.459
	1,50%	10,68%	14,73%	12,64%	12,38%	11,18%	36,89%	

Fuente: Elaboración propia

Del cuadro anterior se puede determinar que el BTU-10 y el BTU-7 son los instrumentos más representativos del mercado. Entre ambos papeles el más representativo es el BTU-7.

### Estabilidad

El instrumento libre de riesgo utilizado debe ser estable en el tiempo. Para medir la estabilidad se calculó el Coeficiente de Variabilidad (CV) que representa cuan variable es el parámetro, en forma mensual.

$$CV = \frac{\text{Desviación Estándar}}{\text{Promedio}}$$

Se obtuvo el coeficiente CV para el número de transacciones, unidades y montos transados para los últimos dos años. Los resultados son los siguientes:

Cuadro 16. Estabilidad de Bonos de Gobierno basado en coeficiente de variación (CV)

	BCU10	BCU5	BTU10	BTU20	BTU30	BTU5	BTU7
<b>Unidades (en miles)</b>							
<b>Media</b>	27.040,65	203.226,63	311.421,75	261.846,54	213.238,82	222.857,72	725.127,03
<b>DS</b>	113.896,08	401.716,43	861.189,20	641.644,86	698.275,20	429.364,40	1.009.361,43
<b>CV</b>	4,2	2,0	2,8	2,5	3,3	1,9	1,4
<b>Nº de Negocios</b>							
<b>Media</b>	1,23	15,80	18,05	11,08	7,04	13,11	31,77
<b>DS</b>	4,02	27,98	46,60	28,79	14,63	27,22	43,92
<b>CV</b>	3,28	1,77	2,58	2,60	2,08	2,08	1,38
<b>Montos Transados (MM\$)</b>							
<b>Media</b>	835,01	5.958,52	8.215,67	7.050,13	6.903,87	6.238,59	20.575,56
<b>DS</b>	3.515,93	11.667,96	22.619,99	17.254,44	21.711,62	11.917,90	28.669,48
<b>CV</b>	4,21	1,96	2,75	2,45	3,14	1,91	1,39

Fuente: Elaboración propia

Se puede apreciar que el BTU-7 en términos de unidades, montos transados y número de negocios es el que presenta el menor coeficiente de variación.

### Instrumento escogido

Finalmente, se propone utilizar como proxis de la tasa libre de riesgo, la TIR promedio de dieciocho meses del BTU-7 con plazos de vencimiento residuales de entre 6 años y 7 años y 11 meses, todo a la fecha de cálculo de la tasa de costo de capital que se ha definido al 31 de agosto del presente año. Al 31 de agosto de 2019, la tasa libre de riesgo es de **1,23%**<sup>38</sup>. Considerando el promedio de la TIR de los últimos dieciocho meses de transacciones.<sup>39</sup> La elección del período de tiempo se explica a continuación.

### 3.1.2. Evolución reciente de las tasas de interés libres de riesgo

Debido a que la tasa de interés libre de riesgo es una variable fundamental del modelo CAPM y dado que el beta de la industria de Distribución Eléctrica es menor a 1, esta variable influye fuertemente en el resultado de la tasa de actualización, pensamos que es muy relevante analizar el comportamiento de las tasas libres de riesgo en el último tiempo. Sobre todo, dado el actual escenario de tasas de interés históricamente bajas.

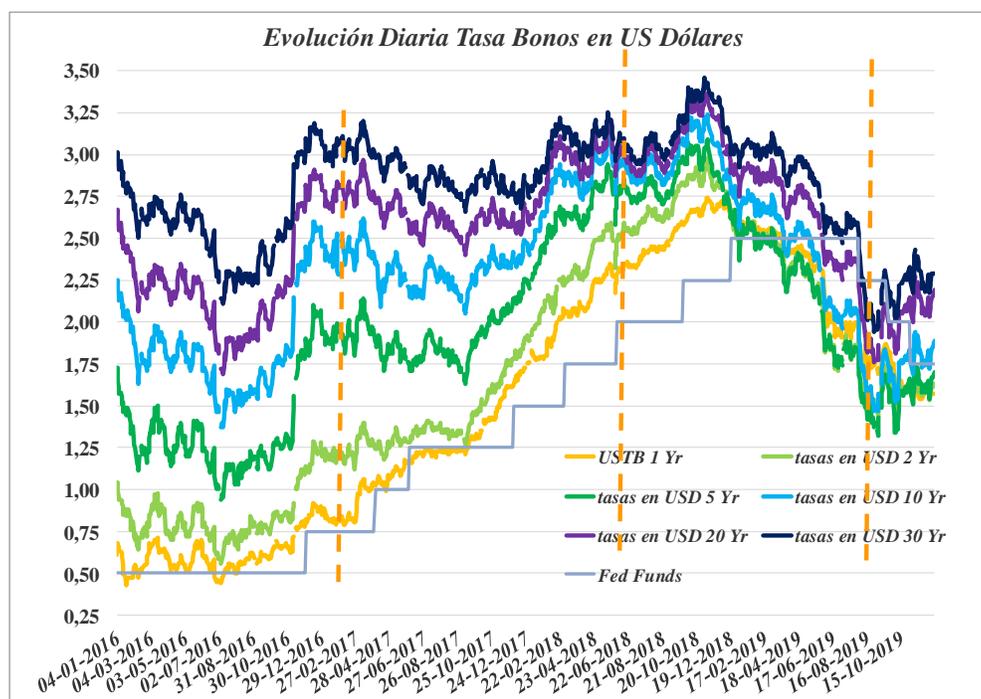
Las tasas libres de riesgo para los distintos plazos se venían incrementando a partir del retiro gradual del fuerte estímulo monetario que se aplicó como forma de estimular la recuperación de la actividad económica deteriorada por la crisis financiera sub prime. Pero este procesó entró en reversa en los últimos meses de 2018 y durante casi todo 2019 se produjo una marcada caída en las tasas de interés

<sup>38</sup> El valor más preciso es 1,227% que hemos optado por aproximar.

<sup>39</sup> Debido a que el BTU-7 es notoriamente el instrumento que más cumple con los criterios que especifica el proyecto de ley, sin un segundo papel que se le acerque, no se hace necesario aplicar test de resistencia y profundidad.

libres de riesgo. Esto se representa muy claramente por la evolución de las tasas en dólares,<sup>40</sup> las que tuvo características especiales porque las tasas de más plazo, a 10, 20 y 30 años cayeron con particular fuerza de manera que la estructura de tasas llegó a invertirse en algunos tramos; esto es, las tasas a menor plazo superaron el nivel de las tasas a plazos más largos. En un momento las tasas a casi todos los plazos se ubicaron por debajo de la tasa de Fondos Federales en un ambiente de una amplia liquidez a nivel global.

Cuadro 17 Tasas de Bonos en Dólares



Fuente: Reserva federal de EEUU.

El fenómeno de caída de tasas se inició cuando el retiro del estímulo monetario fue discontinuado al empeorar las expectativas de crecimiento futuro de la economía mundial y de la economía norteamericana, particularmente en relación con el avance de la guerra comercial y de la destrucción de cadenas de valor globales. Estas cadenas han sido creadas por años de integración económica internacional donde los bienes exportados por cada país utilizan insumos intermedios producidos en varias etapas por otras economías, permitiendo reducir costos, incrementar eficiencia y por esa vía ampliar la capacidad productiva global. Las tasas han vuelto a subir en los últimos días conforme se han conocido ciertos acuerdos que hacen posible limitar e incluso revertir parte de la destrucción de comercio que ha tenido lugar. Sin embargo la incertidumbre continúa porque no se conoce cuál será el curso final de las políticas.

Se desconoce la magnitud que pueda llegar a tener la destrucción del comercio y que tan altos serán los costos de “recrear cadenas de valor en un nuevo mapa del comercio global”. Así, la mayor incertidumbre reinante está reduciendo inversiones y generando una mayor restricción de demanda que justifica una política monetaria global transitoriamente más expansiva. A ello se han sumado

<sup>40</sup> Tasas en dólares de los bonos de los EEUU a distintos plazos. Nominales en general y reajustables cuando se habla de TIPS.

fuertes presiones políticas sobre las autoridades monetarias de los Estados Unidos y Europa a actuar más decididamente para evitar un frenazo de la actividad, sobre todo considerando que hasta ahora la inflación se mantiene muy controlada. Además, las expectativas de inflación para plazos largos permanecen relativamente estables en niveles cercanos a las metas anunciadas por la autoridad monetaria.

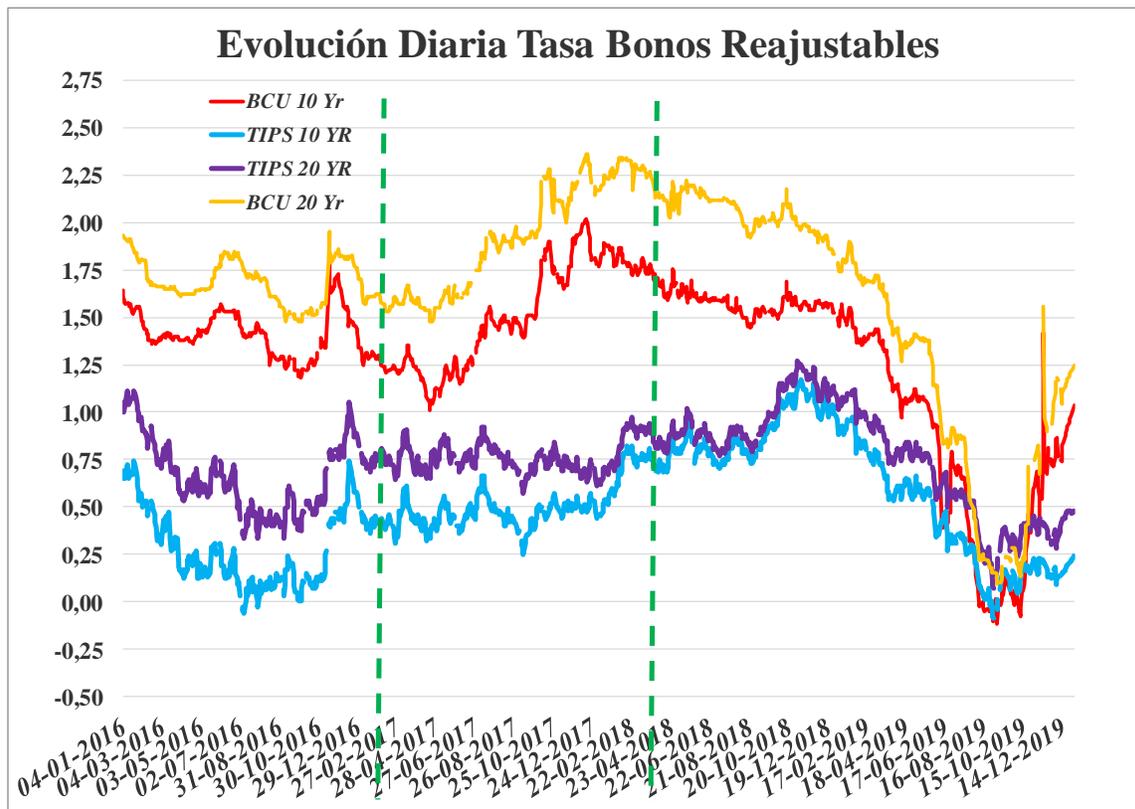
Pero lo importante es tener claro que la destrucción de comercio internacional está gestando un choque negativo de oferta global, que si no es revertido terminará por reducir la capacidad de crecimiento global e incrementar los costos de producción. Esto no podrá ser evitado por la política monetaria, por muy expansiva que esta sea. Y si la expansividad es exagerada esta terminará por expresarse en una mayor tasa de inflación.

Así y todo, los mercados financieros están convencidos de que la política monetaria tendrá que hacerse todavía mucho más expansiva y mantenerse así por un período muy prolongado: Las tasas de interés en USD a 1 y 2 años son inferiores a la tasa diaria para los fondos federales, por lo que ellas tienen implícitas bajas adicionales en la tasa de política monetaria. Las tasas de interés largas representan promedios de tasas de corto plazo esperadas para el futuro.

La reducción de tasas nominales en dólares se transmitió a reducción de tasas reales de largo plazo tanto en los Estados Unidos (los TIPS a 10 y 20 años) como en Chile (los BCU), las que a 10 años se aproximaron a cero. Las tasas reales en Chile cayeron en un momento más que las norteamericanas, de manera que el diferencial que habitualmente existía entre ellas y se entendía como representativa del riesgo país llegó a desaparecer en agosto y septiembre de 2019.

La agresividad con que el Banco Central redujo la TPM podría explicar porque en Chile las tasas reales largas, y con ello la tasa libre de riesgo cayeron todavía más que en los Estados Unidos. La respuesta del Banco Central en Chile a la baja internacional fue exagerada porque generó una sobre reacción del mercado financiero. La reducción de 100 puntos base de la TPM en cuestión de tres meses y la anunciada disposición a seguir actuando de la misma forma llevó a las tasas de interés reales en UF a 5 años a ser negativas, mientras que las tasas reales a 10 años se ubicaron en torno a cero en septiembre de 2019 y los primeros días de octubre.

Cuadro 18. Tasas de Bonos en UF



Fuente: Banco Central de Chile

Tasas reales tan bajas por períodos prolongados serían sostenibles solo ante un cambio estructural profundo que reduzca marcadamente la respuesta de la inversión y el gasto a la tasa de interés, de manera que la tasa de equilibrio de largo plazo, la tasa de interés neutral, se haya reducido radicalmente. Surgen dos tipos de hipótesis para explicar la reducción de la tasa de interés real neutral. La primera es que los inversionistas no están dispuestos a tomar los riesgos que representan deudores sobre endeudados en un ambiente de alta incertidumbre y buscan refugio en activos “libres de riesgo”. Las tasas de estos bajan como resultado de una huida generalizada hacia la seguridad, fenómeno que en su tiempo fue llamado por Keynes como la trampa de la liquidez. Con esta la tasa de interés se reduce a niveles mínimos, pero sin generar ningún efecto expansivo sobre el crédito o sobre la actividad económica. La segunda hipótesis es que la productividad marginal del capital se esté reduciendo, digamos por el cambio tecnológico y por las limitaciones comerciales, de manera que a las mismas tasas de interés de antes ahora se invierte y se gasta mucho menos.

