

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 551

Diciembre 2009

**EFFECTOS DE LA EMISIÓN DE BONOS DEL BANCO
CENTRAL SOBRE LAS TASAS DE INTERÉS**

Marco Batarce

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.



BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

EFFECTOS DE LA EMISIÓN DE BONOS DEL BANCO CENTRAL SOBRE LAS TASAS DE INTERÉS

Marco Batarce
Université de Toulouse

Resumen

Este artículo investiga, a través de un análisis econométrico, si la política de emisión de bonos del Banco Central de Chile produce algún efecto sobre las tasas de interés reales de mercado. La hipótesis de trabajo es que dicho efecto puede ser producido tanto por la emisión en sí como por cambios no anticipados en dichas emisiones. Se supone que las tasas siguen un proceso autorregresivo, donde los cambios y eventos en el mercado de bonos afectarían su trayectoria. Con el objetivo de captar esta dinámica, estimamos un modelo VAR con variables exógenas que representan los diversos eventos y los excesos de demanda en las licitaciones. Los resultados indican que un cambio sorpresivo en la política financiera, medido como la variación del cupo mensual anunciado, tiene efectos significativos y persistentes, especialmente en la tasa de interés a 10 años. Asimismo, la relación entre la demanda y la oferta de bonos, medida como la razón entre el monto adjudicado y la demanda en cada licitación, tiene un efecto significativo. Un análisis sobre la estabilidad de los parámetros revela que ciertos eventos de la crisis financiera del año 2008 generaron inestabilidad. En particular, en el caso de la tasa a 10 años plazo, los cambios no anticipados en los cupos pasan de no ser significativos en el periodo anterior a abril del 2008, a serlo a partir de septiembre del mismo año.

EFFECTS OF CENTRAL BANK BOND ISSUANCE ON MARKET INTEREST RATES

Abstract

In this paper we study, by means of an econometric analysis, whether the bond issuing policy of the Central Bank of Chile has an effect on market real interest rates. The working hypothesis is that such an effect may be produced either by the issuance or by unanticipated changes of that. Interest rates are assumed to follow an autoregressive process, where changes and some events would affect his path. In order to capture that dynamic, we estimate a VAR model with exogenous variables representing the bond market events and excess demand in the auctions. The results indicate that unanticipated changes in financial policy, measured as changes in the monthly announced quota, have a significant and persistent impact, especially on the 10-year interest rate. Furthermore, the relationship between demand and supply, measured as the inverse of the bid-to-cover ratio, has a significant effect. An analysis on the stability of the parameters shows that the financial crisis of 2008 generated significant instability. In particular, for the 10-year interest rate, unanticipated changes in quotas go from not being significant in the period before April 2008 to being significant after September 2008.

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de los efectos de la política monetaria sobre las tasas de interés ha sido de gran interés por largo tiempo (por ejemplo, Cook y Hahn (1989), y Ellingsen y Söderström (2004)). En el caso chileno, Larraín (2005) llevó a cabo un estudio en el cual encuentra que la respuesta de la tasa de interés real frente a cambios no anticipados de política monetaria no es estadísticamente significativa. En la misma línea, cabe preguntarse cuál es el efecto de la política financiera del Banco Central de Chile sobre las tasas de interés reales. Por ejemplo, ¿los cambios inesperados sobre los cupos de licitación mensual afectan o no la estructura de tasas? El supuesto implícito es que los agentes forman expectativas tomando en cuenta toda la información disponible en el mercado, lo que incluye las expectativas previas respecto de las licitaciones de bonos. Por lo tanto, si ello es así, cambios no esperados en la política financiera podrían tener un efecto sobre las tasas de mercado.

La literatura es abundante en los efectos que las variables macroeconómicas o la política monetaria tienen sobre la estructura de tasas de interés. Por ejemplo, en el caso chileno Lefort y Walter (2000) analizan el efecto de la restricción de liquidez impuesta por el BC en 1998. Otros ejemplos recientes en que se estudia la relación entre la estructura de plazos de las tasas de interés y las variables macroeconómicas, con el objetivo de predecir cambios en la curva de retorno, son Moench (2008), Audrino y Filipova (2009), Jadet et al. (2009). Sin embargo, existe poca literatura en que se estudie el proceso mismo de licitación y su relación con la estructura de tasas de interés. En general, los estudios del proceso de licitación se enfocan las distorsiones del precio final en el remate y no en el efecto de la licitación sobre el mercado, por ejemplo, Cammack (1991), Bjonnes (2001) y Nyborg et al. (2002).

En este contexto, el objetivo de este estudio es determinar a través de un análisis econométrico si la política de emisión y cambios no anticipados en la emisión de bonos del Banco Central de Chile (BC) produce algún efecto sobre las tasas de mercado. La hipótesis de trabajo es que dicho efecto puede ser producido tanto por la emisión en sí como por las sorpresas en dichas emisiones. Para tales efectos, se evalúa la información entregada por el BC a través del programa anual y mensual de licitaciones.

Se asume que las tasas de interés siguen un proceso autorregresivo. Ello se traduce en que los cambios y eventos en el mercado de bonos afectarían la trayectoria

autorregresiva de las tasas de interés. Con el objetivo de captar esta dinámica, estimamos un modelo del tipo vector autorregresivo, donde las variables exógenas representan los diversos eventos del mercado y los excesos de demanda en las licitaciones.

Aunque se cuenta con información de tasas de mercado para plazos entre 1 y 20 años, el análisis se centra en las tasas en UF a plazos de 5 años (UF5) y 10 años (UF10), y en el efecto de la emisión de bonos del BC en UF a 5 y 10 años, BCU5 y BCU10, respectivamente. Ello se debe a que estos instrumentos representan los mayores montos emitidos y volumen operados durante un periodo extenso de tiempo. En efecto, en la Tabla 1 se observa que el BC licitó bonos a 20 años plazo sólo en 2002, 2003 y 2008 y en ningún caso superaron el monto emitido de bonos a 5 o a 10 años. En la Tabla 1 también se observa que los bonos a 2 años plazo se emitieron sólo en 2008 y por un monto que alcanza al 55% de los instrumentos a 5 años y al 65% de los instrumentos a 10 años plazo.

Tabla 1
Monto de bonos en U.F. licitados por el Banco Central
durante el período de análisis (Miles de U.F.).

Año	Plazo en años				Total
	2	5	10	20	
2002		10.175	1.750	1.400	13.325
2003		22.250	11.550	6.950	40.750
2004		12.000	6.000		18.000
2005		12.000	4.100		16.100
2006		12.000	4.770		16.770
2007		22.000	15.400		37.400
2008	32.120	58.150	49.170	11.480	150.920
2009		5.000	4.320		9.320

Los resultados indican que cambios no anticipados en la política financiera, medida como variaciones en el cupo mensual anunciado, tienen efectos significativos y persistentes, especialmente, en la tasa de interés a 10 años. Asimismo, la relación entre la demanda y la oferta de bonos, medida como la razón entre el monto adjudicado y la demanda en cada licitación, tienen un efecto significativo.

Un análisis adicional sobre la estabilidad de los parámetros, basado en mínimos cuadros recursivos¹, revela que ciertos eventos, en particular la crisis financiera del año

¹ Mínimos cuadros recursivos es un tipo de *rolling regression*, en la que se mantiene fijo el periodo de inicio de la muestra y ésta se aumenta gradualmente.

2008, generaron inestabilidad y quiebres estructurales en la trayectoria de las tasas de interés. En particular, se observa que en el periodo previo a la quiebra de Lehmann Brothers los parámetros estimados son muy inestables y posteriormente a septiembre 2009 se estabilizan en valores diferentes a los obtenidos en los periodos anteriores a abril de 2008. En particular, los cambios no anticipados en los cupos de emisión pasan de no ser a ser significativos en el caso de la tasa a 10 años plazo. En el caso de la tasa a 5 años, se mantienen no significativos en todo el periodo de la muestra, pero se observa una tendencia que los lleva a cambiar de signo.

El documento se estructura de la siguiente forma. En la sección 2, se presentan las fuentes de información, se definen las variables que representarán los cambios en la política de emisión de bonos, y se lleva a cabo un análisis estadístico de las variables utilizadas previo a la estimación del modelo. En dicho análisis se comprueba la endogeneidad de la razón entre el monto adjudicado y la demanda en cada. Este resultado se esperaba dado que es evidente la relación entre demanda y tasa de interés. En la sección 3, se muestran algunos hechos estilizados, con el objetivo de intentar anticipar los efectos esperados sobre las variables utilizadas. La sección 4, describe el modelo a estimar y el método que se utiliza para corregir el sesgo debido a la endogeneidad de las variables detectada en la sección 2. Tal método es una adaptación del desarrollado por Pinkse (2000), que a su vez se un método basado en el enfoque de funciones de control (ver por ejemplo, Florens et al., 2003). En la quinta sección se presenta el modelo estimado junto con las funciones de impulso respuesta en las tasas de interés frente a shocks en las variables consideradas exógenas en nuestro estudio. La sección 6 muestra los resultados del análisis de estabilidad de coeficientes. Finalmente, comentamos los resultados y posibles limitaciones del estudio.

2. DATOS Y DEFINICIÓN DE VARIABLES

En esta sección se presenta la información utilizada en el estudio y se definen las variables que se utiliza para representar los efectos de la política financiera del BC. Además, se realiza un análisis estadístico de las variables seleccionadas para estimar el modelo.

2.1 Información disponible

La información disponible corresponde a las series de tasa de mercado de los bonos del Banco Central emitidos en UF para plazos de 1, 2, 5, 10 y 20 años. La fuente de esta información es la Bolsa de Comercio de Santiago e incluye las transacciones de los instrumentos del Banco Central en la Bolsa de Comercio y en la Bolsa Electrónica y las licitaciones realizadas por el BC. La serie tiene frecuencia diaria.

Asimismo, se cuenta con la información de las licitaciones realizadas por el Banco Central. Específicamente, la base de datos incluye la fecha de licitación, el cupo, el monto adjudicado, la demanda y la tasa de interés de adjudicación. La información de montos adjudicados está desagregada por tipo de agente. En particular, se desagrega entre bancos e instituciones financieras y compañías de seguro y AFPs.

Para definir los acontecimientos de política financiera del BC que pudieran afectar las tasas de interés se realizó una búsqueda en las notas de prensa difundidas por el BC. Como resultado de dicha búsqueda se identificaron los eventos reportados en la Tabla 2.

Adicionalmente, se cuenta con información macroeconómica y los montos emitidos en bonos corporativos. Esta información se encuentra disponible con frecuencia mensual. El objeto de estas variables es contar con controles agregados de oferta y demanda de los bonos emitidos por el Banco Central de Chile.

Tabla 2

Eventos anunciados por el Banco Central en relación con la licitación de bonos

Fecha	Evento
30/09/2003	Suspensión de la emisión de bonos BCU20 y reducción del cupo de los bonos BCU5 y BCU10
22/08/2005	Suspensión de la emisión de bonos BCU10
06/01/2006	Primer anuncio anual del programa de licitaciones para el año 2006 y cambio en la periodicidad de las licitaciones (de semanal a mensual)
03/01/2007	Anuncio anual del programa de licitaciones para el año 2007
04/01/2008	Anuncio anual del programa de licitaciones para el año 2008
08/01/2009	Anuncio anual del programa de licitaciones para el año 2009
15/06/2009	Suspensión de la emisión de bonos

2.2 Definición de variables y análisis estadístico

A continuación se analizan la variable tasa de interés de mercado. El objetivo es determinar las propiedades de las series que son relevantes para la estimación de un modelo tipo vector autorregresivo, tales como número óptimo de rezagos y autocorrelación de los residuos. Asimismo se analiza la exogeneidad de las variables utilizadas como indicadores de los eventos y de las otras variables utilizadas como predictores del movimiento de las tasas, particularmente la razón entre el monto adjudicado y el demandado en la licitación.

En primer lugar, se estudia el número óptimo de rezagos de las variables endógenas del modelo VAR. De acuerdo al test de razón de verosimilitud el número óptimo de rezagos es 6. La Tabla 3 muestra los resultados tanto para el test de razón de verosimilitud como para otras pruebas comúnmente utilizadas en la literatura con el mismo fin. Como producto de dicho orden de los rezagos se obtienen residuos no autocorrelacionados. En efecto, la Tabla 4 muestra el resultado del test de razón de verosimilitud dada la hipótesis nula de no autocorrelación de los residuos. La evidencia no permite rechazar tal hipótesis, al menos, hasta el cuarto orden de autocorrelación.

