

PREDICCIÓN DE TASAS DE INTERÉS NOMINAL DE CORTO PLAZO EN CHILE: MODELOS COMPLEJOS VERSUS MODELOS INGENUOS

Franco Parisi F. *

INTRODUCCIÓN

La tasa de interés de corto plazo es una de las variables más importantes en economía y finanzas. En efecto, esta variable permite entregar información al mercado con relación a la transmisión de *shocks*. En economías desarrolladas existen múltiples investigaciones respecto a modelos de comportamiento de esta variable y la capacidad de éstos para predecir su valor futuro, pero no así en Chile. Estos modelos son muy útiles al momento de construir estrategias de cobertura y valorar instrumentos financieros, tanto de renta variable como fija.¹

Dentro de la literatura financiera existe un gran número de modelos de un factor que buscan explicar el comportamiento de la tasa de interés de corto plazo. Su verificación empírica requiere de la aplicación de diferentes metodologías, las que han sido desarrolladas en trabajos como los de Chan, Karolyi, Longstaff y Sanders (1992) y Brenner, Harjes y Kroner (1996)², los cuales se presentan brevemente en el recuadro 2.

Estos estudios, y sus innovaciones, han sido recientemente aplicados a la economía chilena por Parisi (1998), Edwards (1998), Parisi y Parisi (1998) y Zúñiga (1999), determinándose la factibilidad de modelar tanto la media como la varianza de la tasa de interés de corto plazo nominal, así como también la existencia de un persistente fenómeno de reversión a la media en el comportamiento de la varianza de la variable en cuestión.

En este artículo, a diferencia de los señalados anteriormente, se comparan las habilidades para explicar y predecir la tasa en estudio, de los modelos teóricos (GARCH y el sugerido por CKLS) versus los ingenuos. Además, se emplea un modelo de estimación en conjunto para las tasas de interés

nominal de los bonos del gobierno de corto plazo (PDBC³) y la tasa de interés nominal de los bancos comerciales, por medio del procedimiento de Método Generalizado de Momentos (GMM) sugerido por Hansen (1982). Los resultados logrados en la investigación indican la conveniencia de utilizar los modelos teóricos por sobre los ingenuos, al momento de predecir y explicar el comportamiento de la tasa de interés de corto plazo en Chile. En particular, los modelos teóricos superan ampliamente a los ingenuos en su habilidad de predicción.

El análisis está estructurado en tres secciones. En la primera de ellas se presentan los modelos y las metodologías de estimación para determinar el comportamiento de la tasa de interés de corto plazo en Chile. En la segunda se describen los datos utilizados y los resultados logrados. Finalmente, en la tercera sección se entregan las conclusiones y recomendaciones finales.

MODELOS Y METODOLOGÍAS PARA LA ESTIMACIÓN

En esta sección se presentan los modelos y procedimientos metodológicos empleados para determinar el comportamiento de la tasa de interés nominal de los bonos del Banco Central Chile y la de los préstamos bancarios dentro del sistema financiero, ambas de corto plazo. El primero es el modelo GARCH, construido a partir de Bollerslev (1986) y utilizado por BHK (1996),

* Department of Banking and Finance, University of Georgia y Departamento de Administración, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile. La parte final de este trabajo fue realizada por Parisi en su calidad de Académico de la Universidad de Chile. El autor agradece los comentarios del Editor de ECONOMÍA CHILENA Rodrigo Valdés, y de los árbitros anónimos, además de los de Lance Nail, Matías Facuse, Jorge Gregoire, Ivonne Moya, Carlos Maquieira y Antonino Parisi. Los errores que aún persistan son responsabilidad del autor.

¹ En el recuadro 1 se presenta una aplicación empírica de este tipo de modelos.

² En adelante CKLS y BHK, respectivamente.

³ Pagarés Descontables del Banco Central.

RECUADRO 1

Aplicación del Modelo CKLS restringido¹ de acuerdo con Rendleman y Bartter para la valorización de una call sobre un PDBC a 90 días

En un gran número de modelos que han sido desarrollados para explicar el comportamiento de la tasa de interés real, se asume que sólo hay una variable estocástica subyacente (o factor) que explica el comportamiento de un activo, donde el proceso neutral al riesgo para r es de la siguiente forma:

$$dr = m(r) dt + s(r)dz \quad (1)$$

Rendleman y Bartter (RB) hacen supuestos particularmente simples sobre $m(r)$ y $s(r)$ en la ecuación (1). Ellos asumen que $m(r) = Mr$ y $s(r) = Sr$ donde M y S son constantes. Esto significa que r sigue un proceso browniano geométrico. Es decir, tiene una tasa de crecimiento esperado constante (M) y volatilidad constante (S) en un mundo neutro al riesgo. Podemos modelar esta situación usando un árbol binomial², donde los parámetros u (uno más el porcentaje de alza en la tasa), d (uno menos el porcentaje de baja en la tasa) y p (probabilidad de alza) se obtienen de la siguiente forma:

$$u = e^{s\sqrt{\Delta t}}$$

$$d = e^{-s\sqrt{\Delta t}}$$

$$p = \frac{a-d}{u-d} \quad \text{con } a = e^{M\Delta t} \text{ (factor de descuento)}$$

Ahora bien, supongamos que tenemos períodos mensuales, es decir ($\Delta t = 1/12$). Luego, al calcular el modelo CKLS restringido de acuerdo con lo sugerido por RB para el caso de los PDBC, mediante GMM, en su versión discreta, se tiene que las ecuaciones estudiadas son:

$$r_t - r_{t-1} = \beta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

con

$$E[\varepsilon_t] = 0, E[\varepsilon_t^2] = \sigma^2 r_{t-1}$$

Los coeficientes logrados indican que $M = -0.1508$ y $S = 0.216$. Por lo tanto, los parámetros obtenidos son:

$$u = 1.0643$$

$$d = 0.9395$$

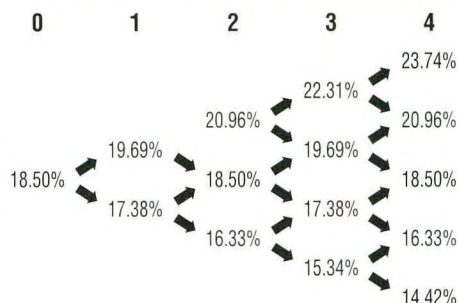
$$p = 0.3848$$

$$a = 0.9875$$

Si el valor inicial de la tasa de interés es 18.5% anual, se obtiene el árbol binomial de la estructura de la tasa

de interés, que se muestra en la Figura 1.1, donde la tasa proyectada de 19.69% en el primer período se logra al multiplicar 18.5% por u . Ahora para lograr 17.38% se tiene que multiplicar 18.5% por d , y así sucesivamente.

