

INFORME FINAL

ESTIMACIÓN DEL BETA CONTABLE Y PREMIO POR  
RIESGO DE MERCADO PARA TELEFONIA FIJA

30 de Septiembre de 2008



## INDICE

RESUMEN EJECUTIVO .....	3
Introducción.....	4
I. El Riesgo Sistemático.....	4
1. Ciclo Económico .....	5
2. Estimación del Beta .....	7
2.1 Descripción de los datos .....	7
2.2 Estimación del beta para TELEFÓNICA CTC .....	10
2.2.1 Modelo Econométrico .....	10
3. Método de Estimación y Resultados .....	13
3.1 Análisis de Sesgo.....	15
3.2 Análisis de Residuos.....	16
4. Estimación del Beta para el cálculo de la Tasa de Costo de Capital .....	17
II. Premio por Riesgo de Mercado .....	20
1. Revisión de la Literatura.....	20
2. Estimación del Premio por Riesgo de Mercado (PRM) para Chile.....	25
III. Costo de Capital para TELEFÓNICA CTC .....	33
IV. Referencias.....	34
Anexo N ° 1 .....	39
RETORNOS CONTABLES DE ACTIVOS DE TELEFÓNICA CTC FIJA Y MERCADO .....	39
Anexo N ° 2 .....	41
DISCUSIÓN ACERCA DE LA METODOLOGÍA PARA ESTIMAR EL PREMIO POR RIESGO DE MERCADO CHILENO .....	41

## RESUMEN EJECUTIVO

A continuación se resumen las estimaciones obtenidas en este estudio para cada uno de los parámetros determinantes del costo de capital de TELEFÓNICA CTC:

- a) **Riesgo sistemático del negocio.** Se utilizó un modelo CAPM intertemporal con betas condicionales. La estimación propuesta es de 0,95 para el parámetro beta del negocio que corresponde a la proyección incondicional del riesgo sistemático de TELEFÓNICA CTC.
- b) **Tasa de interés libre de riesgo.** Se utilizó UF + 0,10% anual, que corresponde a la actual tasa de la libreta de ahorro con giro diferido del Banco Estado.
- c) **Premio por riesgo de mercado.** Se utilizó un modelo de estimación directa en su versión dinámica [Campbell y Shiller (1988)] para determinar el retorno de mercado esperado. Esto lleva a una estimación de 10,78% real proyectado para el próximo período de regulación tarifaria. Esto implica que el premio por riesgo de mercado sería 10,68%.
- d) **Tasa de Costo de Capital.** En base a lo anterior, la tasa de costo de capital para TELEFÓNICA CTC se estima en 10,25% real (en UF).

$$k_0 = r_f + [E(r_m) - r_f] \cdot \beta_{\text{activos}} = 0,10\% + 0,95 \cdot [10,78\% - 0,10\%] = 10,25\%$$

## Introducción

La determinación de la tasa de costo de capital de TELEFÓNICA CTC requiere entre otros elementos la estimación del beta de la firma (riesgo sistemático de la firma) y del premio por riesgo de mercado para Chile. Ambos conceptos son utilizados para determinar el *premio por riesgo* que remunera la inversión de la firma conforme a las implicancias del modelo de valoración de activos de capital (CAPM). En este informe se presenta la estimación del beta de TELEFÓNICA CTC y la estimación del premio por riesgo de mercado para el caso de Chile, haciendo uso del marco regulatorio vigente para la empresa conforme a lo establecido en la Ley de Telecomunicaciones y en las bases técnicas respectivas.

### I. El Riesgo Sistemático

El beta cuantifica el riesgo sistemático asociado a un activo riesgoso, esto es, mide el aporte en riesgo que tiene ese activo a un portafolio bien diversificado. La estimación de este valor se enmarca dentro del capítulo Tasa de Costo de Capital en las Especificaciones del Estudio Tarifario (2009-2014) y la forma particular de medir el beta para efectos del proceso tarifario está definida en las respectivas Bases Técnico-Económicas, donde se señala:

*“El riesgo sistemático de las actividades propias de la empresa se calculará como la covarianza entre la rentabilidad operacional sobre activos de la empresa y la rentabilidad operacional sobre activos de una cartera de inversiones formada por las empresas que integran el Índice General de Precios de Acciones, en adelante IGPA, dividido por la varianza de la rentabilidad operacional sobre activos de dicha cartera”.*

Las definiciones relativas a los conceptos de rentabilidad operacional sobre activos de la empresa y de una cartera de inversiones apropiada se discutirán más adelante en este documento. Por ahora, nos centraremos en los aspectos de estadística formal relativos al cálculo del parámetro beta. Al respecto, las Bases Técnico-Económicas se refieren al estimador del beta como una función de la *covarianza* entre el retorno operacional de la firma y del mercado sobre la *varianza* del retorno operacional de mercado, por lo que implícitamente se asume que las rentabilidades operacionales antedichas corresponden a variables aleatorias. El concepto de covarianza entre dos variables aleatorias dice relación con una medida de asociación entre ellas, mientras que el concepto de varianza corresponde a una medida de dispersión relativa de los valores que con alta probabilidad puede tomar una variable aleatoria; ambos tienen definiciones precisas en estadística.

Sin embargo, tales definiciones pueden ser implementadas en la práctica de manera diversa. En efecto, el cálculo del beta en sí mismo es lo que se conoce en estadística como

estimación puntual de un *estimador* y todo estimador tiene asociado ciertas propiedades. Dado que no existe un único estimador del beta, el conocer acerca de sus propiedades nos permite determinar cuál alternativa resulta más apropiada en un caso particular. En la práctica nos importa fundamentalmente que el estimador sea *insesgado*<sup>1</sup> y en este caso, que la formulación a utilizar sea un estimador insesgado del riesgo sistemático de la firma. Para ello es necesario que el estimador del beta esté de acuerdo con las implicancias empíricas derivadas de la teoría financiera. De ellas, la más importante sin duda se refiere a que el riesgo sistemático de la firma no es constante en el tiempo, sino que varía de acuerdo a circunstancias económicas y de mercado.

La intuición detrás de este argumento se desarrolla a continuación, sin embargo, es necesario notar que las metodologías estadísticas de estimación del beta deben adecuarse a este escenario. En particular, la estimación del beta de un activo bajo el supuesto erróneo de que éste se mantiene constante en el tiempo tiene consecuencias significativas en el valor del parámetro, subestimando el riesgo sistemático de la firma y también su tasa de costo de capital.

## 1. Ciclo Económico

El premio por riesgo (*PR*) de un activo fluctúa a lo largo del ciclo económico. Épocas de “boom” tienden a estar asociadas a premios por riesgo más bajos que los observados durante períodos de contracción económica. Intuitivamente, dada la Tasa Interna de Retorno (*TIR*) de los proyectos de inversión en la economía, una reducción en los premios por riesgo generará un incremento en la inversión, puesto que proyectos que originalmente no eran económicamente atractivos ahora sí lo son.

La formalización de esta proposición es simple. Considere el problema de un individuo que escoge su consumo a lo largo del tiempo y que puede transar libremente en un activo “*i*” cualquiera en el mercado:

$$(1.1) \quad \text{Max } E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j U(C_{t+j}) \right]$$

---

<sup>1</sup> Otras propiedades de interés son, por ejemplo, la consistencia y la eficiencia del estimador.

En el óptimo, la relación entre los consumos en un período  $t$  cualquiera y el período siguiente  $t+1$  viene dada por la ecuación de Euler:

$$(1.2) \quad 1 = E_t \left[ (1 + R_{i,t+1}) \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] = E_t \left[ (1 + R_{i,t+1}) M_{t+1} \right]$$

donde  $R_{i,t+1}$  es el retorno del activo  $i$  entre  $t$  y  $t+1$ . El término  $M_{t+1}$  se conoce como *Factor de Descuento Estocástico* y viene dado por:

$$(1.3) \quad M_{t+1} \equiv \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$$

A partir de (1.3) es posible demostrar que, dada la existencia de un activo libre de riesgo en la economía, para cualquier activo  $i$  se cumple que:

$$(1.4) \quad E(R_{i,t} - R_{f,t}) = -E \left[ (1 + R_{f,t}) \right] Cov(R_{i,t}, M_t)$$

Donde:  $R_{f,t}$  es el retorno del activo libre de riesgo y  $R_{i,t} - R_{f,t}$  es el premio por riesgo del activo  $i$ . La ecuación (1.4) establece que todos aquellos activos cuyo retorno covaría positivamente con el consumo futuro, tienden a tener bajos retornos cuando el nivel de consumo es bajo en sí mismo. De esta forma, un inversionista requerirá un premio por riesgo alto por mantener el activo en cartera durante períodos de recesión económica y lo contrario ocurre cuando la economía experimenta un período expansión.

De lo anterior se desprende claramente de que el premio por riesgo de un activo ( $PR$ ) varía en el tiempo. Ahora bien, bajo algunos supuestos adicionales es posible demostrar que (1.4) implica al modelo CAPM. En este último, el premio por riesgo está definido como una función que depende del riesgo sistemático del activo (medido por el parámetro beta) y del premio por riesgo de mercado ( $PRM$ ):

$$(1.5) \quad PR_t = \beta_i (E(R_{m,t}) - R_{f,t}) = \beta_i PRM_t$$

Tanto el beta del activo como el  $PRM$  pueden en teoría variar en el tiempo, pero los fundamentos que explican cambios en el premio por riesgo de mercado sustentan que ese valor es más estable y sus variaciones son observables sólo en el largo plazo, aspecto que consideramos más adelante en este documento. Por el contrario, el riesgo sistemático de un activo es susceptible de variar a frecuencias mucho mayores lo que debe ser considerado al momento de su estimación.

## 2. Estimación del Beta

### 2.1 Descripción de los datos

En conformidad a la Ley General de Telecomunicaciones N ° 18.168 y sus respectivas modificaciones vigentes a la fecha, el Artículo 30b establece que el riesgo sistemático mide la variación de los ingresos de la empresa con respecto a fluctuaciones del mercado. En forma más específica, la Ley establece que los retornos a considerar en la estimación del beta deben ser calculados teniendo en cuenta los flujos de caja netos, lo que se obtiene a través del uso de información contable. Por lo tanto, es necesario definir por una parte qué se entiende por mercado y por otra cómo se debe calcular su retorno operacional.

El criterio adoptado en este informe está conforme a las bases técnico-económicas que definen el mercado como al conjunto de empresas que componen el IGPA. Para ello, se obtuvo información de las FECUs de las sociedades anónimas inscritas en la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS)<sup>2</sup>. En el Anexo N ° 1 se muestran la serie de retornos finalmente utilizados para la empresa como los construidos para el mercado para cada una de las definiciones que se detallan a continuación.

Se pueden utilizar diversos *proxies* para medir el retorno operacional de los activos contables de una empresa<sup>3</sup>, como se detalla a continuación:

Definición 1: 
$$R1 = \frac{RO(1-t_c)}{AT - OA}$$

Definición 2: 
$$R2 = \frac{RO(1-t_c)}{AT - OA + IN - AM}$$

Definición 3: 
$$R3 = \frac{RO(1-t_c)}{AT - OA + IN - AM - VN - CxC + Leasing}$$

---

<sup>2</sup> No obstante, se eliminaron aquellos datos que no permiten realizar adecuadamente el cálculo de los retornos, utilizando los filtros en orden progresivo de eliminación y que se detallan en el Anexo General (ver además Anexos del 1 al 15, que se encuentra en el CD junto con los datos).

<sup>3</sup> Estos *proxies* fueron utilizados en el proceso anterior de tarificación, aun cuando los resultados que arrojan son muy similares. En todo caso, se optó por utilizar la definición 1 en el proceso anterior considerando que no hay cambios importantes en los resultados obtenidos para el beta.

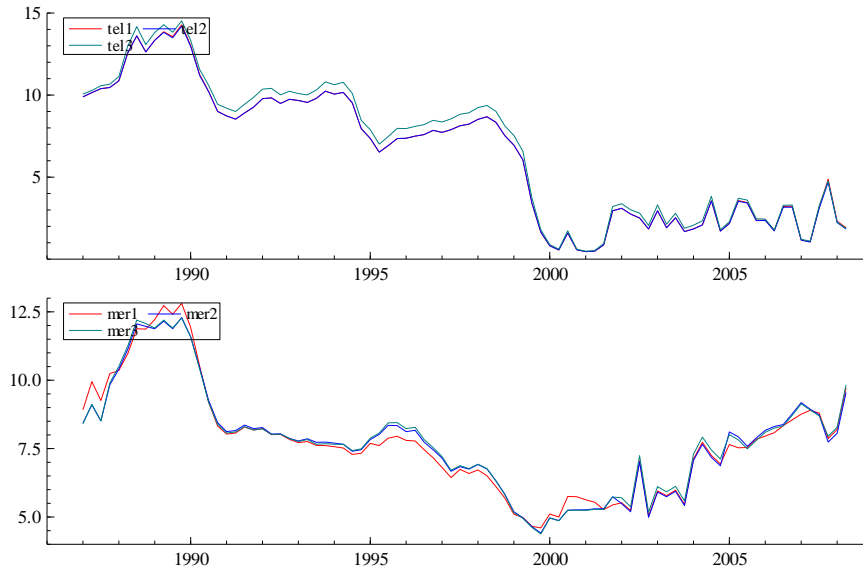
En que:	RO:	Resultado Operacional Neto
	$t_c$ :	Tasa de impuesto de primera categoría
	AT:	Activos totales
	OA:	Otros activos
	IN:	Activos intangibles
	AM:	Amortizaciones acumuladas de intangibles
	VN:	Valores Negociables
	CxC:	Documentos y Cuentas Por Cobrar Empresas Relacionadas, Leasing: Contratos de Leasing Largo Plazo

En la definición 1, en el denominador se sustraen de los activos totales el total de otros activos, puesto que en ellos se incluyen inversiones en empresas relacionadas, inversiones en otras sociedades, documentos y cuentas por cobrar empresas relacionadas. Estas cuentas están relacionadas con otros negocios que no corresponden al servicio de telefonía y no corresponden al resultado operacional sino al resultado no operacional (impuestos diferidos, menor valor de inversión, etc.).