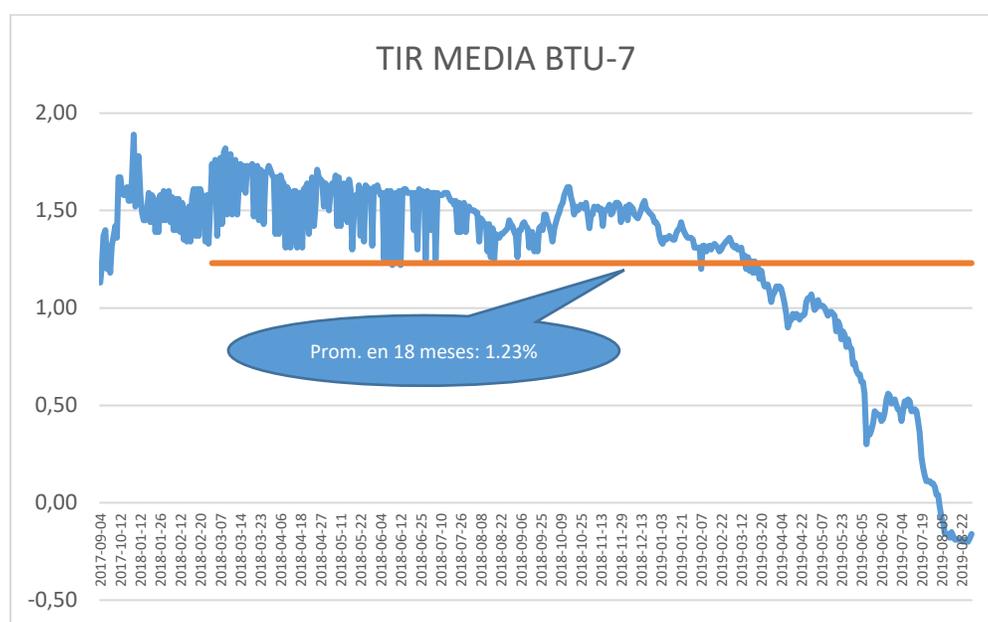
Si la tasa de interés neutral baja, la tasa de interés libre de riesgo se reduce en forma permanente. Si se trata solo de un fenómeno asociado a incertidumbres y ajustes relativos a la destrucción de comercio y la tasa neutral se mantiene, la reducción de tasas libres de riesgo debería ser menor y transitoria. Las tasas de interés tan reducidas generarían incremento de la inversión, del gasto y del empleo y, consiguientemente, presiones inflacionarias que obligarían a la autoridad monetaria a iniciar un retiro del estímulo monetario.

La observación de la evolución reciente de las tasas de interés reales libres de riesgo indica que estas no son estables, sufren los embates de cambios de opinión de los mercados sobre diferentes ámbitos

donde existe amplia incertidumbre. Esto habla sobre la necesidad de tomar observaciones para la tasa libre de riesgo usando plazos largos que permitan diluir el efecto de fluctuaciones transitorias.

La recomendación del párrafo anterior es coincidente con el planteamiento de la indicación al proyecto de ley del 18 de noviembre, que permitiría considerar un mayor plazo para calcular el promedio de la tasa libre de riesgo. En el informe final se incorporará al análisis de la tasa de libre de riesgo esta última indicación. Solo con el fin de dejar planteado el punto, el siguiente cuadro muestra los niveles históricos del BTU-7 lo que permite apreciar que el tomar un mayor plazo permitiría considerar una tasa libre de riesgo en torno al 1.2% (el cual es representado por la línea horizontal naranja en el siguiente gráfico), lo que evidentemente genera un cambio significativo en la tasa de actualización que se pretende estimar.

Cuadro 19. TIR promedio de BTU-7



Fuente: Elaboración propia en base a información obtenida de la Bolsa de Comercio de Santiago.

La línea horizontal representa un nivel de tasa de interés media de 1,23%, calculado con un promedio de 18 meses antes de fines de agosto de 2019. Llama la atención que para el período que abarca septiembre de 2017 y marzo de 2019 el promedio de 1,23% representa el piso de la TIR.

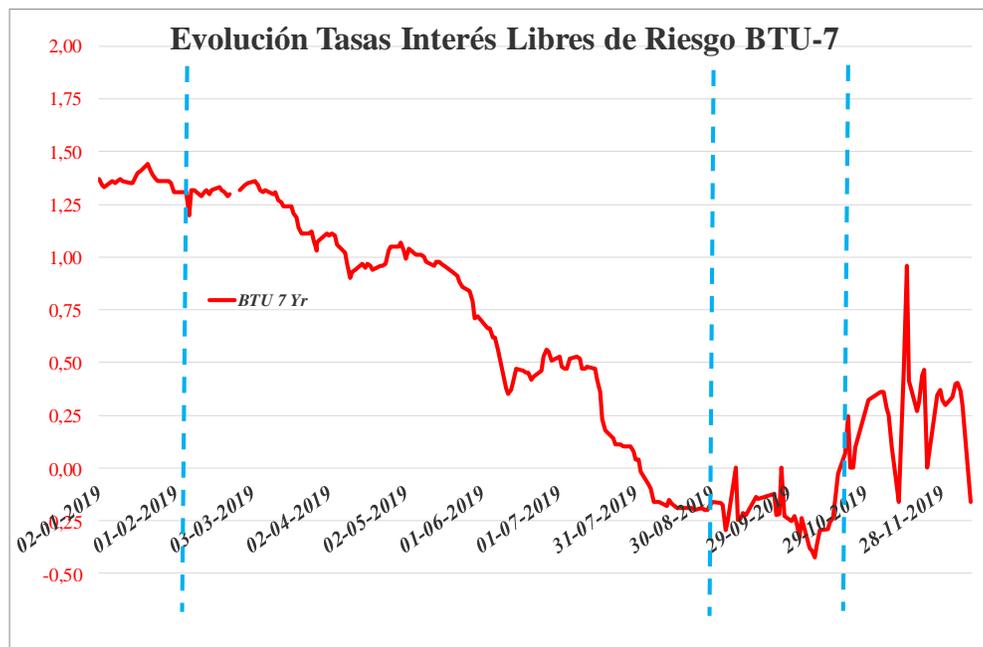
### Cambios recientes en las tasas libres de riesgo

La medición de la tasa libre de riesgo ha sido realizada sobre la base de observaciones diarias para los bonos en UF emitidos por el Banco Central o la Tesorería General de la Republica, con plazo residual de 7 años. La medición realizada para los primeros 8 meses de 2019 indica una trayectoria declinante de la tasa media diaria que la lleva de 1,25% anual a inicios de año a casi -0,25% anual a finales de agosto.

Sobre la base de la información diaria entregada por el Banco Central para los BCU-5 y BCU-10 hemos construido un proxy que es un estimador insesgado para el BTU-7 en 2019. Este indicador nos muestra que la caída en la tasa continuó en septiembre y parte de octubre para luego empezar a

revertirse al iniciarse la convulsión política que todavía afecta al país. El alza de tasas que se ha dado desde el 18 de octubre ha sido caracterizada por su amplia volatilidad y porque hasta ahora ha sido solo una compensación parcial de las caídas registradas en los primeros 9 meses del año.

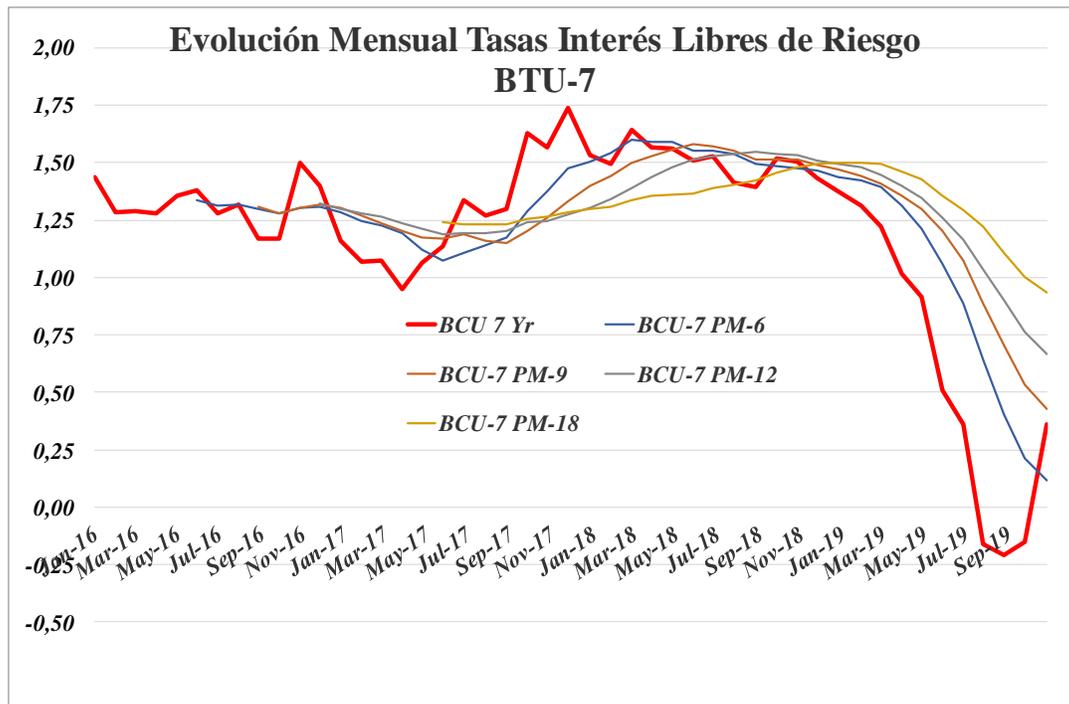
Cuadro 20. Evolución BTU-7



Fuente: Banco Central de Chile

Los eventos recientes confirman lo voluble que es la tasa libre de riesgo al cambio en las condiciones macroeconómicas tanto domésticas como internacionales, las que están afectas a choques de naturaleza diversa y que no son de carácter permanente. Estos choques transitorios hacen especialmente sensible la estimación de la tasa libre de riesgo a la ventana utilizada para calcular el promedio. En el gráfico siguiente se presenta la evolución de los promedios mensuales para el BTU-7, los que fluctuaron entre 1.0% y 1,75% en el período comprendido entre enero de 2016 y abril de 2019. A partir de esa fecha se produce una caída pronunciada que lleva el promedio mensual del BTU-7 hasta valores negativos en agosto, septiembre y octubre de 2019, pero que vuelven a ser positivos en noviembre de este año.

Cuadro 21. Evolución mensual BTU-7



Fuente: Banco Central de Chile

Si la medición se hiciera con los datos disponibles hasta agosto de 2019, la conclusión sería muy diferente dependiendo del largo de tiempo utilizado para medir los promedios. Con promedios mensuales el BTU-7 sería de -0,16%, valor que es muy inferior a los promedios de 6 meses y de 9 meses, 0,64% y 0,89%, respectivamente. Y si utilizamos plazos más largos como 12, 18 o 24 meses la respuesta es diferente, la estimación para el BTU-7 sería de 1,00%, 1,22% o 1,29%, a cada uno de esos plazos. La sola selección de la extensión del promedio calculado modifica el resultado en un rango entre -0,16% y 1,29% para un cierre del período muestral de agosto 2019.

Si modificamos el momento en que se toma la muestra de información los resultados también se ven afectados. Si se hiciera en noviembre de 2019 el valor promedio mensual del BTU-7 ha subido a 0,36%, pero los promedios de 6 y 9 meses habrían bajado a 0,12% y 0,43%. Los plazos más largos de 12, 18 y 24 meses también se han reducido con tasas de 0,67%, 0,94% y 1,10%, respectivamente. La selección de la extensión del promedio calculado modifica el resultado en un rango entre +0,12% y 1,10% para un cierre del período muestral a noviembre de 2019.

En la medida que los movimientos en la tasa libre de riesgo fueran cíclicos, sería conveniente tomar un promedio para el período que cubriera un ciclo completo. Sin embargo es posible que existan movimientos que representen cambios estructurales no cíclicos y además que la extensión del período cíclico sea o muy largo o muy difícil de determinar.

Si consideramos que el promedio de los últimos 20 años (2000-2019) de la tasa de mercado del BTU-7 es representativo del Largo Plazo y que alcanza a 2,4%, mientras que el promedio de los últimos 36 meses para la misma variable a Agosto de 2019, llega solo a 1,3%, queda claro que ha existido un cambio estructural en el valor de esta tasa. Más aún si consideramos que la tasa del BTU-7 promedio

mensual ha llegado a un mínimo de -0,2%, agosto-septiembre 2019, y un máximo de 6,7% también es evidente la presencia de choques transitorios en esta variable.

	PM-1	PM-6	PM-9	PM-12	PM-18	PM-24	PM-30	PM-36	PM-60
<b>MAX</b>	6,70	6,63	6,50	6,38	5,91	5,66	5,36	5,06	4,35
<b>MIN</b>	-0,21	0,08	0,33	0,57	0,87	1,04	1,13	1,12	1,20
<b>Promedio</b>	2,69	2,69	2,68	2,67	2,63	2,61	2,59	2,58	2,57
<b>Coef variación</b>	49%	47%	45%	43%	40%	38%	36%	34%	28%
<b>Correl con PM-1</b>	100%	98%	97%	96%	94%	90%	88%	87%	81%
<b>Func. Perdida</b>	-51%	-52%	-52%	-53%	-54%	-53%	-53%	-53%	-53%

Para encontrar un valor representativo del BTU-7 de mediano plazo necesitamos calcular un promedio de extensión “N” de las últimas observaciones mensuales. Mientras más grande sea N, menor será la influencia de los choques transitorios, lo que se refleja en una reducción del coeficiente de variación asociado al promedio móvil de largo N.