Tabla 3

Resultados de la selección de número óptimo de rezagos

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1937.616	NA	0.034268	2.302215	2.308660	2.304602
1	4714.597	13280.74	1.28e-05	-5.588840	-5.569506	-5.581679
2	4799.277	168.8564	1.16e-05	-5.684602	-5.652379*	-5.672667
3	4813.030	27.39101	1.15e-05	-5.696178	-5.651066	-5.679470*
4	4817.756	9.401538	1.15e-05	-5.697039	-5.639038	-5.675558
5	4824.643	13.68448	1.15e-05	-5.700466	-5.629576	-5.674211
6	4832.045	14.69113*	1.14e-05*	-5.704505*	-5.620726	-5.673476
7	4835.388	6.624963	1.14e-05	-5.703724	-5.607056	-5.667922
8	4836.255	1.717484	1.15e-05	-5.700006	-5.590449	-5.659430

* : Indica orden de rezago según cada criterio

LR : Test de razón de verosimilitud secuencial modificado (nivel de cada test a 5%)

FPE : Predicción final del error

AIC : Criterio de información de Akaike

SC : Criterio de Schwarz

HQ : Criterio de información de Hannan-Quinn

Tabla 4

Test de razón de verosimilitud para autocorrelación de los residuos

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.316454	0.2563
2	1.919205	0.7506
3	3.276185	0.5127
4	2.154193	0.7074
5	11.98552	0.0175
6	6.291256	0.1784
7	2.043035	0.7278

Prob. Chi cuadrado con 4 grados de libertad

Para representar los efectos de la política financiera del BC se consideraron dos tipos de variables. Una se relaciona con la presión de la demanda respecto de la oferta de bonos. Esta presión será medida como la razón entre el monto adjudicado y el demandado en cada licitación, $R05$ y $R10$, de bonos BCU5 y BCU10, respectivamente. Estas variables se expresan como

$$R05_t = \begin{cases} \frac{C05_t}{D05_t} & \text{si } t \in \{t_1, \dots, t_L\} \\ 0 & \text{si } t \notin \{t_1, \dots, t_L\} \end{cases}$$

$$R10_t = \begin{cases} \frac{C10_t}{D10_t} & \text{si } t \in \{t_1, \dots, t_L\} \\ 0 & \text{si } t \notin \{t_1, \dots, t_L\} \end{cases}$$

Donde $C05_t$ y $C10_t$ corresponden a los cupos de la licitación del periodo t de bonos BCU5 y BCU10, respectivamente. De la misma forma, $D05_t$ y $D10_t$ representan los montos totales demandados en la licitación. El conjunto $\{t_1, \dots, t_L\}$ indexa los días correspondientes a los períodos de licitación.

Para representar los cambios no anticipados en la política de emisión de bonos, se utilizó como variable la variación del cupo de la licitación anunciado al inicio de cada período de encaje respecto del anunciado el mes anterior². En este último caso, las variables son las siguientes:

$$\Delta CM05_t = \begin{cases} CM05_{t_k} - CM05_{t_{k-1}} & \text{si } t \in \{t_1, \dots, t_K\} \\ 0 & \text{si } t \notin \{t_1, \dots, t_K\} \end{cases}$$

$$\Delta CM10_t = \begin{cases} CM10_{t_k} - CM10_{t_{k-1}} & \text{si } t \in \{t_1, \dots, t_K\} \\ 0 & \text{si } t \notin \{t_1, \dots, t_K\} \end{cases}$$

Donde $CM05_t$ y $CM10_t$ son los cupos mensuales de bonos BCU5 y BCU10, respectivamente, y $\{t_1, \dots, t_K\}$ es el conjunto de índices que corresponden a los días de inicio de cada periodo de encaje (este es el día 8 de cada mes o el último día hábil anterior).

A continuación, se realizaron pruebas de exogeneidad por bloques para las variables anteriormente definidas. La Tabla 5 muestra los resultados de dichas pruebas.

Para el caso de cambios no anticipados en la política financiera, representados por $\Delta CM05$ y $\Delta CM10$, las pruebas rechazan la hipótesis de endogeneidad. Esto puede interpretarse como que la política financiera del BC no está predeterminada por las

² Para representar cambios no anunciados también se consideró como variable la variación del cupo mensual respecto del cupo anunciado al inicio de cada año. Sin embargo, esta variable resulta artificial para los años anteriores a 2006, ya que en tal periodo el Banco Central no anunciaba los cupos previstos para todo el año calendario. Por lo tanto, en la construcción de dicha variable se asumiría que los agentes artificialmente forman expectativas al inicio de cada año, pero sin un anuncio oficial de la política financiera del BC. A pesar del problema descrito, la variable fue incluida en estimaciones preliminares del modelo, pero no resultó estadísticamente significativa, por lo que se descartó su uso.

variaciones del mercado y responde a fluctuaciones de variables macroeconómicas y a políticas de financiamiento de deuda del BC. De esta forma, ello justifica considerar los cambios no esperados como variables independientes, ya que no están sujetos a sesgo por endogeneidad.

En el caso de las variables $R05$ y $R10$, no se rechaza la endogeneidad. Sin embargo, los resultados deben ser considerados con cautela, ya que las variables consideradas no cumplen con los supuestos de normalidad, por lo tanto las pruebas basadas en la función de verosimilitud con errores normales están sujetas a sesgos por mala especificación. En efecto, el cociente entre el monto adjudicado y el demandado toma valores entre 0 y 1, con una alta frecuencia de valores iguales a cero (ver figuras en Anexo 1).

Tabla 5
Resultados del test de exogeneidad por bloques

Variable dependiente: $R05$			
Excluida	Chi-sq	g.l.	Prob.
UF05	17.13602	6	0.0088
UF10	22.84595	6	0.0008
Variable dependiente: $R10$			
Excluida	Chi-sq	g.l.	Prob.
UF05	12.60629	6	0.0497
UF10	11.03660	6	0.0873
Variable dependiente: $\Delta CM05$			
Excluida	Chi-sq	g.l.	Prob.
UF05	5.604449	6	0.4689
UF10	7.877043	6	0.2473
Variable dependiente: $\Delta CM10$			
Excluida	Chi-sq	g.l.	Prob.
UF05	5.547607	6	0.4757
UF10	8.075534	6	0.2326

Por otra parte, la endogeneidad de la variable también es esperable ya que la demanda no es independiente de la tasa de interés. La solución a este problema se discute en la sección 4, más adelante.

3. HECHOS ESTILIZADOS

A continuación se presentan algunos hechos estilizados que indican los posibles efectos de los montos y cambios no anticipados de las emisiones de bonos. El análisis considera el impacto de dos variables sobre las tasas de mercado: el cambio en el cupo de la licitación respecto del mes anterior y la presión de mercado por adquirir bonos, medida como el cociente entre el cupo licitado y su demanda. Los cambios no esperados en la emisión miden cambios no esperados en la oferta de bonos. Ex ante, cambios no esperados positivos (negativas) deberían generar un aumento (reducción) de las tasas de interés. Por su parte, el cociente del cupo licitado y la demanda mide la demanda relativa de tales bonos, esperándose que cuanto mayor (menor) sea ésta, mayor (menor) es la oferta relativa de bonos, lo cual presionaría al alza (a la baja) la tasa de interés. No obstante, cabe señalar que el efecto en los precios dependerá en gran medida del contenido informacional asociado a esta variable (por ejemplo, demanda no observada por otros agentes que es revelada al momento de la licitación) y/o fricciones de mercado que generen cambios de precios aún cuando el mercado no reciba nueva información a través de la licitación (por ejemplo, fricciones de liquidez).

En el caso del cambio en el cupo mensual, se distinguen tres categorías para el análisis: aumento del cupo, disminución y sin cambios respecto del mes anterior. Las Figuras 1 y 2 representan la evolución de tasa de interés de mercado cinco días antes y después del anuncio mensual con el programa de licitaciones. Estas tasas han sido normalizadas respecto del promedio de los cinco días previos de cada período y luego se ha promediado el total de eventos agrupados en los tres casos indicados arriba.

Los resultados son consistentes con lo esperado: cuando la sorpresa corresponde a un aumento del cupo, las tasas de interés tienden a subir; lo opuesto ocurre en el caso de una reducción del cupo. Finalmente, si el cupo se mantiene constante, ello no genera cambios en las tasas. La magnitud de los cambios promedio observados es de un 1% respecto del día previo a la sorpresa. Las Figuras 1 y 2 contienen asimismo el intervalo de confianza al 95% en torno a la trayectoria de la tasa de interés normalizada (línea segmentada). De allí se concluye que las variaciones observadas no son estadísticamente significativas, al menos si no se controla por otros efectos presentes en los movimientos de la tasa.

Las Figuras 3 y 4 reflejan, como en el caso anterior, el efecto del cupo licitado sobre la demanda. Dado que las licitaciones se realizaban semanalmente, se consideró un periodo de tres días antes y tres días después del día de la licitación. En este caso, no se presentan los intervalos de confianza, dado que los resultados no difieren respecto al caso anterior en cuanto a significación estadística de los cambios observados. En otras palabras, el intervalo de confianza es suficientemente amplio como para no rechazar que los cambios en las tasas no son estadísticamente significativos. Esta diferencia permite reducir la escala y apreciar mejor los cambios en la trayectoria de las tasas.

Para analizar el efecto de distintos niveles de monto adjudicado/demanda se definieron 5 rangos en base a la media y la desviación estándar de la variable. Estos rangos están determinados por los límites presentados en la Tabla 6, donde m es la media de la variable y s es la desviación estándar. Los valores de estos parámetros son los siguientes: en el caso de la emisión de BCU5 la media es 0,33 y la desviación estándar 0,13; en el caso de los bonos BCU10 la media es 0,28 y la desviación estándar 0,15.

Tabla 6
Rangos de la variable monto adjudicado/demanda

Rango	Límite inferior	Límite superior
1	0	$m - s$
2	$m - s$	$m - 0.5*s$
3	$m - 0.5*s$	$m + 0.5*s$
4	$m + 0.5*s$	$m + s$
5	$m + s$	—

Los gráficos de las Figuras 3 y 4 muestran que la tasa tiende a aumentar en los días de licitación, especialmente en el caso de la tasa a 5 años. Esto es consistente con la idea de que la oferta de bonos no es endógena y la licitación produce un aumento de oferta que se traduce en una reducción del precio y una consecuente alza de la tasa de interés³.

³ Sin embargo, se observa sistemáticamente un elevado exceso de demanda, el que debería absorber el aumento de la oferta y no producir un aumento significativo de la tasa de interés. Por lo tanto, esta observación podría explicarse a través de otros fenómenos que afectan los resultados de la licitación. Por ejemplo, en línea con la hipótesis de que el mercado funciona correctamente y que los precios reflejan la

Se aprecia que las tasas se comportan consistentemente con lo esperado. En efecto, tanto en la Figura 3 como en la Figura 4, los paneles superiores, que corresponden a valores altos del exceso de demanda, muestran que la tasa de interés se mantiene constante, en el caso de la tasa a 5 años, o se reduce un 1% respecto de la tasa el día previo a la licitación, en el caso de la tasa a 10 años. Los paneles inferiores muestran que las tasas aumentan cuando el exceso de demanda relativo es bajo. La tasa a 5 años experimenta un alza aproximada de 1,5% respecto al día previo y la tasa a 10 años un alza de 3%. Considerando todo el conjunto de rangos de la variación monto adjudicado/demanda, se observa correlación positiva entre el aumento en el monto adjudicado o reducción de la demanda y el aumento de la tasa de interés. Para el caso de la tasa a 5 años se observa la siguiente secuencia de aumentos respecto al día previo a la licitación: 0%, 1%, 1%, 3%, 1,5%. En el caso de la tasa a 10 años la secuencia es: -1%, 0%, 0,5%, 1%, 2%.

información disponible por los agentes y, a su vez, las expectativas que ellos forman, entonces se puede decir que los agentes participando de las licitaciones del BC sistemáticamente poseen información que no es reflejada en el mercado secundario de bonos durante los días en que el BC no realiza licitaciones.

Alternativamente, se puede buscar una explicación en barreras de entrada a la licitación, por ejemplo, el costo de conexión al sistema electrónico que utiliza el BC o simplemente el hecho de que no sea una licitación abierta. Un análisis detallado de las causas del alza observada los días de licitación escapa al alcance de este trabajo.

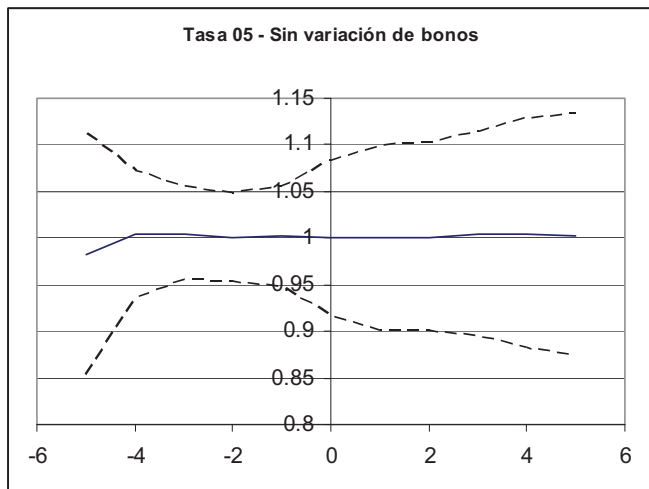
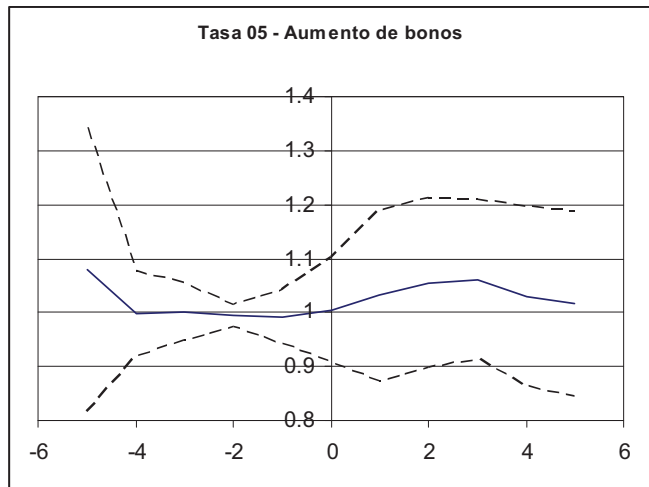
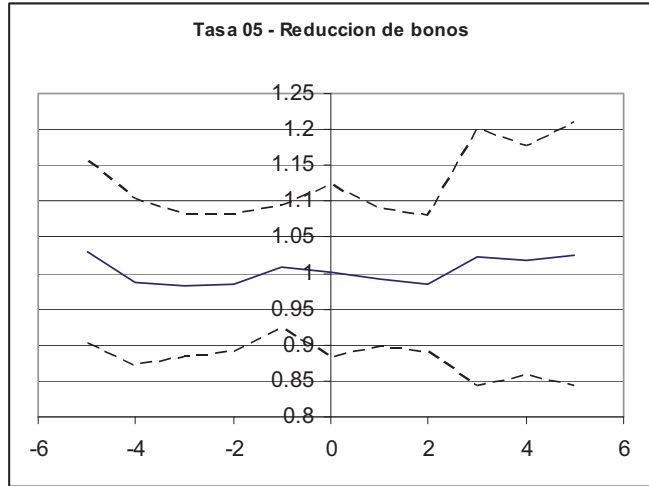