En la definición 2, al denominador se agregan activos intangibles netos (activos intangibles menos amortización acumuladas, puesto que están incluidos en otros activos. Entre ellos se pueden incluir patentes marcas, franquicias, derechos de llaves, etc.

En la definición 3 se sustraen adicionalmente al denominador, Valores Negociables, Documentos y Cuentas Por Cobrar Empresas Relacionadas y se suman los Contratos de Leasing Largo Plazo, con el objeto de tener una medida más fina de los activos que generan el resultado operacional neto.

En el **Gráfico N ° 1** se presentan los retornos operacionales de la empresa y el mercado según las definiciones antes descritas y en la **Tabla N ° 2** se detallan las respectivas estadísticas descriptivas de las series.



**Gráfico N ° 1:** Retornos Operacionales de Empresa (TELEFÓNICA CTC) y Mercado según definiciones alternativas.

**Tabla N ° 2**

Estadísticas Descriptivas  
 Nro. de observaciones: 86  
 Período: 1987:T1 - 2008:T2

	Mínimo	Media	Máximo	Desv. Est.	Skewness	Exc. Kurtosis	Test de Raíz Unitaria t-stat (p-value)	Test de Normalidad (p-value)	
Mercado	Mer1	4.60	7.74	12.81	1.94	0.77	0.37	-1.44 (> 0.05)	0.01
	Mer2	4.41	7.75	12.29	1.89	0.53	0.11	-1.41 (> 0.05)	0.12
	Mer3	4.38	7.78	12.27	1.89	0.55	0.17	-1.37 (> 0.05)	0.11
Telefónica	Tel1	0.46	6.46	14.28	4.01	0.07	-1.25	-1.02 (> 0.05)	0.06
	Tel2	0.46	6.44	14.20	4.00	0.07	-1.27	-0.99 (> 0.05)	0.05
	Tel3	0.49	6.80	14.52	4.15	-0.01	-1.32	-0.96 (> 0.05)	0.04

Para ninguna de las series es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria a niveles de significación estándar (la evidencia es que todas las series son integradas de primer orden). Esto es de hecho esperable pues las series de retornos contables están suavizadas al considerar sólo información trimestral (que es la frecuencia que se reportan en las respectivas FECUs).

## 2.2 Estimación del beta para TELEFÓNICA CTC

### 2.2.1 Modelo Econométrico

Tradicionalmente el beta se ha estimado utilizando el llamado *modelo de mercado* que se describe como sigue:

$$(2.1) \quad R_t = \delta + \beta R_{m,t} + e_t$$

Donde:  $R_t$  es el retorno observado del activo en el momento  $t$ ;  $\delta$   $\beta$ , son constantes del modelo ;  $R_{m,t}$  es el retorno observado del portafolio de mercado (IGPA) en  $t$  y  $e_t$  es un error de estimación en cada período.

Este modelo se deriva de la formulación original del CAPM y que corresponde a un modelo de dos períodos, por lo tanto asume que el riesgo sistemático del activo es constante en el tiempo. En otras palabras, el modelo de mercado es una especificación lineal del retorno operacional del activo para estimar el beta. Sin embargo, es evidente que esta expresión resulta inapropiada en la práctica, donde el horizonte de inversión es mucho mayor y la toma de decisiones se enmarca en un contexto intertemporal. Más aún, existe abundante evidencia empírica que muestra que el riesgo sistemático no es constante a través del tiempo<sup>4</sup>. Esto último implica que una especificación *no lineal* del modelo CAPM debe ser utilizada para estimar el beta del activo de manera insesgada.

Otra razón por la que tampoco es posible utilizar el modelo de mercado es que las series de retornos operacionales tanto de TELEFÓNICA CTC como del Mercado son integradas de primer orden. En este caso, existen restricciones técnicas adicionales de especificación econométrica que dicen relación con que las series de retornos se encuentren cointegradas y con la posibilidad de que sea relevante considerar el efecto de un *modelo de corrección de errores*, aspectos que discutiremos en esta sección. Considerando que todas las series son integradas del mismo orden, bajo la teoría del modelo CAPM las series de retornos operacionales de TELEFÓNICA CTC y del Mercado se encuentran cointegradas. La discusión se centra entonces en la relevancia de incluir un modelo de corrección de errores.

Consideremos, por ejemplo, la siguiente especificación:

---

<sup>4</sup> Bodurtha et al. 1991; Ng, 1991; Engel y Rodrigues, 1989; Bollerslev et al. 1988

$$(2.2) \quad \begin{aligned} R_t &= \beta_t R_{m,t} + \varepsilon_t \\ \Delta R_t &= \alpha (R_t - \beta_t R_{m,t}) + \xi_t \end{aligned}$$

Donde:  $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$ . Además  $(\varepsilon, \xi)$ ' corresponde a innovaciones independientes con media  $\delta$  y cero respectivamente y varianza constante.

Al tomar el valor esperado a esta expresión reconocemos una formulación que es consistente con el modelo CAPM intertemporal de Merton (1980)<sup>5</sup>. La segunda ecuación en (2.2) corresponde al modelo de corrección de errores que hemos propuesto. Este postula que existe una corrección en la trayectoria temporal del retorno operacional esperado del activo que depende del exceso de rentabilidad observado. Aquello tiene sustento en la teoría financiera en el marco de ausencia de oportunidades de arbitraje en el largo plazo, por lo que supone implícitamente que las divergencias sólo ocurren por períodos relativamente cortos de tiempo. Pero no cualquier valor del parámetro  $\alpha$  (también llamado *velocidad de ajuste*) es consistente con una situación de equilibrio. Para ello es necesario que  $\alpha < 0$  y que  $|\alpha| < 1$ , lo que es verificable empíricamente. Por otra parte, si el parámetro  $\alpha$  es igual a cero entonces el modelo se reduce a una especificación de variables cointegradas sin interacción de corto plazo.

Es claro del modelo en (2.2) que la estimación del parámetro de velocidad de ajuste dependerá también de la trayectoria efectiva que muestre el beta del activo en el tiempo y de sus respectivos parámetros. Así, para completar la especificación econométrica debemos proponer una representación estocástica para dicha trayectoria. Una posibilidad que frecuentemente encontramos en la literatura especializada<sup>6</sup> y que es suficiente en este caso supone que el beta de un activo obedece a un proceso de la forma:

$$(2.3) \quad \beta_t = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{t-1} + \gamma_2 \beta_{t-2} + v_t$$

---

<sup>5</sup> En este caso, el modelo CAPM se asume válido para determinar el precio de equilibrio de los activos no sólo en un contexto período a período sino que intertemporalmente. La justificación principal detrás del modelo de Merton (1980) es que el set de oportunidades de inversión cambia en el tiempo, lo que evidentemente es más adecuado para representar la realidad compleja que la versión tradicional del CAPM en dos períodos.

<sup>6</sup> Ohlson and Rosemberg (1982), Bos and Newbold (1984), Collins et al. (1987), Faff et al. (1992), Wells (1996), entre otros.

Donde:  $(\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2)$  son parámetros a estimar y  $v$  es un error de estimación con media cero, varianza constante y correlacionado serialmente<sup>7</sup>. Nótese que en (2.3) beta es una variable de estado no observable que debe ser estimada condicional a la información disponible.

Los parámetros del proceso estocástico que gobierna al riesgo sistemático se asumen estables en el tiempo, sin embargo, condicionalmente el beta del activo puede mostrar variaciones temporales en relación a su valor de equilibrio. Más aún, (2.3) admite raíces unitarias con lo que el error de estimación tiene una representación ARMA. Al respecto, la teoría financiera sustenta que el riesgo sistemático de un activo de hecho no es constante aunque tampoco diverge (esto es, el riesgo sistemático no aumenta o disminuye sin límites). Otro aspecto interesante de esta especificación es que permite identificar un beta de corto plazo y otro de largo plazo. Esta discusión es importante en el contexto regulatorio debido a que si bien la inversión en una empresa regulada se encuentra proyectada a largo plazo, el retorno que debe exigirse por esa inversión dependerá específicamente de las condiciones de riesgo que se proyecten para el respectivo período de fijación tarifaria y por lo tanto del beta que prevalecerá durante ese período. En esa estimación son relevantes tanto las proyecciones de corto plazo como de largo plazo respecto de la evolución futura del beta.

Nótese que la primera ecuación este modelo no corresponde al modelo tradicional de mercado en tanto el beta se asume *no* constante en el tiempo (en este caso se encuentra indexado por un subíndice  $t$ ). Esta es de hecho una especificación más general que contiene como un caso particular al modelo de mercado cuando el beta del activo es constante. Esto se verifica en la ecuación (2.3) para un valor de parámetros  $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$  donde en tal caso el beta queda descrito únicamente como una constante<sup>8</sup>.

En resumen, la especificación econométrica que utilizaremos para conocer el beta de TELEFÓNICA CTC aplicable para el cálculo de su tasa de costo de capital corresponde al sistema de ecuaciones compuesto por (2.2) y (2.3), en adición a los siguientes supuestos estadísticos<sup>9</sup>:

---

<sup>7</sup> Al permitir correlación serial en este residuo se flexibiliza la representación en (2.3) a procesos auto-regresivos de orden superior sin requerir la estimación de parámetros adicionales. Esto permite una representación parsimoniosa del proceso estocástico para el riesgo sistemático.

<sup>8</sup> Esta mayor flexibilidad otorga la posibilidad de testear la relevancia empírica del modelo tradicional de mercado, en base a la evidencia de que el beta cambia o no en el tiempo.

<sup>9</sup> Los supuestos distribucionales para las innovaciones tienen por objeto únicamente la especificación funcional de la función de verosimilitud. De hecho, las implicancias estadísticas se pueden generalizar sin problema a una familia más amplia de distribuciones (conocida como distribuciones elípticas) permitiendo la posibilidad de dependencia estadística en las innovaciones.

$$\begin{aligned}
E[\varepsilon_{t-j}, \xi_{t-k}] &= E[\varepsilon_{t-j}, v_{t-k}] = E[\xi_{t-j}, v_{t-k}] = 0 \text{ para todo } j, k \neq 0 \\
E[R_{m,t} \xi_t | \beta_t] &= E[\beta_t \xi_t | R_{m,t}] = E[R_{m,t} \varepsilon_t] = E[R_t \xi_t] = E[\beta_{t-1} v_t] = 0 \\
(2.4) \quad \varepsilon_t &\stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\
\xi_t &\stackrel{iid}{\sim} N(\delta, \sigma_\xi^2) \\
v_t &\stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_v^2)
\end{aligned}$$

### 3. Método de Estimación y Resultados

Debido a que la trayectoria del riesgo sistemático del activo no puede ser observada, para estimar el set de parámetros de interés del modelo  $(\alpha, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2)'$  se utilizó el algoritmo E-M (Expectativa-Maximización), donde en cada iteración los parámetros se obtienen por maximización de la función de verosimilitud, la cual bajo los supuestos del modelo en (2.4) corresponde a una función de densidad normal multivariada, mientras que la estimación del riesgo sistemático se realiza por medio del filtro de Kalman<sup>10</sup>. Este procedimiento iterativo garantiza además que el beta estimado *en cada momento del tiempo* se encuentre debidamente definido como la covarianza entre el retorno operacional del activo y el retorno operacional de la cartera diversificada de inversión (o retorno de mercado), tal como se exige en el marco regulatorio vigente. Se debe notar que en este sistema las variables  $(R_t, \Delta R_t, \beta_t)'$  se tratan como endógenas, por lo que se requiere identificar el Jacobiano de las respectivas transformaciones, que en este caso es constante e igual (en logaritmos) a:

$$(2.5) \quad J = \mathbf{1}_N' \ln|1 - \gamma_1|$$

Donde: el símbolo  $\mathbf{1}_N$  corresponde a un vector unitario de dimensión  $N \times 1$  con  $N$  igual al número de observaciones que entran en la estimación.

