

CARACTERIZACIÓN DE LA ESTRUCTURA DE TASAS DE INTERÉS REALES EN CHILE *

Fernando Lefort G.
Eduardo Walker N.**

INTRODUCCIÓN

Este artículo pretende caracterizar la estructura de tasas de interés reales en Chile y sus cambios a través del tiempo desde un punto de vista empírico. Esta caracterización es necesaria para analizar las teorías que eventualmente pueden explicar la evidencia chilena.

La literatura presenta diversas hipótesis para explicar la estructura de tasas de interés y su evolución a través del tiempo.¹ Estas son las de Expectativas, en sus diversas formas, de Segmentación de Mercados, de Preferencia por Liquidez y de Hábitat Preferido. Algunas de estas hipótesis se han caracterizado posteriormente en el contexto de modelos de equilibrio (como los de Vasicek, 1977 y Cox, Ingersoll y Ross, 1985).

En general, se espera que la estructura de tasas de interés sea creciente y que sólo excepcionalmente tenga pendiente negativa. Cuando esto último ocurre es porque se espera una recesión. Asimismo, una estructura con fuerte pendiente positiva anticiparía una expansión.² La pendiente normalmente positiva se interpreta como fruto de la existencia de premios por liquidez. Sin embargo, dicha evidencia es para tasas de interés nominales, y es probable que tanto la inflación esperada como el riesgo asociado a ella también ayuden a explicar una estructura de tasas creciente.

En el caso chileno, en que la mayor parte de los instrumentos financieros de mediano y largo plazo se encuentran atados a la inflación futura a través de la Unidad de Fomento (UF), se espera que algunos de estos hechos estilizados no se cumplan. En efecto, sobre la base de las tasas reales de los *index-linked-gilts* del Reino Unido, Brown y Schaefer (1994), encuentran que éstas son más estables; que en los tramos iniciales de madurez su estructura a veces es creciente y otras decreciente, pero que tiende a observarse una caída

moderada para plazos mayores. Ellos concluyen que “todas las curvas reales eventualmente caen”.³

Una motivación adicional para estudiar la estructura de tasas de interés es su uso como indicador de la política monetaria. En economías donde no existe un ancla nominal formal, como el tipo de cambio fijo, el uso de estos indicadores es fundamental para monitorear la implementación de una política monetaria específica. En Chile, se ha argüido que el ancla nominal está constituida por la meta de inflación.⁴ Una política monetaria basada en el uso de este tipo de ancla necesita del apoyo de indicadores intermedios. La estructura de tasas forward es un excelente indicador para la política monetaria, puesto que entrega información sobre las expectativas de tasa que tiene el mercado. En particular, la tasa forward larga constituye un excelente indicador de la expectativa del mercado acerca de la futura tasa corta. Esta expectativa se encuentra *filtrada* de los movimientos esperados en las tasas cortas en el corto y mediano plazo.⁵

Una buena aplicación de este concepto para Chile puede encontrarse en Herrera y Magendzo (1997). Estos autores utilizan la estructura de tasas de interés reales chilenas para estudiar las expectativas de los agentes económicos ante un evento importante desde

* Los autores de este artículo agradecemos los comentarios recibidos en el Seminario de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradecemos también especialmente a Luis Oscar Herrera, Vittorio Corbo y dos árbitros anónimos; y a Andrés Elberg, Fabián Carrillo y Jacobo Velasco por la excelente ayuda proporcionada en diversas etapas de este proyecto. Finalmente agradecemos el financiamiento proporcionado por el Fondo de Investigación de la Vicerrectoría Académica de la Pontificia Universidad Católica de Chile.

** Escuela de Administración, Pontificia Universidad Católica de Chile. Correspondencia a flefort@volcan.puc.cl.

¹ Algunas de ellas se remontan al siglo pasado. Véase Fisher (1896), Hicks (1939) y Lutz (1940). Citas en Dumas y Allaz (1996), p.311.

² Véase, por ejemplo, Bodie, Kane y Markus (1996), las citas en p. 424 y p. 441-443.

³ Brown y Schaefer op cit también citan a Woodward (1990), que encuentra resultados similares.

⁴ Ver Valdés (1999).

⁵ Ver Svensson (1994a) y Cozier y Tkacz (1994) para un detallado análisis de la relación entre las tasas de interés forward, la actividad económica y la implementación de la política monetaria bajo tipo de cambio flexible.

el punto de vista de la política monetaria: el ajuste de tasas de abril de 1996.

En este artículo se estima la estructura de tasas de interés en Chile cada 15 días para el período 1992-1998. Se utiliza información diaria lo más cercana posible a mediados y fines de cada mes, que incluye datos del mercado primario y secundario, de Bonos de Reconocimiento, PRBC y PRC.⁶ La estimación se hace a partir del modelo de Nelson y Siegel (1987). El propósito principal es caracterizar la estructura de tasas de interés en Chile y mostrar su evolución a través del tiempo. En resumen, este artículo pretende proveer de una herramienta sistemática para el estudio de los determinantes de la estructura de tasas de interés reales en Chile. Este artículo corresponde a un primer paso en esta dirección al entregar la metodología para analizar la estructura de tasas y la descripción de sus principales características.

Al menos dos estudios anteriores han producido estimaciones de la estructura de tasas de interés en Chile utilizando la metodología de mínimos cuadrados no lineales de Nelson y Siegel (1987): Herrera y Magendzo (1997) y Zúñiga y Soria (1999). Este trabajo complementa dichos estudios en varias dimensiones. Herrera y Magendzo (1997) estiman la estructura de tasas de interés para bonos del Banco Central para un período específico y con el objetivo puntual de analizar un episodio de política monetaria. Este artículo analiza la evolución de la estructura de tasas de interés para un período largo utilizando un mayor número y tipo de papeles, y presenta aplicaciones al análisis de la emisión de bonos cero cupón por el Banco Central de Chile y a diversos eventos internacionales. Además, se emplea un procedimiento diferente de estimación econométrica. Respecto a Zúñiga y Soria (1999), este estudio utiliza una muestra más amplia y analiza diversos eventos. La contribución más importante, sin embargo, consiste en incorporar información de tasas de licitación y transacción de papeles del Banco Central de Chile, además de los datos de tasas de bonos de reconocimiento empleados en Zúñiga y Soria (1999). En particular, el mercado

de bonos del Banco Central de Chile es mucho más líquido que el mercado de bonos de reconocimiento, con volúmenes transados diarios que en promedio son 30 veces mayores. Por otro lado, en este estudio mostramos que la estructura de tasas que se obtiene a partir de ambos tipos de papeles es diferente en muchos casos. En segundo lugar, en este estudio se estima la estructura de tasas de interés a partir de las TIR observadas en un mismo día de transacción. Zúñiga y Soria, en cambio, agregan información de diferentes días para estimar lo que ellos llaman la estructura promedio mensual. Es evidente que nada garantiza que observaciones de tasas de diferentes días pertenezcan a la misma estructura. Finalmente, estimar la estructura de tasas de interés a partir de tasas de retorno de papeles con cupones implica una serie de consideraciones en el procedimiento específico de estimación, que entendemos son de interés por sí mismas. La estimación del modelo de Nelson y Siegel (1987) a partir de bonos cero cupón, como se hace en Zúñiga y Soria (1999) es trivial.

LOS DATOS

La estructura de tasas de interés es el conjunto de las tasas internas de retorno de papeles sin cupones para cada posible fecha de vencimiento (ver recuadro 1 para una explicación más detallada). Para estimar la estructura de tasas de interés reales en Chile, se utilizó información diaria de tasas de interés de diferentes instrumentos emitidos en unidades de fomento con riesgo equivalente de no pago. Es decir, son instrumentos emitidos o respaldados por el Banco Central u otra entidad estatal.

Los datos utilizados provienen de dos fuentes. En primer lugar, se usa información de tasas de licitación para los pagarés del Banco Central de Chile. Esta información incluye licitaciones de pagarés reajustables con cupones (PRC) y de PRBC. La información de tasas de licitación fue proporcionada por el Banco Central de Chile. En segundo lugar, se utilizó información de transacciones de renta fija en la Bolsa de Comercio de Santiago. De este tipo de transacciones se seleccionaron todas aquellas que involucraron papeles del Banco Central (PRC y PDP), o bonos de reconocimiento. Estos últimos corresponden a papeles cero cupón emitidos por el Instituto de Normalización Previsional y cuentan, por lo tanto, con garantía estatal.⁷

⁶ Herrera y Magendzo utilizan el promedio de la última semana de cada uno de los cuatro meses centrados en la fecha de interés. Aquí se supone que puede haber una estructura de tasas distinta cada día, y se toma la del último día de cada quincena.

⁷ Sin embargo, los bonos de reconocimiento se encuentran ligados al IPC, no a la UF.

La información cubre el período comprendido entre abril de 1992 y diciembre de 1998.⁸ En particular, se utiliza información correspondiente a la tasa interna de retorno de licitación y/o transacción, según sea el caso, en la fecha más cercana posible al último día hábil de cada quincena en la que hubo licitación de papeles del Banco Central. No sería correcto utilizar tasas promedio para un mes o semana, puesto que en ese caso nada garantiza que debieran cumplirse las condiciones de ausencia de arbitraje entre rendimientos, retornos y tasas forward.

La muestra así seleccionada considera un total de 161 días (aproximadamente dos por cada mes incluido). Cada día incluye datos de licitación y mercado secundario, con un total de transacciones independientes que fluctúa entre 15 y 269.⁹ La Tabla 1 presenta una descripción de los datos que sirve, además, para ilustrar algunas características del mercado de renta fija en Chile. La Tabla se compone de tres paneles que presentan algunas

estadísticas generales para distintos períodos. La información presentada busca describir el tipo de operación promedio que ocurre diariamente en el mercado de renta fija chileno. Para ello se indica las medias y medianas de la TIR, vencimiento, montos transados y números de operaciones. La información se presenta en forma separada para las licitaciones, y para las transacciones de bonos de reconocimiento, PRC y operaciones en el mercado de puntas.¹⁰

⁸ Hasta mayo de 1995 los PRBC del Banco Central no se licitaban, sino que se ofrecían por ventanilla a una tasa fija. Este factor no invalida el uso de estos papeles para estimar la estructura de tasas, puesto que es evidente que ningún papel de riesgo equivalente a 90 días se transaría a una tasa diferente.

⁹ Es importante notar que cada una de estas "transacciones" representa volúmenes efectivamente transados muy distintos. Mientras que en una licitación de PRC se transan alrededor de 300 mil UF, una transacción típica de bonos de reconocimiento es de mil UF.

¹⁰ El mercado de puntas se estableció para transacciones de instrumentos del Banco Central con vencimientos desde 7 años y un mes hasta 8 años. El mercado de puntas funcionó hasta julio de 1998.

RECUADRO 1

La Estructura de Tasas de Interés

La estructura de tasas de interés corresponde al conjunto de rendimientos al vencimiento (y_{nt}) de un arreglo de bonos sin cupones de distinta madurez.

Al precio de los bonos sin cupones se les conoce como función descuento y se relacionan con los rendimientos al vencimiento o tasas *spot* mediante la siguiente expresión:

$$P_{nt} = \exp\{-ny_{nt}\} \quad (1)$$

En ausencia de oportunidades de arbitraje, el precio de un bono con cupones corresponde a la suma descontada mediante la función descuento de los cupones prometidos:

$$P_{cnt} = \sum_{i=1}^n c_i P_{it} \quad (2)$$

El rendimiento al vencimiento de un bono con cupones o TIR del bono (y_{cnt}), es la tasa de interés que hace que el valor presente de los cupones se iguale al precio del bono:

$$P_{cnt} = \sum_{i=1}^n c_i \exp\{-iy_{cnt}\} \quad (3)$$

y_{cnt} es un complicado promedio de las tasas *spot* y_{it} ($i=1..n$), y depende del patrón específico de cupones que el bono tenga. Por lo anterior, no es aconsejable utilizar estos rendimientos como aproximación para la estructura de tasas.