Figura 1.1

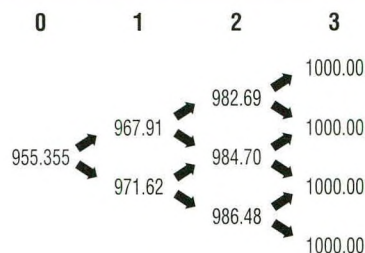


Supongamos que queremos valorar una opción call americana³ sobre un bono cero cupón⁴ que madura en 90 días, con un valor de carátula de \$1000. Además, se asume que el precio de ejercicio de la opción es \$980. Para calcular el precio del bono en cada nodo del árbol, debemos trabajar hacia atrás a través de él, donde el bono vale \$1000 al final del tercer mes (período 3). La tasa de interés se define como $r_{ij} = r u^i d^{j-i}$ y P_{ij} como el valor del bono en el período $t + i\Delta t$:

$$P_{ij} = e^{-r_{ij}\Delta t} [p P_{i+1,j+1} + (1-p) P_{i+1,j} + c] \quad (2)$$

Donde c es el cupón del bono, que en este caso será cero. Los valores del bono en cada nodo se muestran en la Figura 1.2.

Figura 1.2



Por último, debemos calcular el precio de la opción. Se define f_{ij} como el valor de la opción en el período $t + i \Delta t$, donde la tasa de interés es r_{ij} :

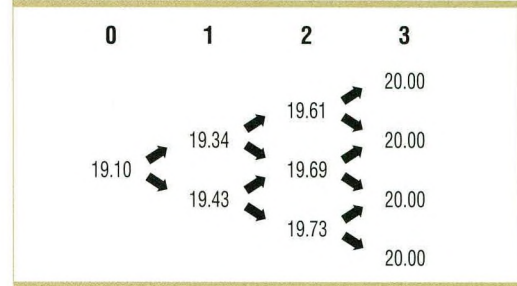
$$f_{3j} = \text{Max} [P_{3j} - 980, 0]$$

y cuando $i < 3$:

$$f_{ij} = \text{Max} [P_{ij} - 980, e^{-r_{ij}\Delta t} (pf_{i+1,j+1} + (1-p)f_{i+1,j})]$$

Los valores de la *call* en cada nodo del árbol se presentan en la Figura 1.3. Como se puede ver, el valor de la opción es 19.10. Por lo que, gracias a este procedimiento se puede valorar el activo subyacente del bono y su *call* al contar con los parámetros de la ecuación del comportamiento de la tasa de interés, a partir del modelos CKLS restringido.

Figura 1.3



- 1 Aplicar el Modelo CKLS en su versión no restringida exige un nivel de complejidad mayor al presentado aquí, sin embargo, el ejercicio en cuestión cumple con el objetivo de ser una aplicación directa y sencilla de los modelos estudiados en este artículo
- 2 Para mayor detalle ver Hull, J. (1993), capítulos 14 y 15.
- 3 Opción de compra a plazo fijo
- 4 Bono que paga el principal al final de su período de duración

Parisi y Parisi (1998) y Zuñiga (1998), el cual se describe a continuación:

$$r_t - r_{t-1} = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

$$\varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma_{t-1}^2 | \zeta_{t-1}) \quad (3)$$

Donde r_t es la tasa de interés libre de riesgo en el momento t ; α, β, a_0, a_1 , y a_2 son los coeficientes de la regresión; ε_t es el error del modelo o las innovaciones; ζ_{t-1} es el set de información en el momento $t-1$. Los errores en las ecuaciones (1) y (2) se distribuyen normalmente con media cero y varianza σ_t^2 , como se indica en la ecuación (3).

La ecuación (1) se conoce como media condicional y la ecuación (2) como varianza condicional. El estudio de esta ecuación se basa en la evidencia empírica con respecto a la inercia temporal de la volatilidad de la tasa de interés nominal y en el efecto significativo que los *shocks* inesperados tienen sobre dicha volatilidad. Esto último se puede interpretar como una sobre-reacción del mercado ante un cambio inesperado en la tasa de interés, que se manifiesta en un incremento de la incertidumbre, reflejada en la volatilidad de esta tasa. Ambos efectos son capturados por las ecuaciones (1) y (2), es decir en la media y varianza condicionada.

Cabe señalar que este modelo no permite que la volatilidad de la tasa de interés sea función de su nivel, como lo señalan la mayoría de los modelos teóricos⁴ de un solo factor, tales como los propuestos por Brennan y Schwartz (1979, 1980); Dothan (1978); Cox, Ingersoll y Ross (1985). Para superar este problema se intentó calcular el modelo GARCH-X, el cual permite que la volatilidad de la tasa libre de riesgo dependa del nivel de la tasa de interés nominal de corto plazo. Sin embargo, los parámetros entregados para el caso de la tasa de captación bancaria indicaron la inconsistencia de este modelo, aun cuando se utilizaran diferentes procesos de iteración y valores iniciales, razón por la cual no se presentan estos resultados.

Otro modelo que se estudia es el sugerido por CKLS (1992), que, al igual que nosotros, utiliza una estructura econométrica simple para comparar los modelos estocásticos de la tasa de interés nominal de corto plazo, formulación que captura la dinámica del cambio por medio de la siguiente ecuación estocástica diferencial:

$$dr = (\alpha + \beta r) dt + \sigma r^\gamma dZ \quad (4)$$

⁴ Para más detalle ver Parisi (1998).

En que r es la tasa de interés; t denota tiempo; en tanto que, α , β y γ son parámetros; σ es la desviación estándar del cambio continuo de la tasa libre de riesgo; y dZ es un incremento con un proceso Wiener⁵. Esta formulación dinámica permite que la media y la varianza condicionadas de los cambios en la tasa de interés de corto plazo dependan de su nivel, de acuerdo con lo sugerido por múltiples modelos de un factor (ver recuadro 2). La particularidad de este modelo, en su versión discreta, es que logra incorporar la intuición de que tanto la dinámica del cambio en la tasa de interés como su volatilidad se ven afectadas por el nivel de la tasa. Es decir, cuando la tasa de interés es alta, entonces el cambio y la volatilidad también lo son, cuestión observada durante 1997 y 1998 en economías de países en vías de desarrollo.