---

<sup>10</sup> El filtro de Kalman es una aplicación estándar que se utiliza en el contexto de estimación de riesgo sistemático bajo una especificación condicional del CAPM. La elección de este método para el caso en cuestión obedece a que la información disponible se encuentra mayormente en el primer momento condicional de las series. En efecto, al considerar datos trimestrales las series de tiempo se encuentran suavizadas con lo que la varianza condicional resulta típicamente constante.

Los resultados del procedimiento de estimación se detallan a continuación para las tres definiciones de retorno operacional utilizadas:

**Tabla N ° 3**

Estimación del Modelo CAPM Intertemporal  
Período: 1987:T1 a 2008:T2

TEL1

Parámetro	Estimación	Desv. Est.	t-stat	(p-value)
alpha	-0.07	0.01	-5.22	0.00
gamma0	0.25	0.06	4.44	0.00
gamma1	-0.87	0.06	-14.07	0.00
gamma2	1.61	0.09	18.37	0.00

Valor de log-verosimilitud (L/N) = 21335

TEL2

Parámetro	Estimación	Desv. Est.	t-stat	(p-value)
alpha	-0.09	0.01	-7.87	0.00
gamma0	0.33	0.06	5.91	0.00
gamma1	-1.00	0.004	-264.49	0.00
gamma2	1.65	0.07	24.74	0.00

Valor de log-verosimilitud (L/N) = 21428

TEL3

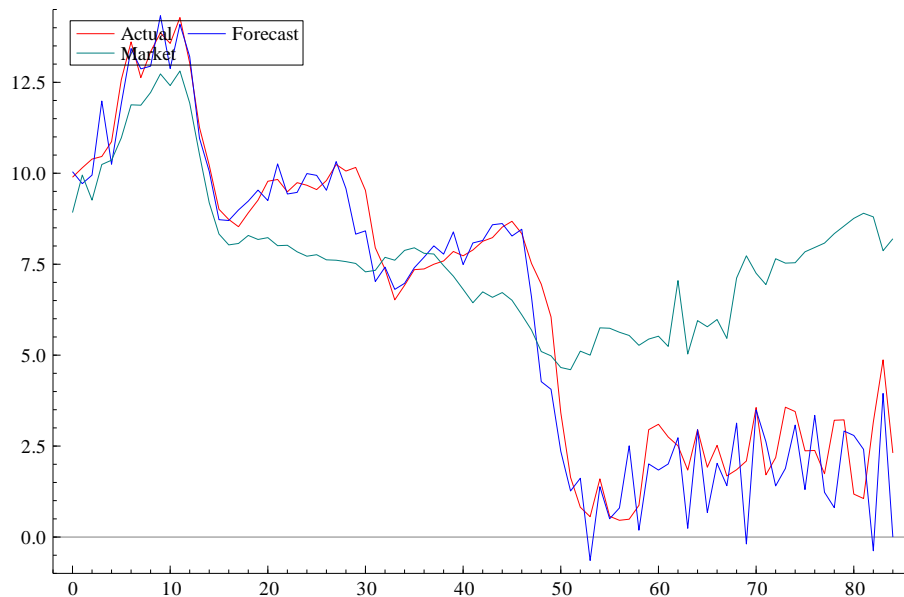
Parámetro	Estimación	Desv. Est.	t-stat	(p-value)
alpha	-0.07	0.01	-5.97	0.00
gamma0	0.29	0.06	5.05	0.00
gamma1	-1.00	0.005	-206.50	0.00
gamma2	1.70	0.06	26.14	0.00

Valor de log-verosimilitud (L/N) = 21019

Es posible apreciar de la **Tabla N ° 3** que todos los parámetros son significativos a niveles de significancia estándar. A continuación se discute la validez estadística y financiera del modelo en términos del sesgo y del análisis de residuos.

### 3.1 Análisis de Sesgo

Tal como se discutió en la sección anterior, una condición fundamental que debe verificarse en los estimadores puntuales es aquella relativa a la propiedad de insesgamiento. Desde una perspectiva puramente estadística y bajo los supuestos del modelo, esto implica que los residuos de cada una de las ecuaciones en (2.2) y (2.3) deben tener en promedio un valor igual a cero, lo que se verifica para cada una de las definiciones de retorno utilizadas como se muestra más adelante en la **Tabla N ° 4**. Esto además implica que el ajuste del modelo a la serie observada de retornos operacionales de TELEFÓNICA CTC sea adecuado tal como se observa en el **Gráfico N°2**.



**Gráfico N ° 2:** Series de retornos operacionales reales. Rojo: Tel1, Verde: Mer1, Azul: Estimado para Tel1. El estimado para las otras definiciones de retorno operacional es similar.

No obstante, nuestro objetivo principal es que el modelo econométrico entregue resultados que puedan ser interpretados desde la perspectiva de la teoría financiera. Por esta razón es que al análisis estadístico del sesgo es una condición necesaria pero no suficiente para que la estimación sea válida. Para esto último, se requiere verificar además las implicancias financieras de nuestra especificación. Los valores reportados en la **Tabla N ° 3** muestran que el modelo es consistente con la teoría financiera, en cuanto la restricción de estabilidad de largo plazo  $|\alpha| < 1$  efectivamente se cumple para la muestra de retornos estudiada. Además, se verifica la necesidad de incluir un modelo de corrección de errores para describir el comportamiento dinámico de los retornos operacionales. En efecto, la evidencia

es que los retornos contables se ajustan hacia el equilibrio ante las divergencias entre el exceso de retorno esperado y el valor que propone el modelo CAPM, con  $\alpha = (-0.09, -0.07)$  según la definición de retorno utilizada.

La condición  $|\gamma_2| > 1$  se refiere a la caracterización del proceso estocástico que describe al beta del activo como una variable cuyo valor esperado cambia en el tiempo, con una raíz unitaria que determina ajustes de largo plazo. Esto significa que los cambios en el riesgo sistemático y particularmente su magnitud dependen de la trayectoria pasada, lo que es consistente con la teoría financiera.

Es importante destacar, que los parámetros  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  resultan ser significativamente distintos de cero, lo cual demuestra lo inadecuado de utilizar el modelo de mercado para estimar el beta del activo. En efecto, como se señaló anteriormente el modelo econométrico que hemos utilizado comprende como un caso particular al modelo tradicional de mercado, el cual asume que el beta es constante en el tiempo. Lo anterior, significa que en la muestra utilizada en este estudio hay evidencia empírica de que el beta de TELEFÓNICA CTC ha cambiado en el tiempo y que éste retorna en promedio a un valor de equilibrio de largo plazo. Esto último no es sorprendente al observar la literatura empírica que muestra betas variables en el tiempo y no constantes.

### 3.2 Análisis de Residuos

El análisis a los residuos apoya la estabilidad de los parámetros  $(\alpha, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2)'$  de este modelo y con ello la validez estadística del mismo. En la **Tabla N ° 4** se reportan los resultados para las definiciones alternativas de retorno.

Tabla N ° 4

## Análisis de Residuos

Fuente	TEL1 p - values				
	Intercepto	AR	ARCH	Normal	Reset
Modelo CAPM (measurement equation)	0.01	0.30	0.32	0.01	0.43
Modelo de Corrección de Errores	0.47	0.39	0.05	0.19	0.35
Modelo Beta Condicional	0.11	0.00	0.75	0.00	0.00

Fuente	TEL2 p - values				
	Intercepto	AR	ARCH	Normal	Reset
Modelo CAPM (measurement equation)	0.00	0.77	0.49	0.01	0.98
Modelo de Corrección de Errores	0.05	0.42	0.07	0.18	0.45
Modelo Beta Condicional	0.08	0.00	0.15	0.00	0.59

Fuente	TEL3 p - values				
	Intercepto	AR	ARCH	Normal	Reset
Modelo CAPM (measurement equation)	0.02	0.79	0.99	0.04	0.07
Modelo de Corrección de Errores	0.50	0.43	0.13	0.20	0.80
Modelo Beta Condicional	0.11	0.00	0.18	0.00	0.93

En general, los residuos se distribuyen normalmente. Para TEL1, el supuesto de independencia es demasiado restrictivo aunque aquello sólo afecta la eficiencia en la estimación de los parámetros del modelo. Para ninguno de los residuos existe evidencia de heterocedasticidad condicional. Evidencia de autocorrelación sólo se encuentra para el modelo de beta condicional, lo que es perfectamente válido con nuestra representación empírica reafirmando que el riesgo sistemático cambia (condicionalmente) en el tiempo pero sus cambios revierten hacia una media de largo plazo.

De acuerdo a estos resultados, es posible sustentar una representación estable del sistema en (2.2) y (2.3), es decir, que los parámetros estimados del modelo son constantes en la muestra y pueden ser utilizados para construir pronósticos válidos del beta del activo.

#### 4. Estimación del Beta para el cálculo de la Tasa de Costo de Capital

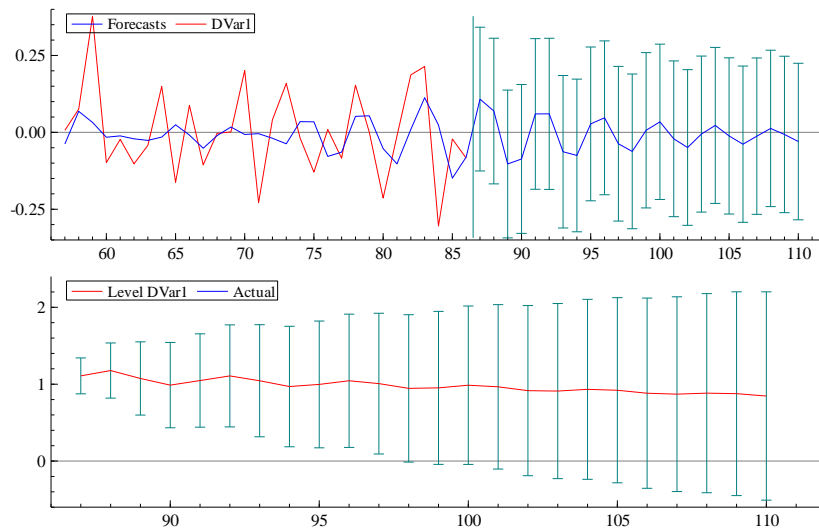
Para que el cálculo del beta sea válido debe estar basado en una medida de *pronóstico* del mismo. Dicho pronóstico puede ser condicional o incondicional al conjunto de información utilizado, dependiendo de los supuestos que sustenten la estimación. La ventaja del

pronóstico incondicional es que es válido para un conjunto de supuestos más amplio, por lo que ésta será nuestra propuesta para determinar el beta que utilizaremos en el cálculo de la tasa de costo de capital de TELEFÓNICA CTC.

En efecto, la evidencia de que el riesgo sistemático cambia en el tiempo puede ser utilizada para determinar cuál es la evolución que se espera tenga el beta de TELEFÓNICA CTC durante el próximo período de regulación tarifaria. Dicha evolución se basa en la ecuación (2.3) y sus parámetros estimados. En particular, podemos construir una expectativa incondicional de la trayectoria futura del beta en base a la trayectoria observada de los retornos operacionales de la firma y del mercado mediante la siguiente relación:

$$(2.6) \quad E[\Delta\tilde{\beta}_t = E[\beta_t | R_{t-1}, R_{t-2}, \dots; R_{m,t-1}, R_{m,t-2}, \dots]] = \phi(L)\Delta\tilde{\beta}_t$$

Donde  $\tilde{\beta}_t$  corresponde al beta condicional estimado y  $\phi(L)$  es un polinomio lineal de rezagos. Nuestra elección para este polinomio es un proceso AR(12), considerando que dependencia de orden superior en los residuos de (2.3') puede manifestarse en la forma de correlaciones sobre rezagos suficientemente lejanos<sup>11</sup>.



**Gráfico N ° 3:** Proyección del Beta Incondicional para el próximo período de regulación tarifaria

<sup>11</sup> Para calcular el beta de inicio de la recursión en (2.6) se ha considerado el valor de 1,0.

En el **Gráfico N ° 3** se muestra la evolución esperada sobre el beta de TELEFÓNICA CTC, proyectada a partir del tercer trimestre de 2008 en base a (2.6) para la serie Tel1. Nótese la relevancia empírica de esta estimación, al comparar la evolución en el tiempo de los retornos operacionales de TELEFÓNICA CTC con los del Mercado. El valor propuesto para el beta es el pronóstico incondicional calculado como el promedio simple de los betas condicionales, correspondiente a 0,95.