Tasa *forward*:

Es la tasa que se puede garantizar a partir de la estructura vigente de tasas, para operaciones a realizarse en el futuro.

La relación entre la tasa *forward* para operaciones entre $t+n-1$ y $t+n$, y la tasa *spot* es:

$$f_{nt} = ny_{nt} - (n-1)y_{n-1,t} = y_{nt} + (n-1)[y_{nt} - y_{n-1,t}] \quad (4)$$

Finalmente, la tasa *spot* corresponde al promedio de las tasas *forward*:

$$y_{nt} = \frac{\sum_{i=1}^n f_{it}}{n} \quad (5)$$

El panel A muestra los resultados para el período completo desde abril de 1992 hasta diciembre de 1998. En éste se muestra que, en el mercado de renta fija chilena, las licitaciones de PRC constituyen más de la mitad del total de operaciones diarias.¹¹ En promedio se licitaron 813 mil unidades de fomento,

¹¹ De aquellos días en los que se realizan licitaciones.

¹² Estos promedios fueron obtenidos a partir de 161 días en los que se licitó PRC.

en papeles cuyo vencimiento promedio fue de 12 años y medio, a una TIR promedio de 6.7%.¹² Por otro lado, las transacciones de PRC en el mercado secundario promedian 620 mil unidades de fomento diarias, de las cuales 83 mil UF corresponden al mercado de puntas. Aún más pequeño es el mercado por bonos de reconocimiento. Diariamente se transan, en promedio, 51 mil unidades de fomento. En cuanto a la duración (ver recuadro 2) de estos instrumentos, el panel A de la Tabla 1 indica que el grueso de los

TABLA 1

Descripción de Operaciones Diarias en Renta Fija

A. Desde 14 de Abril de 1992 hasta 29 de Diciembre de 1998

		Bonos de Recon.	Licitaciones	Transacción de PRC	Mercado de Puntas
TIR	Media	7.2%	6.7%	6.9%	6.9%
	Mediana	6.8%	6.5%	6.6%	6.5%
Vencimiento (años)	Media	8.33	12.49	7.94	7.08
	Mediana	8.84	12.80	7.32	7.10
Nº operaciones diferentes	Media	42.2	3.5	18.8	3.3
	Mediana	29.0	5.0	18.0	3.0
Monto transado (miles de UF)	Media	51	813	537	83
	Mediana	32	1,200	440	58

B. Desde 14 de Abril de 1992 hasta 16 de Mayo de 1995

		Bonos de Recon.	Licitaciones	Transacción de PRC	Mercado de Puntas
TIR	Media	7.1%	6.6%	6.7%	6.7%
	Mediana	7.0%	6.5%	6.4%	6.4%
Vencimiento (años)	Media	8.37	12.26	7.01	7.09
	Mediana	9.00	12.80	6.90	7.09
Nº operaciones diferentes	Media	23.1	4.2	17.2	3.5
	Mediana	11.5	5.0	15.0	3.0
Monto transado (miles de UF)	Media	29	1.020	515	80
	Mediana	15	1,200	432	63

C. Desde 30 de Mayo de 1995 hasta 29 de Diciembre de 1998

		Bonos de Recon.	Licitaciones	Transacción de PRC	Mercado de Puntas
TIR	Media	7.4%	6.7%	7.1%	7.1%
	Mediana	6.8%	6.6%	6.6%	6.6%
Vencimiento (años)	Media	8.32	12.80	8.68	7.07
	Mediana	8.76	12.80	8.01	7.11
Nº operaciones diferentes	Media	58.4	2.9	20.1	3.2
	Mediana	46.0	5.0	19.0	2.0
Monto transado (miles de UF)	Media	70	638	556	85
	Mediana	53	1,200	482	45

papeles transados del Banco Central tienen un vencimiento de casi 8 años, mientras que los recién licitados vencen en aproximadamente 12 años y medio. Como los PRC tienen duraciones aproximadas ligeramente inferiores a la mitad de su vencimiento, la duración promedio del mercado de renta fija en Chile ha sido en promedio algo superior a los 5 años, si se consideran tanto las licitaciones como las transacciones en el mercado secundario de instrumentos del Banco Central.^{13 14} A pesar de que los bonos de reconocimiento constituyen un mercado relativamente poco profundo, dado el bajo volumen transado, proveen de una alternativa para inversionistas interesados en adquirir papeles de más largo plazo. En particular, la duración promedio de las transacciones que involucraron bonos de reconocimiento fue de 8.3 años, que representa algo menos del doble que la registrada para operaciones con instrumentos del Banco Central.

La Tabla 1 también entrega información de la tasa interna de retorno promedio por tipo de instrumento.

RECUADRO 2

Duración de un Bono con Cupones

La duración de un bono es una medida del cambio porcentual en el precio del bono frente a cambios en los rendimientos de mercado. Así, dado el precio de un bono con cupones:

$$P_{cnt} = \sum_{i=1}^n \frac{c_i}{(1 + Y_{cnt})^i}$$

donde Y_{cnt} corresponde al rendimiento al vencimiento simple.

La duración es entonces,

$$D_{MAC} = - \frac{\frac{dP_{cnt}}{P_{cnt}}}{\frac{d(1 + Y_{cnt})}{1 + Y_{cnt}}} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{i \cdot c_i}{(1 + Y_{cnt})^i}}{P_{cnt}} \quad (1)$$

Nótese que la duración así definida es un promedio ponderado de los plazos en los que el bono realiza pagos, usando la razón entre el valor presente de cada pago y el precio del bono como ponderador.

La duración representa, por lo tanto, el tiempo promedio que dura nuestra inversión.

Para el período completo (panel A) se observa que en promedio la tasa de los PRC del Banco Central fue más baja en las licitaciones que en las transacciones en el mercado secundario. La duración promedio de estas últimas operaciones fue menor, corroborando la impresión de que, en promedio, la curva de rendimiento en Chile ha tenido pendiente negativa. En contraste, la misma tabla muestra que los bonos de reconocimiento que tienen una mayor duración se transan con un castigo en su precio, representado en una mayor TIR.

Los paneles B y C de la Tabla 1 muestran el mismo tipo de resultados para dos subperíodos. El panel B cubre el período desde abril de 1992 hasta mayo de 1995. Este subperíodo se eligió porque divide la muestra aproximadamente por la mitad, y porque coincide con el período durante el cual el Banco Central de Chile mantuvo una ventanilla abierta para sus instrumentos en unidades de fomento a 90 días (PRBC). El panel C cubre la segunda mitad del período y corresponde a la aplicación por parte del Banco Central de la modalidad de remate para los PRBC.

Al comparar ambos paneles se observa que, en el segundo subperíodo, el nivel promedio de las tasas ha sido más alto para todas las clasificaciones presentadas en la Tabla. Sin embargo, la duración de los instrumentos también fue mayor en el segundo subperíodo, por lo que la comparación de tasas no puede ser hecha directamente. No obstante, es interesante notar que la duración promedio de los bonos de reconocimiento no ha cambiado y su tasa media subió de 7.1% a 7.4%.

No es fácil hacer una comparación similar entre períodos para los instrumentos del Banco Central, puesto que la composición de instrumentos licitados en ambos es diferente. La Tabla 2 en sus tres paneles detalla las operaciones diarias de licitación de instrumentos del Banco Central en los tres períodos discutidos previamente. La Tabla 2 muestra que la estructura de tasas para los PRC licitados ha mostrado, en promedio, una clara pendiente

¹³ La duración depende del vencimiento, de la estructura de cupones y de la tasa de rendimiento del papel al momento de la transacción. Para tasas razonables, los bonos con cupones del Banco Central de Chile tienen duraciones en años algo menores a la mitad del número de años al vencimiento.

¹⁴ Obviamente estos cálculos excluyen las operaciones de intermediación financiera con instrumentos a 90 días (PRBC).

negativa.¹⁵ El nivel de las tasas para los instrumentos más largos subió a partir de 1995, mientras que los PRC-8 y PRC-10 mantienen la tasa. Más interesante es el comportamiento del PRBC. Durante el período 1992-1995, el Banco Central fijó la tasa de los PRBC mediante el uso de la

¹⁵ Aquí, en estricto rigor, no nos estamos refiriendo a la “estructura de tasas”, sino a la estructura de rendimientos de instrumentos con un determinado patrón de cupones. En la próxima sección se obtendrá la estructura de tasas propiamente tal.

llamada *ventanilla abierta*. La tasa promedio a la que se colocaron estos papeles durante ese período fue de 6.3%, claramente por debajo del nivel de las tasas de más largo plazo fijadas por el mercado. A partir de mayo de 1995, el Banco Central comienza a licitar los PRBC dejando al mercado la determinación de la tasa. La tasa promedio para los PRBC pasa a ser 7.6%, muy por encima de las tasas de mayor plazo, probablemente reflejando la restrictiva política monetaria implementada por el Banco Central.

TABLA 2

Descripción de Operaciones Diarias de Licitación

A. Desde 14 de Abril de 1992 hasta 29 de Diciembre de 1998

		PRBC	PRC-8	PRC-10	PRC-12	PRC-14	PRC-20
TIR	Media	7.0%	6.7%	6.7%	6.6%	6.6%	6.5%
	Mediana	6.6%	6.5%	6.5%	6.5%	6.5%	6.4%
Vencimiento (años)	Media	0.25	8.00	10.00	12.00	14.00	20.00
	Mediana	0.25	8.00	10.00	12.00	14.00	20.00
Nº operaciones diferentes	Media	1.0	0.8	0.8	0.6	0.6	0.6
	Mediana	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Monto transado (miles de UF)	Media	6,043	219	221	124	124	124
	Mediana	5,700	300	300	200	200	200

B. Desde 14 de Abril de 1992 hasta 16 de Mayo de 1995

		PRBC	PRC-8	PRC-10	PRC-12	PRC-14	PRC-20
TIR	Media	6.3%	6.7%	6.7%	6.5%	6.5%	6.4%
	Mediana	6.6%	6.4%	6.5%	6.3%	6.3%	6.2%
Vencimiento (años)	Media	0.25	8.00	10.00	12.00	14.00	20.00
	Mediana	0.25	8.00	10.00	12.00	14.00	20.00
Nº operaciones diferentes	Media	1.0	1.0	1.0	0.7	0.7	0.7
	Mediana	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Monto transado (miles de UF)	Media	-	291	291	146	146	146
	Mediana	-	300	300	200	200	200

C. Desde 30 de Mayo de 1995 hasta 29 de Diciembre de 1998

		PRBC	PRC-8	PRC-10	PRC-12	PRC-14	PRC-20
TIR	Media	7.6%	6.7%	6.7%	6.7%	6.7%	6.6%
	Mediana	7.4%	6.6%	6.6%	6.6%	6.6%	6.5%
Vencimiento (años)	Media	0.25	8.00	10.00	12.00	14.00	20.00
	Mediana	0.25	8.00	10.00	12.00	14.00	20.00
Nº operaciones diferentes	Media	1.0	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6
	Mediana	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
Monto transado (miles de UF)	Media	6,043	159	162	106	106	106
	Mediana	5,700	300	300	200	200	200

RECUADRO 3

Estimación de la Estructura de Tasas: El Método de Nelson y Siegel

La estructura de tasas de interés (ver Recuadro 1) podría obtenerse directamente, en principio, a partir de un arreglo completo de precios de bonos sin cupones. Estos precios, a su vez podrían ser derivados a partir de los precios de bonos con cupones, en caso que existiera un arreglo completo de estos últimos. Así, si la estructura de estos últimos en la economía fuera completa, se podría despejar el precio de los bonos sin cupones a partir de la ecuación (2) del Recuadro 1 para los distintos n disponibles. Esta ecuación se reproduce aquí para facilitar la lectura.

$$P_{cnt} = \sum_{i=1}^n c_i P_{it} \quad (1)$$

En los casos en que la estructura de bonos con cupones es más que completa, y existe más de un instrumento por plazo, Carleton y Cooper (1976) sugieren estimar (1) por mínimos cuadrados ordinarios, en que los coeficientes de regresión corresponden a los precios de los bonos sin cupones.