CKLS (1992) calcula la ecuación (4) por medio del procedimiento GMM, pero en su versión discreta y sin imponer restricciones sobre los parámetros, a diferencia de otros modelos de cambio en la tasa de interés de corto plazo, como los presentados en el recuadro 2. Esta metodología de estimación ha sido ampliamente utilizada por diferentes autores, como Gibbons y Ramaswamy (1987); Harvey (1988); Longstaff (1989); y Longstaff y Schwarz (1992), entre otros. La razón para la amplia difusión de este procedimiento se basa en que de acuerdo con el método de momentos, si uno tiene una muestra sacada de alguna distribución, se puede estimar cualquier momento de la distribución con el correspondiente momento de la muestra, lo que se justifica a partir de la ley de los grandes números. Al hablar de GMM, muchas generalizaciones se pueden derivar, algunas relacionadas con el simple hecho de relajar el supuesto de que los errores se distribuyen idéntica e independientemente (i.i.d.), por ejemplo, donde no se asume distribución alguna sobre la muestra estudiada, lo que claramente facilita la interpretación de los resultados y su procedimiento, permitiendo además,

no sólo probar modelos, sino que también definir parámetros, en el sentido de entregar un mapa de parámetros definidos para un modelo.

En el modelo anteriormente descrito se aplicó una modificación metodológica sugerida en Parisi y Parisi (1998), considerando las aplicaciones en conjunto de CKLS (1992) y BHK (1996), donde el coeficiente de varianza en el modelo original de CKLS (1992) es reemplazado por la varianza condicionada del modelo GARCH como variable exógena. La significancia del nivel de la tasa libre de riesgo en la varianza condicionada se determina por medio del estudio del coeficiente γ , a partir de las siguientes ecuaciones:

$$r_t - r_{t-1} = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

con

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_t] &= 0 \\ E[\varepsilon_t^2] &= \sigma_{t-1}^2 r_{t-1}^{2\gamma} \end{aligned} \quad (6)$$

La ecuación (6) presenta la modificación efectuada, ya que se utiliza σ_{t-1}^2 , en vez de σ^2 , utilizada en el modelo CKLS (1992) original⁶. El cálculo de este modelo se hace mediante el procedimiento GMM. La ventaja se observa en el hecho de que permite incorporar las virtudes de los modelos de un factor y de los modelos GARCH, tanto en el cambio de la tasa de interés como en su volatilidad condicionada.

Otro aporte metodológico de este trabajo dice relación con la estimación en conjunto del comportamiento de los PDBC y la tasa de colocación bancaria, utilizando la metodología propuesta por Ilmanen (1994). La metodología sugerida por este autor resulta a partir de un modelo de Variables Latentes⁷ Simples (SLVM) estimado por medio del procedimiento GMM, como se muestra en la ecuación (7).

$$\begin{pmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha & \beta & \sigma & \gamma \\ \lambda^* \alpha & \lambda^* \beta & \lambda^* \sigma & \lambda^* \gamma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_{0,t} \\ Z_{1,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Donde $r_{i,t}$ es la tasa de interés mensual anualizada para los bonos nominales del Banco Central si i es igual a 1 o la tasa nominal de colocación bancaria si i es igual a 2. Las variables instrumentales, Z , incluyen una constante y la tasa de interés nominal

⁵ Un proceso Wiener se obtiene a partir del límite de un proceso de Random Walk, cuando t tiende a cero, donde la variable Z , que sigue el proceso Wiener, puede ser entendida al considerar los cambios en su movimiento en pequeños intervalos de tiempo. Un proceso Wiener es un tipo particular de un proceso estocástico Markov. Este último sido usado en física para describir el movimiento de una partícula que está sujeta a un gran número de shocks moleculares.

⁶ Ver ecuación (4).

⁷ Latente o no-observable.

RECUADRO 2

Reseña de modelos de un factor de la tasa de interés nominal de corto plazo

Por lo general se asume que la tasa de interés de corto plazo está dada para cada momento y estado de la naturaleza. Aun cuando este es un buen supuesto práctico, existe una alternativa, que consiste en especificar el comportamiento de la tasa de interés de corto plazo por medio de la ecuación de Ito, similar al proceso dado al comportamiento de las acciones, lo cual nos permite trabajar en tiempo continuo. En este contexto, podemos definir que la tasa instantánea de interés de corto plazo $r(t)$ es satisfecha en una ecuación del tipo de Ito, como se muestra a continuación,

$$dr = \mu(r, t)dt + \sigma(r, t)dZ$$

Donde $z(t)$ es un proceso Wiener¹ estandarizado en un mundo neutral al riesgo. Dando una condición inicial para $r(0)$, la ecuación define un proceso estocástico de $r(t)$. Muchos modelos han sido propuestos como una buena aproximación al comportamiento efectivo de la tasa de interés, los cuales discutimos a continuación, pero no sin antes mencionar que la estimación de sus parámetros se debe realizar en su versión discreta, la cual se comenta más adelante.

Merton (1973)	$dr = \alpha dt + \sigma dZ$
Vasicek (1977)	$dr = (\alpha - \beta r)dt + \sigma dZ$
Cox, Ingersoll y Ross (CIR SR)	$dr = (\alpha - \beta r)dt + \sigma r^{1/2}dZ$
CKLS (1992)	$dr = (\alpha - \beta r)dt + \sigma r^\gamma dZ$

El modelo de Merton (1973) es usado por su autor para derivar un modelo de valorización de bonos descontados, por medio de un proceso estocástico de la tasa libre de riesgo que es simplemente un movimiento browniano (o, equivalentemente, proceso de Wiener) con un drift. Por su parte Vasicek (1977) logra su modelo a partir de un modelo de equilibrio de valoración de bonos descontados. Asimismo, el modelo CRS SR (1985) ha sido empleado para determinar modelos de valorización de activos sensibles a la tasa

de interés. Los supuestos detrás de los modelos de un factor no son tan restrictivos como parecen a primera vista, en especial con respecto a la variabilidad en la forma de la estructura intertemporal de la tasa de interés, pudiendo ser ésta constante, ascendente o decreciente. En esencia, los modelos de un factor suponen que todos los cambios en las tasas de interés son en la misma dirección, en un intervalo corto de tiempo, lo cual no significa que se muevan en la misma proporción.