Pero al aumentar N se tenderán a ignorar los cambios de tendencia o innovaciones en el valor de la variable. Por esto un promedio con N tendiendo a infinito no es conveniente porque este ignora el efecto de innovaciones recientes que pueden ser permanentes. Requerimos que la extensión N del promedio elegido siga o responda a innovaciones en la variable, lo que implica que ese promedio de extensión N correlaciona con el promedio de extensión 1.

Si definimos una función de pérdida L como el coeficiente de variación del PM-N, menos el coeficiente de correlación del PM-N con el PM-1, tenemos que el valor mínimo de dicha función se da para N igual 18.

$$L(N) = \text{Coef var (N)} - \text{Correl PM (N;1)}$$

Del análisis queda claro la conveniencia de utilizar períodos de más de 12 meses para el cálculo de los valores promedio de la tasa libre de riesgo a fin de eliminar el efecto de choques transitorios. Sin embargo la inclusión de cambios estructurales requiere limitar el período de cálculo. Tomando la muestra hasta agosto de 2019 los valores fluctúan entre 1,0% y 1,3% dependiendo del plazo para el que se toma el promedio. La propuesta de usar un promedio de 18 meses con una tasa resultado de 1,23% parece la más adecuada considerando una función de pérdida que considera razonablemente los dos aspectos del problema.

### 3.2. Metodología y Estimación Premio por Riesgo de Mercado

El parámetro más difícil de estimar en el CAPM es el premio por riesgo de mercado. En el contexto del modelo este premio se define como la diferencia entre la rentabilidad exigida esperada del portafolio de mercado y la rentabilidad esperada de un portafolio zero-beta (libre de riesgo). En términos más prácticos, el premio por riesgo de mercado exigido (PRM) se define como la diferencia entre la rentabilidad exigida esperada de una cartera diversificada y la rentabilidad esperada del instrumento libre de riesgo. Ambos componentes no son directamente observables, por lo que debemos recurrir a otras variables que en teoría se encuentren relacionadas con aquellas expectativas y nos entreguen información relevante acerca de las mismas.

A continuación, se define la metodología para la estimación del Premio por Riesgo de Mercado para Chile, estimando un modelo con datos nacionales<sup>41</sup> y luego dos modelos que incorporan datos internacionales.

<sup>41</sup> Este modelo es uno de los utilizados en el informe de Bonilla y Asociados (2017) para la determinación de la tasa de costo de capital del sector de transmisión eléctrica. Se cuenta con la misma información, la cual fue provista por el jefe de

### 3.2.1. PRM para Chile con datos nacionales

Para estimar el retorno esperado de mercado, se utiliza el modelo de Campbell y Shiller (1986)<sup>42</sup>. Para esto se define:

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

Donde: P corresponde al valor bursátil de la cartera de mercado por acción, D al valor corriente de los dividendos por acción y t es un índice que denota al tiempo.

Si tomamos la expectativa a ambos lados y asumiendo que  $E_t[R_{t+1}] = R$  es una constante, se tiene:

$$P_t = E_t \left[ \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1+R} \right] \quad (2)$$

Donde:  $E_t$  simboliza al operador de expectativas con información al momento t. Resolviendo recursivamente y bajo el supuesto de que el precio no crece indefinidamente a una tasa mayor que  $R$ <sup>43</sup>, se puede expresar como:

$$P_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] \quad (3)$$

Campbell, Lo and MacKinlay (1997)<sup>44</sup> proponen la siguiente solución:

$$R_{t,t+1} \approx \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) = p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})) \quad (4)$$

Donde: las variables en letras minúsculas denotan el logaritmo natural de la variable. Tomando valor esperado a ambos lados y resolviendo recursivamente se obtiene la siguiente identidad:

$$d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [r_{t,t+1+j} - d_{t+1+j}] \right] \quad (5)$$

Donde: (k,  $\rho$ )' son constantes apropiadas y definidas como:

$$\rho = \frac{1}{1 + \exp(\overline{d-p})}$$

$$k = -(\ln(\rho) + (1 - \rho) \ln\left(\frac{1}{\rho - 1}\right))$$

---

proyecto en ambos casos (transmisión eléctrica y distribución eléctrica). El método de estimación no cambia pues en ambos casos la estimación es realizada directamente por el jefe de proyecto (Carlos Maquieira).

<sup>42</sup> Robert J. Shiller & John Y. Campbell, 1986. "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," Cowles Foundation Discussion Papers 812, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.

<sup>43</sup> Este supuesto corresponde a una condición terminal que elimina la posibilidad de considerar burbujas especulativas en la determinación del precio de un activo.

<sup>44</sup> Campbell JY, Lo AW, MacKinlay CA, Adamek P, Viceira LM. The Econometrics of Financial Markets. Princeton, NJ: Princeton University Press; 1997.

La relación en la ecuación (5) corresponde a una generalización del modelo tradicional de Gordon<sup>45</sup> y se conoce como modelo de crecimiento dinámico de Gordon. La relevancia práctica de este modelo como representación adecuada para explicar la dinámica temporal del retorno esperado de mercado se deriva del hecho de que asume que la tasa de retorno de dividendos (*dividend yield*) en logaritmos es constante en el largo plazo, pero no así el retorno esperado de mercado o la tasa esperada de crecimiento de los dividendos, la que puede variar su trayectoria. El primer supuesto determina la relevancia de aplicar este modelo a los datos disponibles para Chile.

Campbell y Shiller (1988)<sup>46</sup> implementan este modelo a través de una representación VAR (Vector Auto-Regression), metodología que aplicaremos para pronosticar el retorno de mercado que registrará durante los próximos cuatro años y construir en base a dicho pronóstico nuestra estimación incondicional del premio por riesgo de mercado relevante para Chile.

Definamos el vector  $x_t = (d_t - p_t, \Delta d_{t-1}, r_{t-1})'$  para el cual todas las variables en adelante están expresadas en desviaciones respecto de la media<sup>47</sup>. El modelo estructural se puede escribir como  $C(L)x_t = u_t$  donde C es un polinomio del operador de rezagos L tal que la representación autoregresiva de  $x_t$  existe. La representación VAR en su forma más tradicional es  $x_t = Ax_{t-1} + v_t$  en adición a la siguiente restricción sobre los parámetros del modelo:

$$e1(I - \rho A) = (e3' - e2')A$$

Donde:  $e1 = (1 \ 0 \ 0)$ ;  $e2 = (0 \ 1 \ 0)$ ;  $e3 = (0 \ 0 \ 1)$ ,  $\rho = \exp(-\delta)$  y  $\delta = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \delta_t$

Esta restricción permite imponer la implicancia de que  $\delta_t = c' + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j} - \Delta d_{t+j})$  con c' una constante apropiada<sup>48</sup>, lo que sitúa al modelo de valoración de la cartera de mercado en un contexto de expectativas racionales consistente con el modelo de crecimiento dinámico de Gordon. Bajo esta especificación las series de retorno de mercado, tasa esperada de crecimiento de los dividendos por acción y el logaritmo del *dividend yield* son consideradas posiblemente endógenas, con lo cual su evolución en el tiempo puede afectar a las demás en la forma prescrita por el modelo. El método que proponemos considera explícitamente la dinámica que muestra esta variable en el tiempo para construir una medida coherente e insesgada de su valor esperado incondicional. Para ello utilizaremos la trayectoria de la rentabilidad esperada de mercado que hemos obtenido a través de estimar una especificación VAR, la que corresponde a una estimación condicional basada en la información proporcionada por las variables del modelo:

$$x_t = (d_t - p_t, \Delta d_{t-1}, r_{t-1})$$

---

<sup>45</sup> El modelo de Gordon se ha utilizado frecuentemente para la estimación del premio por riesgo de mercado y se puede derivar directamente de la relación en (5), bajo el supuesto adicional de que los dividendos crecen en el tiempo a una tasa g conocida con certeza. Por lo tanto, dado un *dividend yield* y una tasa constante de crecimiento de los dividendos existe un única tasa de retorno exigido que lleva a la relación establecida.

<sup>46</sup> Robert J. Shiller & John Y. Campbell, 1988. "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," The Review of Financial Studies.

<sup>47</sup> La serie correspondiente a la tasa de cambio esperada en los dividendos por acción se construirá utilizando datos desestacionalizados.

<sup>48</sup> Al definir las variables como desviaciones respecto de sus respectivas medias podemos prescindir de esta constante para efectos de pronóstico.

La descripción de los datos utilizados en el modelo se muestra en el cuadro siguiente:

**Cuadro 22. Descripción Parámetro PRM con Datos Nacionales**

Parámetro	Descripción y Datos
<b>Capitalización de mercado de la cartera</b>	<p>Patrimonio Bursátil a valor de mercado, de las sociedades anónimas inscritas en la Bolsa de Comercio de Santiago, Bolsa de Valores. Millones de pesos del último día de cada mes.</p> <p>Datos:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Años 1982-2015. Tabla Resumen SVS. Mercado accionario en la Bolsa de Comercio. <a href="http://www.svs.cl/portal/estadisticas/606/w3-propertyvalue-19234.html">http://www.svs.cl/portal/estadisticas/606/w3-propertyvalue-19234.html</a></li> <li>• Años 2016 a marzo 2017. Boletín Bursátil Mensual, Bolsa de Comercio de Santiago. <a href="http://www.bolsadesantiago.com/mercado/Paginas/BoletinesBursatiles.aspx">http://www.bolsadesantiago.com/mercado/Paginas/BoletinesBursatiles.aspx</a></li> <li>• Abril 2017 a marzo 2019. Síntesis y Estadística Mensual, Bolsa de Comercio de Santiago. (se actualiza el valor de la capitalización mensual de los meses anteriores, por lo que sólo se debe ocupar el valor del mes correspondiente al informe). <a href="http://www.bolsadesantiago.com/mercado/Paginas/Estadisticas.aspx">http://www.bolsadesantiago.com/mercado/Paginas/Estadisticas.aspx</a></li> <li>• Se convierte en UF al valor del último día de cada mes.</li> </ul>
<b>Dividendos totales pagados</b>	<p>Dividendos de Emisores de Valores, SVS.</p> <p>Datos:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• (a) Años 1982-1999. Información Histórica SVS, ya no se encuentra disponible y es una serie que Carlos Maquieira comenzó a obtener de la SVS a partir de 1994. Los datos desde 1982 a 1993 fueron obtenidos por Carlos Maquieira desde la Bolsa de Comercio.</li> <li>• (b) Años 2000 a 2019. <a href="http://www.svs.cl/institucional/estadisticas/acc_dividendos_index.php">http://www.svs.cl/institucional/estadisticas/acc_dividendos_index.php</a></li> <li>• Se convierte en UF a valor de cierre de cada mes para (a) y a fecha de pago para (b).</li> </ul>

Fuente: Elaboración Propia

Se transforman todas las variables en logaritmos naturales (restando la media). A ellas se les aplica un test de raíz unitaria.

A pesar de tener datos desde enero de 1982 a agosto 2019, se decidió trabajar sólo con las series a partir de enero de 2000, teniendo en consideración que los datos de dividendos entre enero 1982 y diciembre 1999 no se encuentran actualmente disponibles. Se considera como fecha final marzo 2019, con el objeto de hacerlo comparable con estimaciones internacionales.

La siguiente tabla resume los resultados de los tests aumentados de Dickey-Fuller para detectar raíz unitaria en las series utilizadas, una vez que a todas se les ha restado la media correspondiente.

**Cuadro 23. Test Aumentado de Dickey-Fuller**

Serie	Estadístico t	Valor-p
<b>Ln(Dividend Yield)</b>	-2,564	0.1019
<b>Ln(Retorno de mercado)</b>	-2,909	0.0459
<b>Ln (Crecimiento de los dividendos)</b>	-5,778	0.0000

Fuente: Elaboración Propia

Como se observa, para la serie de *dividend yield*, no se puede rechazar la hipótesis nula de no existencia de raíz unitaria, en el margen ocurre algo similar con el retorno de mercado. Dado este resultado, procedemos a estimar un vector autoregresivo con corrección de errores (VEC) habiendo testeado la cointegración entre las variables.

Se estima un modelo de corrección de errores con 16 rezagos y con 2 vectores de cointegración. Previamente, cada una de las variables fueron corregidas por tendencia. Para la estimación se usan

los datos del período enero de 2000 a marzo de 2019. Las variables fueron todas anualizadas y se asume un intercepto en el VAR, pero no tendencia.

Los resultados de la estimación del VEC se muestran a continuación. Por consideraciones de espacio, sólo se presentan los primeros 4 rezagos para cada ecuación.

**Cuadro 24. Test Aumentado de Dickey-Fuller**

		Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3
<b>ln (dividend yield)</b>	1	-0.057726	-0.047154	-0.051676
	2	-0.019993	-0.419896	-0.150934
	3	-0.019720	-0.674384	-0.184339
	4	-0.084228	-0.003978	-0.002710
<b>ln (crecimiento div)</b>	1	-0.027814	0.740041	-0.136462
	2	-0.022900	0.681251	-0.122728
	3	-0.025988	0.657428	-0.107975
	4	-0.019594	0.682373	-0.098500
<b>ln (retorno de mercado)</b>	1	0.197170	1.389100	-0.450174
	2	0.225093	-2.219681	-0.312329
	3	0.102709	2.0459220	-0.296333
	4	0.218257	-0.155260	-0.108655

Con los coeficientes encontrados para el VAR estimado, se genera un pronóstico desde agosto de 2002 a marzo 2029. Ahora nos encontramos en condiciones para realizar una estimación incondicional del retorno esperado del mercado. Para hacer esto, tenemos básicamente tres alternativas.