Figura 1. Efecto en la tasa a 5 años del cambio en el cupo de licitación respecto del mes anterior

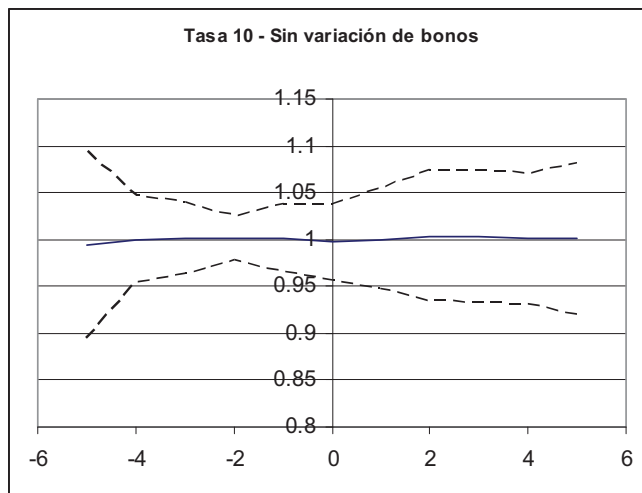
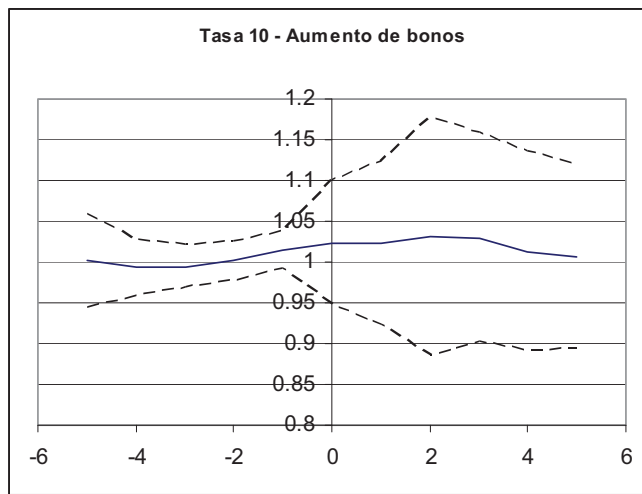
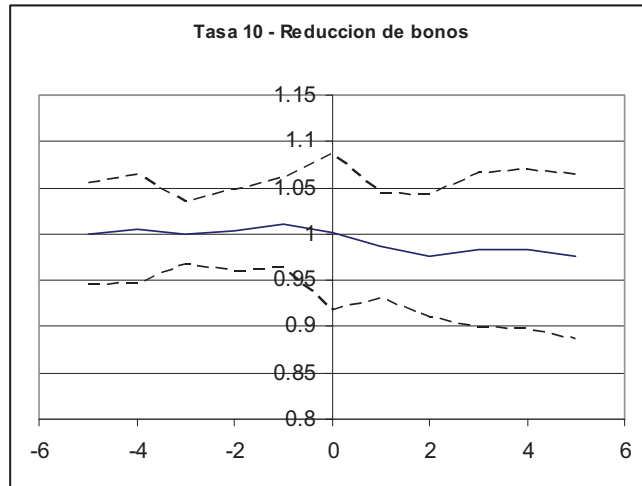


Figura 2. Efecto en la tasa a 10 años del cambio en el cupo de licitación respecto del mes anterior

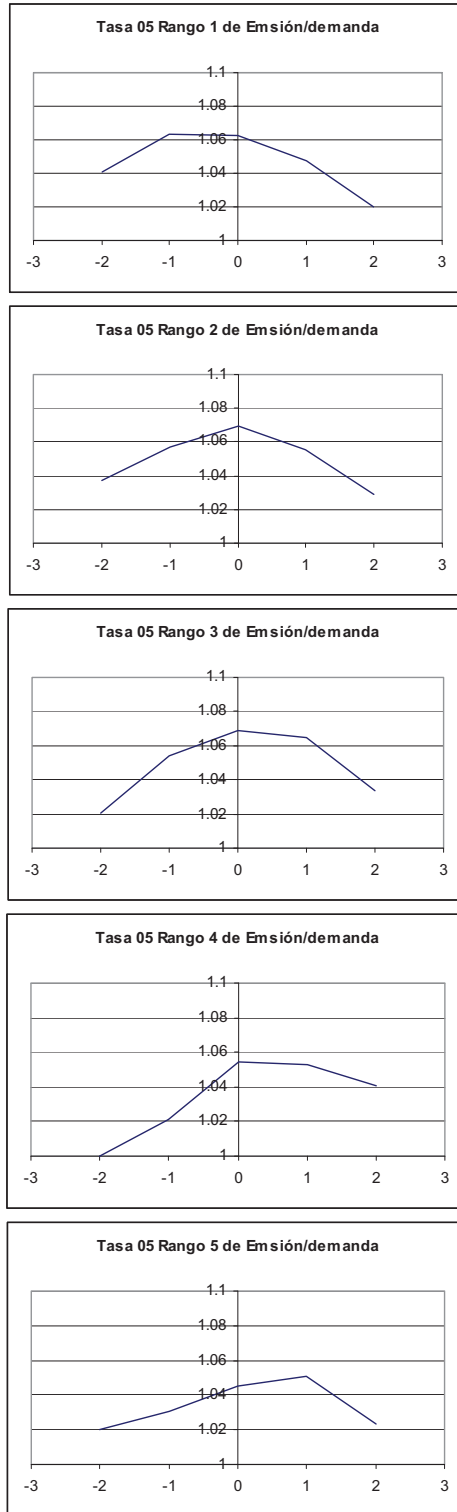


Figura 3. Efecto en la tasa a 5 años de la razón monto adjudicado/demanda en la licitación

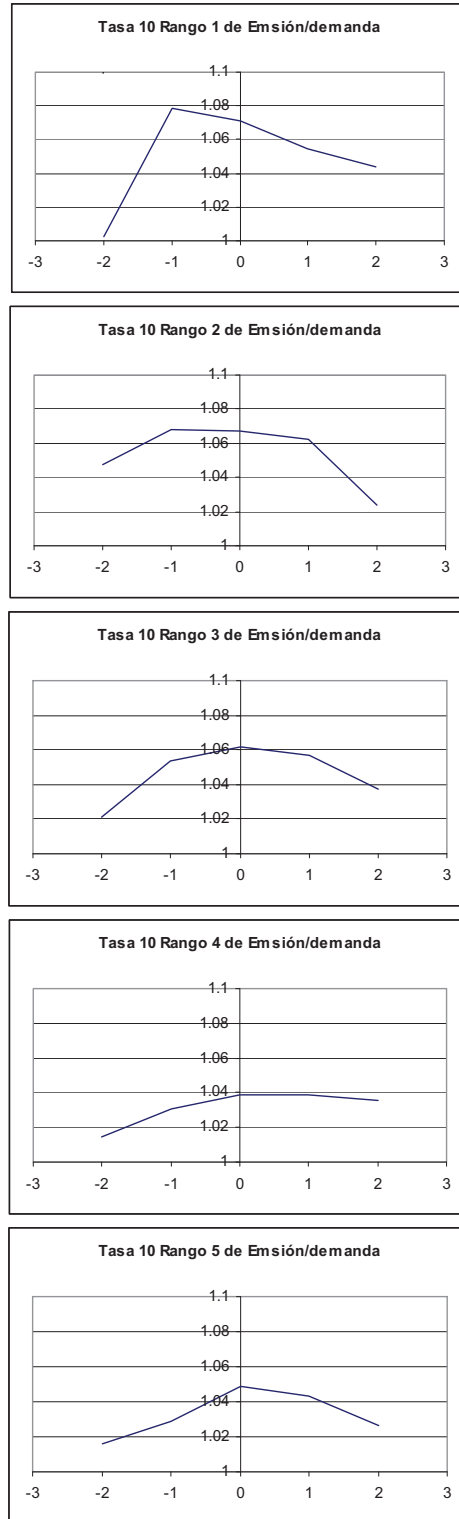


Figura 4. Efecto en la tasa a 10 años de la razón monto adjudicado/demanda en la licitación

4. METODOLOGÍA

4.1 Modelo básico

El análisis básico consiste en la estimación de un modelo VAR para las tasas de bonos en UF a 5 y 10 años. Este modelo, tal como se adelantó, considera como variables exógenas: a) cambio en el cupo de licitación mensual anunciado, b) la razón entre el monto adjudicado y la demanda que se observa en las licitaciones, y c) los eventos correspondientes a suspensión sorpresiva de la emisión de bonos. El modelo estimado es de la forma

$$(1) \quad y_t = \sum_{i=1}^6 \phi_i y_{t-i} + a \Delta CM_t + b R_t + \sum_{j=1}^3 c_j S_{j,t} + u_t$$

donde y_t es el vector de tasas de interés de mercado de los bonos a 5 y a 10 años plazo; ΔCM_t es el vector de diferencias en los cupos de licitación mensuales; R_t es el vector con la razón entre monto adjudicado y demanda, y $S_{j,t}$ son variables dicotómicas que representan la suspensión de la emisión de bonos reportada en la Tabla 1, y toman el valor uno en las fechas 30/09/2003, 22/08/2005 y 15/06/2009 y cero en el resto. El término de error es u_t , que es independiente a lo largo del tiempo de acuerdo a los resultados de la sección 2. Los parámetros a estimar son ϕ_i , a , b y c_j .

El número de rezagos de la variable endógena se determinó en la sección anterior. Igualmente, la exogeneidad de las variables ΔCM_t y R_t ya fue discutida.

El número de rezagos de las variables exógenas que se incluyen en el modelo se determinó en base al test de razón de verosimilitud (LRT). De acuerdo a dicho test se rechaza la inclusión de rezagos tanto de la variable ΔCM_t como de R_t .

Alternativamente se estima un modelo que distingue los cambios en el cupo de las licitaciones según sean aumentos o reducciones de éste. Para esto, el parámetro a se diferencia: a^+ cuando el cupo mensual experimenta un aumento y a^- cuando experimenta una reducción. El modelo tiene la forma siguiente:

$$(2) \quad y_t = \sum_{i=1}^6 \phi_i y_{t-i} + a^+ \Delta CM_t \mathbf{1}_{\{\Delta CM_t > 0\}} + a^- \Delta CM_t \mathbf{1}_{\{\Delta CM_t < 0\}} + b R_t + \sum_{j=1}^3 c_j S_{j,t} + u_t$$

4.2 Metodología para controlar el sesgo por endogeneidad

A continuación se describe el procedimiento que se utiliza para reducir o eliminar los sesgos debido a la endogeneidad de las variables $R05$ y $R10$, que a su vez son funciones de la demanda por bonos. Una alternativa es utilizar información adicional de las posturas durante la licitación, de manera de identificar la relación entre ésta y la tasa de interés por medio de un modelo estructural. Sin embargo, tal enfoque no se aplicará en este estudio por limitaciones de información y de tiempo.

Otra alternativa es utilizar un enfoque puramente econométrico, que es más consistente con el enfoque general del estudio, basado en variables instrumentales. Sin embargo, antes de describir el enfoque adoptado, es conveniente inferir la dirección del sesgo a partir de la correlación esperada entre las variables, de manera que el parámetro estimado sin controlar la endogeneidad pueda considerarse como una cota, máxima o mínima, del efecto de la variable sobre la tasa de interés. Para esto consideremos un modelo como el siguiente

$$y = a + bx + cz + u$$

Sabemos que en una regresión lineal el estimador del parámetro b será sesgado si existe correlación entre la variable independiente, x , y el término de error de la regresión, u . Entonces, si x y z son independientes, asintóticamente el sesgo estará dado por la expresión (Hayashi, 2000)

$$\hat{b} - b = \frac{\text{cov}(x, u)}{\text{var}(x)}$$

Por lo tanto, si la covarianza de entre u y x es positiva, entonces el sesgo es positivo y el parámetro será sobrestimado. Análogamente, si la covarianza es negativa el parámetro será subestimado.