Normalmente, sin embargo, la estructura de papeles de una economía no es completa, o no existe información completa al respecto. En esos casos, aún sería posible implementar la estimación de (1), si se pudiera interpolar la estructura con cupones de alguna forma. El procedimiento más tradicional en este sentido es el de McCulloch que involucra el uso de polinomios para aproximar el efecto de la madurez sobre el precio de los bonos.¹

El procedimiento de McCulloch es sencillo de implementar, pero presenta algunos problemas. En particular, debido a la linealidad de los polinomios utilizados para aproximar la función de descuento no es posible, en general, lograr un buen ajuste cuando el precio de los bonos disminuye en forma exponencial con la fecha de vencimiento. Vasicek y Fong (1982) proponen el uso de un *spline* exponencial.

Modelo de Nelson y Siegel:

De entre los métodos paramétricos no lineales para aproximar la función descuento, el más utilizado es quizás el propuesto por Nelson y Siegel (1987). En este caso, se modela la tasa *forward* instantánea en n como

la forma de la solución con raíces iguales a una ecuación diferencial de segundo orden. Se obtiene:

$$f(n) = \beta_0 + \beta_1 \exp(-\alpha n) + \alpha n \beta_2 \exp(-\alpha n) \quad (2)$$

La ecuación (2) implica que el promedio de las tasas *forward*, o rendimiento al vencimiento para bonos sin cupones es:

$$y(n) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \left[1 - \exp(-\alpha n) \right] \left(\frac{1}{\alpha n} \right) - n \beta_2 \exp(-\alpha n) \quad (3)$$

La curva generada por la ecuación (3) puede tomar las diferentes formas que más comúnmente toma la estructura de tasas.² Además, esta función puede interpretarse fácilmente en términos de los componentes de corto, mediano y largo plazo de la estructura de tasas *forward*. Así, β_0 representa la contribución del componente de largo plazo de la tasa *forward* sobre el rendimiento al momento del vencimiento, β_1 corresponde a la contribución del componente de corto plazo, y β_2 la contribución del componente de mediano plazo. Específicamente, cuando el plazo al vencimiento es suficientemente grande, en otras palabras cuando $n \rightarrow \infty$, el límite para la tasa larga, o tasa a plazo infinito, es β_0 . Por el contrario, el límite para el rendimiento de corto plazo o tasa instantánea se obtiene cuando $n \rightarrow 0$ y corresponde a $\beta_0 + \beta_1$.³ Finalmente, α es un parámetro que indica la velocidad de decaimiento de los componentes de corto y mediano plazo a cero. Cuando α es grande la velocidad de decaimiento a cero es muy rápida y las tasas de corto y mediano plazo convergen rápidamente a la de largo plazo.

Si sustituimos la ecuación (3) en la función descuento (ecuación (1) del recuadro 1) se obtiene que el precio de los bonos sin cupones o función descuento viene dado por la siguiente función doble exponencial del plazo de vencimiento:

$$P(n) = \exp \{ -\beta_0 n - (\beta_1 + \beta_2) \left[1 - \exp(-\alpha n) \right] \left(\frac{1}{\alpha} \right) + n \beta_2 \exp(-\alpha n) \} \quad (4)$$

¹ La función utilizada se conoce como *spline*, McCulloch (1971).

² Svensson (1995) propone una versión extendida de este modelo, en que se incorpora un segundo término de mediano plazo.

³ Ver Nelson y Siegel (1987) para una detallada descripción de las propiedades de la ecuación (4) y de sus coeficientes.

ESTRUCTURA DE TASAS: METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Procedimiento de estimación

En esta sección describimos el procedimiento utilizado para estimar la estructura de tasas de interés reales en Chile utilizando el modelo de Nelson y Siegel que se describe en el recuadro 3. A partir de los datos presentados en la sección II, se seleccionó una muestra de 161 días de transacción con frecuencia aproximadamente quincenal desde abril de 1992 hasta diciembre de 1998, para lo cual se utilizó el siguiente procedimiento. Para cada mes incluido en la muestra, se buscó, entre los días en los que el Banco Central de Chile hubiera realizado licitaciones de sus instrumentos de deuda, la fecha más cercana a mitad y final de mes. A esta información de licitaciones se le agregó la información de transacciones en el mercado secundario del día hábil inmediatamente anterior. Se considera la información de licitaciones un día después, bajo el supuesto de que las posturas que se entregan para la licitación en la mañana de un día del mes conllevan básicamente la misma información que las transacciones en bolsa del día anterior. Como se explicó anteriormente, este procedimiento de selección de muestra es fundamental para garantizar que todas las observaciones consideradas pertenecen a la misma estructura de tasas.

Los datos utilizados incluyen tasas de transacción y licitación de PRC, PDP y PRBC, así como datos de transacción de bonos de reconocimiento. El número promedio de observaciones incluidas en cada fecha de estimación es de 66, con un máximo de 297 y un mínimo de 11. Cada uno de estas observaciones corresponde a una transacción diferente de un papel específico. Los volúmenes transados en cada caso son diferentes.

¹⁶ Como los PRC pagan cupones semestrales, el análisis se normaliza a semestres.

¹⁷ La estimación de la estructura de tasas mediante este procedimiento es muy útil en términos de evaluación de la política monetaria, y para conocer las expectativas de tasa que tiene el mercado. Sin embargo, como se explica en Svensson (1994b), la estimación supone que existe un término de error y que por tanto el valor estimado es una aproximación al verdadero valor. En consecuencia, este tipo de estimaciones debe usarse con precaución para hacer análisis financiero.

¹⁸ El precio se obtiene a partir de la simulación de la ecuación (3) del recuadro 1, aplicando un patrón de cupones iguales a 1 UF.

¹⁹ Tanto en la estimación como en el cálculo del precio del bono, debe tomarse en cuenta que en estos bonos con cupones cada cupón se paga 0.5 años después del anterior, y que el primer cupón se recibirá en un plazo que puede ser cualquiera entre 0 y 0.5 años.

Un aspecto fundamental del proceso de estimación de la estructura de tasas en este estudio se debe a que gran parte de la información disponible corresponde a instrumentos en cupones del Banco Central de Chile. La estimación de la estructura de tasa a partir de rendimientos observados de bonos sin cupones es más sencilla, y supone simplemente la estimación de la ecuación (3) del recuadro 3. En este artículo, al igual que en Herrera y Magendzo (1997), se combina para la estimación información de papeles con y sin cupones. La estimación se realiza sustituyendo la fórmula de Nelson y Siegel (1987) para la función descuento (ecuación (4) del recuadro 3) en la expresión para el precio de un bono con cupones (ecuación (1) recuadro 3).

En el caso de bonos que pagan cupones iguales, como los PRC del Banco Central de Chile, la combinación de estas ecuaciones permite obtener una expresión para la razón precio-cupón:

$$\frac{P_{cn}}{C} = \sum_{i=1}^n \exp \left[\{-\beta_0 i - (\beta_1 + \beta_2) [1 - \exp(-\alpha i)] \left(\frac{1}{\alpha} \right) + i \beta_2 \exp(-\alpha i)\} \right] \quad (1)$$

La ecuación (1) se estima, en términos logarítmicos, para cada día incluido en la muestra.

$$\ln \left(\frac{P_{cn}}{C} \right) = \ln \left[\sum_{i=1}^n \exp \left[\{-\beta_0 i - (\beta_1 + \beta_2) [1 - \exp(-\alpha i)] \left(\frac{1}{\alpha} \right) + i \beta_2 \exp(-\alpha i)\} \right] \right] \quad (2)$$

Es decir, cuando el instrumento considerado es un bono de reconocimiento sin cupones la ecuación (1) considera un sólo término, el correspondiente a su plazo hasta el vencimiento. Por el contrario, cuando se trata de un bono con cupones, debe considerarse la suma de tantos términos como cupones queden por pagar.^{16 17}

Es importante notar que debido a la forma en que se considera la información de los bonos con cupones del Banco Central de Chile, en la estimación de la ecuación (2) la variable dependiente es el logaritmo del precio del instrumento y no su tasa de retorno. Este precio se obtiene a partir de las TIR de compra reportadas por el Banco Central y la Bolsa de Comercio de Santiago para los diferentes instrumentos licitados y transados en cada fecha.¹⁸ Como se indicó anteriormente, el lado derecho de la ecuación (1) es una suma de funciones doble exponenciales del vencimiento de cada uno de los cupones, y de cuatro parámetros de ajuste de la curva.¹⁹ La interpretación de estos cuatro parámetros se discute en el recuadro 3.

Dos tipos de instrumentos especiales son considerados en la estimación de la estructura de tasas en cada fecha: pagarés del Banco Central transados en el mercado de *puntas* y bonos de reconocimiento. Hasta julio de 1998, existía en el mercado secundario un mercado de *puntas* para los papeles del Banco Central con vencimiento entre 7.08 y 8 años. En principio, la existencia de este mercado implicaría una mayor liquidez y profundidad lo que podría traducirse en un mayor precio, *ceteris paribus*, por este tipo de instrumentos. Consecuentemente, se incluyó una variable *dummy* en el nivel del logaritmo del precio de los instrumentos del Banco Central que se transan en el mercado de *puntas*. Así, el precio de los bonos en este mercado sería:

$$\ln\left(\frac{P_{cn}}{C}\right) = \delta_0 DP + \ln\left[\sum_{i=1}^n \exp\left\{\{-\beta_0 i - (\beta_1 + \beta_2)[1 - \exp(-\alpha i)]\left(\frac{1}{\alpha}\right)\right\} + i\beta_2 \exp(-\alpha i)\right\}\right] \quad (3)$$

donde *DP* es una variable *dummy* que toma el valor 1 cuando el papel se encuentra en mercado de *puntas*.

Los bonos de reconocimiento, por otra parte, tienen diversas características que los distinguen de los instrumentos del Banco Central. En primer lugar, son bonos cero-cupón. En segundo término, son instrumentos con garantía estatal, y tercero, están ligados al IPC y no a la UF. Por último, la legislación vigente no es muy clara con respecto a la fecha exacta de pago al vencimiento. Este pago puede realizarse dentro del trimestre en que el instrumento vence, con cierto grado de arbitrariedad por parte del Instituto de Normalización Previsional. En la práctica, esto supone un alargamiento del plazo efectivo del instrumento. Este efecto es obviamente más importante cuando más corto sea el plazo de vencimiento del instrumento. Para lidiar con estas diferencias se optó por incluir dos variables *dummy* para los bonos de reconocimiento. Las *dummies* se aplicaron sobre los coeficientes β_1 y β_2 de la ecuación (5). Es decir, afectan los componentes de corto y mediano plazo de la estructura de tasas implícita en los bonos de reconocimiento, que como se discutió anteriormente, son presumiblemente las más afectadas por las características institucionales de los bonos de reconocimiento. Por lo tanto, la expresión a ser estimada en el caso del precio de los bonos de reconocimiento sería:

$$\ln\left(\frac{P_{cn}}{C}\right) = \ln\left[\sum_{i=1}^n \exp\left\{\{-\beta_0 i - (\beta_1 + \delta_1 DBR_1)[1 - \exp(-\alpha i)]\left(\frac{1}{\alpha}\right)\right\} + i(\beta_2 + \delta_2 DBR_2) \exp(-\alpha i)\right\}\right] \quad (4)$$

DBR_1 y DBR_2 corresponden a las dos *dummies* anteriormente mencionadas.

La estimación se realizó en GAUSS utilizando el procedimiento de estimación no lineal CurveFit, mediante la aplicación de un *grid* sobre el coeficiente α (ver recuadro 4). Los coeficientes en la ecuación (2) y las tres variables *dummy* anteriormente referidas se estiman en forma irrestricta, ponderando cada observación por el correspondiente monto transado.²⁰ De este modo se da mayor peso en la estimación a los papeles más transados, cuales correspondieron a los de licitación.