Para poder investigar la aplicabilidad de estos modelos en diferentes mercados, diversos autores recomiendan transformar la continuidad de éstos en su versión discontinua. En particular, CKLS (1992) recomienda realizar la siguiente transformación, basado en Brennan y Schwartz (1982); Dietrich-Campbell y Schwartz (1986); Harvey (1988); Sanders y Unal (1988), entre otros.

$$r_{t+\Delta t} - r_t = \alpha + \beta r_t + \varepsilon_t$$

con

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 r_t^\gamma$$

Por su parte los modelos de Brenner, Harjes y Kroner (1986) son una proposición de estimación de los modelos continuos, en su versión discontinua, por medio de modelos GARCH, que tratan de capturar los fenómenos documentados en los modelos de un factor². Dentro de estos fenómenos se encuentran la relación entre nivel de tasa y su volatilidad, principalmente. Sin embargo, estos autores y aplicaciones posteriores presentan una alta dificultad al momento de evaluar la aplicabilidad de sus resultados a situaciones relacionadas con derivar la estructura intertemporal, o valorización de activos sensibles a la tasa de interés de corto plazo, siendo estas su mayor desventaja.

1 Ver nota 5, en el artículo.

2 Para mayor detalle con relación a los modelos GARCH, ver Magendzo (1998).

rezagada, de cada variable explicada. Los test-t son estimados a partir de los coeficientes, empleando los errores estandarizados ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden, de acuerdo con el procedimiento sugerido por Newey y West (1987). En tanto que $\alpha, \beta, \sigma, \gamma$ y λ son coeficientes de la estimación, suponiendo que las ecuaciones de media y varianza están dadas por el modelo propuesto por CKLS (1992), en su versión discreta.⁸

El procedimiento SLVM implica que la tasa de interés de los bonos del gobierno y de las colocaciones bancarias son proporcionales en λ_i , y entonces, están perfectamente correlacionadas si λ_i no es estadísticamente significativo diferente de uno. La tasa de interés nominal del activo i sería,

$$r_{i,t} = \beta_i \lambda_i = \beta_i \left(\sum_{n=0}^N \phi_n Z_{n,t} \right) = \sum_{n=0}^N w_{in} Z_{n,t} \quad (8)$$

Donde $w_{in} = \beta_i \phi_n$. El retorno del activo i varía entre los activos sólo en la medida en que los betas sean diferentes entre sí. La intuición de este modelo está dada por la necesaria interrelación entre los *shocks* de información que se genera entre ambas tasas de interés, lo cual podría dar paso a una mejor predicción y explicación del cambio en la tasa de interés y su volatilidad.

También estudiaremos los modelos ingenuos, donde el cambio en la tasa de interés nominal está explicado por un modelo AR(1). Cabe recordar que la volatilidad incondicional observada se logra a partir del cuadrado de la tasa de interés, cuestión sugerida en CKLS (1992), es por ello que la volatilidad condicional arrojada por el modelo AR(1) o ingenuo resulta a partir de la tasa de interés condicional al cuadrado o su media condicional al cuadrado.

Las pruebas que examinamos dicen relación con el grado de explicación de los modelos sobre el cambio en la tasa de interés y su volatilidad. Para ello seguimos la metodología propuesta por CKLS (1992), quienes recomiendan medir el poder de

explicación del cambio en la tasa de interés nominal de corto plazo y de la tasa de interés al cuadrado como *proxy* de la volatilidad de la tasa libre de riesgo. Esto se obtiene calculando, en primer lugar, las series de tiempo de los cambios en la tasa de interés nominal de corto plazo condicional y la varianza condicional para cada modelo, usando los valores ajustados de las ecuaciones indicadas anteriormente. Luego se calcula la proporción de la variación total *ex post* del cambio en la tasa en estudio o del cambio al cuadrado, que puede ser explicada por las ecuaciones de media y varianza condicionadas, que se presentan a continuación.

$$r_t = \alpha_i + \beta_i \hat{r}_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$\sigma_t = \alpha_i + \beta_i \hat{\sigma}_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

El diagnóstico está dado por el R² de dichas regresiones, que llamaremos R¹² y R²², respectivamente, los cuales se obtiene por el método de mínimos cuadrados ordinarios aplicados sobre las ecuaciones (9) y (10), para el caso de la tasa de interés y volatilidad respectivamente, donde i es el modelo en estudio, con $i = \text{CKLS, GARCH, Parisi y Parisi, Ilmanen e Ingenuo}$. Estos R²s, según CKLS (1992), entregan información acerca de la exactitud con la que cada modelo es capaz de explicar el cambio y volatilidad de la tasa de interés nominal de corto plazo en Chile. Es decir, en la medida que los R²s sean más cercanos a uno, mejor será el poder de predicción del modelo en estudio.

Alternativamente, para verificar la capacidad de predicción de los modelos teóricos e ingenuos, haremos pruebas de predicción de signo dentro y fuera de la muestra, para el cambio en la tasa de interés. En efecto, uno de los usos de los modelos estudiados dice relación con la capacidad de predecir el cambio en la tasa de interés para el próximo período, indicando un alza o disminución de la tasa de interés esperada, en que el modelo que arroja un mayor número de aciertos será el mejor. Paralelamente, para el caso de la volatilidad esperada, estudiaremos las bondades de los modelos estudiados en torno a su capacidad predictiva, donde el modelo que entregue un menor error absoluto entre la volatilidad proyectada y la observada será el recomendado.

⁸ σ es una aproximación de la desviación estándar.

TABLA 1

Coeficientes y Resultados para el Modelo GARCH (1992) Versus Modelos Ingenuos

$$r_t - r_{t-1} = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2$$

	α	β	a_0	a_1	a_2	R^2_1	R^2_2
GARCH PDBC	0.056 (2.946)*	-0.390 (3.565)**	0.001 (1.629)**	0.439 (3.608)*	0.589 (5.764)*	0.714	0.293
GARCH Captación	0.42 (3.164)*	-0.320 (4.122)*	0.001 (1.543)	0.600 (2.897)*	0.495 (0.00)*	0.761	0.329
Ingenuo PDBC ¹						0.389	0.284
Ingenuo Captación ²						0.361	0.469

En paréntesis se entregan el t-test, donde * indica significativo al 5% y ** al 10%.

¹ El coeficiente logrado en el Modelo AR(1) es de 0.908, significativo en términos estadísticos al 1%.

² EL coeficiente logrado en el modelo AR(1) es de 0.915, significativo en términos estadísticos al 1%.

RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados logrados a partir de la estimación de los modelos comentados en la sección anterior. En particular se discutirán las implicancias de los modelos teóricos con relación a los resultados de las proposiciones de carácter ingenuo. Los datos utilizados son similares a los empleados por Edwards (1998), para el caso de las tasas bancarias de colocación promedio mensual⁹ desde enero 1990 a junio de 1997. Por su parte, las tasas de los bonos nominales del gobierno a 30 días se lograron a partir del promedio mensual entregado por el Banco Central para el período en cuestión en sus licitaciones semanales de PDBC¹⁰. Cabe recordar que la autoridad monetaria eliminó los bonos cupón cero a treinta días en julio de 1997, introduciendo los PDBC a 42 días y a 90 días, es por esta razón que la muestra termina en junio de 1997. La fecha de comienzo de la muestra en estudio se fijó en función de los profundos cambios introducidos en Chile a partir de esa fecha en cuanto a la política de metas de inflación y al acceso al mercado internacional de capitales¹¹.