Si asumimos que la demanda de BCU5 crece con la tasa de interés a 5 años y la demanda de BCU10 decrece, entonces un shock positivo en dicha tasa produce una reducción de $R05$ y un aumento en $R10$. Entonces, se espera que la covarianza entre un shock de la tasa de interés a 5 años con $R05$ sea negativa y con $R10$ sea positiva. De la misma forma se espera que la covarianza del shock en la tasa de interés a 10 años y $R05$ sea positiva y que la covarianza del tal shock y $R10$ sea negativa. Por lo tanto, si la estimación

no controla el sesgo inducido por la endogeneidad de los regresores, en la ecuación de la tasa a 5 años el parámetro asociado a $R05$ será una cota inferior del efecto de dicha variable sobre la tasa de interés y el parámetro asociado a $R10$ será una cota superior. En el caso de la ecuación de la tasa de interés a 10 años, el parámetro de $R10$ será una cota inferior y el de $R05$ será una cota superior.

La primera opción para estimar el modelo y corregir el sesgo por endogeneidad, es utilizar un instrumento para las variables $R05$ y $R10$. Normalmente, en modelos basados en series de tiempo se utiliza como variable instrumental el rezago de la variable que no es independiente del error. Sin embargo, en nuestro caso el rezago de la variable endógena es cero y definido exógenamente ya que el cupo, C_t , es cero. Alternativamente se puede intentar con la variable en el último periodo en el cual fue distinta de cero, es decir, en la licitación anterior. Pero como no hay regularidad en la frecuencia de las licitaciones, porque antes del año 2006 se realizaban semanalmente y a partir de enero de ese año se realizan una vez por mes, la correlación entre las variables endógenas y sus instrumentos puede ser heterogénea en el tiempo y resultar en instrumentos débiles.

Considerando lo anterior, adoptamos un enfoque semiparamétrico en el cual reconocemos que la demanda es una función de la tasa de interés, y_t , y utilizamos un instrumento para esta última. Para esto reescribimos los modelos propuestos en las ecuaciones (1) y (2) de manera de identificar la función de demanda, D_t , por bonos. Además, asumimos que el cupo, C_t , en cada licitación está definido exógenamente, por lo que no está correlacionado con el término de error en el modelo. Consideremos el modelo reescrito de la siguiente forma no lineal

$$(3) \quad y_t = \sum_{i=1}^6 \phi_i y_{t-i} + a \Delta CM_t + b \frac{C_t}{D_t} + \sum_{j=1}^3 c_j S_{j,t} + u_t$$

La idea es escribir la demanda como función de una variable instrumental. Un candidato para instrumento es el rezago de la tasa de interés, y_{t-1} , que está correlacionado con la tasa del periodo t , y por lo tanto con la demanda, y al mismo tiempo es independiente del error, u_t . Consideremos la siguiente relación entre la demanda y el rezago de la tasa de interés

$$(4) \quad D_t = h(y_{t-1}) + v_t$$

donde v_t es un error independiente de y_{t-1} .

La ecuación (4) puede justificarse bajo el siguiente supuesto. La disposición a pagar por bonos del BC en el periodo t esta definida por las expectativas de los agentes basadas en la tasa de interés de mercado en el periodo $t-1$ y por un shock, v_t , que representa efectos de otras variables económicas.

Bajo estos supuestos, podemos reescribir la ecuación (3) de forma más compacta. Sea $z_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-6}, \Delta CM_t, C_t, S_{1t}, S_{2t}, S_{3t})$ el vector con las variables no correlacionadas con el error, u_t , consideremos el siguiente sistema triangular

$$(5) \quad y_t = g(z_t, D_t) + u_t$$

$$(6) \quad D_t = h(y_{t-1}) + v_t$$

Este sistema se puede estimar adaptando el enfoque propuesto por Pinkse (2000). En tal enfoque se considera que las funciones g y h son desconocidas. En contraste, en nuestro modelo asumimos que g es conocida, dada por la ecuación (3), y que la función h es desconocida. El lector interesado en los supuestos detallados y las condiciones que garantizan la consistencia del método puede referirse al trabajo de Pinkse (2000). Sin embargo, cabe destacar que el método no requiere que u_t y v_t sean independientes entre si, sólo que el instrumento no esté correlacionado con ellos, como es el caso de y_{t-1} .

Pinkse (2000) propone un estimador en dos etapas. Se basa en la siguiente propiedad del modelo bajo es supuesto que y_{t-1} es independiente de u_t y v_t :

$$\begin{aligned} m(z, d, v) &= E(y_t | z_t = z, d_t = d, v_t = v) \\ &= g(z, d) + E(u_t | d_t = d, v_t = v) \\ &= g(z, d) + E(u_t | d_t - v_t = d - v, v_t = v) \\ &= g(z, d) + w(v) \end{aligned}$$

dado que $d_t - v_t = h(y_{t-1})$ no depende de v_t ni de u_t .

La primera etapa del procedimiento es estimar la función h usando una técnica de regresión no-paramétrica y generar los residuos $\hat{v}_t = d_t - \hat{h}(y_{t-1})$. Luego, ya que la función g es conocida, la función m es estimada usando una regresión semiparamétrica de y_{t-1} en (z_t, \hat{v}_t) . Esto significa estimar no-paramétricamente la función w .

La técnica no paramétrica usada en ambas etapas corresponde a estimación en base a expansión en series. En particular, utilizamos la expansión en polinomios de Legendre.

Esto permite estimar los parámetros de todas las funciones, g , h y w , mediante mínimos cuadrados ordinarios.

5. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de la estimación del modelo. Las Tablas 7 y 8 muestran los resultados de la estimación de los modelos de las ecuaciones (1) y (2) en el caso en que se ha corregido el sesgo por endogeneidad⁴. En el anexo se presentan los resultados de los modelos lineales que no corrigen el problema de endogeneidad. Cabe destacar que la corrección del sesgo es consistente con lo discutido en la sección 4. Esto es, en la ecuación de la tasa a 5 años el parámetro asociado a $R05$ aumenta respecto el caso sin control de la endogeneidad y el parámetro asociado a $R10$ se reduce. Similarmente, para la ecuación de la tasa de interés a 10 años el parámetro de $R10$ aumenta y el de $R05$ disminuye.

Las variables utilizadas como instrumentos para la demanda de bonos, tanto BCU5 como BCU10, fueron las tasas de interés a 5 y 10 años del día previo a la licitación⁵. En cada caso la función de demanda se consideró como la suma de dos polinomios, uno en cada variable. Esto simplifica los cálculos, pero implica asumir que no existe interacción entre las dos variables. En el caso de la demanda por bonos BCU5, el orden del polinomio en la tasa a 5 años fue 3 y en la tasa a 10 años fue 1. De esta manera se obtiene una correlación de 0,65 entre la demanda y su función en los instrumentos. En el caso de la demanda por bonos BCU10, el polinomio en la tasa a 5 años fue de orden 3 y el polinomio en la tasa a 10 años fue de orden 2. La correlación entre la demanda y su función en los instrumentos es 0,66. Cabe notar que el orden de los polinomios es bajo debido a la alta multicolinealidad que aparece al aumentar el grado. Esto es consistente con los resultados reportados por Pinkse (2000).

Para estimar no-parametricamente w , la función de los residuos de las ecuaciones instrumentales, se utilizó un polinomio en el residuo de cada ecuación. En los modelos de la tasa de interés a 5 años, el orden del polinomio fue 3 para el caso del residuo asociado a la demanda de BCU5 y 1 para el asociado a la demanda de BCU10. En los modelos de la

⁴ Complementariamente, se estimó los modelos considerando como variables de control información macroeconómica y de montos transados de bonos corporativos. Sin embargo, los parámetros asociados a estas variables no fueron estadísticamente significativos, por lo tanto no se incluyeron tales resultados.

⁵ Se utilizó el logaritmo tanto de la demanda como de las tasas de interés.

tasa a 10 años, los polinomios fueron de orden 2 y 5 para el residuo de la ecuación de BCU5 y para el residuo de la ecuación de BCU10, respectivamente.

La Tabla 7 resume los parámetros de la parte autorregresiva de los modelos (1) y (2). No se aprecia diferencias importantes entre ambos modelos. Destaca que la trayectoria de la tasa a 5 años está fuertemente influida por los rezagos de la tasa a 10 años y, por el contrario, la tasa a 10 años está determinada principalmente por su primer rezago y no resulta significativamente influida por los rezagos de la tasa a 5 años.

La Tabla 8 muestra los parámetros asociados a las variables no dinámicas (o exógenas) de los modelos. En este caso tampoco se observan diferencias significativas entre los modelos (1) y (2), excepto por aquellos parámetros que corresponden a diferente especificación. Sin embargo, incluso en tales parámetros los resultados generales, en cuanto signo y significancia estadística, se mantienen. Esto es una señal de robustez de los resultados.

Cuantitativamente, los resultados de la estimación muestran que el efecto de la razón entre monto adjudicado y demandado es estadísticamente significativo y con el signo esperado sobre la tasa del mismo plazo. Es decir, la presión de la demanda sobre la emisión de bonos a 5 (10) años influiría sólo sobre las tasas de mercado a 5 (10) años plazo. Específicamente, si el cupo de BCU5 aumenta un 50%, a partir del valor promedio de la variable monto adjudicado/demanda (0,33), y la demanda permanece constante, entonces la tasa de interés a 5 años aumenta en 2,2 puntos base. De igual forma, para el caso de los bonos BCU10, un aumento en el cupo de 50%, a partir del valor promedio del monto adjudicado/demanda (0,28), produce un aumento de 1,4 puntos base en la tasa a 10 años plazo.

También se observa que, en general, las suspensiones de la emisión de bonos no tienen un efecto estadísticamente significativo. La excepción es la tasa de interés a 5 años que se redujo en 15 puntos base debido a la suspensión del año 2005. Dicho efecto puede ser justificado al considerar que el evento consiste en la suspensión de la emisión de bonos a 10 años y la reducción del cupo de bonos a 5 años, reduciendo la oferta y aumentando el precio de los instrumentos a 5 años.

El efecto de los cambios no anticipados en el cupo mensual sólo resulta estadísticamente significativo en el caso de la tasa de interés a 10 años, tanto para el modelo de la ecuación (1) como el de la ecuación (2).

La tasa de interés a 5 años no se ve afectada por los cambios inesperados en la emisión de instrumentos, ya sean BCU5 o BCU10. En efecto, los parámetros que miden tales efectos resultan no significativos estadísticamente para ambos modelos estimados.

Los efectos de los cambios no anticipados en los cupos sobre la tasa de interés a 10 años tienen la dirección esperada y son estadísticamente significativos. Esto es, un aumento (reducción) del cupo de BCU10 aumenta (reduce) la tasa. Por su parte, un aumento (reducción) del cupo de BCU5 produce una reducción (aumento) de la tasa a 10 años.

Cuantitativamente, de acuerdo con el modelo (1), el efecto de aumentar (reducir) el cupo de bonos a 5 años en 100 mil UF⁶ produce una reducción (aumento) de 0,2 y 0,4 puntos base en las tasas a 5 y 10 años, respectivamente. Para un aumento (reducción) similar en el cupo de bonos a 10 años⁷, las tasas a 5 y 10 años aumentan (disminuyen) en 0,5 y 0,8 puntos base, respectivamente.

En el caso del modelo de la ecuación (2) los resultados en cuanto a significancia estadística son similares a los obtenidos con el modelo de la ec. (1): sólo la tasa de interés a 10 años se ve afectada por los cambios en el cupo. Respecto de la magnitud del impacto, se observa que los aumentos en el cupo tienen un efecto menor (en valor absoluto) que las reducciones, tanto para las tasas a 5 años como para las tasas a 10 años. En particular, los aumentos en el cupo de BCU5 no tienen efecto estadísticamente significativo sobre ambas tasas de interés. Cuantitativamente, por ejemplo, la tasa a 10 años aumenta en 0,9 puntos base frente a una reducción del cupo de BCU5 igual a 100 mil UF, se reduce en 1,4 puntos frente a una reducción similar de BCU10, y aumenta en 0,6 puntos por un aumento de BCU10 de 100 mil UF.