La primera consiste simplemente en obtener el promedio de las predicciones al interior de la muestra (valores predichos entre enero 2000 y marzo 2019). Al hacer esto se obtiene un 8,36% real anual como valor esperado del retorno de mercado y sustrayendo la tasa libre de riesgo de 1,23%, se estima un PRM de 7,13%.

La segunda alternativa, es realizar una proyección fuera de la muestra. Así por ejemplo se pueden construir retornos esperados en base al promedio del valor predicho para ventanas de 5, 6, 7, 8, 9 y 10 años hacia adelante. La primera ventana corresponde a abril 2019- marzo 2024 y así sucesivamente agregando un año de predicciones hasta llegar a una ventana de 10 años (terminando en marzo 2029).

Los resultados se presentan en el siguiente cuadro:

**Cuadro 25. Estimación del PRM para una ventana de 10 años**

Ventana	2019-2024	2019-2025	2019-2026	2019-2027	2019-2028	2019-2029
<b>Promedio Retorno de Mercado Esperado</b>	8,38%	8,37%	8,36%	8,35%	8,34%	8,33%
<b>Tasa Libre de Riesgo</b>	1,23%	1,23%	1,23%	1,23%	1,23%	1,23%
<b>Premio por Riesgo de Mercado Esperado</b>	<b>7,15%</b>	<b>7,14%</b>	<b>7,13%</b>	<b>7,12%</b>	<b>7,11%</b>	<b>7,10%</b>

Considerando el promedio ponderado de los próximos 5 años bajo el criterio COLE creciente<sup>49</sup>, el premio por riesgo de mercado esperado es cercano al 7,18%.

La tercera alternativa es utilizar la ecuación consistente con el modelo teórico que sustenta esta forma de estimar el retorno de mercado esperado. Si se aplica el operador esperanza, se puede demostrar que el valor esperado del retorno de mercado de largo plazo se determina a través de la siguiente ecuación:

$$E(R) = (1 - \rho) * E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [r_{t+j+1}] \right]$$

Donde:

$$\rho = \frac{1}{1 + \exp(\overline{d-p})}$$

En este caso el promedio del  $\ln(D/P)$  (o bien  $\overline{d-p}$ ) es -3,68583, tomando los datos desde enero 2000 a marzo 2019. Por lo tanto, esto implica que  $\rho$  es 0,9755. Los retornos que se encuentran dentro de la sumatoria corresponden a los valores predichos entre abril 2019 y marzo de 2069.

Haciendo las proyecciones del retorno de mercado para un total de 50 años hacia adelante, es decir, 600 retornos anuales (uno por cada mes) se obtiene un  $E(R_m)$  de 8,36% real. Por lo tanto, el PRM de largo plazo sería 7,13%, bajo el supuesto que la tasa libre de riesgo se mantiene en un valor de 1,23% real anual. Lo más probable es que si incrementamos el número de meses todavía este valor siga creciendo y se acerque a un valor cercano a 7,14%<sup>50</sup>.

Por lo tanto, tenemos tres posibles estimadores del valor esperado del premio por riesgo de mercado; 7,13%; 7,18%; 7,14%. Creemos que un premio por riesgo de mercado de un 7,15% (promedio de las tres estimaciones) parece ser un estimador razonable para Chile<sup>51</sup>. Como veremos en la próxima sección esta estimación es consistente con modelos específicamente desarrollados para determinar el PRM para países emergentes.

### 3.2.2. PRM chileno con datos internacionales

Considerando los modelos alternativos propuestos para países emergentes, presentados en la revisión literaria, hay cuatro de ellos que son aplicables al caso de Chile. Estos modelos son: spread soberano (Goldman-Sachs), volatilidad relativa (Merton), premio por riesgo de mercado de EEUU más premio por riesgo país (Damodaran) y clasificación de riesgo país (Erb, Harvey and Viskanta), en adelante

<sup>49</sup> Este criterio consiste en dar más importancia a los resultados recientes versus los más lejanos. En este caso la suma de 1 a 60 (meses correspondientes a 5 años) es 1830, por lo cual la primera observación del retorno de mercado esperado se pondera por 60/1830, la siguiente se pondera por 59/1830 y así sucesivamente. En el fondo, se reconoce que la estimación de más corto plazo es más precisa que la de más largo plazo.

<sup>50</sup> El retorno anual del mes 600 multiplicado por  $\rho$  exponente 599 es equivalente a 9,3793E-09.

<sup>51</sup> Los valores obtenidos para cada uno de los estimadores de PRM para Chile provienen de utilizar diferencias de tasas reales (en UF). Ahora bien, en la práctica daría lo mismo si se hiciera con datos nominales puesto que la inflación está afectando de igual manera al retorno esperado de mercado como a la tasa libre de riesgo. Es decir, se asume la ecuación de Fisher, que transforma tasas nominales en tasas reales.

el modelo de EHV. En el cuadro que sigue se presentan las fortalezas y debilidades de cada uno de ellos.

**Cuadro 26. Fortalezas y Debilidades de Métodos de Estimación del PRM**

Metodología	Fortalezas	Debilidades
<b>Premio por riesgo de mercado de EEUU más premio por riesgo país (Damodaran)</b>	Considera que el PRM de un país emergente puede ser estimado con base en un país maduro (EEUU) y por lo tanto sólo quedaría por agregar el premio por riesgo país equivalente para el mercado accionario.	Complejo, si se estima la propuesta original de Damodaran. Requiere contar con datos históricos tanto de bonos como de acciones del país en cuestión. Sólo aplica a esos países No cuenta con el respaldo de la comunidad académica. Además de ser criticado por sustentarse en el CAPM, el otro problema guarda relación con el ajuste al premio por riesgo país, por la relación de volatilidad del mercado accionario y la volatilidad del mercado de deuda. <sup>52</sup>
<b>Spread soberano (Goldman-Sachs)</b>	Intuitivo y fácil de implementar	Puede duplicar (o subestimar) los riesgos asociados a los flujos de caja. Particularmente si el riesgo de no pago de un determinado país no es un buen proxy para la empresa que opera localmente.
<b>Volatilidad relativa (Merton)</b>	Intuitivo y fácil de implementar	No funciona bien en mercados que no tienen un portafolio bien diversificado. Supone mercados segmentados. Hay ocasiones en que no funciona bien ni siquiera para países desarrollados resultando en ajustes en exceso de lo que debería esperarse. Existe la posibilidad de sobrestimar el retorno exigido. Esto es especialmente cierto en países emergentes.
<b>Clasificación de riesgo país (Erb, Harvey and Viskanta)</b>	Intuitivo, se puede aplicar a un número significativo de países. Cuenta con el respaldo de la comunidad académica.	Complejo. Se requiere aplicar econometría para obtener las estimaciones. Conforme a lo planteado por Duff & Phelps, el modelo es estable desde un punto de vista estadístico. Requiere contar con buena calidad de información del mercado accionario de un grupo grande de países. La estimación es sensible al período de tiempo que se escoja. Esto se aprecia en los resultados debido al cambio realizado a fines del 2017.
<b>Modelo de Campbell y Shiller</b>	Modelo que integra conceptualmente muy bien los determinantes del retorno de mercado ( <i>dividend yield</i> y tasa de crecimiento de los dividendos). Aceptado por la comunidad científica y altamente citado. Utiliza datos locales para su estimación	Complejo. Se requiere de aplicar econometría de series de tiempo (VAR). Se necesita un análisis cuidadoso de las series de tal forma de aplicar buena econometría.

Fuente: Elaboración Propia

Harvey (2005) quien es uno de los principales referentes en cuanto a modelos para determinar retornos internacionales señala lo siguiente con respecto a los mercados emergentes:

<sup>52</sup> Damodaran asume correctamente que la volatilidad del mercado accionario es mayor que la del mercado de bonos. Sin embargo, existe evidencia empírica que muestra una relación muy inestable entre ambas medidas de volatilidad y aunque ambas son estacionarias el comportamiento de las series de tiempo difiere (Reilly et al., 2000). Un mayor detalle de críticas al modelo de Damodaran puede ser encontrado en Kruschwitz et a. (2012).

*“For emerging markets, it is not so simple. It really depends on the how segmented the market is. Given that the assumptions of the CAPM do not hold, I avoid using the world version of the CAPM in these markets. I never use the CSFB model, the Ibbotson model, or the sovereign spread volatility ratio model. I will often examine a number of models such as the sovereign spread, Damodaran and the Erb, Harvey and Viskanta model and average the results.” (lo subrayado es nuestro).*

Por lo tanto, seguiremos la recomendación del profesor Harvey. Además esto permite recurrir a una fuente de terceros para obtener las estimaciones de retornos de mercado y/o premios por riesgo de mercado para dos de los tres modelos (Goldman-Sachs y EHV). En el caso del modelo de Damodaran las estimaciones están públicamente disponibles en su página web<sup>53</sup>. Creemos importante considerar los resultados cuyas propiedades estadísticas sean conocidas.

### 3.2.2.1. Modelo de premio por riesgo de mercado maduro más un premio por riesgo país

Damodaran (2002) plantea que el problema de integración parcial de los mercados de capitales puede ser aproximado descomponiendo el premio por riesgo de mercado en dos componentes fundamentales, el primero corresponde al premio por riesgo de mercado esperado para un mercado maduro (ej. EEUU) y el segundo a un premio por riesgo de mercado país. Este último podría ser estimado en base a ratings de deuda soberana asumiendo alguna relación entre el riesgo de no pago de esas deudas y el riesgo de mercado país. Sin embargo, empresas o sectores específicos no tienen necesariamente un mismo comportamiento frente al riesgo de mercado país. En este sentido, la solución que propone el autor es añadir un factor de riesgo adicional al premio de mercado que dice relación con la exposición específica a ese riesgo (sectorial o individual):

$$r_{it} = r_{ft}^*(1 - \beta_i) + \beta_i r_{mt}^* + \lambda_i s_{it} \frac{\sigma_m}{\sigma_b} + v_{it}$$

Donde: el asterisco indica las tasas respectivas del mercado de EEUU,  $s_{it}$  corresponde al spread de deuda soberana,  $\sigma_j$  para  $j = (m,d)$  corresponde a la volatilidad del mercado bursátil (m) y de deuda respectivamente (d)-que se suponen constantes- y  $v_{it}$  es un error de estimación. El parámetro  $\lambda_i$  asociado a este nuevo factor de riesgo a cada firma. Este se puede estimar y en principio tiene las mismas dificultades que tiene la estimación del riesgo sistemático en el modelo CAPM.

El autor para efectos de estimar el premio por riesgo de mercado ha supuesto que  $\lambda$  es igual a uno, tomando en cuenta que se trata del portafolio de mercado y no de un activo en particular. Finalmente, Damodaran (2019) propone utilizar los siguientes modelos para determinar el premio por riesgo de mercado de un país emergente:

$$PRM_{Chile} = PRM_{EEUU} + CDS \text{ o Default Spread} \frac{\sigma_{Rm Chile}}{\sigma_{CDS \text{ o Default}}}$$

<sup>53</sup> Adicionalmente a la recomendación del profesor Harvey, hemos considerado la debilidad que muestra el modelo de volatilidad relativa (Merton), que en el caso de países emergentes puede sobreestimar el PRM. Es claro que esto ocurre en el caso de Chile, puesto que si se mira bajo el punto de vista de un inversionista norteamericano el premio por riesgo de mercado para Chile sería 8,59% (1,6 de volatilidad relativa con un PRM para Estados Unidos de 5,5%) en marzo 2019, claramente más alto que el resto de las estimaciones mostradas por Duff & Phelps en el Handbook Valuation.

**Cuadro 27. Estimación de PRM (Modelo Damodaran)**

Parámetro	Valor	Parámetro	Valor
PRM EEUU implicado	5,96%	PRM EEUU implicado	5,96%
Default Spread	0,79%	CDS	0,81%
Relación de Volatilidades	1,23	Lambda	1,23
<b>PRM Chile (DS)</b>	<b>6,93%</b>	<b>PRM Chile (CDS)</b>	<b>6,96%</b>

Fuente: Elaboración Propia, datos Damodaran Online

El retorno de mercado para EEUU implicado lo calcula para un modelo de flujos de caja, haciendo un supuesto en relación al crecimiento en los próximos 5 años y luego asume una tasa de crecimiento constante al infinito. A este valor le resta la tasa libre de riesgo de 2,68%, correspondiente a un T-Bond, lo cual se traduce en un PRM para EEUU de 5,96%<sup>54</sup>. Entonces, usando el método de Damodaran se estiman para Chile dos posibles PRMs, uno equivalente a 6,93% y el otro equivalente a 6,96%. Si usamos como estimador del PRM para Chile el promedio de ambos entonces tenemos un PRM estimado de 6,95%.

### 3.2.2.2. Modelo de spread soberano: Modelo de Goldman-Sachs

Este modelo consiste en correr una regresión entre los retornos de la acción y los retornos del índice de acciones S&P 500. El beta resultante es multiplicado por el premio esperado del S&P 500. A esto se le agrega un factor adicional llamado “spread soberano”. Este último corresponde a la diferencia en la tasa de un bono de gobierno del país al cual pertenece la acción y el bono del tesoro norteamericano. Este método fue propuesto por Mariscal y Lee (1993).

$$E(R_{i,t}) = SS_i + \beta_{iw}E(R_{wt})$$

Si llevamos este modelo al contexto de determinar el PRM de un país emergente nos encontraríamos con algunos problemas de índole práctico como conceptual. En primer lugar, sólo se puede aplicar en países donde existen bonos de gobierno en dólares y que además sean líquidos. Esto no es relevante cuando se está estimando el  $E(R_m)$ . En segundo lugar, el premio por riesgo país asociado a la deuda es distinto al del patrimonio, por lo cual SS debiese estar ajustado por algún parámetro, probablemente mayor a 1, considerando la evidencia empírica en cuanto a la relación existente entre riesgo país y premio por riesgo de mercado (relación positiva y mayor que uno).