Con relación a la estimación del comportamiento de la tasa de interés de corto plazo para el caso chileno, usando los modelo GARCH sugeridos por

BHK (1996), se lograron los coeficientes que se presentan en la Tabla 1. El procedimiento de estimación es el sugerido por BHHH¹² (1974).

De la tabla anterior, se desprende que los modelos GARCH(1,1) explican el cambio de las tasas de interés en cuestión, en mejor medida que los modelos ingenuos, pero no se observa una explicación superior en la varianza condicionada de las tasas en estudio por parte de los modelos GARCH, en relación con los modelos ingenuos. Cabe señalar que también se observa el fenómeno de reversión a la media, por medio del signo del coeficiente β , el cual es negativo, al igual que en otras investigaciones.

Los resultados para el modelo de CKLS (1992) se entregan en la Tabla 2. De esta tabla se desprende que en el período estudiado, ambas tasas presentan un comportamiento similar, donde la totalidad de los coeficientes son significativos. Es destacable el hecho de que ambas muestras indican la presencia de reversión a la media.

⁹ El test ADF fue de 4.89, y el PP test estadístico fue de 4.92, ambos rechazan la hipótesis de raíz unitaria al 1% de significancia.

¹⁰ El test ADF fue de 4.49, y el PP test estadístico fue de 5.085, ambos rechazan la hipótesis de raíz unitaria al 1% de significancia.

¹¹ Además de ser la sugerida por Edwards (1998), lo cual permite tener una mayor amplitud de investigaciones con respecto a la tasa de interés de corto plazo y su volatilidad para el caso chileno.

¹² Berndt, E., B. Hall, R. Hall y J. Hausman.

TABLA 2

Coeficientes y Resultados para el Modelo de CKLS (1992) versus Modelos Ingenuos

$$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma r^\gamma dZ$$

	α	β	σ	γ	R^2_1	R^2_2
PDBC	0.0629 (3.473)*	-0.325 (-4.200)*	0.329 (4.093)*	0.9218 (3.263)*	0.831	0.693
Captación	0.053 (3.254)*	-0.288 (-4.003)*	0.307 (3.988)*	0.932 (3.456)*	0.843	0.592
Ingenuo PDBC					0.389	0.284
Ingenuo Captación					0.361	0.469

En paréntesis se entregan el t-test, donde * indica significativo al 5%.

TABLA 3

Coeficientes y test para el modelo CKLS (1992) modificado

$$r_t - r_{t-1} = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{donde: } E[\varepsilon_t] = 0 \text{ y } E[\varepsilon_t^2] = \sigma_{t-1}^2 r_{t-1}^{2\gamma}$$

Parisi y Parisi (1998)	α	β	γ	R^2_1	R^2_2
PDBC	0.077 (4.260)*	-0.430 (-3.897)*	0.081 (1.814)	0.710	0.585
Captación	0.069 (4.487)*	-0.396 (-4.043)*	0.072 (1.605)**	0.715	0.518
Ingenuo PDBC				0.389	0.284
Ingenuo Captación				0.361	0.469

En paréntesis se entregan el t-test, donde * indica significativo al 5%, ** al 10%.

De la tabla anterior se desprende que el modelo sugerido por CKLS (1992) entrega una mejor explicación del comportamiento de la tasa de interés de corto plazo en Chile en su media y varianza, tanto para la muestra de los bonos del gobierno como para la muestra de los depósitos bancarios, en comparación con los modelos ingenuos, lo que se desprende al comparar los R^2_1 y R^2_2 arrojados por los modelos teóricos e ingenuos. También es destacable el hecho

de que el coeficiente γ no se encuentra en el rango correcto, es decir, que el modelo, debido al valor de sus coeficientes, no pertenece a la clase de tractable affine-yield¹³ y obliga a resolver la estructura intertemporal de la tasa de interés en fórmula numérica, de acuerdo con Harvey, Lo y MacKinlay (1996).

Al compatibilizar la metodología de CKLS (1992) con la de los modelos GARCH, conforme a lo sugerido por Parisi y Parisi (1998), se obtuvieron los coeficientes y resultados que se muestran en la Tabla 3. Es destacable que este modelo, al igual que los anteriores, indica la presencia de reversión a la media en la tasa de interés nominal de corto plazo en

¹³ Concepto que engloba a los modelos simples, en los cuales todas las variables relevantes son lognormales y los logaritmos de las TIR de los bonos son lineales con respecto a las variables en estudio.

TABLA 4

Coeficientes y resultados para el modelo de Ilmanen (1994) modificado^a

$$\begin{pmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha & \beta & \sigma & \gamma \\ \lambda^* \alpha & \lambda^* \beta & \lambda^* \sigma & \lambda^* \gamma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_{0,t} \\ Z_{1,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}$$

	α	β	σ	γ	λ	PDBC		Captación	
						R^2_1	R^2_2	R^2_1	R^2_2
Ilmanen	0.080	-0.446	0.217	0.748	0.987	0.647	0.629	0.682	0.578
	(5.869)*	(-8.075)*	(3.841)*	(2.828)*	(25.35)*				
Ingenuo						0.389	0.284	0.361	0.469

En paréntesis se entrega el t-test, donde * indica significativo al 5%.

^a Notar que los coeficientes se estiman simultáneamente para ambas ecuaciones. Los coeficientes correspondientes a la ecuación para la tasa de captación se obtienen de multiplicar los de la tasa de los PDBC (o sea, $\alpha, \beta, \sigma, \gamma$) por el parámetro λ .

Chile, tanto para la tasa de los bonos de gobierno como para la tasa de colocación bancaria.

A partir de estos resultados, se ratifican las conclusiones dadas por Parisi y Parisi (1998) con relación a la poca significancia del nivel de la tasa de interés de corto plazo en la varianza del cambio de esta variable. Lo anterior se verifica por medio de la poca significancia estadística del coeficiente γ , el cual en los dos casos no es diferente de cero a un 5% de nivel de confianza. Sin embargo, el poder de explicación del modelo es muy superior al de los modelos ingenuos, tanto en cambio como en varianza. Claramente el poder de explicación del comportamiento de las tasas en estudio por parte del modelo CKLS (1992) mejorado es significativo, especialmente con relación al cambio en la tasa de interés nominal en Chile, sea ésta la de los bonos del gobierno o la bancaria, lo que se verifica por un R^2_1 de 0.710 y 0.715 versus un 0.389, arrojado por el modelo ingenuo.