La estimación considera tanto la trayectoria temporal de corto plazo del riesgo sistemático como el valor de convergencia de largo plazo. Al respecto, es importante notar que en la actualidad las condiciones de competencia y riesgo tecnológico permiten justificar un beta mayor que uno, pero en el horizonte de proyección esas desviaciones convergen hacia un valor menor. De esta forma, se justifica utilizar como estimador incondicional el promedio simple de la serie, cuyos valores se detallan a continuación:

Período	Beta Condicional
200803	1.09
200804	1.16
200901	1.07
200902	0.95
200903	0.96
200904	1.04
201001	1.05
201002	0.98
201003	0.93
201004	0.93
201101	0.99
201102	1.00
201103	0.94
201104	0.90
201201	0.91
201202	0.94
201203	0.92
201204	0.88
201301	0.85
201302	0.85
201303	0.87
201304	0.85
201401	0.82
201402	0.80
Promedio	0.95

## II. Premio por Riesgo de Mercado

Sin duda que la mayor dificultad en la utilización de modelos de valoración de activos financieros viene dada por conseguir una estimación razonable del premio por riesgo de mercado exigido que es atribuible al portafolio de mercado. En el contexto del modelo CAPM este premio se define como la diferencia entre la rentabilidad exigida esperada del portafolio de mercado y la rentabilidad esperada de un portafolio cero-beta<sup>12</sup>, o alternativamente la tasa de un instrumento libre de riesgo (emitido por el Estado). 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 de activos riesgosos 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.

Aún si se supone que la tasa libre de riesgo es constante en la muestra, queda aún por estimar adecuadamente la tasa de retorno esperada del mercado. Desde un punto de vista teórico, tres factores intervienen en la determinación de ese valor esperado: la aversión al riesgo de los inversionistas, el precio de mercado del riesgo y la volatilidad esperada del retorno de mercado. Para períodos muy largos de tiempo, es probable que el primer factor sufra cambios, de otro modo es razonable suponer que las preferencias tienden a ser estables en el tiempo. Respecto de los otros dos factores la literatura financiera sustenta que son esencialmente cambiantes.

### 1. Revisión de la Literatura

Este tema ha sido largamente debatido entre los investigadores financieros, debido a las importantes diferencias encontradas entre las estimaciones del premio por riesgo de mercado entre los diversos estudios y metodologías usadas.

El artículo seminal de Mehra y Prescott (1985) abrió el debate en este tema pues mostraron que el premio por riesgo de mercado histórico en Estados Unidos era bastante más alto que

---

<sup>12</sup> Black (1972) define el portafolio zero-beta como aquel portafolio de mínima varianza que no está correlacionado con el portafolio de mercado.

el premio obtenido al usar teoría estándar. Llegan a la conclusión que el premio anual no debe superar en 0,35% a la tasas de las letras del tesoro. Desde la aparición de este artículo varios investigadores han tratado 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 cambios importantes en la estimación, la crítica normal es que se requieren altos niveles de aversión al riesgo para poder obtener estimaciones consistentes con los premios históricos. Evidentemente como diría Dimson, Marsh y Stauton (2002), los inversionistas en Estados Unidos simplemente tuvieron la buena fortuna de obtener retornos muy altos durante 100 años, el llamado “triunfo de los optimistas”.

En la revisión que haremos de este tema es importante establecer una diferencia conceptual entre los estudios que se han realizado. El premio por riesgo ha sido llamado de cuatro formas distintas: premio por riesgo de mercado histórico (PRH), premio por riesgo de mercado implicado (PRI) y premio por riesgo de mercado requerido (PRR). El PRH es igual para todos los inversionistas mientras que los otros difieren entre los 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.

Revisaremos la literatura considerando estas diferencias conceptuales para poder finalmente llegar a alguna conclusión en este tema.

#### a) PRH

En esta área de la literatura diversos autores se han preocupado de calcular el promedio geométrico y el promedio aritmético de la diferencia entre el retorno de mercado y la tasa de un bono emitido por el Estado. Los primeros en realizar este tipo de estimación fueron Ibbotson y Associates, es más hasta el día de hoy reportan en forma anual ambos valores considerando una serie histórica para Estados Unidos que parte en 1926 hasta hoy, para ello usan como *proxy* del mercado la variación del SP500. Ellos estiman un PRH con respecto a bonos del tesoro de 30 años de 7,1% para el período 1926-2005.

En un reciente estudio de 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.

Wilson y Jones (2002) toman el período 1871-1999 y reconstruyen el SP500 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%.

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 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 la Tabla 1 (página 11 del artículo) donde se encuentran los retornos de mercado de cada uno de los 17 países no se observa la relación esperada que a mayor riesgo (volatilidad) mayor sea 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.

Un estudio reciente y 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. Considerando esto entonces 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 la 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 antes. Entre otras cosas esta es una de las razones fundamentales porque en finanzas nos encontramos con período 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.

Existen evidentemente más artículos escritos en relación a PRH pero podemos concluir que las estimaciones del PRH promedio aritmético han fluctuado entre **5,6%** (Mayfield) y **7,1%** (Ibbotson y Associates) con respecto a bonos del tesoro para Estados Unidos, sabiendo que la estimación realizada por Mayfield desde un punto de vista conceptual y estadístico es robusta.

b) 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 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:

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

Entonces 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 si hacemos la diferencia con tasa libre de riesgo entonces tendríamos el estimador del premio por riesgo de mercado.

En general este modelo se ha estimado en forma estática, es decir, no permitiendo que sus parámetros puedan cambiar en el tiempo. Le llamaremos en adelante modelo de Gordon tradicional estático.

Creemos que lo más útil es mirar la literatura más actualizada a este respecto pues corrige problemas de estimación en artículos que fueron escritos previamente. En este sentido, 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 y no haciendo supuestos que se basan en simplificaciones de la estimación de  $g$ . Ellos encuentran un premio para Estados Unidos 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 cambia a través del tiempo y tiene ciclos al menos en el corto plazo y que por lo tanto el modelo de Gordon estático tampoco sería el apropiado para estimar el precio de una acción y por lo tanto el retorno de mercado. Por lo tanto, se requiere de un modelo dinámico que permita que los retornos esperados del mercado cambien en el tiempo, así como la tasa de crecimiento de los dividendos. Es importante notar que esto permite realizar proyecciones insesgadas del retorno esperado del mercado.

En resumen, la estimación más reciente bajo el modelo de Gordon estático es de **7,3%**. En todo caso creemos que se impone una restricción a estos modelos que no es necesaria y es el hecho de construir todo como un modelo de Gordon dinámico que permita que los distintos parámetros determinantes del premio por riesgo de mercado puedan variar en el tiempo.

### c) 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 y PRI<sup>13</sup> como estimadores del PRR. Lamentablemente, los estudios están sujetos a diversas críticas y los estimadores han sido variados. Nos referimos

---

<sup>13</sup> Se ha utilizado alternativamente el método basado en encuesta pero creemos que este método tiene tal grado de dispersión en las opiniones vertidas por los llamados "expertos" del mercado que no permite concluir cual es el premio por riesgo de mercado requerido para Estados Unidos, confiable desde un punto de vista estadístico.

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 cual es el mejor estimador del premio por riesgo de mercado requerido.

Como dice Dimson, Marsh y Stauton (2006) “desde un 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 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. En este sentido, creemos que la estimación de Mayfield (2004) sigue siendo hoy por hoy la más confiable en la literatura de PRH. Recordemos que el PRH corregido es de **5,6%** para Estados Unidos.

En resumen, se puede concluir luego de haber revisado la abundante literatura que 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 por lo cual la volatilidad se reduce y el premio por riesgo de mercado también se reduce. Bajo una perspectiva económica 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. Sin embargo, como dirían Dimson, Marsh y Stauton (2006) nadie puede decir que tiene la respuesta a cual debería ser el premio por riesgo de mercado que se debe exigir mirando hacia el futuro.

## 2. Estimación del Premio por Riesgo de Mercado (PRM) para Chile

El premio por riesgo de mercado (PRM) se define como la diferencia entre el retorno esperado del portafolio de mercado y la tasa libre de riesgo. Para efectos de la determinación de la tasa de costo de capital relevante en el período de fijación tarifaria 2009-2014, las Bases Técnico-Económicas correspondientes establecen la forma en que debe aproximarse el procedimiento de cálculo del PRM, señalando: “*En la estimación del*

premio por riesgo de mercado se utilizará un estimador del valor esperado de la diferencia entre la rentabilidad de la cartera de inversiones diversificada, y la rentabilidad del instrumento libre de riesgo.”. Las Bases también señalan que es requisito considerar las empresas integrantes del IGPA para la determinación de la cartera de inversiones de mercado diversificada y que en el cálculo del retorno de esta cartera se debe corregir por dividendos. En relación con la tasa libre de riesgo la Ley N° 18.168 establece que corresponderá a la rentabilidad de la libreta de ahorro de giro diferido del Banco del Estado. Las mismas Bases precisan que se deberá considerar para estos efectos aquella tasa expresada en UF.

Considerando que la tasa libre de riesgo se encuentra definida *a priori* en la Ley, el problema estadístico relevante para el cálculo del premio por riesgo de mercado se reduce a determinar un estimador adecuado del valor *esperado* de la rentabilidad de la cartera de mercado. Para analizar la problemática subyacente al modelo econométrico, es necesario vincular esta variable a un marco teórico adecuado. Como primera aproximación, considere la siguiente definición de rentabilidad de mercado ( $R$ ):

$$(2.1) \quad R_{t,t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} - 1$$

Donde:  $P$  corresponde al valor de 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.

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

$$(2.2) \quad P_t = E_t \left[ \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R} \right]$$

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  $R^{14}$ , es posible reformular (2.2) de la siguiente forma:

$$(2.3) \quad P_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1 + R} \right)^i D_{t+i} \right]$$

---

<sup>14</sup> Este supuesto corresponde a una condición terminal que elimina la posibilidad de considerar burbujas especulativas en la determinación del precio de un activo.

En el contexto de este marco teórico en particular, una práctica común es que el retorno esperado de mercado  $R$  sea estimado a través de algún método estadístico incondicional, considerando series de tiempo extensas de las rentabilidades observadas de algún índice bursátil. El modelo estático de Gordon (o tradicional) discutido previamente se obtiene a partir de (2.3) bajo el supuesto adicional de que la tasa esperada de crecimiento en los dividendos es constante. El problema de este enfoque es que tanto las expectativas acerca del retorno de mercado como de la tasa decrecimiento de los dividendos *no son estables* en el tiempo y en consecuencia, no pueden modelarse adecuadamente a través de una simple constante. Más aún, es posible que ambas variables interactúen mutuamente afectando su evolución en el tiempo. Esto determina, por ejemplo, que el retorno esperado de mercado estimado a través de un simple promedio basado en retornos observados es un estimador sesgado.

De acuerdo a lo visto en la discusión de la revisión literaria, lo razonable para Chile es utilizar una estimación del valor esperado del retorno de mercado que esté basada en un pronóstico que considere la trayectoria más probable de esta variable. Esto nos lleva a considerar un modelo teórico más sofisticado que el modelo tradicional de Gordon<sup>15</sup>. Campbell, Lo and MacKinlay (1997) proponen la siguiente solución:

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

Donde: las variables en letras minúsculas corresponden a las transformaciones en logaritmos. El último término es una función no lineal del logaritmo natural de la tasa dividendo-precio (*dividend yield*)  $\delta_{t+1} = d_{t+1} - p_{t+1}$ . De hecho, 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:

$$(2.4) \quad p_t = c + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[ (1 - \rho) d_{t+1+j} - R_{t,t+1+j} \right] \right]$$

---

<sup>15</sup> La única estimación histórica del premio por riesgo de mercado para Chile y publicada en una revista científica es de García y Zurita (1988). Los autores no encuentran un premio por riesgo de mercado para Chile que sea significativamente distinto a 0, lo cual no es consistente con lo esperado para Chile. Los autores atribuyen este resultado a la corta serie de datos utilizada en el estudio. Sin embargo, también se puede deber a la no utilización de un modelo dinámico que permita un retorno de mercado cambiante en el tiempo. Adicionalmente no sirve como estimador para este caso en particular pues no usa la tasa de la libreta de ahorro con giro diferido del Banco Central como *proxy* de la tasa libre de riesgo. En el proceso tarifario anterior MCG realiza una estimación histórica que no es estable en el tiempo y cuyo resultado es un premio para Chile por sobre el 14% anual con una desviación estándar de 31%, mostrándose que es inestable.

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

Bajo esta especificación el retorno esperado de la cartera de mercado puede variar en el tiempo, pero 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 (2.4) también corresponde a una generalización del modelo tradicional de Gordon<sup>16</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, las que pueden variar su trayectoria. El primer supuesto determina la relevancia de aplicar este modelo a los datos disponibles para Chile, aspecto es verificable empíricamente para una muestra finita de observaciones.

A continuación se analiza la validez estadística del modelo en (2.4) para la muestra de retornos de mercado correspondiente al período 1983-2007.