Tanto las estimaciones para este modelo como para el de EHV provienen del 2019 Valuation Handbook- International Guide to Cost of Capital (en adelante le llamaremos Valuation Handbook) preparado por Duff & Phelps. En el cuadro que sigue se muestra el premio por riesgo país de Chile o CRP (90 puntos base de acuerdo al rating crediticio soberano de S&P) a Marzo 2019 (fecha más reciente disponible). Adicionalmente, se incluye el PRM para EEUU sugerido por Duff & Phelps de 5,5% (llamado PRM normalizado). A este valor se agrega el CRP (Country Yield Spread) estimado en 0,90%, por lo cual el PRM para Chile sería 6,40%.

<sup>54</sup> Damodaran trabaja todo con tasas nominales, tanto para el retorno esperado de mercado como para la tasa libre de riesgo, por lo cual no hay problema con la comparación del PRM obtenido por él versus un PRM basado en retornos reales.

**Cuadro 28. Estimación de PRM de Chile (Modelo de Goldman-Sachs)**

Parámetro	Valor
PRM EEUU (Duff&Phelps) <sup>55</sup>	5,50%
CRP Chile	0,90%
<b>PRM Chile</b>	<b>6,40%</b>

Fuente: Elaboración Propia, Información Valuation Handbook

### 3.2.2.3. Modelo de clasificación de riesgo país

El modelo de clasificación de riesgo país se basa en las clasificaciones de riesgo de países que generan semestralmente el Institutional Investor, basado en encuestas a bancos en más de 100 países. Erb, Harvey y Viskanta (1996) autores de este modelo, proponen realizar una regresión en que los retornos de los países en dólares nominales son la variable dependiente, y la variable independiente es el logaritmo natural de la clasificación de riesgo país del período anterior. La regresión resultante permite estimar el retorno esperado de cualquier país, aun cuando éste no tenga datos de retornos. Duff & Phelps reportan que este modelo produce consistentemente resultados razonables, evita usar datos de economías no desarrolladas que pudieran ser inconsistentes o incompletas, y finalmente produce resultados relativamente estables. Ello les lleva a recomendar este método de estimación<sup>56</sup>. El modelo que ellos plantean es como sigue:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln(CCR_{local,t-1}) + v_{it}$$

Donde:  $CCR_{local}$  es Country Credit Rating local en t-1.

El modelo es estimado usando datos de retornos mensuales, en moneda local para 72 países para un período de 30 años<sup>57</sup>. Sin embargo, es posible usar el modelo para estimar la tasa de retorno del mercado (COE) para 186 países, pues sólo se requiere conocer la última clasificación de riesgo de Institutional Investor. Se consideran los rankings (CCR) elaborados por Institutional Investor desde abril 1989 a marzo 2019 los cuales son pareados con el retorno nominal mensuales para un grupo de 72 países entre abril 1989 y marzo 2019. Esto resulta en un total de 20.762 observaciones de CCR en el período t y retornos en el período t+1. Se realiza un análisis de regresión, con el logaritmo natural de los CCR como variable independiente (la variable predictora) y los retornos patrimoniales como variable dependiente (siendo la variable predicha). Una ventaja del uso de la estimación de este modelo por Duff & Phelps es que se calcula el premio por riesgo país bajo la perspectiva de diversos inversionistas. Es decir, podemos obtener directamente el retorno esperado de mercado para Chile al considerar la perspectiva de 72 inversionistas. Se supone un CRP de 0,00% cuando el país donde

<sup>55</sup> Duff & Phelps recomiendan un PRM para Estados Unidos de un 5,5%, tomando un valor esperado del retorno de mercado de 9% y una tasa libre de riesgo normalizada de 3,5%.

Fuente: <https://www.duffandphelps.com/assets/pdfs/publications/valuation/coc/us-normalized-risk-free-rate-nov15-16.pdf>.

<sup>56</sup> La estimación a través de este método es provista para los 175 países en el reporte.

<sup>57</sup> A partir de 2017 se opta por utilizar una regresión que contenga sólo la información de los últimos 30 años a diferencia de las estimaciones previas que comenzaban todas en septiembre de 1979. Adicionalmente la medida de rating de riesgo país cambia pues Institutional Investor no lo reporta desde 2017 en adelante y esto lo realiza ahora Euromoney.

invierte el individuo es el mismo país donde él consume. Esto también puede ser muy útil cuando los flujos de caja de un proyecto o empresa no coinciden con el país en que los recursos están invertidos. Por lo tanto, mostraremos los resultados reportados por Duff & Phelps para Chile desde la perspectiva de un inversionista chileno.

**Cuadro 29. Estimación del PRM para Chile (Modelo Erb, Harvey y Viskanta)**

Parámetro	Valor
Retorno Esperado de Mercado (COE, en \$)	10,90%
Tasa Libre de Riesgo (en \$) <sup>58</sup>	4,23%
<b>PRM Chile</b>	<b>6,67%</b>

Fuente: Elaboración Propia, Información Valuation Handbook

Una gran virtud de este modelo es que no tenemos que hacer ningún supuesto en relación al PRM de un país de base. En este sentido, el valor reportado del retorno esperado de mercado proviene directamente de la estimación del modelo<sup>59</sup> y sólo debemos hacer un supuesto en relación a cuál debe ser la tasa libre de riesgo. El resultado del retorno de mercado para Chile no se condice con estimaciones previas realizadas por Duff & Phelps y esto ocurre justo poco después de haber hecho un cambio en la metodología para estimar el modelo. A modo de referencia sabemos que el COE para Chile estimado el 2017 fue de 11,4% con el anterior modelo. Por otro lado, si observamos el valor del COE para Estados Unidos para 2019, este resulta ser 8,0% y si restamos la tasa libre de riesgo de largo plazo que estima Duff & Phelps se obtiene un PRM para Estados Unidos de 4,5% lo cual es claramente inconsistente con lo que Duff & Phelps recomienda, es decir, 5,5%. Para buscar la consistencia sería necesario ajustar el COE de Estados Unidos en un 1%, pasando de 8% a 9%. En resumen, creemos necesario ajustar el COE estimado para Chile en al menos la misma magnitud que el COE de Estados Unidos. Es decir, el COE para Chile pasa de 9,90% a 10,9%. Por otro lado, la tasa libre de riesgo nominal para Chile se estimaría en 4,22%. Con todo esto el PRM para Chile se estima en 6,68%.

### 3.2.3. Premio por Riesgo de Mercado

Finalmente, en la tabla siguiente se resume el PRM estimado con las cuatro metodologías descritas:

**Cuadro 30. Resumen PRM para Chile bajo distintas Metodologías**

Metodología	PRM Chile
Campbell y Shiller	7,15%
Damodaran	6,95%
Goldman-Sachs	6,40%
Erb, Harvey y Viskanta	6,67%
<b>Promedio</b>	<b>6,79%</b>

Fuente: Elaboración Propia

<sup>58</sup> Corresponde al promedio diario, de 18 meses (marzo 2018 a agosto 2019), de la tasa real de bonos emitidos por el Banco Central a 7 años plazo (1,23%) más un valor esperado de la inflación del 3%.

<sup>59</sup> La estimación que reportamos es la más reciente y corresponde a Marzo del 2019.

Nuestra propuesta es utilizar el promedio resultante de las cuatro estimaciones realizadas. En tal sentido la estimación del PRM para Chile a agosto 2019 es de un **6,79%** aproximadamente, considerando una tasa libre de riesgo de 1,23%. Esto significa que el retorno de mercado esperado es 8,02%.

### **3.3. Metodología y Estimación Beta del Negocio Distribución Eléctrica**

Tal como se presenta en el punto 2.5 de este documento (Metodología para la Estimación del Riesgo Sistemático (Beta)) la metodología propuesta para estimar el riesgo sistemático de la industria de Distribución Eléctrica es la siguiente:

1. Estimación del Beta Tradicional: Utilizar MCO para estimar los betas usando datos semanales para un período de dos años. Esto se realiza para el conjunto de empresas pertenecientes al SIC 4911 (Servicios Eléctricos). Esto incluye Generación, Transmisión y Distribución Eléctrica.
2. Filtro Estadístico: Se eliminarán de la muestra todos aquellos betas que cumplan con alguno de los siguientes criterios:
  - Baja presencial bursátil que normalmente se asocia a betas que no son significativos.
  - Regresiones que no son significativas, esto se realiza porque estaríamos frente a acciones cuyos retornos no se explican a través del modelo de mercado.
  - Betas inestables, se usarán al menos dos test y basta con que no cumpla con uno de ellos para que sea eliminado de la muestra.
3. Filtro de Actividad: Se considerará un criterio, como por ejemplo, un alto porcentaje de las ventas que provengan de la actividad que se está analizando, en este caso, distribución eléctrica.
4. Ajuste Blume: Una vez seleccionadas las empresas de acuerdo a los tres primeros criterios entonces se realizará el ajuste de Blume. Ver sección 2.5.3 betas ajustados.
5. Estimación de Betas de Deuda: Se estimarán los betas de deuda de cada uno de las empresas como input para poder desapalancar el beta obtenido en 4.
6. Estimación de costos de deuda: Este es un input de la fórmula de Miles y Ezzel. La estimación del costo de deuda corresponde a la suma la tasa libre de riesgo del país en cuestion y el spread de la deuda. Para cada empresa se obtiene la clasificación de riesgo desde Moddy's, S&P y Fitch Rating. Si la empresa cuenta con rating de dos o más clasificadores, entonces se toma el promedio. Ahora conforme al rating se obtiene el spread de la deuda. Este último se obtiene de una tabla de Moody's en que aparece el spread para distintos vencimientos de la deuda. Se considera un tiempo al vencimiento intermedio de 10 años.
7. Unlevered beta: Se desapalanca el beta conforme a la fórmula de Miles y Ezzel.
8. Estimador del Beta del Negocio: Se selecciona una medida central para obtener el estimador del beta del negocio de distribución eléctrica. Por ejemplo, se puede utilizar el promedio simple de los betas estimados.

### 3.3.1. Base de Datos con Empresas comparables

En base a la necesidad de encontrar una empresa representativa del negocio de distribución eléctrica, para el caso de Chile se debe utilizar una empresa de referencia debido a la no existencia de una empresa que transe sus acciones en dicho rubro en el mercado chileno. Para esto, tal como se ha venido haciendo en otros procesos tarifarios, se procedió a buscar empresas comparables en los diferentes mercados mundiales.

Para encontrar esta muestra representativa se obtuvo el 100% de compañías dedicadas a la industria eléctrica en Bloomberg. Se seleccionaron las compañías en base al código SIC 4911 que corresponde a empresas de Servicios Eléctricos (Electric Services), considerando un total de 105 empresas. De éstas, se descartaron 11 por no transar en bolsa sus acciones, no existencia de datos o no estar bien clasificada dentro del código, con lo cual quedamos con una muestra de 94 empresas.<sup>60</sup>

#### 3.3.1.1. Filtros estadísticos

El primer filtro para discriminar entre las 94 empresas corresponde a la estimación del modelo de mercado de la siguiente manera:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{m,t} + \varepsilon_{it}$$

Los valores estimados del modelo anterior corresponden  $\alpha$  y  $\beta$ . Por otra parte,  $R_i$  corresponde al retorno de la acción y  $R_m$  corresponde al retorno del índice de mercado relevante para la economía en donde se transa dicha acción. Por último,  $\varepsilon_{it}$  corresponde a un termino de error con las cualidades típicas asumidas para el método de mínimos cuadrados ordinarios.

En este filtro, las empresas seleccionadas corresponden a las que obtuvieron significancia estadística al 5% para el parámetro  $\beta$ . Cabe especificar, que también se calculó la presencia bursátil de cada una de las empresas, lo que refiere al número de semanas transadas en que la empresa transó dividido entre el total de semanas que el mercado estuvo abierto, en dónde a través de este criterio todas las empresas seleccionadas en este punto cumplían con un 90% o más de presencia bursátil, no eliminando ninguna con relación a este criterio. En este paso, se obtuvieron 48 instrumentos que cumplían los requisitos estadísticos antes mencionados.

#### Estabilidad del parámetro que mide el riesgo sistemático

La estabilidad del parámetro se midió de dos manera: a través del test Cusum y test Cusum Cuadrado. La estimación se basa en criterios visuales, graficándose bandas para cada uno de los tests considerando que el rechazo de la hipótesis nula se da cuando la suma recursiva de los residuos (como también la suma recursiva de los residuos al cuadrado) toca una de las bandas graficadas.