Por último, la aplicación de la metodología sugerida por Ilmanen (1994) al caso de la tasa de interés nominal de corto plazo en Chile para los bonos del gobierno y de los créditos bancarios arroja resultados similares a los anteriores, como se observa en la Tabla 4.

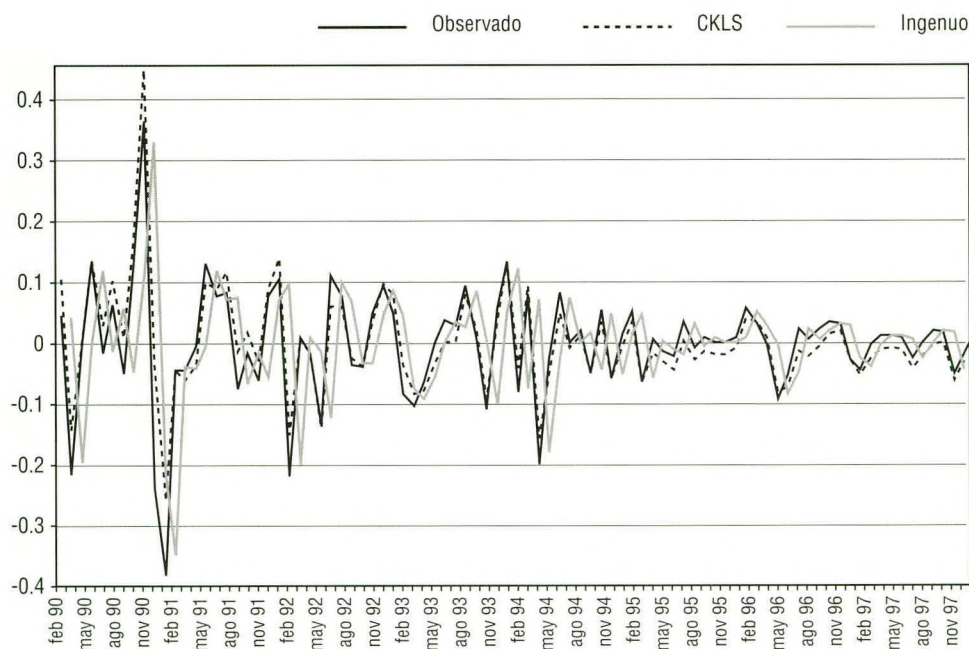
En efecto, los coeficientes permiten verificar el fenómeno de reversión a la media, donde el coeficiente λ es estadísticamente significativo y

negativo al nivel de 5%. Además, el coeficiente λ es significativo y positivo, lo que implica que ambas tasas se comportan en forma similar y son explicadas por las mismas variables, destacando que este coeficiente λ es muy cercano a uno. De hecho, el test-t rechaza la hipótesis de que éste no sea uno con 95% de confianza. Por su parte, el coeficiente γ no se encuentra dentro del rango correcto, lo que indicaría la imposibilidad de poder inferir la estructura intertemporal de la tasa de interés en Chile a partir del comportamiento de la tasa de corto plazo. A pesar de este problema, los modelos teóricos explican el cambio de la tasa de interés y su volatilidad condicional es mayor que la de los modelos ingenuos, tanto para la muestra de los bonos del Banco Central como la de las colocaciones de los bancos comerciales, cuestión que se desprende al observar los test descritos por R^2_1 y R^2_2 .

Asimismo, se realizaron varias estimaciones para encontrar cambios estructurales en el caso de los modelos CKLS (1992), Parisi y Parisi (1998) e Ilmanen (1994), para diferentes posibles períodos. Los resultados indican que los modelos son capaces de capturar dichos cambios estructurales considerando toda la muestra, donde los coeficientes logrados no son estadísticamente diferentes a los entregados en las tablas anteriores, indicando que los posibles cambios estructurales no afectan a los modelos calculados y a las implicancias

GRÁFICO 1

Cambio PDBC



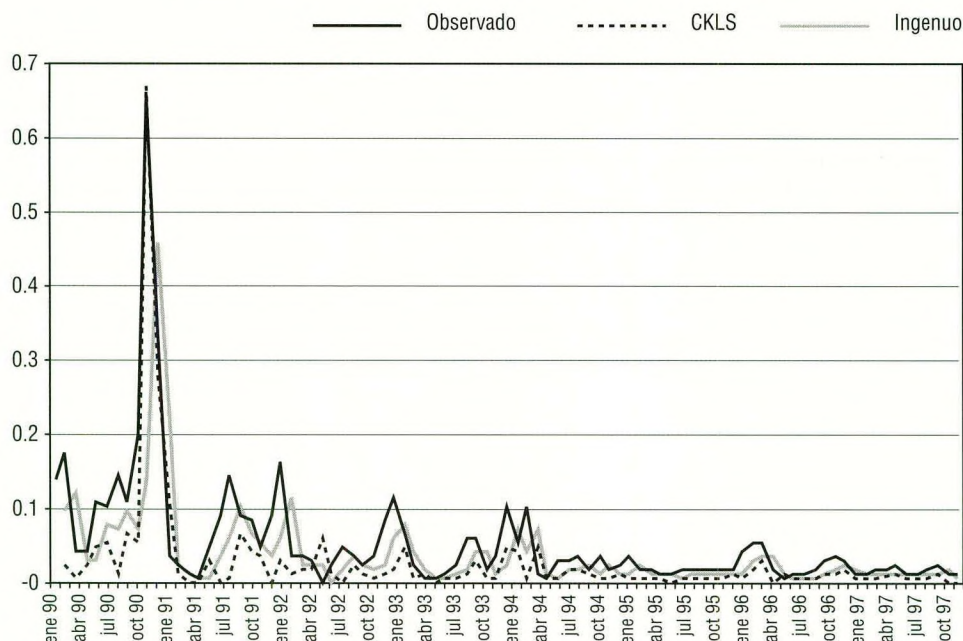
arrojadas a partir de sus coeficientes. Estos resultados son similares a los logrados en CKLS (1992) y Parisi (1998), en cuanto a la habilidad explicativa de los modelos estudiados y los resultados logrados en este estudio. Sin embargo, al tratar de estudiar posibles cambios estructurales a partir del modelo GARCH, los resultados no fueron posibles de lograr por problemas de convergencia de los coeficientes.