⁶ Equivale aproximadamente a un 5% del cupo mensual de BCU5 en los años 2006 y 2007

⁷ Aproximadamente un 7% del cupo mensual de BCU10 durante los años 2006 y 2007

Tabla 7

Parámetros asociados a la parte dinámica del modelo

	<i>Modelo ec. (1)</i>		<i>Modelo ec. (2)</i>	
	$UF05_t$	$UF10_t$	$UF05_t$	$UF10_t$
$UF05_{t-1}$	0,76340**	0,08273**	0,76285**	0,08180**
$UF05_{t-2}$	0,12740**	-0,04354*	0,12849**	-0,04159*
$UF05_{t-3}$	0,05714*	-0,02098	0,05725*	-0,02146
$UF05_{t-4}$	-0,04181	-0,01878	-0,04209	-0,01897
$UF05_{t-5}$	0,11685**	0,02625	0,11627**	0,02605
$UF05_{t-6}$	-0,03450	-0,03083	-0,03444	-0,03105
$UF10_{t-1}$	0,39371**	0,98962**	0,39370**	0,99059**
$UF10_{t-2}$	-0,30552**	-0,06917*	-0,30658**	-0,07215**
$UF10_{t-3}$	-0,10665**	-0,00378	-0,10588**	-0,00235
$UF10_{t-4}$	0,11211**	0,09124**	0,11058**	0,09004**
$UF10_{t-5}$	-0,03251	-0,01733	-0,03079	-0,01610
$UF10_{t-6}$	-0,06041	0,00439	-0,06031	0,00483
<i>Constante</i>	-0,03573	-0,02756	-0,03508	-0,02681

** : significativo con 95% de confianza

* : significativo con 90% de confianza

Tabla 8

Parámetros asociados a las variables exógenas del modelo

	<i>Modelo ec. (1)</i>		<i>Modelo ec. (2)</i>	
	$UF05_t$	$UF10_t$	$UF05_t$	$UF10_t$
<i>Monto adjudicado/demanda BCU5</i>	0,13216**	0,00663	0,13031**	0,00410
<i>Monto adjudicado/demanda BCU10</i>	0,00698	0,09774**	0,00840	0,09967**
<i>Suspensión año 2003</i>	0,00893	0,04159	0,00930	0,04218
<i>Suspensión año 2005</i>	-0,15172**	-0,07911	-0,15188**	-0,07944
<i>Suspensión año 2009</i>	0,00359	-0,00646	0,00349	-0,00668
<i>Cambio del cupo mensual BCU5 (MUF)</i>	-0,00001	-0,00004**		
<i>Cambio del cupo mensual BCU10 (MUF)</i>	0,00005	0,00008**		
<i>Aumento del cupo mensual BCU5 (MUF)</i>			0,00000	-0,00002
<i>Reducción del cupo mensual BCU5 (MUF)</i>			-0,00004	-0,00009**
<i>Aumento del cupo mensual BCU10 (MUF)</i>			0,00004	0,00006**
<i>Reducción del cupo mensual BCU10 (MUF)</i>			0,00007	0,00014**

** : significativo con 95% de confianza

* : significativo con 90% de confianza

Como parte de los resultados se presenta la función de respuesta al impulso (IRF) de las tasas de interés en las Figuras 5 y 6. Estas funciones fueron calculadas considerando los resultados del modelo de la ecuación (1). Las IRF del modelo (2) son similares, excepto para los shocks sobre los cambios no anticipados. En este último caso, se presentan las IRF en el anexo.

En el caso de la variable monto adjudicado/demanda se consideró un shock igual a la desviación estándar de la variable, que corresponde a 0,13 para los bonos BCU5 y a 0,15 para los BCU10⁸. La IRF de ambas tasas muestra que un shock positivo produce un aumento de la tasa de interés a 5 y 10 años que persiste hasta 10 días, con un peak de 1,7 y 1,4 puntos base el mismo día en que se produce el shock, respectivamente.

En el caso de la variación en el cupo mensual de licitación se consideró un shock de tamaño 200 mil UF, que corresponde aproximadamente a un 10% del cupo mensual licitado en los años 2007 y 2008, y a un 20% de los cupos de los años 2006 y 2009. En el caso de un shock positivo, el efecto sobre las tasas de interés es negativo cuando la perturbación es experimentada por la emisión de bonos a 5 años (BCU5) y positivo cuando se perturba la emisión de bonos a 10 años (BCU10).

⁸ Para una licitación de 2 millones de UF y una razón entre el cupo y la demanda de 0.33 (similar al promedio observado en la muestra), un shock positivo del tamaño de las desviaciones estándar utilizadas corresponde a un aumento de la oferta del orden de 790 mil UF.

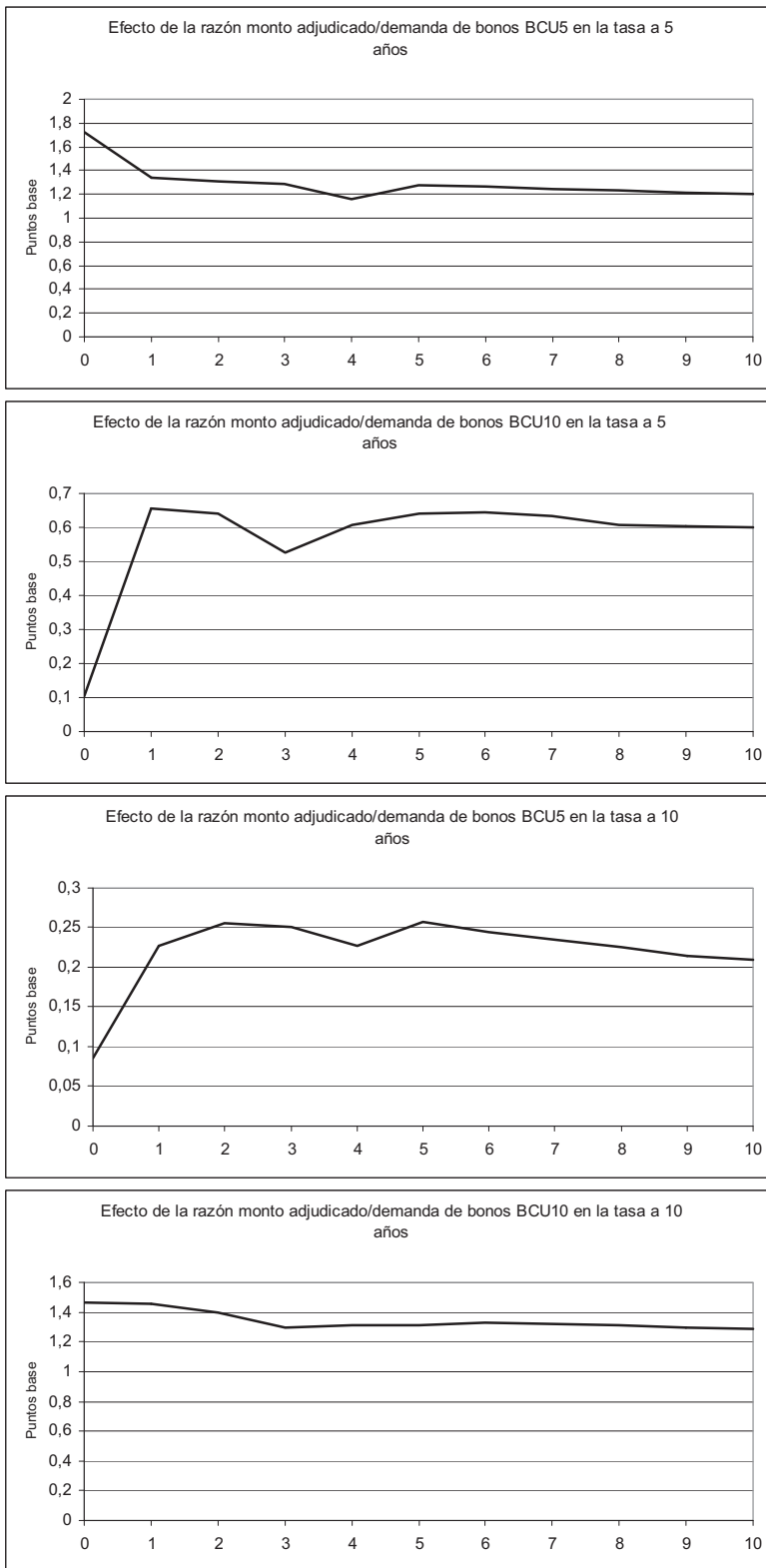


Figura 5. Funciones de respuesta al impulso de las tasas de interés a 5 y 10 años para un shock en la razón monto adjudicado/demanda igual a una desviación estándar

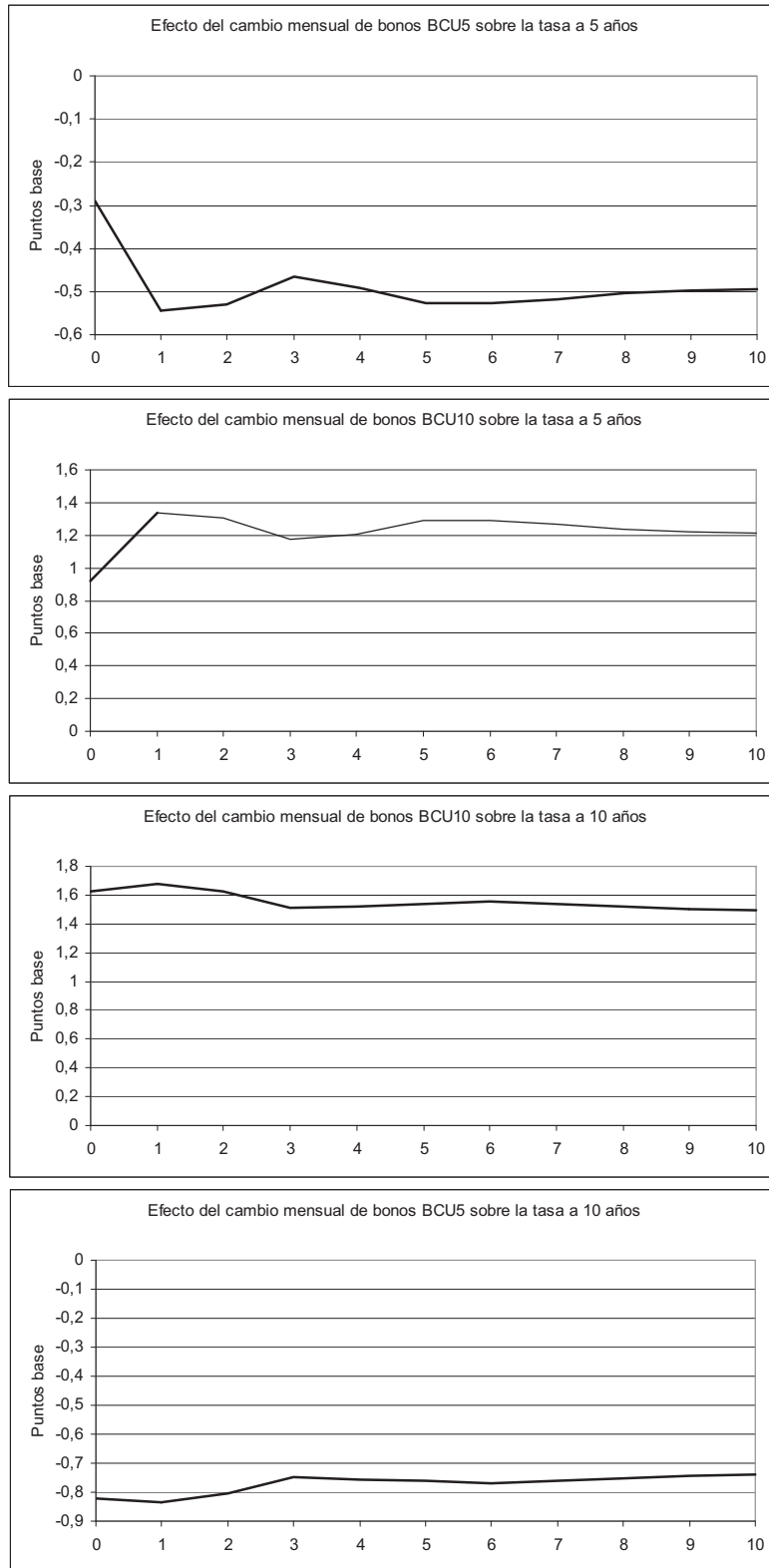


Figura 6. Funciones de respuesta al impulso de las tasas de interés a 5 y 10 años para un shock en el cambio mensual del cupo de licitación igual a 200 mil UF

6. ESTABILIDAD DE LOS PARÁMETROS

Para estudiar la estabilidad de los parámetros del modelo se usó el método de mínimos cuadrados recursivos. Esto consiste en estimar repetidamente el modelo con una muestra que se incrementa en cada iteración. De esta forma se puede observar el comportamiento de los parámetros a lo largo del tiempo y detectar quiebres estructurales o inestabilidad en ellos. En este caso se definió como muestra inicial la correspondiente al periodo entre el 12 de septiembre de 2002 (inicio de la muestra disponible) y el 30 de diciembre de 2005. Esta última fecha corresponde al inicio de un nuevo procedimiento en la entrega de información sobre licitaciones de bonos del Banco Central y cambio en la frecuencia de éstas (ver Tabla 1). La muestra de la estimación recursiva se incrementó un día en cada iteración hasta alcanzar el total de la muestra disponible. De esta forma, el tamaño de la muestra inicial es de 824 periodos y se realizó un total de 870 estimaciones de los parámetros. El modelo utilizado en este análisis corresponde al de la ecuación (1) sin corregir por endogeneidad. A pesar del sesgo que pueden tener los parámetros a causa de la endogeneidad, de los resultados de esta sección tienen como objeto analizar la evolución en el tiempo de los parámetros que controlan la tasa de interés y, por lo tanto, se asume que dicha evolución será la misma si se corrige el sesgo de los parámetros.

Los resultados se presentan en los gráficos de las Figuras 7 y 8. Se observa que, en general, los efectos dinámicos de las tasas son estables. En efecto, para los casos reportados, que corresponden al efecto de los dos primeros rezagos de las tasas tanto a 5 como a 10 años, la variación de los parámetros es menor que dos veces el error estándar medio de la serie de parámetros. La única excepción es el parámetro del primer rezago de la tasa a 5 años sobre la misma tasa de interés. En tal caso la variación a lo largo del periodo es de 0.1.

Para el caso de la tasa a 5 años, los parámetros asociados a la razón entre monto adjudicado y demanda son estables, aunque a lo largo de dos periodos distintos. En efecto, se aprecia que existe un cambio estructural que define dos periodos de estabilidad. El primero termina en el mes de abril del 2008 y el segundo comienza en septiembre del mismo año. El periodo intermedio corresponde a un periodo inestable de ajuste. La tasa a 10 años plazo presenta el mismo patrón de cambio, pero también se observa un mayor grado de inestabilidad en el periodo anterior a mayo del 2008.