Las hipótesis para ambos contrastes se pueden englobar desde las siguientes ecuaciones:

---

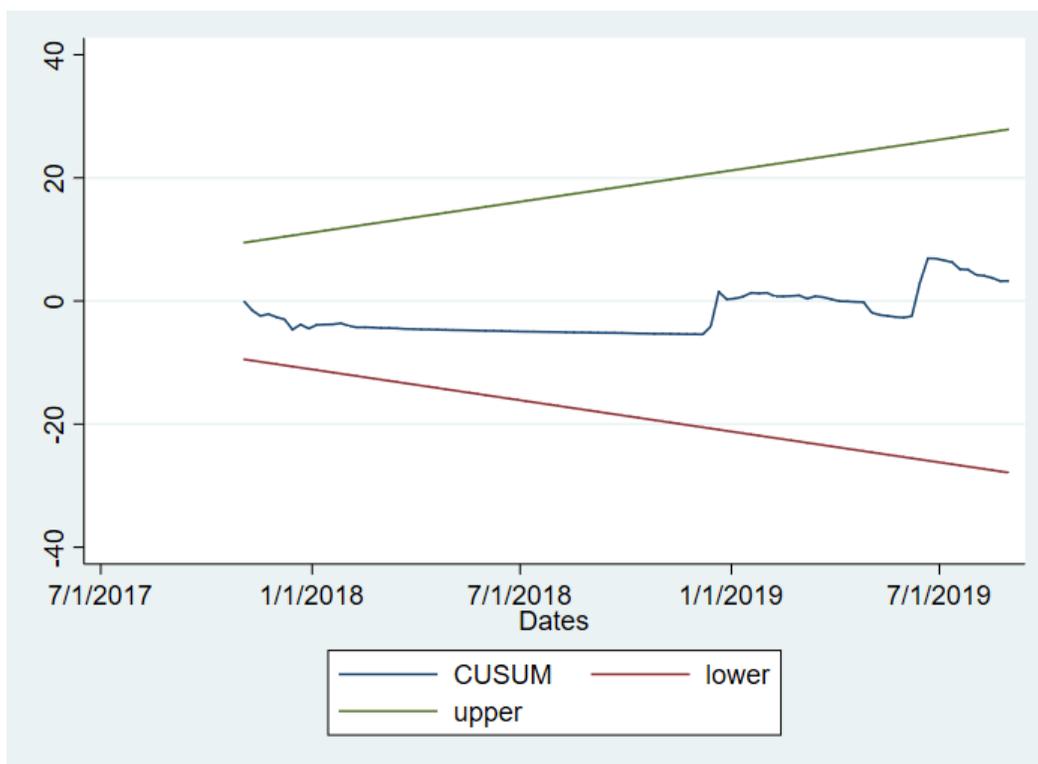
<sup>60</sup> Este informe se complementa con una memoria de cálculos en planilla electrónica y un manual resumido para replicar el trabajo realizado. En la memoria de cálculo se entrega la base de datos con las 105 empresas de la industria de distribución eléctrica.

$H_0$ : El parametro es estable  
 $H_1$ : El parametro no es estable

A modo de ejemplo, observamos los gráficos para un instrumento de ambos tests:

### Test Cusum

Cuadro 31. Ejemplo Test Cusum

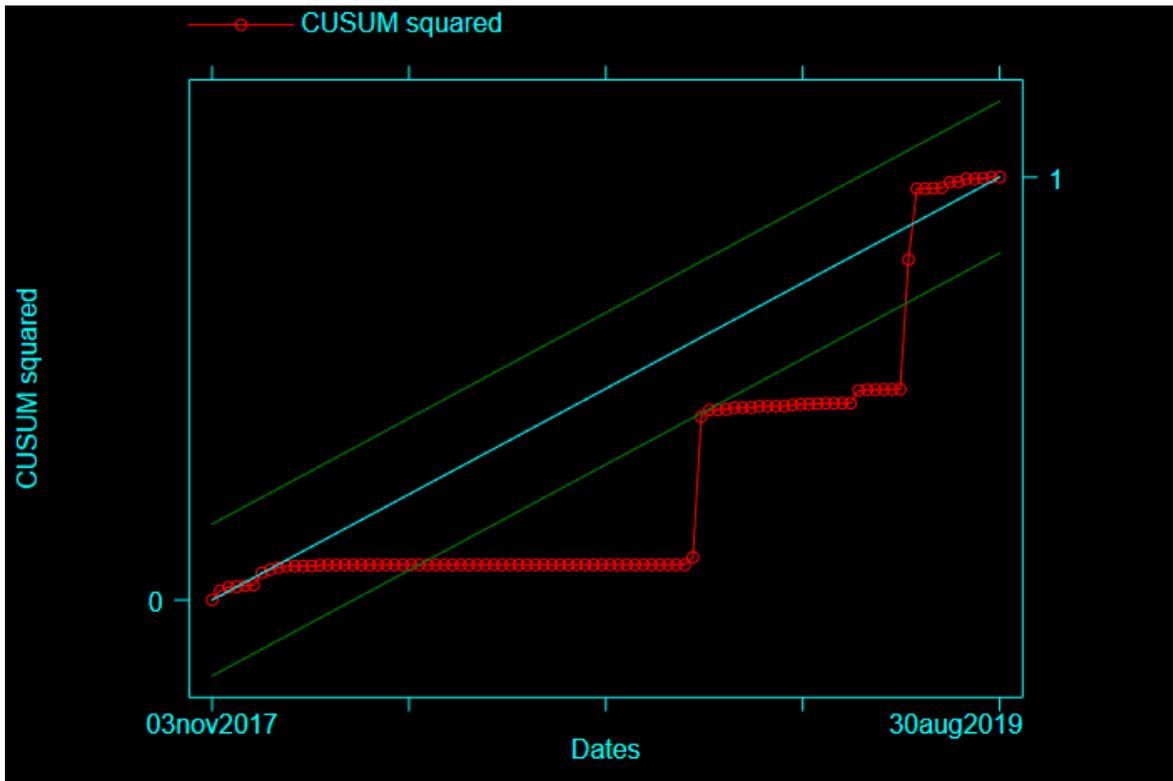


Fuente: Elaboración propia

Acá se observa que la línea azul no toca las bandas, por lo cual no se rechaza la hipótesis nula, y existe evidencia de estabilidad en el parámetro en términos de media.

## Test Cusum Cuadrado

Cuadro 32. Ejemplo Test Cusum Cuadrado



Fuente: Elaboración propia

Por otra parte, acá se observa que la línea roja sobrepasa las bandas por lo tanto se rechaza la hipótesis nula y no existe evidencia de estabilidad en el parámetro en términos de varianza.

Ambas pruebas, fueron clasificadas en base la existencia de estabilidad con las siguientes categorías: “Estable”, “Marginalmente Estable” y “No estable”, en dónde la primera clasificación considera instrumentos que no rechazaban la hipótesis de estabilidad del parámetro, y la última siendo el caso en donde si se rechazaba la estabilidad del parámetro. El caso de “Marginalmente Estable”, corresponde a parámetros que bordeaban la banda de rechazo por lo tanto parecían estables, pero en el límite. Aplicado este filtro, nos quedamos con 35 empresas.

En el siguiente cuadro se encuentran las 35 empresas filtradas hasta este punto:

Cuadro 33. Empresas filtradas por significancia y estabilidad

Nombre	País	Beta	Sig (5%)	Cusum	Cusum Sq	Presencia
American Electric Power Company, Inc. (AEP)	Estados Unidos	0,28	SI	Estable	M. Estable	100%
Atlantica Yield plc	Estados Unidos	0,40	SI	Estable	Estable	99%
Brookfield Infrastructure Partners LP	Estados Unidos	0,52	SI	Estable	M. Estable	100%
Brookfield Renewable Partners LP	Canadá	0,49	SI	Estable	Estable	99%
Capital Power Corp	Canadá	0,36	SI	Estable	Estable	99%
Companhia Energetica de Minas Gerais-CEMIG	Brasil	0,86	SI	M. Estable	M. Estable	97%
CenterPoint Energy, Inc.	Estados Unidos	0,42	SI	Estable	Estable	99%
CEZ	Republica Checa	0,78	SI	Estable	Estable	99%
Clearway Energy Inc	Estados Unidos	0,52	SI	Estable	M. Estable	100%
Electricite de France SA	Francia	0,73	SI	Estable	Estable	99%
Edison International	Estados Unidos	0,43	SI	Estable	Estable	100%
El Paso Electric Company	Estados Unidos	0,33	SI	Estable	Estable	100%
Societatea Energetica Electrica SA	Rumania	0,79	SI	Estable	Estable	90%
Endesa SA	España	0,63	SI	Estable	Estable	100%
Enel SpA	Italia	0,77	SI	Estable	Estable	100%
Energa SA	Polonia	0,91	SI	Estable	Estable	100%
Entergy Corp	Estados Unidos	0,22	SI	Estable	M. Estable	100%
Eversource Energy	Estados Unidos	0,37	SI	Estable	M. Estable	100%
FirstEnergy Corp.	Estados Unidos	0,39	SI	Estable	M. Estable	100%
Fortis Inc/Canada	Canadá	0,26	SI	Estable	Estable	99%
Fortum Oyj	Finlandia	0,79	SI	Estable	Estable	100%
Genesis Energy Limited	Nueva Zelanda	0,86	SI	Estable	Estable	96%
Huaneng Power International Inc	Hong Kong	0,39	SI	Estable	Estable	98%
NextEra Energy	Estados Unidos	0,28	SI	Estable	Estable	100%
Northland Power Inc	Canadá	0,63	SI	Estable	M. Estable	99%
NRG Energy, Inc.	Estados Unidos	0,71	SI	Estable	M. Estable	100%

OGE Energy Corp.	Estados Unidos	0,33	SI	Estable	M. Estable	99%
Ormat Technologies, Inc.	Estados Unidos	0,61	SI	Estable	Estable	100%
Otter Tail Corp	Estados Unidos	0,32	SI	Estable	Estable	98%
Pattern Energy Group Inc	Estados Unidos	1,10	SI	Estable	Estable	99%
PGE Polska Grupa Energetyczna SA	Polonia	1,04	SI	Estable	Estable	97%
PPL Corporation	Estados Unidos	0,51	SI	Estable	M. Estable	97%
TransAlta Renewables Inc	Canadá	0,81	SI	Estable	Estable	98%
Vistra Energy Corp	Estados Unidos	1,03	SI	Estable	M. Estable	100%
Zep Inc	Polonia	0,59	SI	Estable	Estable	96%

### 3.3.1.2. Filtro de Representatividad: muestra final de empresas

A las 35 empresas previamente seleccionadas se les aplicó un último filtro debido a que dentro de esta sub muestra, existen empresas que están en el negocios de generación, transmisión y/o distribución eléctrica. Se define como una empresa dedicada fundamentalmente a la Distribución Eléctrica como aquella cuyas ventas de Distribución corresponden al menos al 75% de las ventas totales de la empresa<sup>61</sup>. Las empresas que cumplen con este requisito se detallan a continuación:

**Cuadro 34. Muestra final de empresas de Distribución Eléctrica**

Nombre	País	Ingresos
American Electric Power Company, Inc. (AEP)	Estados Unidos	SI
Companhia Energetica de Minas Gerais-CEMIG	Brasil	SI
CenterPoint Energy, Inc.	Estados Unidos	SI
CEZ	Republica Checa	SI
Edison International	Estados Unidos	SI
El Paso Electric Company	Estados Unidos	SI
Enel SpA	Italia	SI
Energa SA	Polonia	SI
FirstEnergy Corp.	Estados Unidos	SI
Genesis Energy Limited	Nueva Zelanda	SI
NRG Energy, Inc.	Estados Unidos	SI
OGE Energy Corp.	Estados Unidos	SI
PGE Polska Grupa Energetyczna SA	Polonia	SI
PPL Corporation	Estados Unidos	SI
Vistra Energy Corp	Estados Unidos	SI

Fuente: Elaboración propia en base a información obtenida de Bloomberg

<sup>61</sup> En ausencia de información sobre ventas se consideraron Activos, Utilidades, EBIT ó EBITDA, usando el mismo criterio del 75% de las ventas

Para esta muestra de 15 compañías que cumplieron con todos filtros aplicados y que por tanto son empresas comparables del sector de Distribución Eléctrica, se procedió a determinar sus betas desapalancados que representan el riesgo del negocio. La fórmula escogida para desapalancar los betas fue la que proponen Miles y Ezzel, tal como lo señalamos anteriormente. A continuación, se presentan los betas desapalancados de la muestra de empresas seleccionadas:

**Cuadro 35. Estimación de Betas del Negocio**

Compañía	País	Beta	Beta Blume	B/P	Spread Rating	Rf	Impto	Costo deuda	PRM	Beta Deuda	Beta Unlevered MilesEzzel
American Electric Power Company, Inc.	US	0,276	0,515	0,668	0,0143	0,010	0,35	0,0241	0,0596	0,2399	<b>0,41</b>
Companhia Energetica de Minas Gerais-CEMIG	BZ	0,855	0,903	1,096	0,0466	0,039	0,34	0,0851	0,0963	0,4841	<b>0,69</b>
CenterPoint Energy, Inc.	US	0,421	0,612	0,745	0,0179	0,010	0,35	0,0277	0,0596	0,3012	<b>0,48</b>
CEZ	CP	0,776	0,850	0,531	0,0143	0,027	0,19	0,0412	0,0673	0,2126	<b>0,63</b>
Edison International	US	0,432	0,619	0,720	0,0226	0,010	0,35	0,0324	0,0596	0,3788	<b>0,52</b>
El Paso Electric Company	US	0,332	0,552	0,620	0,0179	0,010	0,35	0,0277	0,0596	0,3012	<b>0,46</b>
Enel SpA	IM	0,772	0,847	1,118	0,0179	0,034	0,24	0,0521	0,088	0,2040	<b>0,51</b>
Energia SA	PW	0,913	0,942	2,007	0,0143	0,021	0,19	0,0350	0,0703	0,2036	<b>0,45</b>
FirstEnergy Corp.	US	0,389	0,590	1,126	0,0226	0,010	0,35	0,0324	0,0596	0,3788	<b>0,48</b>
Genesis Energy Limited	NZ	0,861	0,907	0,461	0,0147	0,014	0,28	0,0284	0,0602	0,2438	<b>0,70</b>
NRG Energy, Inc.	US	0,714	0,808	1,109	0,0357	0,010	0,35	0,0455	0,0596	0,5992	<b>0,70</b>
OGE Energy Corp.	US	0,328	0,549	0,434	0,0143	0,010	0,35	0,0241	0,0596	0,2401	<b>0,46</b>
PGE Polska Grupa Energetyczna SA	PW	1,044	1,030	0,593	0,0143	0,021	0,19	0,0350	0,0703	0,2036	<b>0,72</b>
PPL Corporation	US	0,512	0,673	1,022	0,0179	0,010	0,35	0,0277	0,0596	0,3012	<b>0,49</b>
Vistra Energy Corp	US	1,032	1,021	0,773	0,0357	0,010	0,35	0,0455	0,0596	0,5992	<b>0,84</b>

El promedio aritmético del beta desapalancado es de un 0.568.