Ahora bien, con respecto a la capacidad predictiva de los modelos teóricos, se puede señalar que éstos logran un mejor desempeño que los modelos ingenuos. En efecto, en el caso del modelo CKLS, el de mejor desempeño explicativo, también lo es en su habilidad predictiva dentro de la muestra, entregando 74% de aciertos con respecto al sentido del cambio en la tasa de interés nominal, en comparación con 44% en el caso de los modelos ingenuos. Además, a partir de los gráficos 1 y 2, se puede observar que el grado de

explicación del modelo CKLS versus el de los modelos ingenuos es considerable. En este caso, se puede destacar que el modelo CKLS coincide en reiteradas ocasiones con los cambios efectivos, superando ampliamente lo recomendado por el modelo ingenuo, especialmente en los *peaks*.

Con respecto a la capacidad predictiva fuera de la muestra, donde se estimaron los modelos usando treinta observaciones y proyectando la observación 31, se logra un porcentaje de aciertos de 71%, en el caso del modelo CKLS, versus 48%, en el caso del modelo ingenuo. El error promedio mensual¹⁴ del modelo CKLS fue de 0.212%, en tanto que para el caso del modelo ingenuo este resultado fue de 0.669%, ambos resultados con respecto a la tasa mensual. A la luz de estos resultados, queda de manifiesto la conveniencia de emplear los modelos teóricos al momento de proyectar el cambio en la tasa de interés nominal de corto plazo en Chile. Esta conclusión es extensiva para el resto de los modelos teóricos estudiados, pero en menor nivel.

¹⁴ El error de la estimación se calculó como el valor absoluto de las diferencias entre el modelo estudiado y el cambio efectivo.

GRÁFICO 2**Variación PDBC**

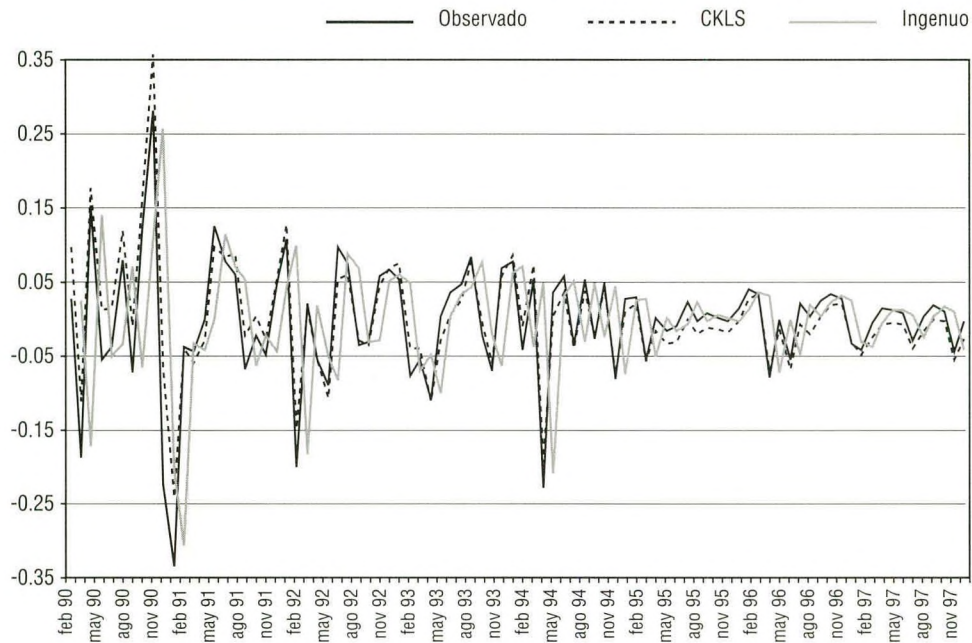
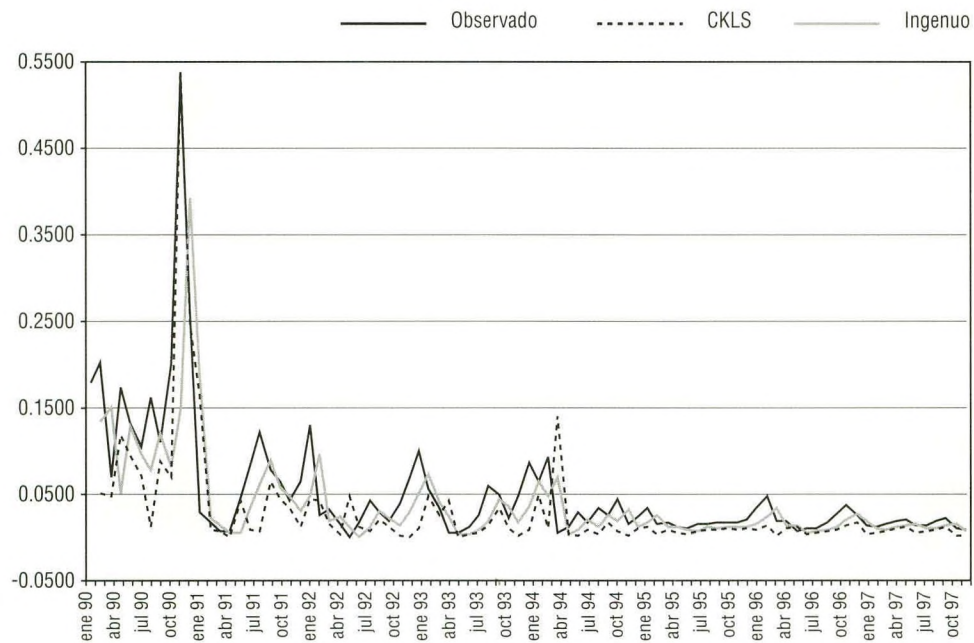
Al estudiar la capacidad de proyectar la volatilidad, los modelos teóricos también se desempeñan mejor que los ingenuos, al considerar los errores absolutos de la estimación, tanto en su versión dentro como fuera de la muestra. En efecto, el modelo CKLS, en su varianza, entrega un error absoluto de 0.01703, en tanto que el modelo ingenuo entrega un resultado de 0.026189. De este resultado se concluye lo recomendable del uso de los modelos teóricos por sobre los ingenuos, al momento de proyectar la volatilidad de la tasa de interés nominal en Chile. Al construir los gráficos 3 y 4, a partir de la volatilidad observada y las sugeridas por los modelos CKLS e ingenuo, se destaca el hecho de que el modelo teórico es más acertado durante toda la muestra, especialmente en los *peaks*, al igual que en el caso del cambio en la tasa de interés, lo que hace recomendable emplear los modelos sofisticados al momento de predecir y explicar la tasa de interés y su volatilidad.