Los parámetros de la variable que mide el cambio en el monto mensual de licitación anunciado presentan el mismo comportamiento que los asociados a la relación entre cupo y demanda. Esto es, dos regímenes estables con un periodo de inestabilidad entre mayo y septiembre del 2008. Además, en el caso de las tasa a 5 años, se observa otro quiebre estructural el día 5 de enero del 2007. Esta fecha coincide con un aumento significativo de los montos mensuales a licitar, respecto de los años anteriores: BCU5 aumentó de 1 a 2 millones de UF y BCU10 aumentó de 400 mil a 1.4 millones de UF.

El quiebre estructural observado en los parámetros de las variables exógenas en el periodo comprendido entre mayo y septiembre del año 2008 refleja el efecto de la crisis financiera que comenzó al final de dicho periodo. La inestabilidad previa coincidiría con la incertidumbre característica de estos periodos, que lleva a los agentes a ajustar sus expectativas y preferencias. A partir de septiembre, la crisis ya era un hecho y los agentes mantendrían su comportamiento en el periodo que comienza.

Las Tablas 9 y 10 muestran los promedios y las desviaciones estándar de los coeficientes asociados a las variables exógenas para tres períodos en la muestra de estimación, los que se definen como:

- Periodo 1: hasta el 31 de marzo de 2008
- Periodo 2: hasta el 30 de septiembre de 2008
- Periodo 3: hasta el 26 de junio de 2009 (toda la muestra)

Los periodos 1 y 3 corresponden a periodos de estabilidad de los parámetros, pero son diferentes a causa de cambios en el comportamiento de los agentes del mercado producto de la crisis financiera de 2008. El periodo 3 corresponde a un periodo de inestabilidad durante el cual los agentes ajustan su comportamiento.

Tabla 9
Coeficientes de las variables exógenas en la tasa a 5 años plazo
en los diferentes periodos

Variable	Periodo		
	1	2	3
<i>Monto adjudicado/demanda BCU5</i>	0.219681 (0.016840)	0.107584 (0.063039)	0.090450 (0.003531)
<i>Monto adjudicado/demanda BCU10</i>	-0.125908 (0.008233)	-0.016950 (0.072990)	0.013263 (0.003035)
<i>Cambio del cupo mensual BCU5 (MUF)</i>	0.000031 (0.000008)	0.000031 (0.000027)	-0.000020 (0.000002)
<i>Cambio del cupo mensual BCU10 (MUF)</i>	-0.000092 (0.000032)	-0.000008 (0.000037)	0.000050 (0.000002)

(): Desviación estándar

En las Tablas 11 y 12 se presenta un análisis de los cambios esperados en las tasas de interés frente a cambios en las variables exógenas. En el caso de la variable que mide los cambios no anticipados en el cupo de la licitación se considera un shock de 100 mil UF en los montos de BCU5 y BCU10. En el caso de la razón entre el monto adjudicado y la demanda de la licitación, se considera un aumento de 50% del cupo y el efecto sobre la tasa de interés se mide a partir del valor promedio de la variable (0,33 para los bonos BCU5 y 0,28 para los BCU10).

Tabla 10
Coeficientes de las variables exógenas en la tasa a 5 años plazo
en los diferentes periodos

Variable	Periodo		
	1	2	3
<i>Monto adjudicado/demanda BCU5</i>	0.081858 (0.018596)	-0.009045 (0.037469)	0.001487 (0.004098)
<i>Monto adjudicado/demanda BCU10</i>	-0.012799 (0.016104)	0.097450 (0.044969)	0.083390 (0.005031)
<i>Cambio del cupo mensual BCU5 (MUF)</i>	0.000012 (0.000001)	0.000005 (0.000024)	-0.000043 (0.000001)
<i>Cambio del cupo mensual BCU10 (MUF)</i>	-0.000007 (0.000001)	0.000031 (0.000029)	0.000082 (0.000001)

(): Desviación estándar

La Tabla 11 presenta los cambios en la tasa de interés a 5 años. Se observan variaciones importantes en los efectos sobre la tasa de interés. Principalmente, entre el periodo 1 y 3 las variables tienen efectos con signos opuestos. En particular, el efecto de la razón entre el monto adjudicado y la demanda de BCU5 se reduce a la mitad en el periodo 3, y, en el caso de BCU10, cambia de signo (aunque el parámetros se hace estadísticamente no significativo), resultando en un efecto contra-intuitivo. Por su parte, los efectos del cambio no anticipado del cupo pasan de ser los esperados en el periodo 1, a ser contra-intuitivos en el periodo 3. Sin embargo en ambos casos, los parámetros son no significativos al 95% de confianza a lo largo de todas las estimaciones.

Los efectos de cambios en las variables exógenas sobre la tasa de interés a 10 años se presentan en la Tabla 12. El efecto de la razón entre el monto adjudicado y la demanda de BCU10 cambia de forma importante, desde un impacto negativo cercano a zero a un impacto positivo de más de un punto base. El efecto de la misma razón para el caso de BCU5 es similar pero en la dirección opuesta. Esto es, en el periodo 1 el impacto es positivo y mayor que 1, y en el periodo 3 es cero. Similarmente, al caso de la tasa a 5 años, los efectos de los cambios no anticipados en el cupo sobre la tasa a 10 años son significativos, especialmente en el caso del cupo de BCU10⁹.

Tabla 11
Efectos de cambios en las variables exógenas en la tasa a 5 años plazo
en los diferentes periodos (puntos base)

Variable	Magnitud del shock	Periodo		
		1	2	3
<i>Monto adjudicado/demanda BCU5</i>	<i>Aumento de la oferta en 50%</i>	3.6	1.8	1.5
<i>Monto adjudicado/demanda BCU10</i>	<i>Aumento de la oferta en 50%</i>	-1.8	-0.2	0.2
<i>Cambio no anticipado del cupo BCU5</i>	<i>Aumento de 100 mil UF</i>	0.3	0.3	-0.2
<i>Cambio no anticipado del cupo BCU10</i>	<i>Aumento de 100 mil UF</i>	-0.9	-0.1	0.5

⁹ Aunque los impactos cambian de signo entre el periodo 1 y 3, los parámetros asociados a estas variables sólo son significativos en el periodo 3. Esto se concluye como resultado de una inspección de los tests t de las distintas regresiones a lo largo de los periodos de estimación.

Tabla 12
Efectos de cambios en las variables exógenas en la tasa a 10 años plazo
en los diferentes periodos (puntos base)

Variable	Magnitud del shock	Periodo		
		1	2	3
<i>Monto adjudicado/demanda BCU5</i>	<i>Aumento de la oferta en 50%</i>	1.4	-0.1	0.0
<i>Monto adjudicado/demanda BCU10</i>	<i>Aumento de la oferta en 50%</i>	-0.2	1.4	1.2
<i>Cambio no anticipado del cupo BCU5</i>	<i>Aumento de 100 mil UF</i>	0.1	0.1	-0.4
<i>Cambio no anticipado del cupo BCU10</i>	<i>Aumento de 100 mil UF</i>	-0.1	0.3	0.8

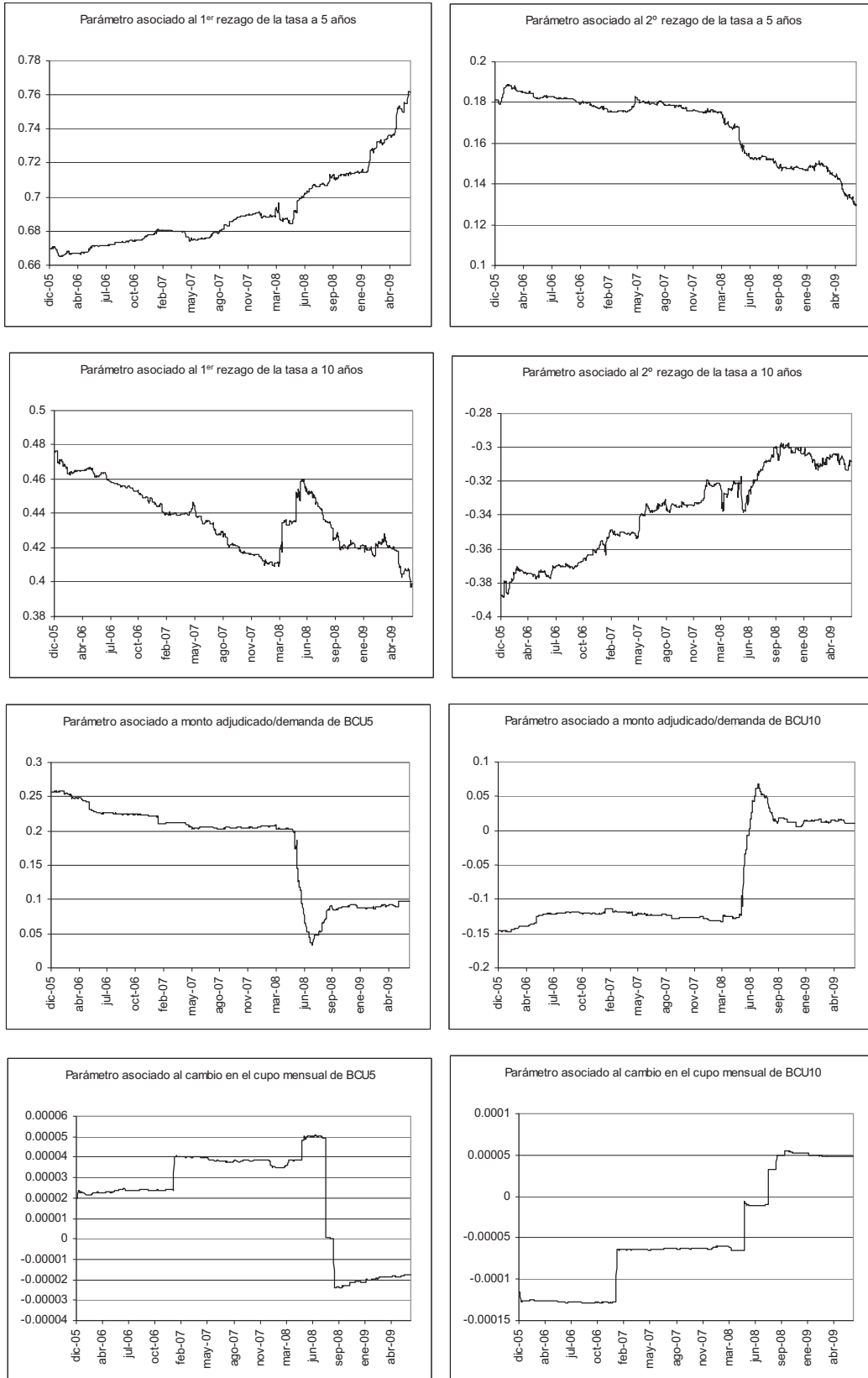


Figura 7. Evolución de los parámetros que controlan la tasa de interés a 5 años

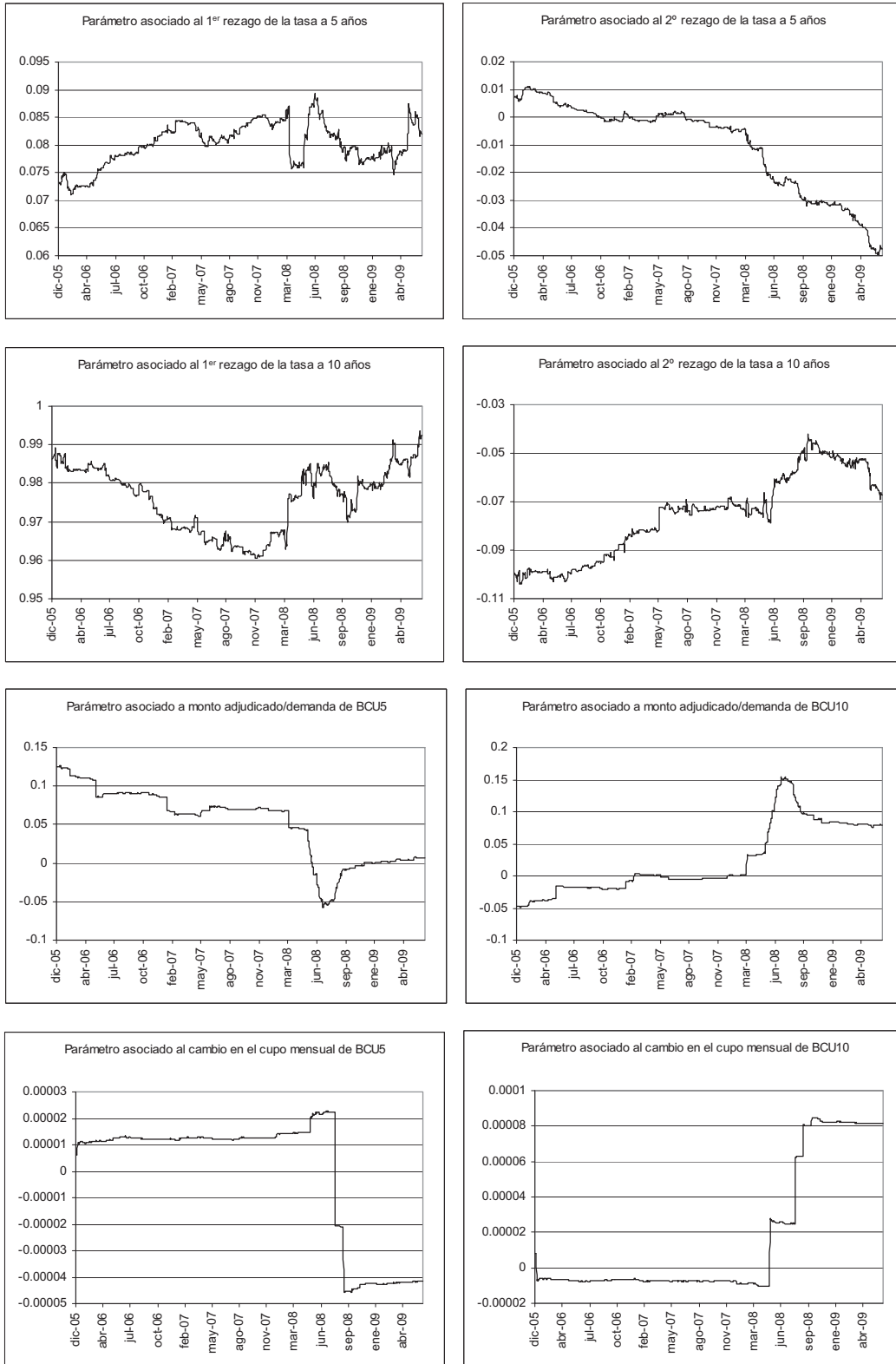


Figura 8. Evolución de los parámetros que controlan la tasa de interés a 10 años

7. COMENTARIOS Y CONCLUSIONES

Los resultados permiten concluir que el efecto de cambios no anticipados en el calendario de licitación de bonos afecta significativamente a las tasas de más largo plazo (10 años). Además estos efectos son persistentes en el tiempo. Aunque la tasa a 5 años no presenta un comportamiento similar a la de 10 años, la poca significancia estadística de los parámetros asociados a ella no permite establecer de forma definitiva una conclusión.