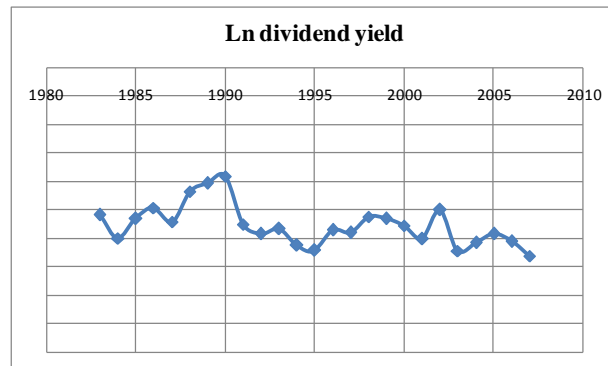


Gráfico N ° 4

En el **Gráfico N ° 4** es posible notar que aunque el retorno de dividendos sobre precio fluctúa en el corto plazo, este se mantiene estable en el largo plazo. El valor observado de este retorno fluctúa alrededor de 3% anual. Las variaciones de corto plazo son en general pequeñas y revierten hacia una media de largo plazo<sup>17</sup>.

<sup>16</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 (2.3), bajo el supuesto adicional de que los dividendos crecen en el tiempo a una tasa  $g$  conocida con certeza.

<sup>17</sup> El proceso es auto-regresivo y estacionario.

Los test estadísticos sobre el logaritmo del *dividend yield* a su vez muestran que esta variable puede ser representada por un proceso auto-regresivo de memoria corta con parámetros estables en la muestra (ver anexo). En consecuencia, es razonable admitir para el período de estudio (aprox. 25 años) el supuesto de que esta variable se mantiene constante en el largo plazo. *Lo anterior significa en consecuencia que es posible obtener una estimación insesgada del retorno esperado de mercado para Chile, a través de un modelo econométrico basado en el modelo de crecimiento dinámico de Gordon, utilizando datos locales.* Lease *et.al.* (2000) señalan que un resultado en dividendos que no ha cambiado en 50 años proviene de Lintner (1956), quien estudia desde una perspectiva teórica un problema similar a través de la razón de pago-dividendo, donde sostiene que existiría un objetivo de largo plazo que los administradores persiguen al definir sus políticas de repartos. Al realizar una estimación empírica definitivamente Lintner encuentra resultados consistentes con la hipótesis de una reversión del pago de dividendos hacia un nivel de largo plazo.

Campbell y Shiller (1986) proponen implementar este modelo a través de una representación VAR (*Vector Auto-Regression*), metodología que aplicaremos para pronosticar el retorno de mercado que regirá durante el próximo período de fijación tarifaria y construir en base a dicho pronóstico nuestra estimación incondicional del premio por riesgo relevante para Chile. Definamos el vector  $x_t = (d_{t-1} - p_t, \Delta d_{t-1}, R_{t-1})'$  para el cual todas las variables en adelante están expresadas en desviaciones respecto de la media<sup>18</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:

$$(2.5) \quad e1'(I - \rho A) = (e3' - e2')A$$

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

---

<sup>18</sup> Las serie correspondiente a la tasa de cambio esperada en los dividendos por acción se construyó utilizando datos desestacionalizados. Para ver detalle de filtro estadístico utilizado ver anexo.

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>19</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. La verificación empírica de este supuesto se discute más adelante.

**Tabla N ° 5**

Estadísticas Descriptivas

Nro. de observaciones: 310

Período: 1982:01 - 2007:10 (frecuencia mensual)

	Máximo	Mínimo	Media	Desv. Est.	Skewness	Exc. Kurtosis	Test de Raíz Unitaria t-stat (p-value)	test Q
retorno real mercado	0.39	-0.35	0.018	0.07	0.54	5.02	-15.79 (<0.01)	33.57*
dividendos reales por acción (\$)	0.96	0.01	0.216	0.12	1.89	6.02	-14.01 (<0.01)	455.07
ln dividend yield	-3.32	-10.55	-6.041	1.23	-0.86	1.61	-19.65 (<0.01)	520.18

\* significativo al 5% (distribuye chi cuadrado con 24 g.l). Dividendo por acción está calculado con UFS19.000

En la **Tabla N ° 5** se describen las estadísticas representativas de las series utilizadas en el modelo para el período enero 1982 a octubre 2007. Todas las series son estacionarias. La serie mensual de retorno real de mercado no muestra correlación serial, lo que es consistente con la hipótesis débil de eficiencia en los mercados. Las demás series están auto-correlacionadas a niveles estándar de significancia. Los resultados de la estimación se resumen en la **Tabla N ° 6**. El sistema estimado comprende sólo 4 rezagos para cada una de las variables. La restricción del modelo en (2.5) ocurre para los parámetros de la ecuación del retorno del mercado (Eq.1). Basados en un test LR la hipótesis nula apoya la inclusión de esta restricción al 5% con un estadístico igual a 51,41 y un valor crítico de 21,03.

<sup>19</sup> Al definir las variables como desviaciones respecto de sus respectivas medias podemos prescindir de esta constante para efectos de pronóstico.

Tabla N ° 6

Estimación del Modelo de Crecimiento Dinámico de Gordon (VAR)  
 Período: 1982:01 - 2007:10 (frecuencia mensual)

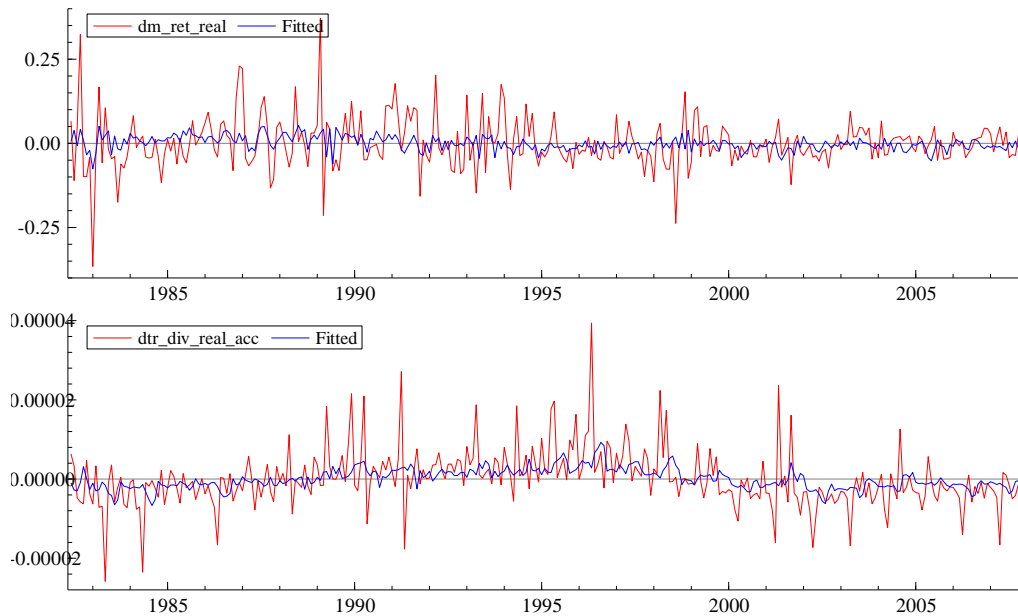
Parámetro	Rezago	Eq.1	Eq.2	Eq.3
Retorno de Mercado	1	0.093496	-0.15991	0.25325
	2	-0.10428	-0.53328	0.42917
	3	0.055024	0.98807	-0.93314
	4	-0.14569	0.41259	-0.55805
Ln Dividend Yield	1	0.0033621	0.13668	-0.13332
	2	0.0072256	-0.0003385	0.0075525
	3	0.0068422	0.090528	-0.083697
	4	-0.0002025	0.039875	-0.040077
Chg.Tasa Dividendos	1	-0.000737	0.30482	-0.30556
	2	-0.0015558	0.0056054	-0.0071586
	3	-0.0039274	-0.075363	0.071442
	4	-0.0054074	-0.13511	0.12971

Desviación Estándar	Rezago	Eq.1	Eq.2	Eq.3
Retorno de Mercado	1		0.53415	0.5379
	2		0.53406	0.5378
	3		0.52903	0.53274
	4		0.52842	0.53212
Ln Dividend Yield	1		0.035099	0.035345
	2		0.035675	0.035925
	3		0.03586	0.036111
	4		0.034398	0.034639
Chg.Tasa Dividendos	1		0.04438	0.044692
	2		0.047452	0.047784
	3		0.04703	0.04736
	4		0.046081	0.046404

Correlación Residuos			
	Eq.1	Eq.2	Eq.3
Eq.1	1		
Eq.2	0.041982	1	
Eq.3	0.12884	0.084462	1

La estimación para el retorno esperado de mercado entrega residuos con distribución aproximadamente simétrica y con media igual a cero, lo que es consistente con una estimación insesgada de esta variable (ver **Gráfico N ° 5**).



**Gráfico N ° 5:** Estimación del retorno real esperado de mercado y de la tasa de crecimiento esperada de los dividendos para Chile.

En función de los resultados anteriores, se procede a estimar el retorno esperado de mercado relevante para el cálculo de la tasa de costo de capital de TELEFÓNICA CTC. 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:

$$x_t = (d_{t-1} - p_t, \Delta d_{t-1}, R_{t-1})'$$

El procedimiento de cálculo se describe a continuación. A partir de una especificación ARFIMA sobre la serie estimada de retorno esperado de mercado se realizan dos pronósticos para el período de 60 meses, correspondientes a la ventana temporal relevante para la próxima fijación tarifaria. El primero de ellos  $\bar{R}_{t+k}^f$  utiliza la serie estimada de retornos esperados corregida por el promedio muestral de los retornos observados (25 años). La utilización de la media muestral no es adecuada en un proceso auto-regresivo pues sesga la estimación de largo plazo. Nuestro método permite corregir ese sesgo bajo el supuesto de que éste sea constante durante el período relevante para el cálculo (5 años), lo

que asumiremos se cumple. Para ello, estimamos un segundo pronóstico ARFIMA que está basado en la serie sin corregir  $R_{t+k}^f$ . Es posible demostrar que en tal caso:

$$E\left[\bar{R}_{t+1,t+k}^f\right] - E\left[R_{t+1,t+k}^f\right] = \mu$$

Donde:  $\mu$  simboliza la estimación incondicional insesgada del retorno esperado de mercado entre el período  $t+1$  y  $t+k$ .

En ambos casos, todos los parámetros resultaron significativos a niveles estándar de significancia y estables en la muestra. Utilizando esta corrección el retorno esperado de mercado correspondiente al próximo período de fijación tarifaria es de **10,78%** y por lo tanto el premio por riesgo de mercado es **10,68%**<sup>20</sup>.

### III. Costo de Capital para TELEFÓNICA CTC

En base a las estimaciones realizadas tanto del beta del negocio y el retorno de mercado esperado para Chile, entonces se puede calcular conforme a la ley el costo de capital para TELEFÓNICA CTC de la siguiente forma:

$$\text{Costo de Capital} = 0,10\% + 0,95 \cdot (10,78\% - 0,10\%) = 10,25\%$$

Donde: 0,10% corresponde a la actual tasa de la libreta de ahorro con giro diferido del Banco Estado, 10,78% corresponde al retorno esperado del mercado para los próximos 5 años, 0,95 corresponde al beta del negocio proyectado para los próximos 5 años.

Las grandes ventajas de la metodología de estimación utilizada es que se basa completamente en lo que la ley estipula y cumple con los requisitos estadísticos deseables para estimadores que afectarán las tarifas que regirán para los próximo cinco años. El beta y el retorno de mercado para Chile son insesgados y además son una proyección de los valores esperados para los próximos cinco años en que regirán las nuevas tarifas. La tasa libre de riesgo corresponde exactamente a lo que la ley define como tal.

---

<sup>20</sup> En el Anexo se discuten formas alternativas de estimar el premio por riesgo de mercado para Chile. Se muestra que la estimación realizada por este método supera en términos de cualidades estadísticas a las metodologías alternativas.

#### IV. Referencias

Alexander Ian, Colin Mayer, and Helen Weeds, 1996, "Regulatory Structure and Risk and Infrastructure Firms. An international comparison", Policy Research Working Paper 1698, The World Bank.

Ball, Ray. 1978. "Anomalies in Relationships Between Securities' Yields and Yield-Surrogates." *Journal of Financial Economics*. 6:2, pp. 103-126.

Banz, Rolf W. 1981. "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks." *Journal of Financial Economics*. 9:1, pp. 3-18.

Basu, Sanjay. 1977. "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis." *Journal of Finance*. 12:3, pp. 129-56.

Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey, 1995, "Time-Varying Conditional World Market Integration," *Journal of Finance* 1995, 403-444.

Black, Fischer. 1972. "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing." *Journal of Business*. 45:3, pp. 444-454.

Black, Fischer, Michael C. Jensen y Myron Scholes. 1972. "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests," in *Studies in the Theory of Capital Markets*. Michael C. Jensen, ed. New York: Praeger, pp. 79-121.

Blume, Marshall. 1970. "Portfolio Theory: A Step Towards Its Practical Application." *Journal of Business*. 43:2, pp. 152-174.

Blume, Marshall e Irwin Friend. 1973. "A New Look at the Capital Asset Pricing Model." *Journal of Finance*. 28:1, pp. 19-33.