Finalmente, los modelos estudiados presentan limitaciones con relación a otros más sofisticados, conocidos como modelos de dos o tres factores, así como los modelos no paramétricos, como los

sugeridos por Stanton (1997) y Jiang (1998), los cuales critican a los discutidos en este artículo, debido a las limitaciones que éstos presentan al suponer linealidad de los coeficientes. Sin embargo, en este artículo no se pretende agotar el estudio de los modelos de tasas de interés, sino más bien dar pie a la discusión y aplicación de modelos de tasa de interés en Chile.

CONCLUSIONES

Del análisis es posible concluir que el comportamiento de la tasa de interés de corto plazo en Chile puede ser explicado y proyectado por modelos teóricos. En particular, y como se desprende de los resultados arrojados por el modelo de Ilmanen (1994) modificado, tanto las tasas de interés nominales de los bonos del Banco Central como las bancarias se mueven en función de las mismas variables, y además están fuertemente influenciadas entre sí. Lo anterior permite zanjar la discusión referente a qué tasa es la relevante al momento de definir el comportamiento de esta variable de corto plazo en la economía chilena, siendo ésta una conclusión destacable de nuestra investigación.

GRÁFICO 3**Cambio Tasa Captación****GRÁFICO 4****Volatilidad de Tasa de Captación**

Además, un resultado novedoso de esta investigación dice relación con la mayor capacidad de predecir de los modelos teóricos respecto de los ingenuos, tanto al momento de estimar el cambio como la volatilidad de la tasa de interés nominal de corto plazo en Chile. En efecto, la conveniencia de emplear los modelos teóricos para proyectar las variables en estudio queda de manifiesto en que el error de predicción de la tasa de interés arrojado por el modelo CKLS fue de tan sólo 0.212% mensual en comparación con el del modelo ingenuo que fue de 0.669%, mensual. Cabe señalar que la probabilidad de predecir correctamente el signo del cambio en la tasa de interés nominal en Chile, usando los modelos teóricos, varía entre 71% y 64%, dependiendo del modelo en cuestión. En tanto que para el modelo ingenuo, esta probabilidad fue de tan sólo 48%.

Es interesante consignar, además, que el fenómeno de reversión a la media de las tasa de interés se observa en todos y cada uno de los modelos estudiados, cuestión que es consistente con investigaciones previas

Por último, esta investigación permitirá a los inversionistas sofisticados poder aplicar modelos de comportamiento para sus predicciones de tasa de interés de corto plazo, y a la vez contar con modelos de estimación de volatilidad para poder valorar instrumentos derivados a partir de la tasa de interés de corto plazo en Chile. Cabe señalar que uno de los requisitos para la modernización del mercado de capitales chileno es contar con instrumentos derivados en función de la tasa de interés nominal de corto plazo, como el caso presentado en el recuadro 1.

REFERENCIAS

- Berndt, E., B. Hall, R. Hall y J. Hausman (1974). "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models." *Annals of Economic and Social Measurement* 3(4): 653-65
- Brennan, M. y E. Schwartz (1979). "A Continuous Time Approach to the Pricing of Bonds." *Journal of Banking and Finance* 3 (1): 133-55.
- Berndt, E., B. Hall, R. Hall y J. Hausman (1980). "Analyzing Convertible Bonds." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15 (4): 907-29.
- Brenner, R., R. Harjes y K. Kroner (1996). "Another Look at Models of the Short-Term Interest Rate." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31(1): 85-108.
- Bollerslev, T. (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 31(3): 307-27
- Chan, K., G. Karolyi, F. Longstaff y A. Sanders (1992). "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate." *Journal of Finance* 47 (3): 1209-27.
- Cox, J., J. Ingersoll y S. Ross (1980). (1985). "A Theory of the Term Structure of Interest Rates." *Econometrica* 53 (2): 385-407.
- Dothan, U. (1978). "On the Term Structure of Interest Rates." *Journal of Financial Economics* 6 (1): 59-69.
- Edwards, S. (1998). "Interest Rate Volatility, Contagion and Convergence: An Empirical Investigation of the Cases of Argentina, Chile and Mexico." *Journal of Applied Economics* 1 (1): 55-86.
- Gibbons, M. y K. Ramaswamy (1987). "The Term Structure of Interest Rate: Empirical Evidence." Working paper, Stanford University, Stanford, California.
- Hansen, L. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments estimators." *Econometrica* 50 (4): 1029-54.
- Harvey, C. (1988). "The Real Term Structure and Consumption Growth." *Journal of Financial Economics* 22 (2): 305-33.
- Harvey, C., A. Lo y A. MacKinlay (1996). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, New Jersey, EE.UU.: Princeton University Press.
- Hull, J. (1993). *Options, Futures, and other Derivative Securities*, 2nd edition. New Jersey, EE.UU.: Prentice Hall.
- Ilmanen, A. (1994). "Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets." *Journal of Finance* 50 (2): 481-506.
- Jiang, G. (1998). "Nonparametric Modeling of U.S. Interest Rate Term Structure Dynamic and Implications on the Price of Derivative Securities." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33 (4): 465-97.
- Longstaff, F. (1989). "A Nonlinear General Equilibrium Model of the Term Structure of Interest Rate." *Journal of Financial Economics* 23 (2): 195-224.
- Longstaff, F. y E. Schwartz (1992). "Interest-rate Volatility and the Term Structure: A two-factor General Equilibrium Model." *Journal of Finance* 47 (4): 1259-82.
- Magendzo, I. (1998). "Inflación e Incertidumbre Inflacionaria en Chile." *Economía Chilena* 1 (1): 29-42.

- Newey W. y K. West (1987). "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation." *International Economic Review* 28 (4): 777-87.
- Parisi, F. (1998). "Tasa de Interés Nominal de Corto Plazo en Chile: Una comparación Empírica de sus Modelos." *Cuadernos de Economía*, N°105 (Agosto): 161-81.
- Parisi, F. y A. Parisi (1998). "Modelos GARCH y la Tasa de Interés Nominal en Chile: Una Evidencia Empírica." *El Trimestre Económico* 65 (4): 519-34.
- Poterba, J. y L. Summer, 1988. "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications." *Journal of Financial Economics* 22 (1):27-59.
- Stanton, R. (1997). "A Nonparametric Model of Term Structure Dynamics and the Market Price of Interest Risk." *The Journal of Finance* 52 (5):1973-2001.
- Zúñiga, S. (1999). "Modelo de Tasa de Interés, una Revisión." *Cuadernos de Economía* N° 108: 875-95.