La estimación de la ecuación (2) supone, como se indicó, la estimación de los precios de los bonos y no de sus tasas. Sin embargo, nuestro interés es identificar la estructura de éstas. Este procedimiento tiene un problema práctico cuando, como en este caso, se consideran instrumentos de muy variada duración. Debido al breve lapso que falta para el vencimiento de los instrumentos más cortos, pequeños errores en la estimación del precio del instrumento se traducen en grandes variaciones en la TIR implícitamente estimada. Estas variaciones son mucho mayores que las que ocurren al estimar la parte más larga de la curva de rendimiento.²¹ En este trabajo se estudiaron dos procedimientos para resolver este problema. El primero consiste en ponderar cada observación por el inverso de su duración, otorgando de este modo más peso a la estimación de bonos más cortos. El segundo procedimiento consiste en anclar la estimación, forzando la curva de rendimiento estimada a pasar por alguna observación correspondiente a un bono corto. En particular, se restringió el coeficiente β_2 para que la TIR implícitamente estimada para un instrumento a 90 días coincidiera con la tasa de ventanilla o licitación de los PRBC. Finalmente se eligió esta segunda opción que permite, además, seguir utilizando los montos transados para ponderar las observaciones.^{22 23}

²⁰ En el caso de los PRBC ofrecidos por ventanilla, se utilizó como ponderador el mayor monto transado en ese día, que generalmente correspondió a la licitación de alguno de los PRC.

²¹ Nelson y Siegel (1987) no enfrentan el mismo problema, puesto que ellos estiman la estructura de tasas para instrumentos con duración menor a 1 año. En este artículo, en cambio, se consideran instrumentos con duraciones que van desde unos pocos días hasta más de 20 años.

²² Los resultados usando ponderadores inversos a la duración del instrumento se encuentran disponibles a requerimiento de los interesados.

²³ Este mismo problema es discutido en Svensson (1994b). En dicho artículo la estimación se ancla a la tasa "overnight". Aquí se prefirió usar el PRBC puesto que ha sido el principal instrumento de política monetaria durante gran parte de la muestra, desechándose el uso de la tasa interbancaria diaria por tener diferente riesgo de emisor.

Principales Resultados

Coeficientes Estimados

El primer set de resultados se resume en la Tabla 3. Al igual que las tablas anteriores, la Tabla 3 se divide en tres paneles que resumen los resultados para los tres períodos anteriormente considerados. La Tabla 3 muestra en cada uno de sus paneles el promedio de los coeficientes obtenidos en la estimación. Recordemos que cuando el plazo al vencimiento es suficientemente grande, en otras palabras cuando $n \rightarrow \infty$, el límite para la tasa larga, o tasa a plazo infinito, es β_0 . Por el contrario, el límite para el rendimiento de corto plazo o tasa instantánea se obtiene cuando $n \rightarrow \infty$ y corresponde a $\beta_0 + \beta_1$. Finalmente, α es un parámetro que indica la velocidad de decaimiento a cero de los componentes de corto y mediano plazo de la estructura de tasas (ver recuadro 3). Junto a los promedios de los coeficientes obtenidos se muestra la desviación estándar, el test t para el promedio y el número de

observaciones incluidas en promedio para la estimación diaria. La Tabla muestra, además, los valores máximos y mínimos para cada una de estas variables, indicando la fecha en que dichas observaciones extremas se producen.

Para la muestra completa los principales resultados son los siguientes. El número de observaciones diarias promedio fue 66, obteniéndose una estimación promedio de las tasas a plazo infinito e instantánea de 6.2% y 6.7%, respectivamente.²⁴ Es decir, la estructura de tasas estimada presenta, al igual que la efectiva promedio, pendiente ligeramente negativa. Esta situación puede ser explicada por dos hipótesis diferentes, aunque no necesariamente excluyentes. En primer lugar, la estructura de tasas de interés reales invertida que se observa en el caso chileno es consistente con la evidencia de Brown y Schaefer (1994) para la curva de rendimiento real. Alternativamente, la evidencia para Chile puede deberse a la política monetaria restrictiva implementada por el Banco Central durante la mayor parte de dicho período.

²⁴ La tasa instantánea se obtiene sumando los coeficientes β_0 y β_1 estimados (6.2% más 0.5%).

RECUADRO 4

Procedimiento de Estimación

Consideremos la expresión de Nelson y Siegel para el precio de un bono con cupones iguales a 1 y con vencimiento a n períodos:

$$1n(P_{cn}) = 1n \left[\sum_{i=1}^n \exp \left\{ \begin{aligned} & \{-\beta_0 i - (\beta_1 + \beta_2) [1 - \exp(-\alpha i)] \left(\frac{1}{\alpha} \right) \} \\ & + i \beta_2 \exp(-\alpha i) \} \right\} \right] \quad (1) \end{aligned}$$

Sea $H(\beta, \alpha, n, c)$ una abreviación para la suma de términos doble exponenciales en el lado derecho de la ecuación (1). β es un vector que agrupa los tres coeficientes originales de Nelson y Siegel para la estructura de tasas *forward*.

Definamos la diferencia entre el logaritmo del precio observado del bono j y el logaritmo del precio estimado como ε_j . Es decir,

$$\varepsilon_j = 1n(P_{cnj}) - 1n[H(\beta, \alpha, n, c)] \quad (2)$$

Definimos F como la función objetivo:

$$F = \varepsilon' \varepsilon \quad (3)$$

donde ε es un vector de $N \times 1$.

El procedimiento CurveFit de GAUSS apunta a elegir β y α de modo de minimizar la función objetivo F (suma de residuos al cuadrado).

Bajo el supuesto de que los ε_j son independientes entre sí e idénticamente distribuidos Normal, se tiene que los coeficientes estimados son de máxima verosimilitud. El procedimiento CurveFit de GAUSS emplea diferentes tipos de procedimientos descendentes hasta lograr la convergencia de la función objetivo a un número cercano a cero, partiendo de valores dados para los parámetros β y α . En particular, en este artículo utilizamos la variante Levenberg-Marquandt del método Gauss-Newton.

Grid:

La no linealidad de la función H se simplifica en forma importante si se fija el valor de α . Consecuentemente, en este artículo utilizamos un sencillo procedimiento de grid sobre α para facilitar la convergencia. El procedimiento consiste en darse un conjunto preestablecido de valores para el parámetro α , y estimar los coeficientes β_0, β_1 y β_2 mediante CurveFit para cada uno de los valores de α . Finalmente, se selecciona aquella estimación que minimiza la suma de errores al cuadrado.

Es importante notar que los promedios para estas tasas pueden estar influidos por algunas observaciones extremas. Por ejemplo, la tasa a plazo infinito alcanzó 13.8% en octubre de 1998. Para evaluar el posible impacto de estas observaciones extremas, la Tabla 3 presenta también las medianas para cada coeficiente estimado.

El componente de mediano plazo es muy cercano a cero, lo que genera una estructura monotónicamente decreciente. Finalmente, la tasa de convergencia hacia

la tasa de interés de largo plazo es relativamente baja. La tasa ajusta la mitad del recorrido hacia su nivel a plazo infinito en aproximadamente un año y medio.

Respecto a la estimación de las *dummies* para las tasas de los bonos de reconocimiento, los resultados indican que estos instrumentos presentan una mayor tasa, especialmente en el tramo más corto de la curva de rendimiento. El promedio para la *dummy* de mediano plazo es negativo y mayor a 20% en valor absoluto. Sin embargo, la desviación estándar que presenta

TABLA 3
Principales Resultados de Estimación

A. Desde 14 de Abril de 1992 hasta 29 de Diciembre de 1998								
	Observ.	b 0	b 1	b 2	a	D 1	D 2	D 3
Promedio	66.2	6.2%	0.5%	0.2%	1.62	1.3%	-21.7%	0.2%
Mediana		5.9%	0.6%	0.0%	0.25	0.6%	0.0%	0.1%
(Desv.Est.)	46.6	1.0%	1.5%	1.4%	3.39	1.7%	276.2%	0.3%
Test-t		75.67	4.43	1.76	6.04	8.38	-0.88	6.01
Nº veces con <i>dummy</i>						126	126	141
Máximo	297	13.8%	6.4%	12.2%	12.5	14.5%	316.8%	1.6%
Fecha	05-30-95	10/01/98	08-27-98	10/01/98	10-30-97	08/01/96	02/03/98	04-30-98
Mínimo	11	5.3%	-3.5%	-5.0%	0.25	-0.3%	-3068.3%	-0.7%
Fecha	03-16-93	01-16-97	11-19-92	12-29-92	12-29-98	12-14-95	08/01/96	05-27-93
B. Desde 14 de Abril de 1992 hasta 16 de Mayo de 1995								
	Observ.	b 0	b 1	b 2	a	D 1	D 2	D 3
Promedio	45.5	6.3%	-0.4%	0.0%	2.70	1.1%	-3.6%	0.0%
Mediana		6.2%	0.1%	0.0%	0.50	0.4%	0.0%	0.1%
(Desv.Est.)	29.9	0.7%	1.3%	1.1%	4.50	1.1%	40.5%	0.2%
Test-t		74.11	-2.76	-0.11	5.16	7.05	-0.58	0.57
Nº veces con <i>dummy</i>						44	44	73
Máximo	139	7.6%	1.1%	2.4%	12.5	6.8%	67.3%	0.6%
Fecha	11-15-94	11-19-92	02-22-94	03-30-93	05-27-93	11-16-93	11-16-93	05-16-95
Mínimo	11	5.3%	-3.5%	-5.0%	0.25	0.3%	-256.8%	-0.7%
Fecha	03-16-93	02-22-94	11-19-92	12-29-92	05-16-95	02-16-95	06-15-93	05-27-93
C. Desde 30 de Mayo de 1995 hasta 29 de Diciembre de 1998								
	Observ.	b 0	b 1	b 2	a	D 1	D 2	D 3
Promedio	84.2	6.1%	1.4%	0.4%	0.67	1.4%	-31.5%	0.3%
Mediana		5.8%	1.2%	0.1%	0.25	0.7%	0.3%	0.2%
(Desv.Est.)	51.0	1.2%	1.1%	1.6%	1.47	2.0%	341.4%	0.3%
Test-t		45.78	11.45	2.15	4.28	6.23	-0.83	8.01
Nº veces con <i>dummy</i>						82	82	68
Máximo	297	13.8%	6.4%	12.2%	12.5	14.5%	316.8%	1.6%
Fecha	05-30-95	10/01/98	08-27-98	10/01/98	10-30-97	08/01/96	02/03/98	04-30-98
Mínimo	22	5.3%	-1.7%	-2.3%	0.25	-0.3%	-3068.3%	-0.3%
Fecha	11-17-98	01-16-97	10/01/98	10-29-98	12-29-98	12-14-95	08/01/96	09-14-95

la serie de valores estimados es enorme, por lo que la estimación no parece ser confiable. Las medianas para los coeficientes de ambas *dummies* son 0.6% y 0%, respectivamente. Por otro lado, la *dummy* para el precio de los PRC en el mercado de puntas es en promedio positiva y pequeña. Estos instrumentos se transan con un premio de 0.2 puntos porcentuales por encima de lo esperado para los instrumentos con ese plazo.

Los mismos resultados anteriores se presentan para los dos subperíodos considerados en los paneles B y C de la Tabla 3. Al comparar ambos paneles se observa que la estructura de tasas estimada era ligeramente creciente entre 1992 y mayo de 1995, invirtiéndose a partir de esta última fecha. La tasa instantánea durante el primer período fue de 5.9%, 0.4% por debajo de la tasa más larga. Por el contrario, entre mayo de 1995 y diciembre de 1998 la tasa instantánea promedio fue de 7.5%, 1.4 puntos porcentuales por arriba de la tasa a plazo infinito. La tendencia de la estructura de tasas durante el primer subperíodo a mostrar una pendiente positiva, especialmente en el tramo más corto de la curva, puede deberse a que hasta mayo de 1995 los PRBC fueron emitidos en la modalidad de ventanilla abierta en lugar de ser licitados.