Como resultado de lo anterior, desde el punto de vista de la información entregada a los agentes, la política de definir con anterioridad el calendario de licitaciones y mantener el compromiso con los montos anunciados al inicio del año podría hacer al mercado más eficiente y reducir la volatilidad de los precios. Sin embargo, ya que el Banco Central puede alterar la tasa de interés de mercado mediante su política financiera, cabe preguntarse si esta capacidad puede ser utilizada como parte de la política monetaria o la pérdida de eficiencia tiene un efecto más negativo que los posibles beneficios de tal uso. También cabe la pregunta si se debería obligar al BC a mantener su programa anual de licitación de bonos, dados sus cambios implican alterar las tasas de mercado. No es el objetivo de este trabajo responder estas preguntas, pero los resultados indican que éstas sí pueden ser relevantes. Por ejemplo, las tasas que más impacto reciben son las de largo plazo, que afectan el crecimiento económico a través de la inversión. En este sentido, los resultados de este trabajo ayudarán en la búsqueda de tales respuestas.

Desde el punto de vista metodológico, el análisis considera que la variable que relaciona demanda y oferta, es decir, la razón entre el monto adjudicado y la demanda durante la licitación, es endógena. Este problema sesga los parámetros estimados y, eventualmente, si no se aborda podría cambiar las conclusiones. En este estudio se ha optado por un enfoque econométrico basado en el uso de variables instrumentales. Sin embargo, considerar el uso de la información extra sobre la demanda que genera el proceso de licitación en sí mismo podría entregar mejores conclusiones e información para recomendaciones de política.

Finalmente, otro aspecto que debe considerarse en futuras investigaciones para robustecer los resultados es la inclusión de información adicional sobre la oferta de bonos corporativos u otra que puede tener efectos sobre la demanda de bonos del Banco Central y las tasas de interés de mercado.

REFERENCIAS

- Bjornes, G, 2001. Winner's Curse in Discriminatory Price Auctions: Evidence from the Norwegian Treasury Bill Auctions. SIFR Research Report Series 3, Swedish Institute for Financial Research.
- Cammack, E. B. 1991. Evidence on Bidding Strategies and the Information in Treasury Bill Auctions. In: *The Journal of Political Economy* 99(1). 100–130.
- Cook, T. y T. Hahn (1989) The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, No. 3, pp. 331-351.
- Elsinger, H. y C. Zulehner (200) Bidding Behavior in Austrian Treasury Bond Auctions. *Monetary Policy & the Economy* Q2/07.
- Ellingsen, T. y U. Söderström (2004) Why are Long Rates Sensitive to Monetary Policy? *CEPR Discussion Paper* No. 4360.
- Florens, J. P., J. J. Heckman, C. Meghir y E. Vytlacil (2003) Instrumental Variables, Local Instrumental Variables and Control Functions. *IDEI Working Papers No. 249*, Institut d'Économie Industrielle, Toulouse.
- Hayashi, F. (2000) *Econometrics*. Princeton University Press, Princeton.
- Jardet, C., A. Monfort y F. Pegoraro (2009) No-Arbitrage Near-Cointegrated VAR(p) Term Structure Models, Term Premia and GDP Growth. *Document de Travail N° 234*, Banque de France.
- Larraín, M. (2005) Monetary Policy and Long-Term Interest Rate in Chile. *Banco Central de Chile Documento de Trabajo* No. 335.
- Lefort, F. y E. Walter (2000) Caracterización de la Estructura de Tasas de Interés Reales en Chile. *Economía Chilena*, Vol. 3, No. 2, pp. 31-52.
- Moench, E. (2008) Forecasting the yield curve in a data-rich environment: A no-arbitrage factor-augmented VAR approach. *Journal of Econometrics*, Vol. 146.
- Nyborg, K. G., K. Rydqvist and S. M. Sundaresan. 2002. Bidder Behavior in Multiunit Auctions: Evidence from Swedish Treasury Auctions. *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 2, pp. 394–424.
- Pinkse, J. (2000) Nonparametric Two-Step Regression Estimation When Regressors and Error Are Dependent. *The Canadian Journal of Statistics*, Vol. 28, No. 2, pp. 289-300.

ANEXO 1

Gráficos da la razón entre el monto adjudicado y el demandado para los instrumentos BCU5 y BCU10.

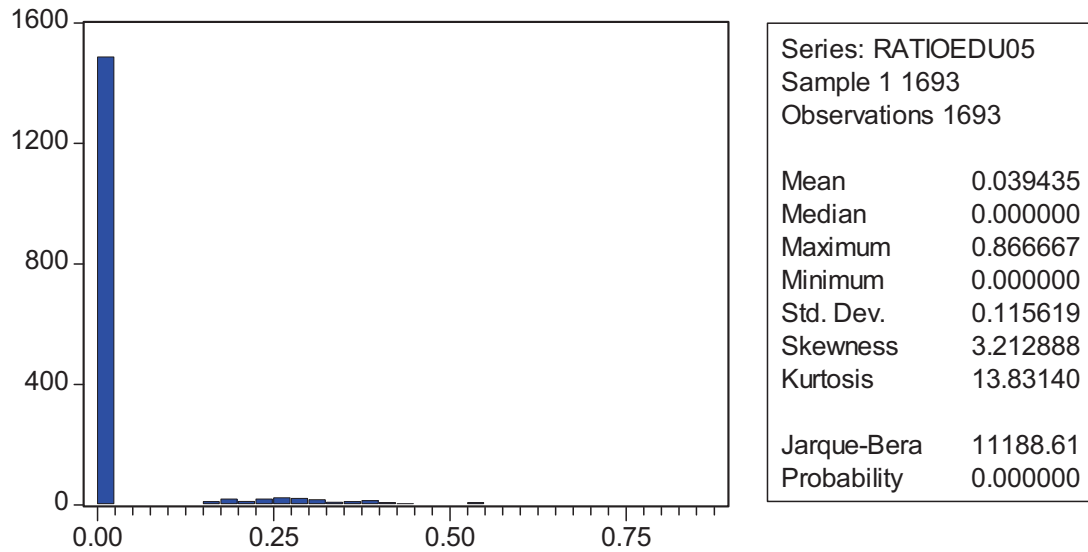


Figura A1. Distribución de la razón entre el monto adjudicado y la demanda para los instrumentos BCU5

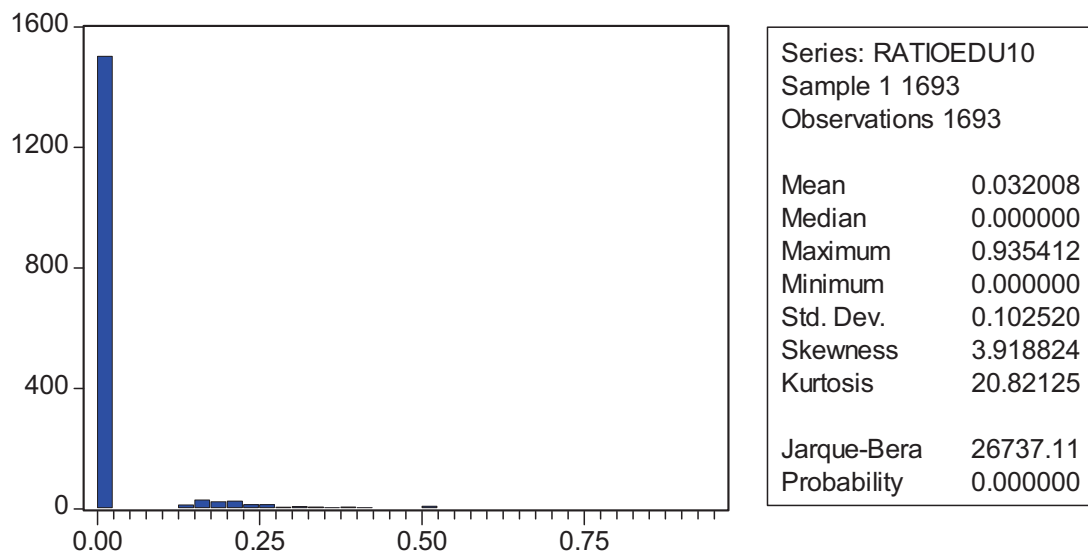


Figura A2. Distribución de la razón entre el monto adjudicado y la demanda para los instrumentos BCU10

ANEXO 2

Parámetros de los modelos de las ecuaciones (1) y (2) sin corrección del sesgo por endogeneidad.

Tabla A1
Parámetros asociados a la parte dinámica del modelo

	<i>Modelo ec. (1)</i>		<i>Modelo ec. (2)</i>	
	<i>UF05_t</i>	<i>UF10_t</i>	<i>UF05_t</i>	<i>UF10_t</i>
<i>UF05_{t-1}</i>	0.761542**	0.081989**	0.760848**	0.081045**
<i>UF05_{t-2}</i>	0.129862**	-0.047366**	0.131242**	-0.045346*
<i>UF05_{t-3}</i>	0.050831	-0.017063	0.050939	-0.017549
<i>UF05_{t-4}</i>	-0.039170	-0.021133	-0.039497	-0.021261
<i>UF05_{t-5}</i>	0.114596**	0.028449	0.113976**	0.028153
<i>UF05_{t-6}</i>	-0.030783	-0.030787	-0.030771	-0.031032
<i>UF10_{t-1}</i>	0.399062**	0.992304**	0.399077**	0.993241**
<i>UF10_{t-2}</i>	-0.308428**	-0.067352*	-0.309693**	-0.070520*
<i>UF10_{t-3}</i>	-0.102756**	-0.005923	-0.101899**	-0.004456
<i>UF10_{t-4}</i>	0.109414**	0.089767**	0.107619**	0.088373**
<i>UF10_{t-5}</i>	-0.022101	-0.015415	-0.020252	-0.014050
<i>UF10_{t-6}</i>	-0.074275*	0.002190	-0.073964*	0.002858
<i>Constante</i>	0.028562**	0.026820**	0.028964**	0.027417**

** : significativo con 95% de confianza

* : significativo con 90% de confianza

Tabla A2
Parámetros asociados a la parte no-dinámica del modelo

	<i>Modelo ec. (1)</i>		<i>Modelo ec. (2)</i>	
	<i>UF05_t</i>	<i>UF10_t</i>	<i>UF05_t</i>	<i>UF10_t</i>
<i>Monto adjudicado/demanda BCU5</i>	0.097170**	0.006943	0.095478**	0.004717
<i>Monto adjudicado/demanda BCU10</i>	0.010882	0.079754**	0.012234	0.081347**
<i>Suspensión año 2003</i>	0.009087	0.034847	0.009484	0.035333
<i>Suspensión año 2005</i>	-0.151607**	-0.078863	-0.151817**	-0.079217
<i>Suspensión año 2009</i>	0.004460	-0.006292	0.004322	-0.006532
<i>Cambio del cupo mensual BCU5 (MUF)</i>	-1.73E-05	-4.16E-05**		
<i>Cambio del cupo mensual BCU10 (MUF)</i>	4.81E-05*	8.14E-05**		
<i>Aumento del cupo mensual BCU5 (MUF)</i>			-9.38E-08	-2.14E-05
<i>Reducción del cupo mensual BCU5 (MUF)</i>			-4.47E-05	-8.97E-05**
<i>Aumento del cupo mensual BCU10 (MUF)</i>			3.64E-05	6.33E-05**
<i>Reducción del cupo mensual BCU10 (MUF)</i>			7.57E-05	0.000140**

** : significativo con 95% de confianza

* : significativo con 90% de confianza

ANEXO 3

Gráficos con las funciones de respuesta al impulso (IRF) incluyendo intervalo de confianza al 95%.