- Bodurtha James, Jr. and Nelson C. Mark , 1991.,Testing the CAPM with Time-Varying Risks and Returns. *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 4 , pp. 1485-1505
- Bollerslev Tim, Robert F. Engle, and Jeffrey M. Wooldridge, 1988, A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances *The Journal of Political Economy*, 1988, vol. 96, no. 1
- Bruner, Robert F., 2004, *Applied Mergers and Acquisitions*, NY: John Wiley & Sons.
- Campbell J., AW Lo, AC MacKinlay, 1997, THE ECONOMETRICS OF FINANCIAL MARKETS. Princeton University Press, 1997.
- Campbell J. y R. Shiller, 1988, The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of Financial Studies*, vol. 1, p. 195-228
- Clare, Andrew D., and Paul 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*. 55, (5), pp. 1629-66.
- DeAngelo, H., L DeAngelo y R. Stulz, 2006, “Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory”, *Journal of Financial Economics* 81,pp. 227-254.
- 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.
- Douglas, George W. 1968. *Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency*. Ann Arbor, Michigan: University Microfilms, Inc.
- Engel Charles, Anthony P. Rodrigues, 1989, Tests of international CAPM with time-varying covariances. *Journal of Applied Econometrics*, Volume 4, Issue 2 , Pages 119 - 138
- Erb, Campbell y Viskanta, 1995, “Country credit risk and global portfolio selection”, *Journal of Portfolio Management*, pp 74-83
- Fama, Eugene F. 1996. “Multifactor Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 31:4, pp. 441-465.

- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French. 1992. "The Cross-Section of Expected Stock Returns." *Journal of Finance*. 47:2, pp. 427-465.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French. 1993. "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds." *Journal of Financial Economics*. 33:1, pp. 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French. 1996. "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies." *Journal of Finance*. 51:1, pp. 55-84.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth. 1973. "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *Journal of Political Economy*. 81:3, pp. 607-636.
- Fama, E.F. and K.R. French, 2002, "The Equity Risk Premium", *Journal of Finance* 57 no. 2, pp. 637-659.
- Fernández, Pablo, 2004, "The value of tax shields is NOT equal to the present value of tax shield", *Journal of Financial Economics* 73, pp 145–165.
- Fernández Pablo, 2006, "Equity Premium: Historical, Expected, Required and Implied", SSRN working paper.
- Friend, Irwin and Marshall Blume. 1970. "Measurement of Portfolio Performance under Uncertainty." *American Economic Review*. 60:4, pp. 607-636.
- Godfrey S y R. Espinosa, 1996, "A Practical Approach to calculating Costs of Equito for Investmentes in Emerging Markets", *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 9, 3, pp. 80-89.
- Goetzmann, W.N. and R.G. Ibbotson ,2006, "History and the Equity Risk Premium", in 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.
- Goyal, A. y I. Welch ,2006, "A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction", *Review of Financial Studies*, forthcoming.
- 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.
- 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, Autumn.
- Harvey, Campbell R., "Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models" (June 1989). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=812925>

- Ilmanen, A., 2003, "Expected returns on stocks and bonds", *Journal of Portfolio Management* 29, pp. 7-27.
- Jagannathan, Ravi, Ellen R. McGrattan, and Anna D. Shcherbina , 2000, "The Declining U.S. Equity Premium", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 24, pp. 3-19.
- Jegadeesh, Narasimhan and Sheridan Titman. 1993. "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency." *Journal of Finance*. 48:1, pp. 65-91.
- Lintner, John. 1965. "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets." *Review of Economics and Statistics*. 47:1, 13-37.
- Lettau M., S. Ludvigson y J. Wachter, 2004, « The Declining Equity Premium : What Roles Does Macroeconomic Risk Play », working paper NBER.
- Lilian Ng. 1991, Tests of the CAPM with Time-Varying Covariances: A Multivariate GARCH Approach. *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 4, pp. 1507-1521
- Loughran, Tim and Jay. R. Ritter. 1995. "The New Issues Puzzle." *Journal of Finance*. 50:1, pp. 23-51.
- Markowitz, Harry. 1952. "Portfolio Selection." *Journal of Finance*. 7:1, pp.77-91.
- Markowitz, Harry. 1959. *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Cowles Foundation Monograph No. 16. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Mayfield, E. Scott, 2004, "Estimating the Market Risk Premium", *Journal of Financial Economics*.73, 465-496.
- Mehra, R. and E. Prescott , 1985, "The Equity Premium: A Puzzle", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, pp. 145-161.
- Mehra, R. and E. Prescott, 2006, "The Equity Premium: What have we learned in 20 years?", in R. Mehra (Ed.), *Handbook of Investments: Equity Risk Premium in the Handbook of the Economics of Finance series*. Amsterdam: Elsevier.
- Merton, Robert C. 1973. "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model." *Econometrica*. 41:5, pp. 867- 887.
- Merton, Robert C., 1980, "On estimating the expected return on the market : An exploratory investigation", *Journal of Financial Economics*, Volume 8, Issue 4, Pages 323-361
- Rosenberg, Barr, Kenneth Reid, and Ronald Lanstein. 1985. "Persuasive Evidence of Market Inefficiency." *Journal of Portfolio Management*. 11, pp. 9-17.
- Sharpe, William F. 1964. "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *Journal of Finance*. 19:3, pp. 425-442.

Siegel, J. J., 2005, “Perspectives on the Equity Risk Premium”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 61, No. 6, pp. 61-71.

Siegel, J.J. and J.D. Schwartz ,2006, “The Long-Term Returns on the Original S&P 500 Firms”, *Financial Analysts Journal*, Vol.62, No. 1, pp. 18-31.

Siegel, J.J. and R. Thaler, 1997, “The Equity Premium Puzzle”, *Journal of Economic Perspectives* 11(1), pp. 191-200.

Stambaugh, Robert F. 1982. “On The Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis.” *Journal of Financial Economics*. 10:3, pp. 237-268.

Stattman, Dennis. 1980. “Book Values and Stock Returns.” *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*. 4, pp.25-45.

Welch, Ivo , 2000, “Views of Financial Economists on the Equity Premium and on Professional Controversies”, *Journal of Business*, Vol. 73, No. 4, pp. 501-537.

Welch, Ivo , 2001, “The Equity Premium Consensus Forecast Revisited”, Cowles Foundation Discussion Paper No. 1325. SSRN n. 285169.

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.

Anexo N ° 1  
RETORNOS CONTABLES DE ACTIVOS DE TELEFÓNICA CTC FIJA Y MERCADO

Periodo financiero	Retornos de Telefónica CTC Fija			Retornos de Mercado		
	R1	R2	R3	R1	R2	R3
198703	9,89%	9,89%	10,06%	8,92%	8,43%	8,41%
198706	10,15%	10,15%	10,28%	9,95%	9,10%	9,12%
198709	10,39%	10,39%	10,57%	9,26%	8,51%	8,52%
198712	10,46%	10,46%	10,66%	10,24%	9,83%	9,90%
198803	10,87%	10,87%	11,13%	10,36%	10,41%	10,51%
198806	12,57%	12,57%	12,99%	10,97%	11,13%	11,25%
198809	13,61%	13,61%	14,17%	11,88%	12,06%	12,20%
198812	12,63%	12,63%	13,08%	11,87%	11,97%	12,07%
198903	13,34%	13,34%	13,81%	12,22%	11,88%	11,91%
198906	13,86%	13,82%	14,29%	12,73%	12,16%	12,20%
198909	13,57%	13,49%	13,83%	12,41%	11,88%	11,91%
198912	14,28%	14,20%	14,52%	12,81%	12,29%	12,27%
199003	13,03%	12,96%	13,33%	11,93%	11,59%	11,58%
199006	11,26%	11,20%	11,56%	10,52%	10,46%	10,41%
199009	10,22%	10,20%	10,59%	9,19%	9,26%	9,19%
199012	9,01%	9,00%	9,44%	8,33%	8,45%	8,39%
199103	8,73%	8,73%	9,20%	8,03%	8,12%	8,07%
199106	8,53%	8,53%	9,00%	8,07%	8,16%	8,11%
199109	8,91%	8,91%	9,44%	8,29%	8,36%	8,30%
199112	9,26%	9,26%	9,86%	8,18%	8,23%	8,18%
199203	9,78%	9,78%	10,36%	8,23%	8,27%	8,22%
199206	9,83%	9,83%	10,41%	8,01%	8,03%	8,02%
199209	9,49%	9,49%	10,01%	8,02%	8,04%	8,03%
199212	9,74%	9,74%	10,23%	7,84%	7,87%	7,87%
199303	9,67%	9,67%	10,09%	7,72%	7,78%	7,76%
199306	9,55%	9,55%	10,01%	7,76%	7,86%	7,83%
199309	9,80%	9,80%	10,31%	7,62%	7,73%	7,66%
199312	10,24%	10,24%	10,80%	7,61%	7,74%	7,68%
199403	10,06%	10,06%	10,63%	7,57%	7,70%	7,66%
199406	10,16%	10,16%	10,78%	7,52%	7,66%	7,66%
199409	9,53%	9,53%	10,10%	7,29%	7,40%	7,43%
199412	7,95%	7,95%	8,46%	7,33%	7,46%	7,49%
199503	7,36%	7,36%	7,89%	7,69%	7,83%	7,88%
199506	6,52%	6,52%	7,01%	7,61%	8,02%	8,07%
199509	6,92%	6,92%	7,47%	7,88%	8,35%	8,44%
199512	7,35%	7,35%	7,97%	7,95%	8,34%	8,45%
199603	7,37%	7,37%	7,96%	7,80%	8,12%	8,23%
199606	7,50%	7,50%	8,09%	7,78%	8,17%	8,28%
199609	7,59%	7,59%	8,20%	7,46%	7,74%	7,83%
199612	7,85%	7,85%	8,46%	7,17%	7,46%	7,54%
199703	7,73%	7,73%	8,36%	6,81%	7,15%	7,21%
199706	7,89%	7,89%	8,55%	6,44%	6,67%	6,71%
199709	8,13%	8,13%	8,83%	6,74%	6,84%	6,88%
199712	8,23%	8,23%	8,92%	6,59%	6,75%	6,77%

## Continuación Anexo N ° 1

Periodo financiero	Retornos de Telefónica CTC Fija			Retornos de Mercado		
	R1	R2	R3	R1	R2	R3
199803	8,52%	8,52%	9,24%	6,72%	6,92%	6,93%
199806	8,68%	8,68%	9,37%	6,51%	6,76%	6,77%
199809	8,34%	8,34%	9,01%	6,11%	6,32%	6,32%
199812	7,52%	7,52%	8,12%	5,69%	5,83%	5,81%
199903	6,95%	6,95%	7,54%	5,10%	5,19%	5,16%
199906	6,05%	6,05%	6,58%	4,98%	4,97%	4,95%
199909	3,42%	3,42%	3,74%	4,66%	4,65%	4,62%
199912	1,64%	1,64%	1,79%	4,60%	4,41%	4,38%
200003	0,82%	0,82%	0,89%	5,11%	4,97%	4,96%
200006	0,56%	0,56%	0,61%	5,00%	4,87%	4,86%
200009	1,60%	1,60%	1,73%	5,75%	5,25%	5,24%
200012	0,57%	0,57%	0,61%	5,74%	5,26%	5,25%
200103	0,46%	0,46%	0,49%	5,63%	5,26%	5,24%
200106	0,49%	0,49%	0,53%	5,54%	5,30%	5,28%
200109	0,87%	0,87%	0,95%	5,27%	5,30%	5,27%
200112	2,95%	2,95%	3,21%	5,44%	5,74%	5,73%
200203	3,10%	3,10%	3,38%	5,66%	5,63%	5,84%
200206	2,75%	2,75%	3,01%	5,37%	5,32%	5,50%
200209	2,51%	2,51%	2,81%	7,09%	7,04%	7,27%
200212	1,84%	1,84%	2,06%	5,10%	5,06%	5,24%
200303	2,95%	2,95%	3,31%	5,99%	5,95%	6,15%
200306	1,92%	1,91%	2,13%	5,81%	5,77%	5,96%
200309	2,52%	2,52%	2,80%	6,01%	5,96%	6,15%
200312	1,68%	1,68%	1,88%	5,49%	5,45%	5,62%
200403	1,85%	1,84%	2,07%	7,12%	7,07%	7,30%
200406	2,09%	2,09%	2,34%	7,74%	7,67%	7,93%
200409	3,56%	3,55%	3,83%	7,26%	7,19%	7,45%
200412	1,71%	1,71%	1,79%	6,92%	6,85%	7,10%
200503	2,18%	2,17%	2,28%	8,20%	8,11%	8,36%
200506	3,57%	3,53%	3,71%	7,57%	7,47%	7,68%
200509	3,45%	3,42%	3,60%	7,69%	7,56%	7,75%
200512	2,37%	2,35%	2,46%	8,05%	7,90%	8,09%
200603	2,38%	2,36%	2,44%	8,39%	8,23%	8,44%
200606	1,74%	1,72%	1,78%	8,51%	8,36%	8,56%
200609	3,21%	3,16%	3,28%	8,53%	8,38%	8,56%
200612	3,22%	3,17%	3,30%	9,01%	8,85%	9,03%
200703	1,18%	1,16%	1,21%	9,34%	9,18%	9,38%
200706	1,06%	1,04%	1,10%	8,88%	8,73%	8,93%
200709	3,16%	3,09%	3,25%	8,15%	8,01%	8,21%
200712	4,87%	4,69%	4,76%	7,87%	7,74%	7,95%
200803	2,31%	2,23%	2,26%	8,20%	8,06%	8,28%
200806	1,92%	1,84%	1,87%	9,71%	9,55%	9,83%

## Anexo N ° 2

## DISCUSIÓN ACERCA DE LA METODOLOGÍA PARA ESTIMAR EL PREMIO POR RIESGO DE MERCADO CHILENO

El objetivo de esta discusión es clarificar los métodos alternativos que se podrían utilizar para estimar el premio por riesgo de mercado para Chile. Como veremos a continuación, sólo es posible tener propiedades estadísticas verificables de la estimación del premio por riesgo de mercado a través de un método directo, lo que es un requisito en la Ley de Telecomunicaciones y bases técnicas respectivas.