Finalmente, junto con el cambio en la pendiente de la estructura de tasas, la Tabla 3 muestra una caída en la tasa de convergencia hacia la tasa de largo plazo. El gráfico 1.A muestra la evolución de la estructura de tasas estimada en el tiempo. El gráfico 1.B presenta las curvas estimadas promedio para cada período considerado en la Tabla 3.

GRÁFICO 1.A

Evolución de la Estructura de Tasas de Interés en Chile

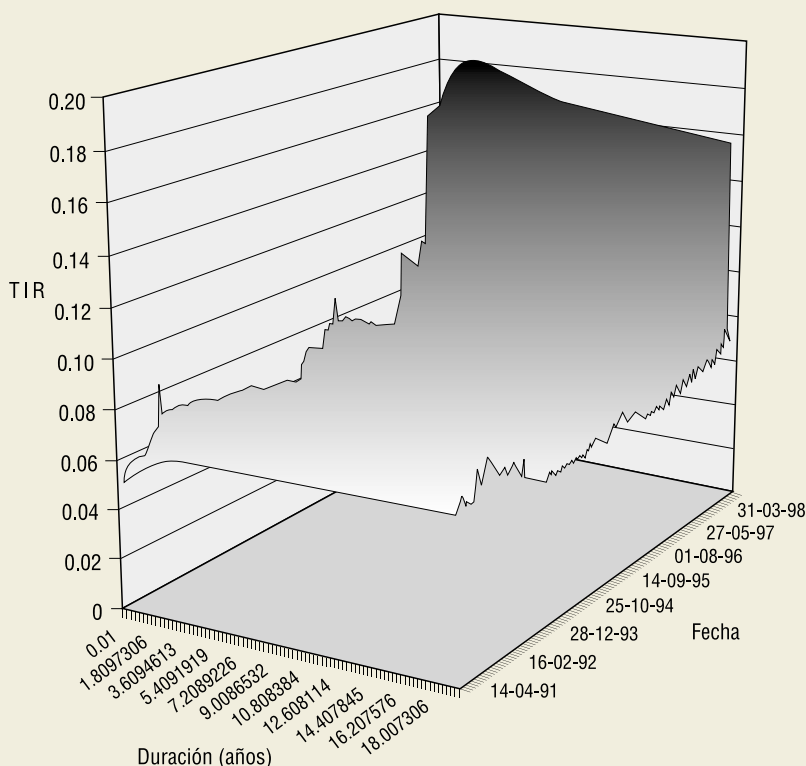
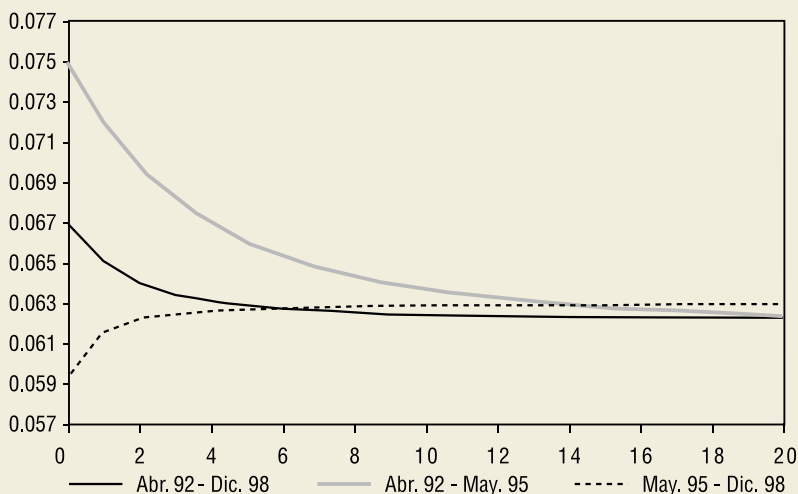


GRÁFICO 1.B

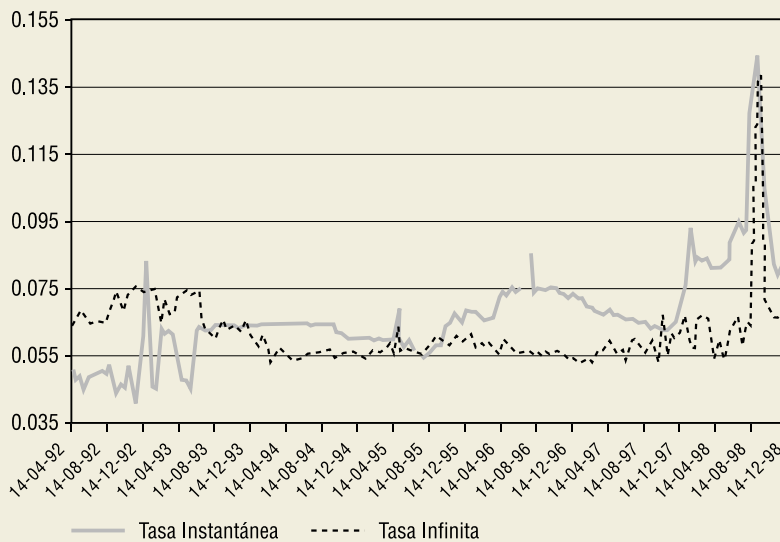
Estructura de Tasas Cero Cupón Estimada



Propiedades de Serie de Tiempo de las Tasas Instantánea y a Plazo Infinito

Una de las ventajas de tener una estimación de la estructura de tasas en el tiempo es que permite analizar la evolución de algunas tasas teóricas que

Evolución de Tasas Instantánea e Infinita Estimadas



no son observadas en la práctica. En particular, en esta sección se analizan las propiedades de serie de tiempo de la tasa instantánea y de la tasa a plazo infinito. La primera se aplicaría en teoría a las operaciones en el extremo más corto de la estructura, mientras que la segunda corresponde a las operaciones al más largo plazo. Es importante notar que ambas corresponden, además, a las tasas *forward* para los mismos plazos, por lo que, en ausencia de premio por liquidez (*term premia*), la tasa a plazo infinito indica la proyección de la tasa instantánea en el futuro más lejano.

El gráfico 2 presenta la evolución de ambas tasas estimadas para Chile. El gráfico permite ver que la pendiente positiva para la estructura de tasas se verifica especialmente entre abril de 1992 y agosto de 1993. Después de esa fecha la estructura de tasas reales en Chile presenta la pendiente negativa a la que estamos acostumbrados. El gráfico también muestra los ciclos de la política monetaria, reflejados especialmente en la evolución de la tasa corta. En particular, el período 1993-1994 presenta una alta estabilidad de la tasa corta influida por la ventanilla de PRBC. El aumento sostenido en la tasa corta desde finales de 1995 y durante todo 1996 responde a la cada vez más restrictiva instancia monetaria implementada por el Banco Central. Finalmente, el gráfico muestra claramente los episodios turbulentos de febrero y septiembre de 1998.

Respecto de lo anterior, es interesante notar que la tasa de largo plazo alcanzó su valor mínimo de 5.3% a principios de 1997, estabilizándose en ese valor aproximadamente. Sin embargo, hacia fines de 1997 la tasa larga comienza a subir —presentando una aparente mayor volatilidad—, situación que culminó en octubre cuando alcanzó el valor máximo de 13.8%. Aunque éste permaneció por unos pocos días, el episodio tiende a generar una tasa promedio de largo plazo relativamente más alta.

Otro aspecto de interés está constituido por las propiedades estadísticas de las tasas a plazo infinito e instantánea. La Tabla 4 presenta algunos resultados respecto

a estas propiedades. En primer lugar se analiza el grado de permanencia de las innovaciones en dichas tasas. La tabla muestra que se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria para la tasa instantánea, pero no así para la a plazo infinito. Es bien sabido que la presencia de cambios estructurales en un proceso de series de tiempo puede impedir rechazar la hipótesis de raíz unitaria, aun cuando ésta deba ser rechazada. Para explorar esta posibilidad, implementamos test secuenciales de Perron permitiendo la existencia de cambio estructural en la media y la tendencia sucesivamente. La evidencia, que se presenta en el último bloque de la Tabla 4, indica que la hipótesis de raíz unitaria es rechazada para ambas series. La tabla muestra que el episodio de febrero de 1998 es probablemente responsable por la apariencia de raíz unitaria inducida en la serie.

La Tabla 4 también muestra los resultados obtenidos en la aplicación de un test de razón de varianzas para detectar el grado de predictabilidad que presenta la serie. Los resultados indican que, a pesar de rechazarse la hipótesis de raíz unitaria, los niveles de las tasas a plazo infinito y los instantáneos presentan alta correlación serial. El nivel de éstas se encuentra altamente correlacionado con las tasas pasadas entre 3 y 48 meses atrás.

Finalmente, el gráfico 3 muestra evidencia de la presencia de cambio estructural en las series de ambas

tasas. El gráfico muestra la evolución secuencial de la razón QLR. Se rechaza la ausencia de cambio estructural cuando esta razón supera el valor crítico (línea recta) incluido en el mismo gráfico. Se puede apreciar la existencia de cambio estructural en la tasa instantánea a principios de 1993 y a comienzos de 1998. Este segundo episodio coincide con el alza de tasas implementada por el Banco Central con motivo de la crisis asiática en febrero de 1998.

La Tasa Interbancaria

El extremo más corto de la estructura de tasas en Chile está constituido por la tasa interbancaria. Ésta corresponde a la tasa a la cual los bancos comerciales se prestan entre ellos a un día plazo. Desde mayo de 1995 el Banco Central de Chile comenzó a utilizar la tasa interbancaria como su

principal objetivo intermedio de política monetaria. La evolución de ésta refleja la situación de instancia monetaria y es afectada por la tasa de redescuento en sus tres tramos y por el porcentaje de los cupos autorizados, utilizados por el sistema bancario.

GRÁFICO 3
Test QLR de Cambio Estructural

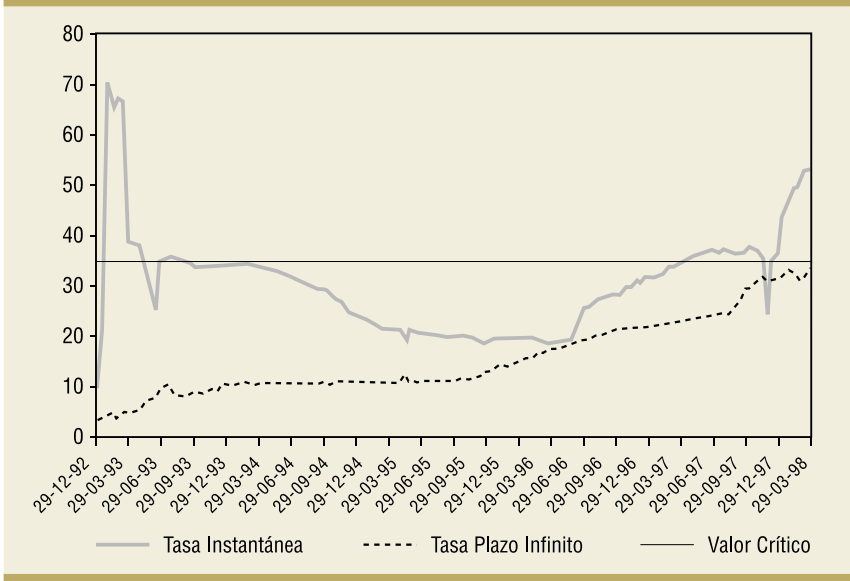
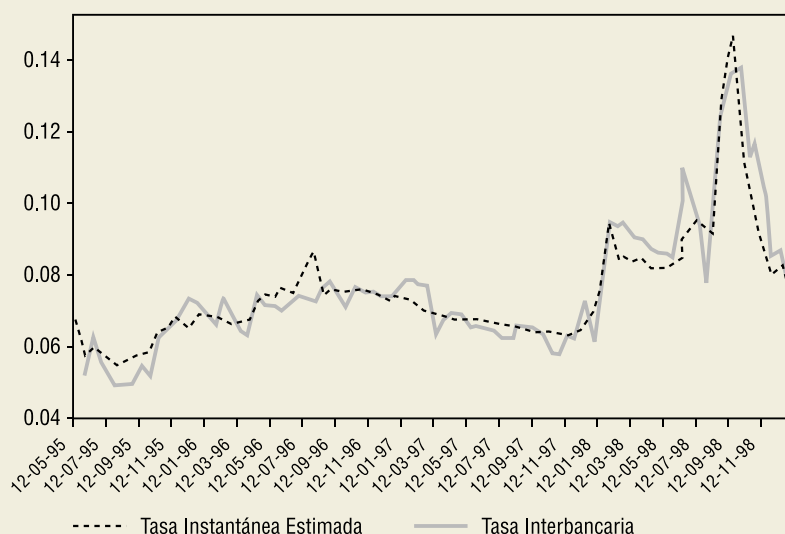