La tasa libre de riesgo se obtiene sumando a la tasa de interés real de los Estados Unidos el spread de los CDS a 10 años. Por su lado el PRM de cada país corresponde al promedio de dos modelos propuesto por Damodaran. En uno de ellos el premio por riesgo país se estima a través de los CDS y el otro a través de la clasificación de riesgo de Moody's (rating-based default spread). Los valores de tanto la tasa libre de riesgo como del PRM se muestran en cuadro que sigue:

**Cuadro 36. Estimación tasa libre de riesgo**

	PRM (Damodaran)	Spread CDS	Rf
<b>USA</b>	5,96%	0	0,98%
<b>Brasil</b>	9,63%	2,87%	3,85%
<b>Polonia</b>	7,03%	1,09%	2,07%
<b>Nueva Zelandia</b>	6,02%	0,39%	1,37%
<b>Italia</b>	8,80%	2,44%	3,42%
<b>República Checa</b>	6,73%	1,71%	2,69%

### 3.3.2. Estimación de betas estocásticos

Los métodos más usados para calcular betas estocásticos son: Rolling Window (OLS) y Filtro de Kalman. Hemos optado por usar el Filtro de Kalman puesto que se ha mostrado que se obtienen betas sin sesgo de estimación y normalmente más precisos que aquellos estimados bajo el método de Rolling<sup>62</sup>.

El filtro de Kalman es un algoritmo que optimiza el procesamiento recursivo de datos. Lo que hace es estimar la variable desconocida (el Beta) que varía a través del tiempo. El proceso actualiza la estimación del beta usando nueva información por medio de la medición de la predicción del error, a través de un proceso iterativo. El método estima los parámetros de tal forma de minimizar los errores cuadrados medio. El filtro de Kalman se basa en dos ecuaciones fundamentales:

- 1) Una ecuación de medición.
- 2) Una ecuación de transición.

La ecuación de medición relaciona la variable desconocida (en este caso beta) a variables observables (retornos de la acción y retornos de un índice accionario). En este caso se trata del modelo de Mercado. Por su lado, la ecuación de transición permite que el beta varíe a través del tiempo, en este caso asumiendo un camino aleatorio (random walk).

Ambas ecuaciones corresponden a:

$$\begin{array}{ll} \text{Ecuación de Medición} & R_{i,t} = \alpha + \beta_t R_{m,t} + \varepsilon_t \\ \text{Ecuación de Transición} & \beta_t = \beta_{t-1} + \mu_t \end{array}$$

Donde:  $\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$  y  $\mu_t \sim N(0, q_t)$

Proceso del algoritmo:

Etapas 1: Comienza con la estimación actual de la variable  $\beta_{t-1}$  en la ecuación de transición, acompañado de errores en ambas ecuaciones. Lo que hace es generar la mejor estimación ex ante del beta del período siguiente ( $\beta_t$ ).

Etapas 2: Tomando el beta estimado ( $\beta_t$ ) el filtro estima el retorno predicho de la acción a través de la Ecuación de Medición.

Etapas 3: El modelo calcula el error de predicción haciendo la diferencia entre el retorno de la acción realizado y el retorno predicho.

Etapas 4: Finalmente el modelo ajusta el beta predicho permitiendo que parte de error de predicción se incorpore a través de un beta ajustado. Este beta es reemplazado por el calculado en la Etapa 1 y el proceso comienza nuevamente.

---

<sup>62</sup> Ver Bentz y Comnors (1999), Nieto, Orge y Zarraga (2014) y Renzi-Picci (2016)

El algoritmo se resuelve por la vía de Máxima Verosimilitud obteniendo el valor del parámetro desconocido (beta) minimizando el error de predicción.

En el cuadro N°33 se muestran los resultados obtenidos.

**Cuadro 37. Estimación de betas estocásticos**

Compañía	País	Beta Kalman	Root MSE	z	P-value
American Electric Power Company, Inc.	US	0,27612	0,10968	2,51747	0,01180
Companhia Energetica de Minas Gerais-CEMIG	BZ	0,28400	0,48208	0,58911	0,55580
CenterPoint Energy, Inc.	US	0,42148	0,11066	3,80880	0,00010
CEZ	CP	0,47505	0,27753	1,71170	0,08700
Edison International	US	0,43191	0,18767	2,30147	0,02140
El Paso Electric Company	US	0,65982	0,59363	1,11150	0,26640
Enel SpA	IM	0,75210	0,24596	3,05784	0,00220
Energa SA	PW	0,74921	0,44282	1,69191	0,09070
FirstEnergy Corp.	US	0,38877	0,11990	3,24259	0,00120
Genesis Energy Limited	NZ	1,63504	0,47666	3,43020	0,00060
NRG Energy, Inc.	US	0,71412	0,16242	4,39672	0,00000
OGE Energy Corp.	US	0,32753	0,11299	2,89870	0,00370
PGE Polska Grupa Energetyczna SA	PW	1,20268	0,55036	2,18525	0,02890
PPL Corporation	US	0,51187	0,13345	3,83552	0,00010
Vistra Energy Corp	US	1,03172	0,16470	6,26433	0,00000

En el grupo de empresas hay sólo dos de ellas (CEMIG y El Paso Electric Company) cuyos betas no son significativos al 10%, o bien sus p-values son mayores a 0,10000. Estos betas no serían significativos y por lo tanto se eliminan de la estimación el beta desapalancado.

En el cuadro N°34 se encuentran los resultados de los betas estocásticos (desapalancados).

**Cuadro 38. Betas estocásticos desapalancados**

Compañía	País	Beta	Beta Blume	B/P	Spread Rating	Rf	Impto	Costo deuda	PRM	Beta Deuda	Beta Unlevered MilesEzzel
American Electric Power Company, Inc.	US	0,276	0,515	0,668	0,0143	0,010	0,35	0,0241	0,0596	0,2399	<b>0,41</b>
CenterPoint Energy, Inc.	US	0,421	0,612	0,745	0,0179	0,010	0,35	0,0277	0,0596	0,3012	<b>0,48</b>
CEZ	CP	0,475	0,648	0,531	0,0143	0,027	0,19	0,0412	0,0673	0,2126	<b>0,50</b>
Edison International	US	0,432	0,619	0,720	0,0226	0,010	0,35	0,0324	0,0596	0,3788	<b>0,52</b>
Enel SpA	IM	0,752	0,834	1,118	0,0179	0,034	0,24	0,0521	0,088	0,2040	<b>0,50</b>
Energa SA	PW	0,749	0,832	2,007	0,0143	0,021	0,19	0,0350	0,0703	0,2036	<b>0,41</b>
FirstEnergy Corp.	US	0,389	0,590	1,126	0,0226	0,010	0,35	0,0324	0,0596	0,3788	<b>0,48</b>
Genesis Energy Limited	NZ	1,635	1,425	0,461	0,0147	0,014	0,28	0,0284	0,0602	0,2438	<b>1,05</b>
NRG Energy, Inc.	US	0,714	0,808	1,109	0,0357	0,010	0,35	0,0455	0,0596	0,5992	<b>0,70</b>
OGE Energy Corp.	US	0,328	0,549	0,434	0,0143	0,010	0,35	0,0241	0,0596	0,2401	<b>0,46</b>
PGE Polska Grupa Energetyczna SA	PW	1,203	1,136	0,593	0,0143	0,021	0,19	0,0350	0,0703	0,2036	<b>0,79</b>
PPL Corporation	US	0,512	0,673	1,022	0,0179	0,010	0,35	0,0277	0,0596	0,3012	<b>0,49</b>
Vistra Energy Corp	US	1,032	1,021	0,773	0,0357	0,010	0,35	0,0455	0,0596	0,5992	<b>0,84</b>

El beta desapalancado promedio de este grupo de empresas es **0,586**.

En resumen, por MCO el beta estimado es **0,568** y usando Filtro de Kalman se estima un beta estocástico del negocio de **0,586**. Creemos razonable utilizar un promedio de ambas estimaciones, lo cual equivale a un beta del negocio de **0,58**.

**Nota Técnica:** A solicitud de la CNE comparamos el promedio de los betas desapalancados de toda la muestra utilizada<sup>63</sup>. Para esto desapalancamos según propone el profesor Robert Hamada, los betas de las 35 empresas, como una aproximación. Luego se pudo comprobar que el beta promedio desapalancado de las 35 empresas es 0,46 y el promedio desapalancado de las 15 empresas usando también Hamada es de 0,48. Entonces el beta promedio de la muestra final es levemente mayor al de todas las empresas con betas que superaron los test estadísticos aplicados.

### 3.4. Tasa de actualización

A continuación, se presenta el cálculo de la tasa de actualización para la industria de Distribución Eléctrica.

**Cuadro 39. Estimación Tasa de Actualización**

	Parámetros de la tasa
<b>Beta del Negocio</b>	<b>0,58</b>
<b>PRM</b>	<b>6,79%</b>
<b>rf</b>	<b>1,23%</b>
<b>Costo de Capital (100% pat.)</b>	<b>5,17%</b>

El beta del negocio ha sido estimado en **0,58**. La tasa libre de riesgo se calcula como el promedio de 18 meses (terminando en agosto 2019) de las tasas diarias del BTU de 7 años, resultando una estimación de **1.23%**. Finalmente, el premio por riesgo de mercado, se ha calculado como el promedio de cuatro métodos, se estima en un **6,79%**.

En resumen, la tasa de actualización para el sector de Distribución Eléctrica se estima en **5,17%** real después de impuestos.

<sup>63</sup> Esta muestra de empresas contiene a compañías generadoras, transmisoras y de distribución eléctrica.

## 4. Anexos

### 4.1. Tabla Rating crediticio Moody's



Filter: 11/04/2019

Exported: 11/05/2019

Maturity	Aaa	Aa1	Aa2	Aa3	A1	A2	A3	Baa1	Baa2	Baa3	Ba1	Ba2	Ba3	B1	B2	B3	Caa_C
1	11	23	29	30	31	33	36	40	45	61	84	115	140	206	309	367	413
2	10	22	28	33	38	45	51	59	68	91	122	163	191	265	381	434	502
3	9	22	28	35	43	53	63	74	87	115	151	199	230	306	430	479	562
4	9	21	28	36	47	61	73	87	104	135	176	230	262	340	468	513	608
5	8	21	27	37	50	67	81	98	119	154	198	257	289	368	500	541	646
6	8	21	27	38	52	73	89	108	133	170	218	280	314	392	527	564	677
7	8	21	27	39	55	78	96	118	145	186	237	302	336	414	550	584	705
8	8	21	27	39	57	82	102	127	157	200	254	322	355	433	571	601	728
9	8	21	27	40	59	87	108	135	169	213	269	340	374	451	589	617	749
10	8	21	27	40	61	91	114	143	179	226	284	357	390	466	606	631	768
11	8	20	27	41	62	95	119	151	190	238	298	373	406	481	620	643	784
12	7	20	27	41	64	98	125	158	199	249	310	387	420	494	634	654	798
13	7	20	27	42	65	102	129	164	208	259	322	401	433	505	646	664	811
14	7	20	27	42	67	105	134	170	217	269	333	413	445	516	657	673	823
15	7	20	27	42	68	108	138	176	225	278	344	425	456	526	666	681	833