**a) Método Aplicado en último proceso tarifario en telecomunicaciones.**

En la determinación del premio por riesgo de mercado aplicado a VTR que fija las tarifas (2007-2012), la autoridad utiliza una versión del modelo de Damodaran, con un premio por riesgo de mercado internacional de **4,2%** (media geométrica) citando el trabajo inicial de Dimson, Marsh y Staunton (2006), en adelante DMS. La intuición detrás del modelo de Damodaran es descomponer el premio por riesgo de mercado en dos partes fundamentales: un componente que depende del premio por riesgo de un mercado financiero “maduro” y otro componente que mide el “premio por riesgo país”. El regulador estima un premio por riesgo de mercado para Chile de 8,25% utilizando la siguiente fórmula para determinar el retorno del mercado local en dólares:

$$E(R_{\text{mercado local,US\$}}) = TB_{20 \text{ años USA}} + \lambda_w + \lambda_{\text{Damodaran}} \cdot \text{Spread}_{\text{bono soberano Chile}}$$

Luego hace algunas transformaciones para llegar al premio por riesgo de mercado en moneda local de **8,25%**.

El valor de  $\lambda_w$  se basa en el estudio de DMS. En la Tabla 1 hemos reproducido los principales resultados del estudio DMS donde es posible notar que la estimación utilizada por la autoridad es ad-hoc y por lo tanto cuestionable. En ese estudio se estima el PRH (premio por riesgo de mercado histórico) para un grupo de 17 países, utilizando medidas de retornos anuales. La gran limitación de este estudio está en la imposibilidad de contar con la serie completa de datos para todos los países. Entre otras cosas los autores 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 la Tabla 1 (página 11) donde se encuentran los retornos de mercado de cada uno de los 17 países 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 4,99% y una desviación estándar de 23,06% mientras que Sudáfrica tiene un retorno promedio de 8,25% y Suecia 7,98% de retorno de mercado y con desviaciones estándar levemente más bajas de 22,09% y 22,09% respectivamente. Es decir, no se observa lo que se predice en la teoría que a mayor riesgo mayor retorno esperado.

**Tabla 1: Annualized Equity Premiums for 17 Countries, 1900–2005**

% p.a.	Historical Equity Premium Relative to Bills				Historical Equity Premium Relative to Bonds			
	Geometric	Arithmetic	Standard	Standard	Geometric	Arithmetic	Standard	Standard
	Mean	Mean	Error	Deviation	Mean	Mean	Error	Deviation
Australia	7.08	8.49	1.65	17.00	6.22	7.81	1.83	18.80
Belgium	2.80	4.99	2.24	23.06	2.57	4.37	1.95	20.10
Canada	4.54	5.88	1.62	16.71	4.15	5.67	1.74	17.95
Denmark	2.87	4.51	1.93	19.85	2.07	3.27	1.57	16.18
France	6.79	9.27	2.35	24.19	3.86	6.03	2.16	22.29
Germany*	3.83	9.07	3.28	33.49	5.28	8.35	2.69	27.41
Ireland	4.09	5.98	1.97	20.33	3.62	5.18	1.78	18.37
Italy	6.55	10.46	3.12	32.09	4.30	7.68	2.89	29.73
Japan	6.67	9.84	2.70	27.82	5.91	9.98	3.21	33.06
Netherlands	4.55	6.61	2.17	22.36	3.86	5.95	2.10	21.63
Norway	3.07	5.70	2.52	25.90	2.55	5.26	2.66	27.43
South Africa	6.20	8.25	2.15	22.09	5.35	7.03	1.88	19.32
Spain	3.40	5.46	2.08	21.45	2.32	4.21	1.96	20.20
Sweden	5.73	7.98	2.15	22.09	5.21	7.51	2.17	22.34
Switzerland	3.63	5.29	1.82	18.79	1.80	3.28	1.70	17.52
U.K.	4.43	6.14	1.93	19.84	4.06	5.29	1.61	16.60
U.S.	5.51	7.41	1.91	19.64	4.52	6.49	1.96	20.16
<b>Average</b>	<b>4.81</b>	<b>7.14</b>	<b>2.21</b>	<b>22.75</b>	<b>3.98</b>	<b>6.08</b>	<b>2.11</b>	<b>21.71</b>
<b>World-ex U.S.</b>	<b>4.23</b>	<b>5.93</b>	<b>1.88</b>	<b>19.33</b>	<b>4.10</b>	<b>5.18</b>	<b>1.48</b>	<b>15.19</b>
<b>World</b>	<b>4.74</b>	<b>6.07</b>	<b>1.62</b>	<b>16.65</b>	<b>4.04</b>	<b>5.15</b>	<b>1.45</b>	<b>14.96</b>

\* Germany omits 1922–23

El valor de **4,2%** utilizado por la autoridad corresponde al promedio geométrico del retorno esperado de mercado menos una estimación de tasa libre de riesgo de corto plazo (T-bills) para el conjunto de países en la muestra pero *excluyendo* a EEUU, precisamente el mercado financiero más maduro y que recomienda el propio Damodaran para su modelo.

La estimación equivalente del PRH para Estados Unidos reportada por DMS para el período 1900-2005 es de **5,51%**, sustantivamente más alta que la considerada por la autoridad<sup>21</sup>. Un estudio reciente y 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. Considerando esto entonces el premio por riesgo de mercado cae de 20,1% antes de 1940 a 7,1% después de 1940. 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 (premio por riesgo de mercado esperado) a una frecuencia mensual. 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 éstos últimos no serán un buen estimador de los retornos *ex ante*. Entre otras, ésta es una de las razones fundamentales porque en finanzas nos encontramos con período de altos retornos en el mercado y bajas volatilidades y viceversa. Al corregir este sesgo de volatilidad, Mayfield encuentra un PRH de **5,6%** para Estados Unidos en el período posterior a 1940.

Siendo el premio por riesgo de mercado uno de los números más difíciles de calcular en finanzas, está muy claro que nadie tiene la respuesta definitiva al mejor estimador del premio por riesgo de mercado exigido por los inversionistas a largo plazo. Sin embargo, también es claro que una estimación histórica que no ajuste por cambios en el set de

---

<sup>21</sup> Esta estimación se basa en datos anuales de retorno de mercado, los que en la muestra usada por DMS no se encuentran correlacionados.

oportunidades de inversión no es apropiada, siendo la mejor estimación disponible del premio por riesgo de mercado histórico para Estados Unidos (mercado maduro) la de Mayfield, que lo estima en **5,6% anual**.

Como señala DMS “*desde un 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.*” (pag. 29). Es decir, bajo ciertos supuestos se podría aceptar un premio por riesgo de mercado para Estados Unidos inferior al 5,6%, lo cual llevaría a sensibilizar la estimación que se puede hacer de este parámetro a través del método propuesto por Damodaran (2002):

$$E(R_{\text{mercado local,US\$}}) = TB_{20 \text{ años USA}} + \lambda_{EEUU} + \lambda_{\text{Damodaran}} \cdot \text{Spread}_{\text{bono soberano Chile}}$$

Este modelo propone que el premio por riesgo de mercado depende de un premio país que 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). El autor ha propuesto una dos simplificación extrema que consiste en utilizar un valor “heurístico” del  $\lambda_{\text{Damodaran}}$  equivalente a 1,5. En otro documento de trabajo Damodaran plantea que este parámetro es función de cuanto vende la empresa a nivel global: mientras mayor sea la venta a nivel global menor es el valor del parámetro.

En la Tabla N ° 2 se realiza la estimación considerando dos posibles premios por riesgo de mercado para Estados Unidos (5,0% y 5,6%). Por lo cual, utilizando la metodología de la autoridad el premio por riesgo de mercado para Chile estaría entre 9,9% y 10,50%. Sin embargo, y tal como lo reconoce el propio Damodaran el parámetro  $\lambda_{\text{Damodaran}}$  es un valor heurístico, pudiendo ser mayor o inferior<sup>22</sup>. Si este valor fuera de 1,75 entonces el PRM para Chile en UF estaría entre **10,36% y 10,96%**.

---

<sup>22</sup> Es importante destacar que la relación de volatilidad no debería que estar fijada ex-ante y además es muy posible que estas volatilidades cambien a través del tiempo, por lo cual la estimación realizada a través de este modelo adolece del problema de no contar

Tabla N ° 2

Estimación del Retorno Esperado de Mercado para Chile aplicando Damodaran

<b>PRM Estados Unidos</b>	<b>5,60%</b>	<b>5,00%</b>
TB 20 años (3 de Julio)	4,58%	4,58%
Premio por Riesgo de Mercado Estados Unidos	5,60%	5,00%
Spread Bono Soberano (12 de Julio)	1,85%	1,85%
Lambda Heurístico de Damodaran	<b>1,50</b>	<b>1,50</b>
Retorno Esperado para Chile en Dólares	12,96%	12,36%
TB 10 años (3 de Julio)	3,99%	3,99%
Spread Bono Soberano (12 de Julio)	1,85%	1,85%
<b>Premio por Riesgo de Mercado Chile</b>	<b>7,12%</b>	<b>6,52%</b>
BCU 10 años (fines de Junio)	3,38%	3,38%
<b>Retorno Esperado de Mercado para Chile en UF</b>	<b>10,50%</b>	<b>9,90%</b>

Claramente este método es *ad-hoc* y no permite hacer las pruebas estadísticas de rigor para saber si la estimación realizada del PRM de Chile es razonable, ya que la utilización de valores heurísticos hace que el resultado sea completamente arbitrario.

#### b) Método basado en modelos propuestos por Morningstar

---

con una estimación para Chile de la relación de volatilidad entre los retornos del mercado de Chile y la volatilidad del mercado de bonos. Damodaran (2003) señala que este parámetro es dependiente del tipo de industria. Mientras más activos fijos y mientras menor el nivel de exportaciones asociadas a la industria entonces el parámetro es más alto. En el caso de Telecomunicaciones se podría argumentar que ambos elementos están presentes.

Ibbotson y Asociados (actualmente reportado por Morningstar) han propuesto que el retorno de mercado para cada país se podría estimar utilizando cinco modelos, aun cuando el uso de ellos depende de las características del mercado que estemos observando en particular. A través de estos valores se podría estimar el premio por riesgo de mercado de un país. 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 capitales 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 de mercado mayor que el de un mercado más profundo. El problema se reduce entonces a saber 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 Chile no puede ser inferior al de Estados Unidos toda vez que tenemos un riesgo país más alto que Estados Unidos y además 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 seis modelos de premio por riesgo de mercado que se podrían utilizar para un país que carece de una estimación directa por carecer de datos suficientes<sup>23</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.

El modelo de CAPM internacional supone integración perfecta, donde el premio por riesgo se determina en los mercados mundiales. Este modelo es descartado por Ibbotson y Asociados, por arrojar resultados sin sentido (países con mayor riesgo pueden aparecer con menores premios por riesgo); en nuestra opinión, ello se explica al menos en

---

<sup>23</sup> Se puede ver una discusión de los cuatro primeros en International Cost of Capital Report 2006 de Ibbotson y Associates.

parte, por el supuesto de integración perfecta, el cual lleva a subestimar el riesgo de países en vías de desarrollo como es Chile.

El modelo de CAPM anidado globalmente, propuesto por Clare y Kaplan (1998), proponen 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 estos enfoques, sin embargo, es que requieren 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 para Colombia podría depender no sólo de cómo reacciona Chile al resto del mundo (visión de CAPM internacional), sino cómo reacciona Chile a América Latina (la región). Este modelo se expresa como un modelo multi-beta, en que la tasa de costo de capital para un país es igual a la tasa libre de riesgo, más el beta del país con respecto al porfolio del mundo por el premio por riesgo mundial, y más el beta del país con respecto a la región por el premio por riesgo regional. Ibbotson y Asociados reporta problemas con el funcionamiento de este modelo, los que atribuye a indicadores actualmente en uso.