TABLA 4

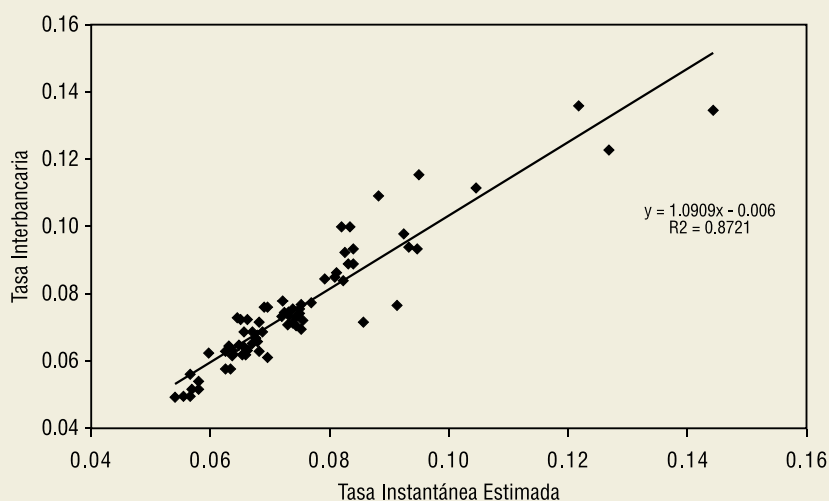
Propiedades de Serie de Tiempo de Tasas Estimadas

(Desde 14 de Abril de 1992 hasta 29 de Diciembre de 1998)
(Frecuencia Quincenal)

Tasa Instantánea				Tasa de Plazo Infinito			
TIR Media 6.7%		Desv. Est. 1.4%		TIR Media 6.2%		Desv. Est. 1.0%	
Test A-DF -3.77		Valor crítico -3.42		Test A-DF -2.99		Valor crítico -3.42	
Test de Razón de Varianzas							
k	VR(k)	Z*	<i>P-value</i>	VR(k)	Z*	<i>P-value</i>	
3	2.7	14.5	1.0	2.2	9.8	1.0	
6	4.9	20.0	1.0	3.3	11.7	1.0	
12	8.4	24.9	1.0	5.0	13.5	1.0	
24	12.9	27.4	1.0	7.5	15.0	1.0	
36	15.0	26.1	1.0	8.6	14.1	1.0	
48	16.9	25.4	1.0	8.5	12.0	1.0	
Test Secuenciales de Raíz Unitaria							
Test Perron	Media	Tendencia		Media	Tendencia		
Fecha	13/1/98	16/10/97		16/6/98	27/2/98		
Estadígrafo	-4.85	-4.54		-4.44	-4.63		
Valor crítico	-4.78			-4.78			

Evolución de Tasas Interbancaria e Instantánea Estimada

El gráfico 4 en el panel A muestra la evolución de ambas tasas en el tiempo, mientras que el panel B muestra el ajuste obtenido mediante un gráfico XY. Es posible apreciar en ambos gráficos que ambas tasas se mueven juntas respondiendo a la política monetaria del Banco Central, y que no hay diferencia sistemática alguna, que sea apreciable, producto del mayor plazo o el potencial riesgo-emisor de la tasa interbancaria. Una posibilidad es que, dada la pendiente negativa de la estructura de tasas en Chile, ambos premios se anulen entre sí.

Tasa Interbancaria versus Instantánea Estimada

Esta tasa no se usó en nuestra estimación de la estructura debido a que no se emite directamente en UF y a que, al no corresponder a un instrumento del Banco Central, tiene otro riesgo. Sin embargo, es posible comparar la evolución de la tasa interbancaria diaria expresada en unidades de fomento con la tasa instantánea estimada. Este ejercicio permite verificar indirectamente la bondad del ajuste obtenido en nuestra estimación, y observar si existen diferencias sistemáticas entre ambas tasas atribuibles a las diferencias de plazo y emisor.

Bonos Cero Cupón

Uno de los problemas principales del mercado de renta fija chileno es la relativamente corta duración de los instrumentos que, en promedio, se transan en él. Como se indicó más arriba, el vencimiento promedio de los instrumentos del Banco Central que se transan en Chile ha alcanzado en el último período un valor algo superior a los 8 años. Sin embargo, estos instrumentos pagan cupones iguales semestrales durante su vida, por lo que su duración efectiva se encuentra alrededor de los 3.9 años.

Recientemente, el Banco Central de Chile ha permitido la transacción independiente de los cupones que

conforman sus instrumentos PRC. Lo anterior permite, en la práctica, que agentes como las compañías de seguros de vida puedan adquirir en el mercado secundario los cupones finales de los instrumentos del Banco Central, alargando considerablemente el plazo de sus inversiones en renta fija. Por ejemplo, en lugar de adquirir el PRC completo a 20 años que tiene una duración de menos de 9 años, el inversionista podría comprar el último cupón, logrando una inversión con duración efectiva de 20 años.

GRÁFICO 5.A

TIR de PCR-8 Años

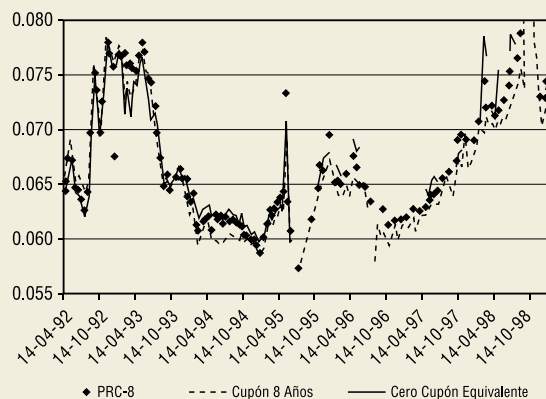


GRÁFICO 5.B

TIR de PCR-10 Años

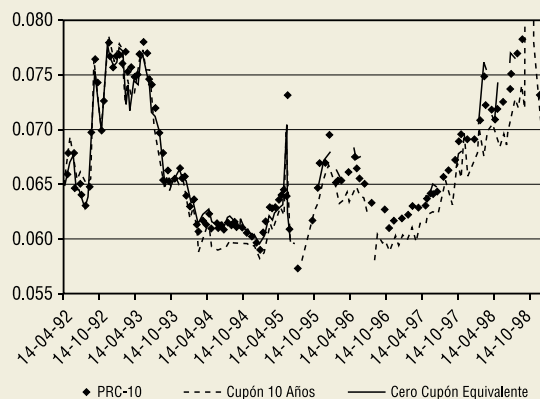


GRÁFICO 5.C

TIR de PCR-12 Años

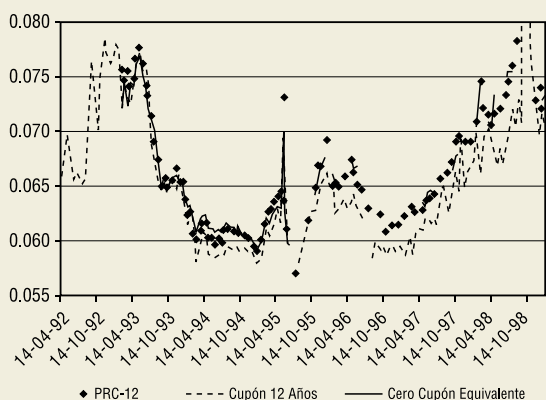


GRÁFICO 5.BD

TIR de PCR-14 Años

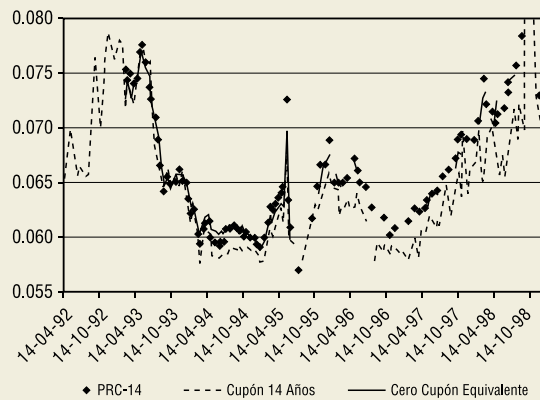
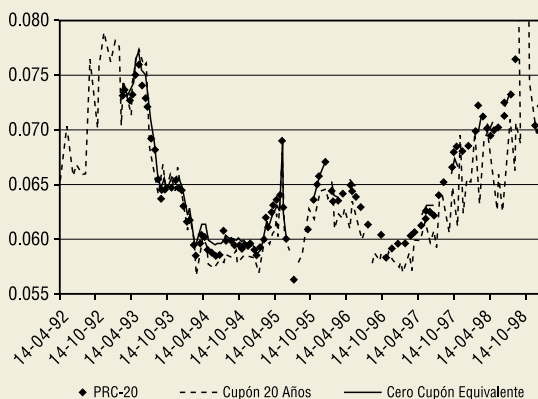


GRÁFICO 5.E

TIR de PCR-20Años



El beneficio directo de esta medida es alargar el plazo de las inversiones posibles en renta fija. Por otro lado, dado que la estructura de tasas en Chile ha mostrado pendiente negativa en promedio, se puede esperar que las tasas de rendimiento de los cupones largos se encuentren por debajo de las tasas de los propios instrumentos.

A partir de las estimaciones obtenidas en este estudio se puede simular el que habría sido el rendimiento de los cupones más largos asociados a los diferentes PRC. El gráfico 5 ilustra el resultado de este ejercicio. Se presenta en cada panel la evolución de la tasa de rendimiento de los diferentes PRC del Banco Central de Chile. Junto a ella se grafica la evolución estimada de un papel cero cupón con igual duración que el instrumento original del Banco Central.²⁵ El rendimiento de los papeles cero cupón se obtiene substituyendo la duración efectiva del papel del Banco Central en la estructura de tasas estimada para papeles cero cupón. La línea continua del gráfico corresponde a la tasa así estimada y muestra el buen grado de ajuste que alcanza nuestra estimación de la estructura de tasas.

Lo interesante, sin embargo, es observar la evolución de la línea discontinua que muestra la tasa a la que, según nuestra estimación, se debería transar el último cupón de cada papel. Los gráficos muestran cómo la tasa para el cupón más largo puede ser substancialmente menor que la del propio instrumento. Este efecto se debe, por supuesto, a la pendiente negativa mostrada por la estructura de tasas. Especialmente importante es la disminución que se observa para el cupón a 20 años del PRC-20.

ANÁLISIS DE ALGUNOS EVENTOS ESPECÍFICOS

Para completar la descripción de la estructura de tasas estimada para Chile, utilizamos el procedimiento de estimación descrito en este artículo para analizar el comportamiento de la estructura de tasas en Chile frente a algunos eventos importantes. La idea es mirar la estructura de tasas antes, durante e inmediatamente después de ocurrido algún evento o noticia que pudiese afectar la estructura de tasas. En particular, se analizan tres eventos principales: (i) la crisis de México; (ii) la devaluación del Baht, o inicio de crisis asiática; y (iii) la restricción de liquidez implementada por el Banco Central durante 1998 para frenar una posible depreciación del peso.