**Nota: Se utilizó un horizonte de maduración de 10 años para los spreads**

## 4.2. Betas desapalancados muestra total

Index	Pais	Instrumento	beta	beta Blum	se	t	pvalue	r2	Sig (5%)	Cusum	Cusum Sq	Presencia	Impto	B/P	Beta desapalancado
05	US	ret_aepusequity_05	0,276	0,515	0,110	2,503	0,014	0,057	SI	Estable	M. Estable	100%	0,27	0,668	0,35
09	US	ret_ayusequity_09	0,403	0,600	0,131	3,088	0,003	0,085	SI	Estable	Estable	99%	0,27	2,889	0,19
14	US	ret_bipusequity_14	0,518	0,677	0,118	4,390	0,000	0,158	SI	Estable	M. Estable	100%	0,27	0,768	0,43
15	CN	ret_bepucnequity_15	0,488	0,657	0,142	3,438	0,001	0,103	SI	Estable	Estable	99%	0,34	0,862	0,42
17	CN	ret_cpxcnequity_17	0,365	0,574	0,159	2,299	0,024	0,049	SI	Estable	Estable	99%	0,25	0,831	0,35
20	BZ	ret_cmig4bzequity_20	0,855	0,903	0,109	7,850	0,000	0,374	SI	M. Estable	M. Estable	97%	0,34	1,096	0,52
21	US	ret_cnpusequity_21	0,421	0,612	0,111	3,786	0,000	0,122	SI	Estable	Estable	99%	0,27	0,745	0,40
23	CP	ret_zezcpusequity_23	0,776	0,850	0,120	6,445	0,000	0,287	SI	Estable	Estable	99%	0,19	0,531	0,59
26	US	ret_cwenausequity_26	0,517	0,676	0,153	3,375	0,001	0,100	SI	Estable	M. Estable	100%	0,27	1,821	0,29
30	FP	ret_edffpequity_30	0,732	0,820	0,167	4,370	0,000	0,156	SI	Estable	Estable	99%	0,31	1,549	0,40
31	US	ret_eixusequity_31	0,432	0,619	0,189	2,288	0,024	0,048	SI	Estable	Estable	100%	0,27	0,720	0,41
32	US	ret_eeusequity_32	0,332	0,552	0,144	2,302	0,023	0,049	SI	Estable	Estable	100%	0,27	0,620	0,38
33	RO	ret_elroequity_33	0,791	0,860	0,086	9,220	0,000	0,452	SI	Estable	Estable	90%	0,16	0,142	0,77
37	SM	ret_elsesmequity_37	0,631	0,753	0,128	4,919	0,000	0,190	SI	Estable	Estable	100%	0,35	0,305	0,63
39	IM	ret_enelimequity_39	0,772	0,847	0,095	8,101	0,000	0,389	SI	Estable	Estable	100%	0,24	1,118	0,46
40	PW	ret_engwpequity_40	0,913	0,942	0,216	4,225	0,000	0,148	SI	Estable	Estable	100%	0,19	2,007	0,36
43	US	ret_etruisequity_43	0,220	0,477	0,108	2,037	0,044	0,039	SI	Estable	M. Estable	100%	0,27	1,122	0,26
45	US	ret_esusequity_45	0,373	0,580	0,109	3,403	0,001	0,101	SI	Estable	M. Estable	100%	0,27	0,662	0,39
47	US	ret_feusequity_47	0,389	0,590	0,121	3,223	0,002	0,092	SI	Estable	M. Estable	100%	0,27	1,126	0,32
48	CN	ret_ftscnequity_48	0,261	0,505	0,102	2,562	0,012	0,060	SI	Estable	Estable	99%	0,25	1,194	0,27
49	FH	ret_fortumfhequity_49	0,792	0,861	0,131	6,039	0,000	0,261	SI	Estable	Estable	100%	0,3	0,331	0,70
50	NZ	ret_gnenzequity_50	0,861	0,907	0,160	5,365	0,000	0,218	SI	Estable	Estable	96%	0,28	0,461	0,68
54	HK	ret_hkequity_54	0,390	0,591	0,140	2,788	0,006	0,070	SI	Estable	Estable	98%	0,165	0,260	0,49
68	US	ret_neeusequity_68	0,276	0,515	0,103	2,679	0,009	0,065	SI	Estable	Estable	100%	0,27	0,432	0,39
69	CN	ret_npicequity_69	0,629	0,752	0,148	4,253	0,000	0,149	SI	Estable	M. Estable	99%	0,25	1,792	0,32
70	US	ret_nrgusequity_70	0,714	0,808	0,163	4,371	0,000	0,156	SI	Estable	M. Estable	100%	0,27	1,109	0,45
73	US	ret_ogusequity_73	0,328	0,549	0,114	2,881	0,005	0,075	SI	Estable	M. Estable	99%	0,27	0,434	0,42
74	US	ret_orausequity_74	0,607	0,737	0,147	4,141	0,000	0,143	SI	Estable	Estable	100%	0,27	0,387	0,57
75	US	ret_otruisequity_75	0,321	0,545	0,120	2,675	0,009	0,065	SI	Estable	Estable	98%	0,27	0,328	0,44
76	US	ret_pegusequity_76	1,096	1,064	0,201	5,460	0,000	0,224	SI	Estable	Estable	99%	0,27	1,144	0,58
77	PW	ret_pgepwequity_77	1,044	1,030	0,214	4,889	0,000	0,188	SI	Estable	Estable	97%	0,19	0,593	0,70
82	US	ret_pplusequity_82	0,512	0,673	0,134	3,813	0,000	0,124	SI	Estable	M. Estable	97%	0,27	1,022	0,39
90	CN	ret_rnwnequity_90	0,812	0,874	0,149	5,464	0,000	0,225	SI	Estable	Estable	98%	0,25	0,317	0,71
92	US	ret_vstusequity_92	1,032	1,021	0,166	6,227	0,000	0,274	SI	Estable	M. Estable	100%	0,27	0,773	0,65
93	PW	ret_zeppwequity_93	0,594	0,728	0,226	2,632	0,010	0,063	SI	Estable	Estable	96%	0,19	1,124	0,38
														Promedio	0,46

## 4.3. Minutas reuniones con contraparte técnica

### Minuta de reunión Comisión Nacional de Energía

#### Datos de la reunión

**Fecha:** 10 de septiembre del 2019 a las 17:30 hrs.

**Lugar:** Oficinas de la Comisión Nacional de Energía, ubicadas en Avenida Libertador Bernardo O'Higgins 1449, Santiago, Región Metropolitana

**Objetivo/s:** Iniciar el proyecto de cálculo de tasa de actualización para una empresa eficiente de distribución eléctrica.

**Reunión convocada por:** Comisión Nacional de Energía.

#### Participantes

Nombre y apellido	Cargo
Martin Osorio	
Rodrigo Gutiérrez	Profesional Departamento de Regulación Económica

Cristina Risco	Profesional Departamento de Regulación Económica
Guillermo Le Fort	Socio Principal CEO LE&F
Carlos Maqueira	Jefe de Proyecto
Fernando Mejido	Coordinador General
Sebastián Egaña	Encargado de Métodos Cuantitativos

## Temas tratados

### 1. Tema 1: Proyecto de tasa de actualización y proceso tarifario.

Se espera que este proyecto se constituya en uno de los insumos para el próximo proceso tarifario para las tarifas desde noviembre del 2020 hasta noviembre del 2024. En este sentido, será parte de las bases de dicho proceso, que se espera estén listas para enero del próximo año.

Se establece también, que se debe prestar apoyo en relación con la discusión de las bases, y las posibles discrepancias que puedan nacer del panel de expertos.

### 2. Tema 2: Definición de fechas.

Se establece la fecha de la reunión como la fecha de inicio del contrato independiente de la firma o no del mismo. En este sentido, se establecen las siguientes fechas para los hitos del proyecto:

- 25 de octubre (45 días corridos), Informe 1.
- 25 de noviembre (75 días corridos), Informe 2.
- 9 de diciembre (90 días corridos), Informe Final.

Para cada entrega de informe, se define un plazo de 10 días corridos para la entrega de observaciones.

Existe también la posibilidad de petición de prórroga para la entrega de cada uno de los informes. Esto debe ser informado con un mínimo 5 días hábiles antes de la fecha establecida de entrega.

### 3. Tema 3: Discusión sobre la metodología.

En relación con la fecha para la estimación, por parte de los representantes de la Comisión se establece que debe ser propuesta por la consultora. Se espera que esta fecha, este relacionada con la última data disponible que se tenga.

Sobre la tasa libre de riesgo, se establece una ventana de 2 años para estudiar la tasa en función de liquidez, representatividad y estabilidad. Se debe tener en cuenta, la disminución que ha sufrido la tasa debido a las decisiones del Banco Central. Por otra parte, se discutió sobre la especificación de un instrumento en la ley; esto genera la necesidad entre diferenciar entre los benchmark con madurez constante y los instrumentos que estos lo componen. En el caso de los benchmark, existe una visibilidad de las tasas, que no es tan clara cuando uno va instrumento por instrumento. Además, se acuerda que les sugeriremos el intervalo de tiempo para el cual se calculará la tasa libre de riesgo pues no necesariamente debe ser un mes como está en las bases. Nosotros debemos darle retroalimentación al respecto.

Sobre la utilización de un índice como proxy del mercado, se discute sobre la posibilidad de utilizar un índice mundial (MSCI all country world index) para el caso de Estados Unidos, recomiendo que el inversionista diversifica internacionalmente, eso por sobre el uso de un índice de un local (S&P500, Russell, etc.). Esto debido a que los índices de países por lo general presentan r cuadrados más bajos, que en el caso de índices mundiales para EE. UU. Esto debido a qué a pesar de la existencia de un home bias, el grado de diversificación de un inversionista de país integrado es de carácter mundial; este sería el caso para EE. UU.

La muestra, se compondrá principalmente de empresas del sector de distribución eléctrica, aunque dado la integración vertical de esta industria es muy posible que ambos negocios no sean separables al interior de una empresa. Esta situación ya ocurrió en la última estimación del costo de capital del sector de transmisión.

Los países para los estudios internacionales comparativos deben ser propuestos; esto considerando que ya dentro de la propuesta existe un desarrollo sobre este punto. Se debe tener consideración entre las diferencias propias de metodologías entre países desarrollados y no desarrollados.

#### 4. Tema 4: Sobre los datos.

La comisión no posee acceso a Bloomberg de manera directa, sino que solo a través del Ministerio de Energía. Existe también la posibilidad de pedir datos a otros organismos del Estado.

### Compromisos asumidos

Descripción	Responsable
Se establece como compromiso, el envío de los estudios a revisar como parte del proyecto. Esto para unificar la versión a pesar de ser estudios de carácter público.	Martin Osorio
Estudiar el intervalo de tiempo que defina el valor de la tasa libre de riesgo y hacer una propuesta	Equipo Consultor

### Minuta de reunión Comisión Nacional de Energía

#### Datos de la reunión

**Fecha:** 21 de noviembre del 2019 a las 11:00 hrs.

**Lugar:** Oficinas de la Comisión Nacional de Energía, ubicadas en Avenida Libertador Bernardo O'Higgins 1449, Santiago, Región Metropolitana

**Objetivo/s:** Ver resultados preliminares, con relación a la tasa de descuento para una empresa eficiente en el mercado de la distribución eléctrica.

**Reunión convocada por:** Comisión Nacional de Energía.

#### Participantes

Nombre y apellido	Cargo
Rodrigo Gutiérrez	Profesional Departamento de Regulación Económica
Cristina Risco	Profesional Departamento de Regulación Económica
Fernando Mejido	Coordinador General
Sebastián Egaña	Encargado de Métodos Cuantitativos

#### Temas tratados

##### 1. Tema 1: Explicación de los cálculos realizados para llegar a la tasa.

Se especifica que se utiliza la totalidad de empresas encontradas en Bloomberg, que pertenecen al mercado de distribución eléctrica (acá no recuerdo si fue código SIC o algún otro). Con esta muestra de empresas, se calculó el beta para cada empresa utilizando retornos semanales en un horizonte a dos años, donde fueron descartadas las empresas que no cumplían con una significancia estadística al 5% con el parámetro del beta. Paso siguiente, fue determinar la estabilidad de dicho parámetro aplicando tanto el test cusum, como también el cusum cuadrado. En este paso, las empresas que quedaron fueron 35.

Por último, como último criterio de discriminación, se analizó empresa por empresa buscando las que cumplieran con un 75% de ingresos provenientes del mercado de la distribución, aplicando criterio en el caso en que esto no fuera tan claro. Dichos criterios son aclarados en el segundo informe.

Se obtuvieron así, 15 betas de empresas provenientes de U.S., Brasil, Italia, Polonia, República Checa y Nueva Zelanda. Estos betas, fueron desapalancados obteniéndose una media cercana al 0,55; en donde aún se barajan

distintas opciones sobre como calcular el promedio para los betas (aritmético o armónico), lo cual puede quedar a criterio de la necesidad por parte de la Comisión.

Fernando planteó en relación con la coyuntura, la baja que ha existido en relación a las tasas de interés de la economía, en donde por parte de la consultora se ha realizado un análisis sobre la posibilidad de ampliar los plazos para la tasa libre de riesgo. En este sentido, Rodrigo agregó que existe una modificación al proyecto de ley, la cual se adjunta a continuación:

En relación al período para calcular el promedio para determinar la tasa libre de riesgo, la indicación 6 (realizada por el Ejecutivo) señala que “Excepcionalmente, cuando la Comisión lo determine fundadamente, podrá considerar un periodo distinto de manera de dar mejor representatividad al instrumento elegido”.

Por otra parte, en respuesta a una pregunta de Rodrigo, se especificó que la fecha de referencia de la data corresponde al 31 de agosto del 2019.

## 2. Tema 2: Tasa calculada

En relación a la tasa, Fernando especificó que corresponde a un 5% aproximadamente, y que a pesar de algunos ajustes que deben realizarse no se espera que cambie mucho. Sobre dicha tasa, Rodrigo agregó que en cálculos previos realizados por él, había obtenido un valor cercano a este.

Fernando especificó el carácter preliminar de los cálculos, lo cual fue afirmado por Rodrigo y Cristina, considerando de que la cifra definitiva se definirá en el próximo informe.

## 3. Tema 3: Otros temas.

Por parte de Fernando, se especificó que se realizará un cálculo estocástico, utilizando la metodología de filtro de Kalman. Esto a pesar de la posibilidad de que solo sea considerado el cálculo determinístico. Se espera por parte de Rodrigo, que dicho calculo no genere números muy excesivos (límite superior), que pueda generar ruido dentro de la negociación con las empresas eléctricas.

Sobre el papel utilizado en la tasa libre de riesgo, Fernando especificó que consistía en un BTU de 7 años considerando los años de plazo residual del instrumento, en respuesta a una duda de Rodrigo.

En el caso del premio por riesgo de mercado, Rodrigo pregunto cual había sido la metodología utilizada por Carlos Maquieira para su cálculo. Esto en relación a los problemas que Carlos ya había señalado que existían en la determinación del premio para las empresas de transmisión. Principalmente Rodrigo apunto en este punto, a la posibilidad de realizar análisis estadístico en el método de Campbell, no siendo así el caso en los otros métodos.

Fernando pregunto sobre la necesidad de enviar una presentación, en conjunto con el informe 2, a lo cual Rodrigo respondió que le respondería en cuanto averiguara sobre dicho tema.

## Compromisos asumidos

Descripción	Responsable
Envío de párrafo relacionado con la indicación al proyecto de ley, que habla sobre el periodo de las tasas libres de riesgo (cumplido)	Rodrigo Gutierrez
Averiguar sobre la necesidad de enviar presentación con el informe 2.	Rodrigo Gutierrez
Especificar en qué consiste el BTU a 7 años.	Equipo Consultor