El modelo de clasificación de riesgo país se basa en los rankings de clasificaciones de riesgo de países que produce semestralmente el Institutional Investor, basado en encuestas a prestadores en más de 100 países. Esta encuesta provee una medida de riesgo esperado para una muestra amplia de mercados. La idea del modelo es utilizar estas clasificaciones de riesgo y los retornos financieros de economías de mercado desarrolladas para hacer inferencias sobre las tasas de retorno esperadas en mercados en desarrollo. Erb, Campbell, Harvey y Viskanta (1995) autores de este modelo, proponen realizar una regresión en que los retornos de los países son la variable dependiente, y la variable independiente es el logaritmo natural de la clasificación de riesgo país del período anterior (o el nivel del riesgo país, en una versión lineal del mismo modelo). La regresión resultante permite estimar el retorno esperado de cualquier país, aun cuando éste no tenga datos de retornos. Ibbotson y Asociados 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>24</sup>.

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, esta situación de mercados segmentados implica que el premio por riesgo de un país es proporcional al riesgo total de dicho mercado. Conceptualmente, el riesgo total del país no es diversificable internacionalmente, puesto que los mercados se suponen segmentados.

---

<sup>24</sup> La estimación a través de este método es provista para los 173 países en el reporte.

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

$$E(R_{m. emergente}) = r_{f. usa} + (r_{b. emergente} - r_{b. usa}) + 0,6 * \frac{\sigma_{m. emergente}}{\sigma_{m. usa}} * PRM_{usa}$$

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>25</sup>. La estimación para Chile a través de este método no se encuentra disponible en Ibbotson y Asociados<sup>26</sup>.

En suma, de los cinco modelos que discute Ibbotson y Asociados, descartamos para el caso de Chile el CAPM Internacional (que supone integración perfecta) y el modelo de calidad crediticia más premio por volatilidad local. Ello nos deja con tres modelos aplicables a objeto de obtener estimaciones para el premio por riesgo chileno basadas en estimaciones internacionales<sup>27</sup>: el modelo de clasificación de riesgo país, el modelo de desviación estándar relativa y el modelo CAPM anidado globalmente.

---

<sup>25</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.

<sup>26</sup> Sólo lo estiman para 10 países de los 174 encontrados en el reporte.

<sup>27</sup> Una distinción importante se debe tener en cuenta al momento de seleccionar una u otra estrategia de estimación para el premio por riesgo esperado de mercado, particularmente cuando se trata de su aplicación en mercados emergentes. En efecto, Mongrut (2006) discute para el mercado latinoamericano la posibilidad de obtener distintos resultados de valoración en función del grado de diversificación que pueden enfrentar los inversionistas. Por ejemplo, los inversionistas institucionales son los que realizan la mayor parte de las transacciones

En la Tabla N° 3 se reportan las estimaciones del premio por riesgo de mercado para Chile utilizando los tres métodos seleccionados del reporte de Morningstar (ex Ibbotson y Asociados). Al utilizar los modelos anteriores para el caso de EEUU, nos percatamos de una sobreestimación que será corregida al momento de determinar el PRM para Chile. Esta sobreestimación surge de la siguiente situación. Según el reporte de Morningstar, el promedio del retorno de mercado para EEUU según el modelo es de 11,18% y la tasa libre de riesgo (TB de 20 años) es 4,58%. Por lo cual, el PRM para EEUU sería de 7,08%. Sin embargo, existe suficiente evidencia para el caso de EEUU que respaldaría un premio por riesgo de mercado de entre 5.0% y 5,6%<sup>28</sup>. Si se toma valor medio, es decir, un 5,3%, entonces la sobre estimación sería de 1,48%. Ahora bien, dado que la volatilidad inherente a un mercado de capitales emergente como el chileno es mayor que la volatilidad exhibida por un mercado desarrollado como Estados Unidos, es posible argumentar que la sobrestimación para Chile ha de ser mayor que la de éste último. Por consiguiente, proponemos corregir la sobrestimación del mercado americano aplicando un factor de corrección que tome en cuenta las diferencias de volatilidades entre ambos mercados. En forma análoga al modelo de desviaciones estándar relativas, corregimos por la relación entre la volatilidad del mercado accionario chileno y la volatilidad del mercado accionario americano:

$$\text{sobrestimacion}^{Chile} = \text{sobrestimacion}^{USA} \cdot \frac{\sigma^{Chile}}{\sigma^{USA}} = 1,48\% \cdot 2,26 = 3,34\%$$

### Tabla N ° 3

Estimación del Retorno Esperado de Mercado para Chile  
basado en *Internacional Cost of Capital Report* de Morningstar (Marzo 2008)

---

en los mercados bursátiles emergentes y ellos no pueden diversificar globalmente todas sus inversiones. Por razones legales u otros motivos como las decisiones estratégicas en manada, estos inversionistas deben mantener una parte muy importante de sus fondos en los mercados locales. En consecuencia, el premio por riesgo esperado de mercado aplicable a estos inversionistas podría diferir respecto de aquel premio relevante para un inversionista global si los grados de diversificación son significativamente distintos. Esto también se ha reportado en la literatura para otros tipos de inversionistas, problema que se conoce como “home bias”.

<sup>28</sup> Como discutimos anteriormente, la estimación de premio por riesgo de mercado para Estados Unidos más confiable es la que realizó Mayfield (2004) pues obtiene un premio por riesgo de mercado esperado para Estados Unidos habiendo realizado los ajustes pertinentes debido al cambio en las oportunidades de inversión y su efecto en los cambios de volatilidad de este mercado. La estimación de Mayfield para Estados Unidos es de un 5,6%.

Retorno de Mercado Esperado para Chile (basado en Morningstar)	Riesgo de crédito de país		Globally Nested CAPM	Desv. Est. Relativa	Promedio
	Modelo logarítmico	Modelo lineal			
(1) Retorno esperado del mercado chileno	15,45%	16,05%	15,12%	20,44%	<b>16,77%</b>
(2) Ajuste por Sobrestimación	3,34%	3,34%	3,34%	3,34%	<b>3,34%</b>
(2) Tbond 10 años	3,99%	3,99%	3,99%	3,99%	<b>3,99%</b>
(3) Spread Bono Soberano Chileno	1,85%	1,85%	1,85%	1,85%	<b>1,85%</b>
(4) BCU 10 años	3,38%	3,38%	3,38%	3,38%	<b>3,38%</b>
(5) Ajuste de relación UF Dólar	2,38%	2,38%	2,38%	2,38%	<b>2,38%</b>
<b>Retorno Esperado de Chile (en UF) [(1)-(2)+1]/[(1+(5))-1]</b>	<b>9,50%</b>	<b>10,09%</b>	<b>9,18%</b>	<b>14,38%</b>	<b>10,79%</b>

\* Fuente: Morningstar [ex Ibbotson Associates, International Cost of Capital Report (2008)]

Finalmente, el promedio de la estimación al usar estos modelos es de **10,79% en UF**. Esto implica un premio por riesgo de mercado para Chile de **10,69%** al utilizar la tasa libre de riesgo definida por ley y equivalente a la libreta de ahorro con giro diferido del BancoEstado (0,1%+UF). En todo caso creemos que este método es mejor que el presentado en a) pues usa diversos modelos propuestos en la literatura cuyos parámetros han sido estimados a partir de información específica del mercado y basado en artículos publicados en revistas científicas de prestigio internacional y no corresponden a valores *ad-hoc*. La desventaja, tal como en el caso anterior, es que esta estimación carece de información sobre sus propiedades estadísticas.

### c) Estimación directa del PRM para Chile

Siguiendo a DMS, el premio por riesgo de mercado se puede descomponer en cinco partes: tasa de crecimiento de los dividendos, evolución de la tasa precio/dividendo (*dividend yield*), valor medio del dividend yield, cambio en el tipo de cambio real y (menos) la tasa libre de riesgo real. Tal como señalan estos autores, la capacidad de pronóstico del premio por riesgo de mercado se centra fundamentalmente en la evolución esperada de la tasa de crecimiento de los dividendos y del dividend yield, además de la tasa libre de riesgo relevante. Esto, ya que existe amplia evidencia de que en el largo plazo el tipo de cambio real es constante y se cumple la paridad en el poder de compra (Taylor, 2002).

Un argumento similar sustenta el modelo de valoración de Campbell y Schiller (1988) sobre el cual se basa nuestra estimación del premio por riesgo de mercado para Chile. Estos autores señalan que en el contexto de un modelo de valoración de expectativas racionales, el dividend yield usualmente se interpreta como un reflejo del pronóstico de dividendos futuros o alternativamente, como el reflejo de la tasa a la cual los futuros dividendos son descontados. La evidencia de su estudio para Estados Unidos es consistente

con el primer argumento, es decir, que el *dividend yield* refleja expectativas racionales acerca de la evolución futura de la tasa de crecimiento de los dividendos.

En consecuencia, la estimación del retorno esperado de mercado debe realizarse necesariamente de manera *conjunta* con la caracterización del proceso que describe tanto al dividend yield como a la tasa de crecimiento de los dividendos. En nuestra especificación econométrica tal interacción entre las variables incluye la posibilidad de que éstas sean endógenas, lo que otorga robustez a la estimación final. Esta robustez se refiere a la propiedad de insesgamiento que debe caracterizar a una estimación econométrica en una muestra finita y a la propiedad de consistencia en términos asintóticos y es la razón fundamental que explica el fracaso del premio por riesgo histórico (media muestral de los retornos observados de mercado) como estimador insesgado para el caso chileno, que ha justificado tradicionalmente la utilización de métodos indirectos para calcular el premio por riesgo de mercado.

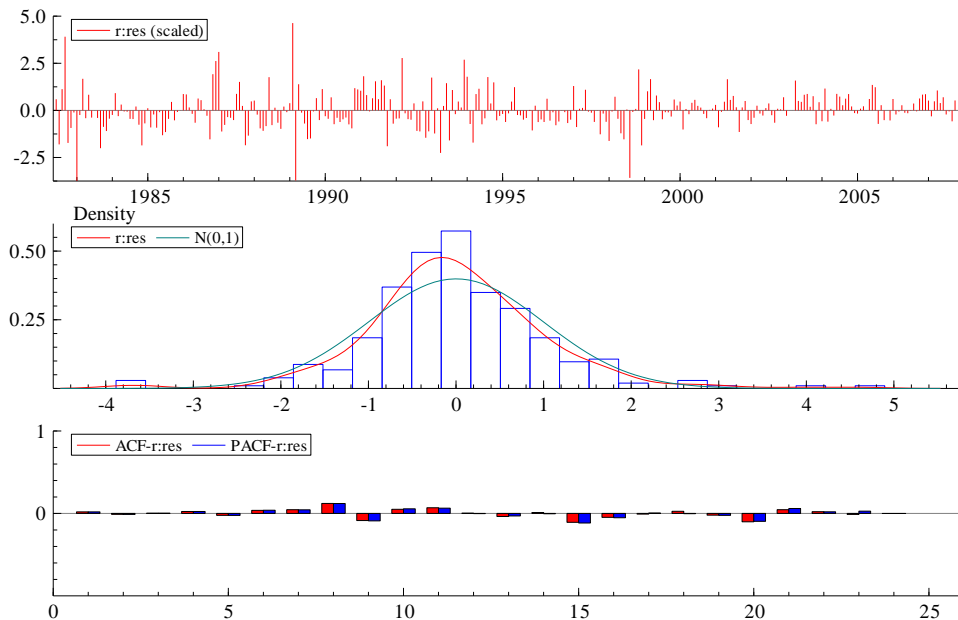


Figura 1

Desde luego, que una ventaja fundamental de realizar una estimación directa del premio por riesgo de mercado es la posibilidad de verificar sus propiedades estadísticas. En la Figura 1 se muestran los residuos de nuestra estimación para el retorno de mercado, esto es, la diferencia entre los retornos observados y aquellos proyectados por el modelo. En primer lugar, los residuos son claramente estacionarios con media igual a cero. La distribución de los mismos no es normal debido principalmente a un exceso de kurtosis (skewness es igual a 0,3). Esta es una característica esperable en variables financieras dado

que el supuesto de varianza constante es sólo una aproximación, lo que se confirma por la presencia de heterocedasticidad condicional. Sin embargo, la única consecuencia de esto es pérdida de eficiencia en la estimación de los parámetros del modelo y no altera la propiedad de insesgamiento de los mismos. El aspecto estadístico fundamental que señala la circunstancia de haber capturado adecuadamente la dinámica involucrada en el contexto de un modelo econométrico de series de tiempo es la ausencia de correlación serial en los residuos, con un estadístico Q igual a 20.25 asociado a un p-value de 0.68 que apoya la hipótesis nula de no correlación serial. De esta manera, se concluye que la estimación de nuestro modelo es totalmente razonable desde un punto de vista estadístico formal para el propósito de estimar el premio por riesgo de mercado en Chile.