En cada caso, el procedimiento de análisis consiste en estimar la estructura de tasas diariamente durante un período alrededor de la fecha central del evento. Las estimaciones presentadas son consecutivas en cada episodio, aunque no necesariamente a intervalos iguales de un día. La razón es que únicamente incluimos las estimaciones obtenidas en aquellos días en los que se licitaron PRBC. Para cada evento se presenta una serie de gráficos donde, junto a la estimación de la estructura de tasas del día, se muestra la TIR efectiva para las distintas transacciones y operaciones de licitación realizadas ese día. Las TIR efectivas, así como la estructura de tasas, se grafican usando como variable X la duración efectiva del instrumento, y no su vencimiento. De este modo, es posible comparar la estructura de tasas estimada con la trazada por las transacciones y licitaciones efectivamente realizadas.

Debido a la falta de reservas internacionales con que hacer frente a sus compromisos externos, el 19 de diciembre de 1994 el gobierno mexicano devaluó su moneda. Al momento de aplicarse esta medida se abrieron distintas interrogantes. Por un lado, esta medida podría o no haber sido anticipada por el mercado. En segundo lugar, su efecto podría ser internacional, afectando a otras economías de la región, o bien sólo local. Finalmente, su efecto podría ser permanente o transitorio.

El análisis de la crisis de México se escapa al propósito de este artículo. Nuestro objetivo sólo es ver el efecto de noticias a priori relevantes sobre la estructura de tasas. El set de gráficos 6 muestra el efecto de la crisis mexicana sobre la estructura de tasas en Chile. En el primer panel se muestran las TIR de los diferentes instrumentos transados en los días que rodean la crisis, junto a las estimaciones de la estructura de tasas, ambos en términos de su duración. Los días considerados corresponden a los dos días previos, el día de la noticia y los dos días posteriores. En cada caso se identifican con un símbolo diferente las transacciones de PRC del Banco Central y de Bonos de Reconocimiento, y las tasas de licitación.

²⁵ Es importante notar que la duración de un instrumento depende de la estructura de cupones y del rendimiento del bono. Como la TIR de los PRC cambia día a día, la duración efectiva también lo hace. Sin embargo, este cambio es menor para cambios normales en la tasa de rendimiento. Para realizar las figuras presentadas en el gráfico 4 de este artículo se utilizó la duración modificada efectiva día a día, considerando la variación en la TIR de venta del instrumento.

GRÁFICO 6.A.1

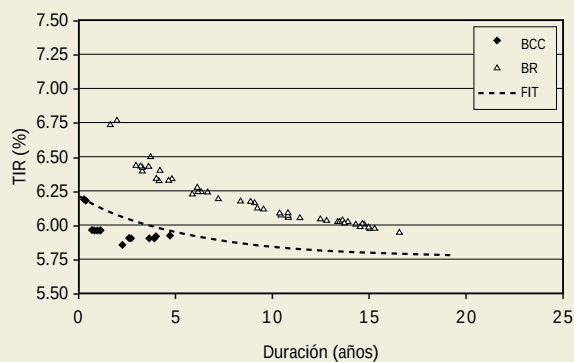
Crisis de México, Día -2, 15/12/94

GRÁFICO 6.A.2

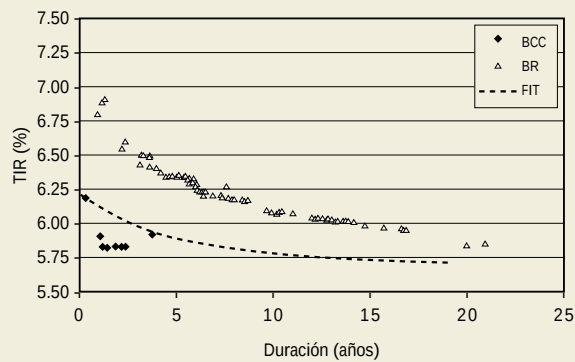
Crisis de México, Día -1, 16/12/94

GRÁFICO 6.A.3

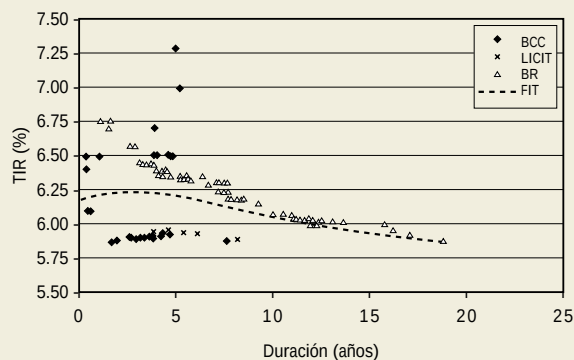
Crisis de México, Día 0, 19/12/94

GRÁFICO 6.A.4

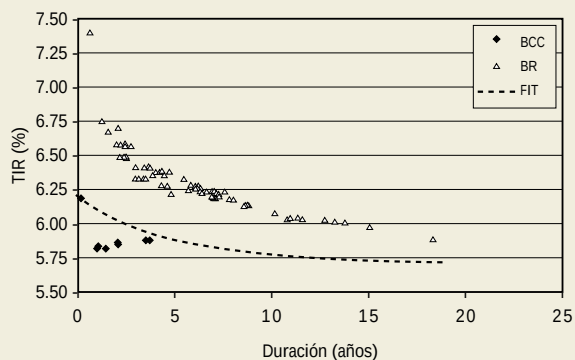
Crisis de México, Día +1, 20/12/94

GRÁFICO 6.A.5

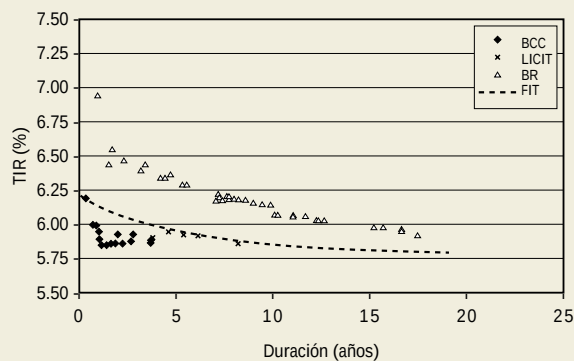
Crisis de México, Día +2, 21/12/94

GRÁFICO 6.B

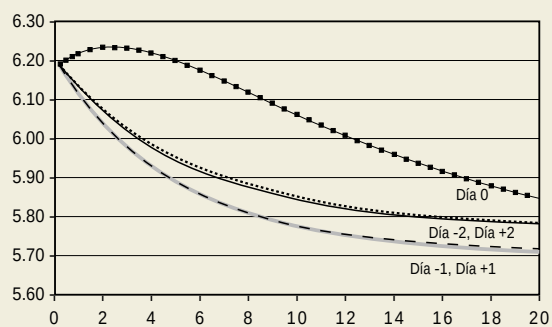
Efecto Crisis de México

GRÁFICO 7.A.1

Devaluación del Bath, Día -2, 25/06/97

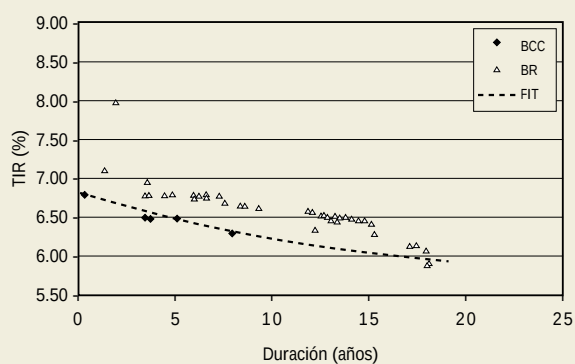


GRÁFICO 7.A.2

Devaluación del Bath, Día -1, 30/06/97

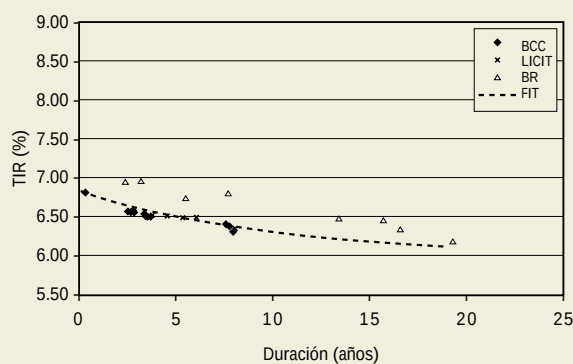


GRÁFICO 7.A.3

Devaluación del Bath, Día 0, 02/07/97

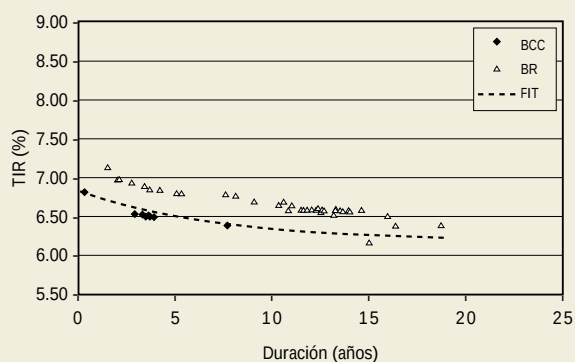


GRÁFICO 7.A.4

Devaluación del Bath, Día +1, 07/07/97

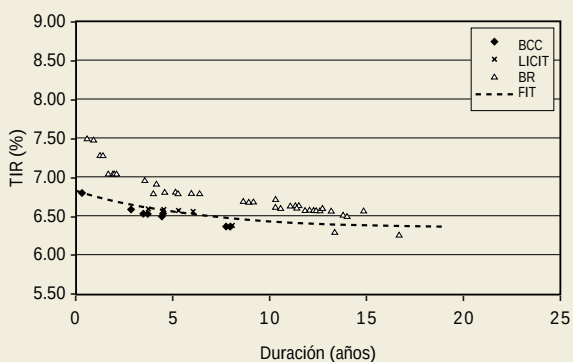
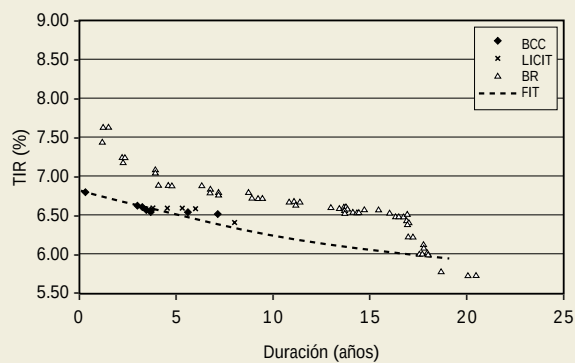


GRÁFICO 7.A.5

Devaluación del Bath, Día +2, 09/07/97



Los gráficos muestran claramente cómo los bonos de reconocimiento trazan una estructura de tasas marcadamente distinta a la que muestran los PRC. Sin embargo, es importante incluir ambos instrumentos en la estimación, en la forma en que se hace en este estudio, puesto que los bonos de reconocimiento son los únicos instrumentos que permiten identificar la parte larga de la estructura de tasas.

Los gráficos presentados en el panel 6.A muestran que no hay grandes diferencias entre las observaciones de tasas y la estructura estimada en los días previos y posteriores a la crisis mexicana. Sin embargo, el día cero se caracteriza por la existencia de varias transacciones de PRC a tasas muy altas. Lo anterior puede deberse a la mayor incertidumbre experimentada ese día, y tiene como consecuencia el alza de las tasas de interés a prácticamente todos los plazos, con la excepción del más corto. Curiosamente en los días inmediatamente posteriores a la crisis, la estructura retoma su posición original. La evolución de la estructura se aprecia claramente en el gráfico del panel B donde se han superpuesto las estructuras estimadas y se han excluido las observaciones de tasas.

El gráfico 7 ilustra el mismo tipo de análisis para el caso de la devaluación del Baht. En este episodio se aprecia cómo la tendencia de la tasa larga es a elevarse conforme se acerca la fecha del evento. La tasa permanece alta una semana después del evento. Finalmente, se incluye una observación donde se aprecia una caída en las tasas largas en los bonos de reconocimiento, que lleva a una disminución de las tasas largas estimadas.

El último episodio que se analiza corresponde a la restricción de liquidez implementada por el Banco Central en septiembre de 1998. Durante esos días la tasa de interés interbancaria alcanzó un nivel récord equivalente anual de 63% debido a la intervención del Banco Central en el contexto de la crisis asiática, y a su política antiinflacionaria. La descripción de la evolución de la estructura de tasas de interés se muestra en el set de gráficos 8. En particular, el gráfico 8.A. muestra la estructura de tasas estimada para seis días seleccionados que cubren el período entre el 13 de agosto de 1998 y el 28 de octubre de 1998.

En los gráficos se aprecia que a mediados de agosto de 1998, la estructura de tasas de interés se encontraba invertida con una tasa corta de 9.7% y

una tasa larga de 7.1%. Quince días después, a fines de agosto, la corta había alcanzado 17.2% mientras que la tasa larga continuaba en 7.1%. El primer efecto de la restricción de liquidez implementada el día 31 de agosto fue elevar la tasa corta en 7.5 puntos porcentuales manteniendo la larga inalterada. Sin embargo, dos días después la estructura completa se había desplazado con tasas a 1 año de 26.5% y tasas largas sobre 14%. Esa estructura se mantiene por todo el mes de septiembre, comenzando a normalizarse durante octubre. La última figura del gráfico 8.A muestra que a fines de octubre la estructura de tasas era prácticamente igual que al principio del evento. Al igual que en los casos anteriores, el gráfico 8.B resume la evolución de las estimaciones de la estructura de tasas durante este período.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

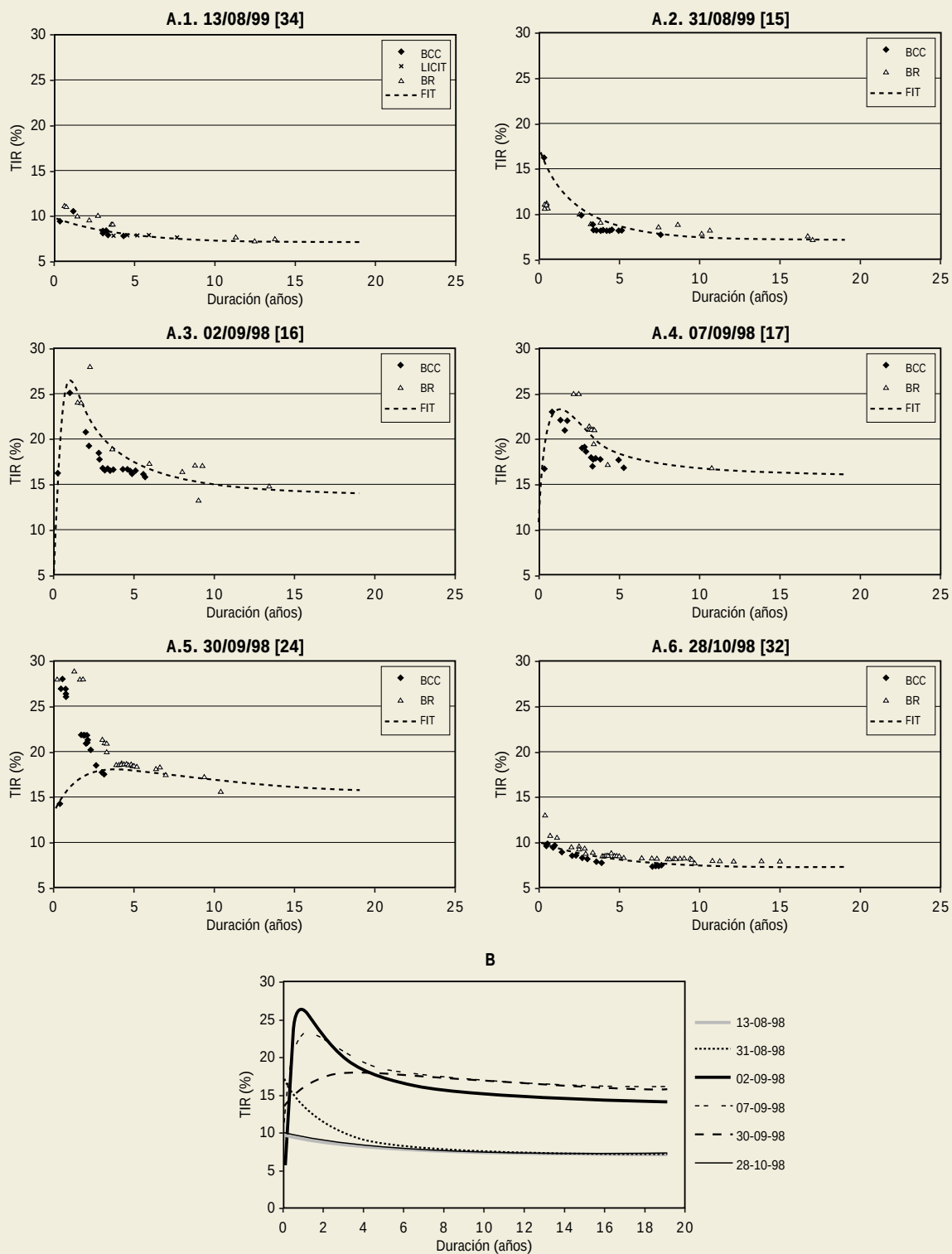
Este artículo entrega la primera estimación sistemática de la estructura de tasas de interés en Chile para un largo período. Las estimaciones presentadas en el artículo permiten analizar el comportamiento de las tasas de interés en Chile en el tiempo, y se espera que sirvan como base para futuros análisis acerca de los determinantes de la evolución de la estructura de tasas de interés reales en Chile.

Los resultados mostrados en este artículo indican que es posible estimar la estructura de tasas de interés en Chile a partir del modelo paramétrico de Nelson y Siegel (1987), logrando un buen grado de ajuste. Esta estimación entrega nueva información acerca de la evolución de las tasas de interés que puede ser muy útil para analistas del mercado de renta fija y de la economía chilena en general. En particular, este artículo entrega la primera estimación de una serie larga de tasa instantánea libre de riesgo, y muestra que su evolución sigue en forma cercana la evolución de la tasa interbancaria expresada en unidades de fomento. Asimismo, el artículo muestra la evolución de la tasa de interés a plazo infinito, la que no es observada en la práctica. El análisis de serie de tiempo presentado en este artículo muestra que ambas tasas presentan un alto grado de correlación serial, y que su evolución está determinada por eventos económicos internacionales y nacionales.

De este artículo se desprende también, la importancia de las tasas de los bonos de reconocimiento para

GRÁFICO 8

Episodios de Restricción de Liquidez - Chile



determinar la parte larga de la estructura de tasas en Chile. Nuestras estimaciones muestran, sin embargo, que las tasas a las que se transan los bonos de reconocimiento con vencimientos más cortos son claramente mayores que las aplicadas en las transacciones de instrumentos del Banco Central. De hecho, a pesar de las hipótesis planteadas en el artículo queda por explicar la existencia de una sobretasa de 1.3% en el extremo corto de la estructura de tasas de los bonos de reconocimiento. Nuestro estudio también indica que el mercado chileno premió la liquidez entregada por el mercado de puntas, transando dichos instrumentos con un premio promedio de 0.3% en el precio.

Finalmente, en este artículo se muestra la forma en la que ha respondido la estructura de tasas de interés en Chile frente a importantes eventos económicos nacionales e internacionales. En particular, nuestra evidencia indica que la estructura de tasas ha respondido en forma muy distinta a crisis internacionales. La crisis de México afectó principalmente la parte corta de nuestra estructura de tasas y lo hizo en forma transitoria. Sin embargo, la devaluación del Baht, que constituyó el gatillo de la crisis asiática, tendió a elevar en forma más permanente la parte larga de la estructura de tasas. La evidencia mostrada en este artículo muestra, además, que la intervención del Banco Central puede tener efectos mucho más dramáticos sobre la estructura de tasas. La restricción de liquidez implementada por el Banco Central durante el segundo semestre de 1998 generó enormes fluctuaciones de la estructura de tasas más que doblando el nivel de las tasas largas, y casi triplicando el nivel de las tasas cortas.

REFERENCIAS

- Bekaert, G., R. Hodrick y D. Marshall (1997). "Peso Problem: Explanations for Term Structure Anomalies". NBER Working Paper 6147, agosto.
- Bernard, H. y S. Gerlach (1996). "Does the Term Structure Predict Recessions?" Working Paper N°57. Bank for International Settlements, septiembre.
- Bodie, Z., A. Kane y A. Marcus (1996). "Investments". IRWIN, tercera edición, EE.UU..
- Brown, R. H. y S. Schaefer (1994). "The Term Structure of Real Interest Rates and the Cox, Ingersoll and Ross Model". *Journal of Financial Economics* 35: 3-42.
- Campbell, J., A. W. Lo y A. C. MacKinlay (1997). "The Econometrics of Financial Markets". Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Cox, J. C., J. Ingersoll y S. A. Ross (1985). "Theory of the Term Structure of Interest Rates". *Econometrica*, 53: 385-407.
- Cozier, B. y G. Tkacz (1994). "The Term Structure and Real Activity in Canada". Working Paper 94-3. Bank of Canada, marzo.
- Day, J. y R. Lange. (1997) "The Structure of Interest Rates in Canada: Information Content about Medium-Term Inflation". Working Paper 97-10: 19. Bank of Canada, mayo.
- Dumas, B. y B. Allaz. (1996) "Financial Securities. Market Equilibrium and Pricing Methods". Chapman & Hall and South-Western College Publishing, Londres.
- Estrella, A. y G. Hardouvelis (1991). "The Term Structure as Predictor of Real Economic Activity". *Journal of Finance*, 46: 555-576.
- Herrera, L.O. e I. Magendzo (1997). "Expectativas Financieras y la Curva de Tasas Forward en Chile". *Documento de Trabajo* 23: 1-23. Banco Central de Chile, octubre.
- Kamara, A. (1997). "The Relation Between Default-Free Interest Rates and Expected Economic Growth Is Stronger Than you Think". *Journal of Finance*, Vol 52, N° 4: 1681-1694, septiembre.
- Kandel S., A. R. Ofer and O. Sarig (1998). "Real Interest Rates and Inflation: An ExAnte Empirical Analysis". *Journal of Finance*, Vol. 51, N° 1: 205-225, marzo.
- Nelson, C. R. y A. Siegel (1987). "Parsimonious Modeling of Yield Curves". *Journal of Business* 60, N° 4: 473-489.
- Roma, A. y W. Torous (1997). "The Cyclical Behavior of Interest Rates". *Journal of Finance* 52 N° 4: 1519-1542, septiembre.
- Svensson, L. E. O. (1994a). "Monetary Policy with Flexible Exchange Rates and Forward Interest Rates as Indicators." NBER Working Paper N° 4633: 30, enero.
- Svensson, L. E. O. (1994b). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994". NBER Working Paper N° 4871: 26, septiembre.
- Svensson, L. E. O. (1995). "Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method". *Quarterly Review Sveriges Riksbank*.
- Vasicek, O. (1977) "An Equilibrium Characterization of the Term Structure". *Journal of Financial Economics*, 5: 177-188.
- Walker, E. (1998). "¿Son Predecibles los Retornos de Índices Accionarios en Chile?" Mimeo, por aparecer en *Trimestre Económico* (2000), julio-septiembre.
- Woodward, G. T. (1990). "The Real Thing: A Dynamic Profile of the Term Structure of Real Interest Rates and Inflation Expectations in the United Kingdom, 1982-89". *Journal of Business* 63: 373-398.
- Zúñiga, S. y K. Soria (1999). "Estimación de la Estructura Temporal de Tasas de Interés en Chile, 1994-1997". *Estudios de Administración*, Vol. 6, N° 1: 25-50.