Los intervalos se construyeron en base a simulación de Montecarlo. Se asumió que los parámetros son independientes y distribuyen normal con una desviación estándar igual al error estándar de la estimación. De esta manera se generó una muestra de 2000 matrices de parámetros, para cada una de las cuales se calculó la IRF. Finalmente con la muestra de 2.000 IRF se determinó los intervalos de confianza.

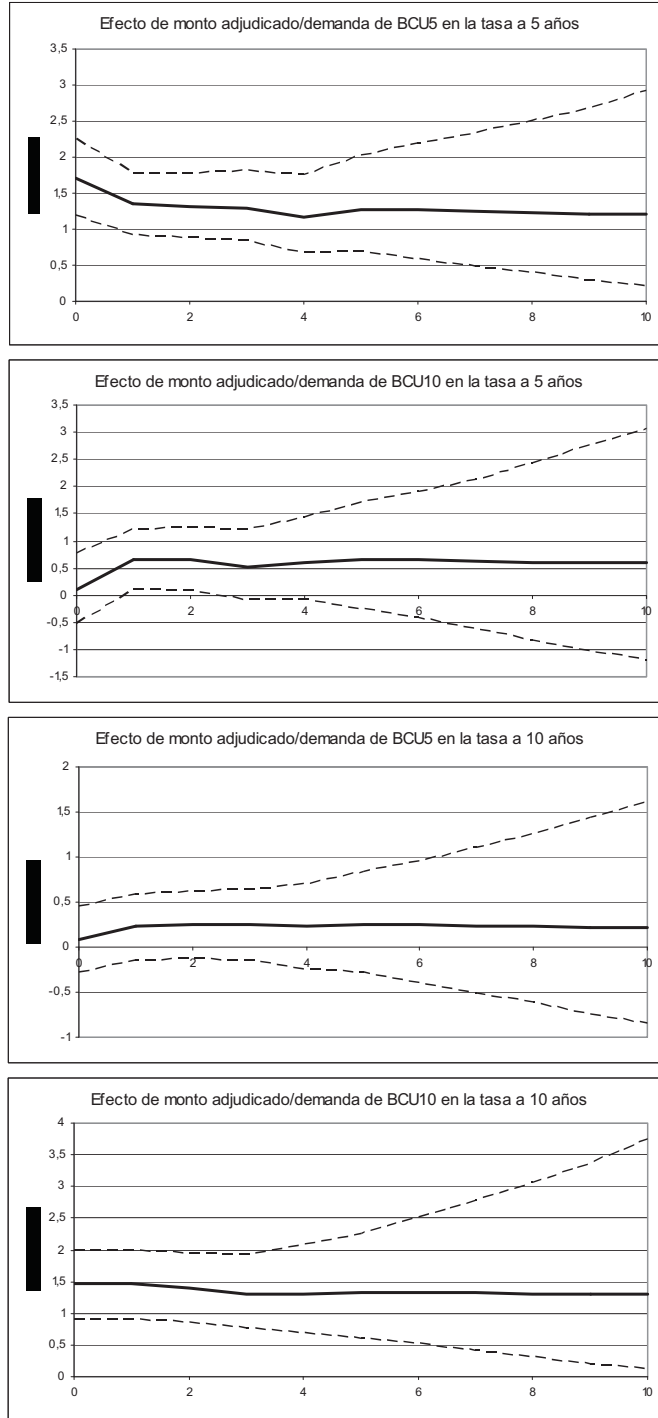


Figura A3. Funciones de respuesta al impulso e intervalo de confianza al 95% de las tasas de interés a 5 y 10 años para un shock en la razón monto adjudicado/demanda igual a una desviación estándar (0,13 para BCU5 y 0,15 para BCU10)

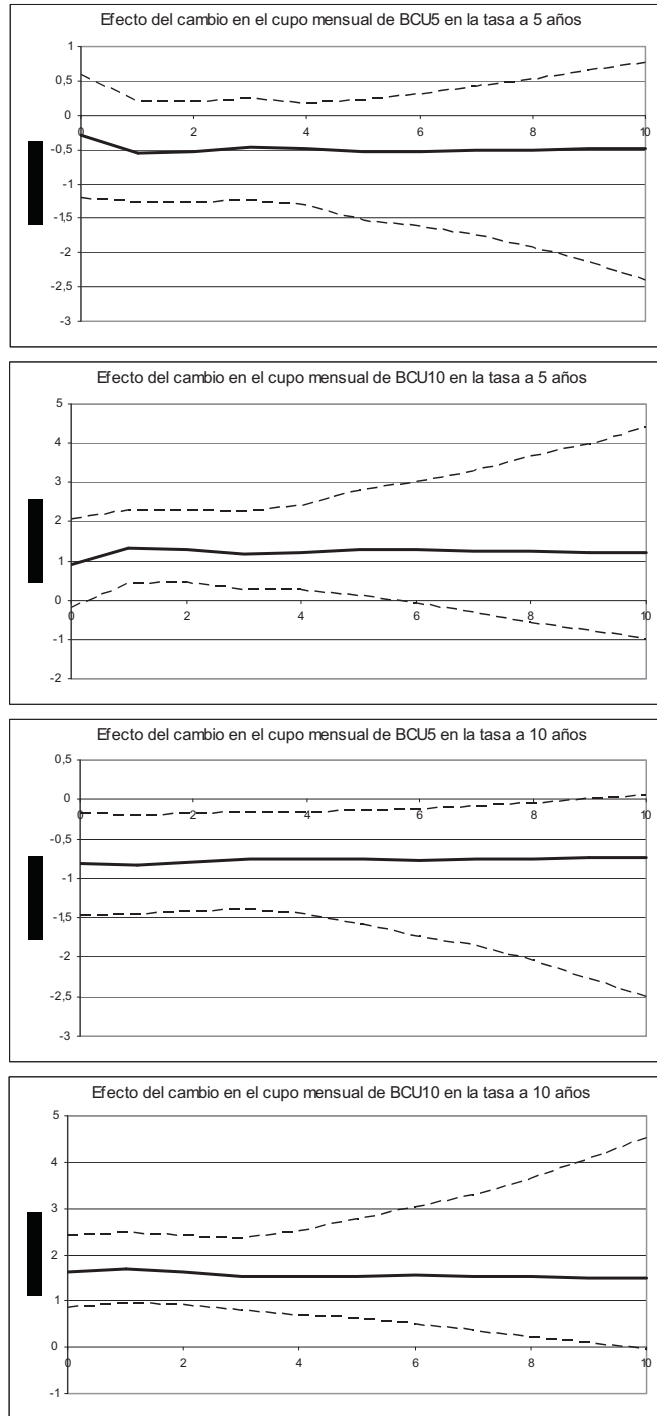


Figura A4. Funciones de respuesta al impulso e intervalo de confianza al 95% de las tasas de interés a 5 y 10 años para un shock en el cambio mensual del cupo de licitación igual a 200 mil UF

ANEXO 4

Gráficos con las funciones de respuesta al impulso (IRF) frente a un shock en el cupo de licitación para el modelo de la ecuación (2). Se incluye el intervalo de confianza al 95%.

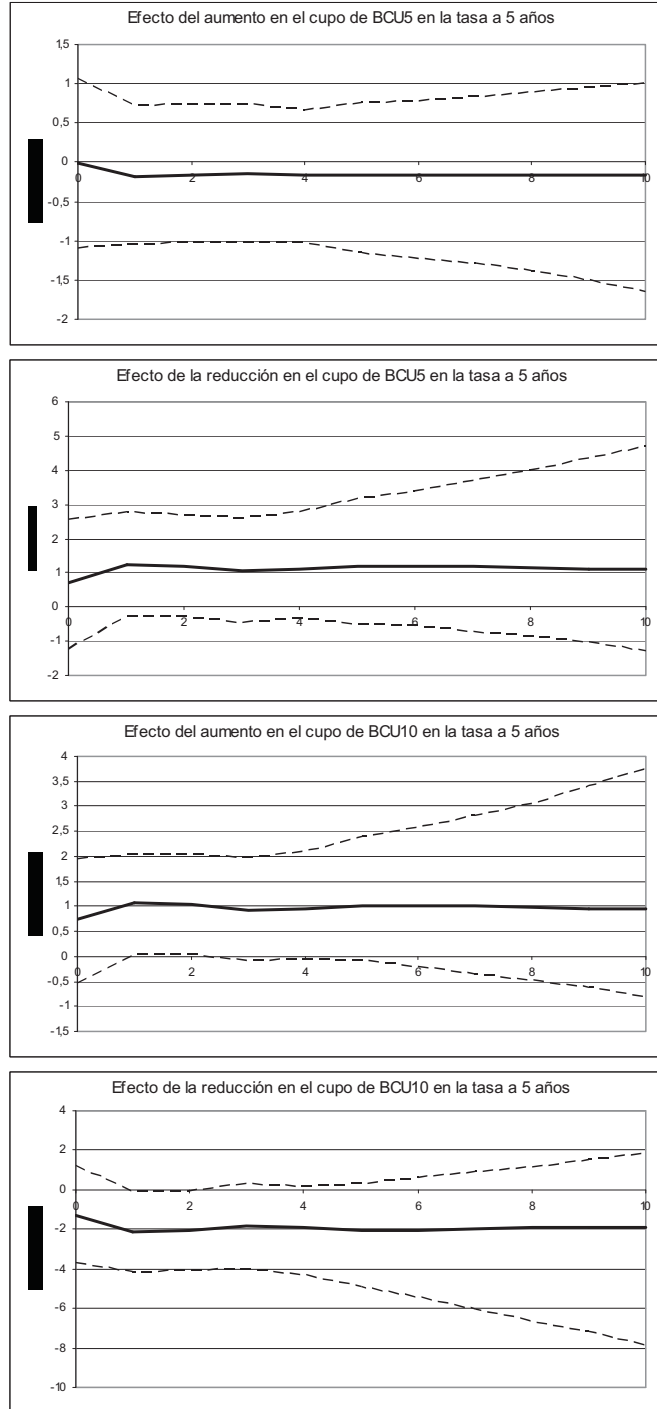


Figura A5. Funciones de respuesta al impulso de acuerdo al modelo (2) e intervalo de confianza al 95% de la tasa de interés a 5 años para un shock en el cambio mensual del cupo de licitación igual a 200 mil UF

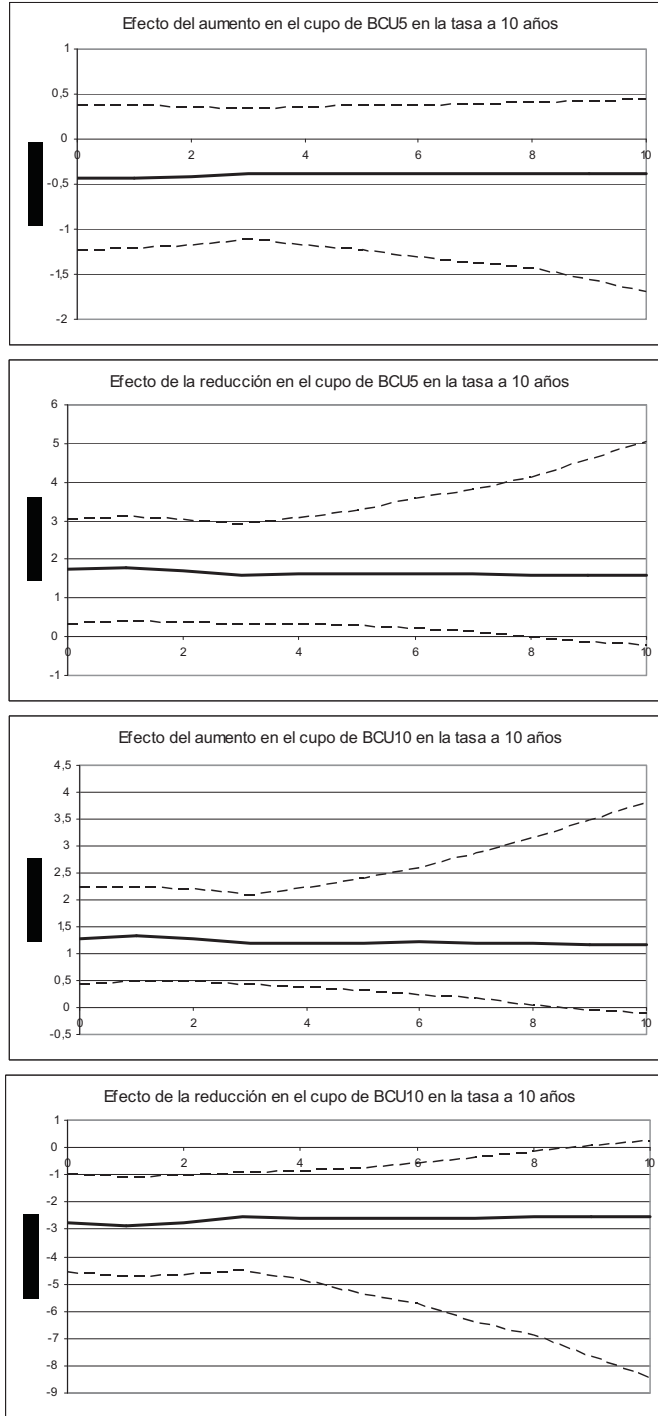


Figura A6. Funciones de respuesta al impulso de acuerdo al modelo (2) e intervalo de confianza al 95% de la tasa de interés a 10 años para un shock en el cambio mensual del cupo de licitación igual a 200 mil UF

**Documentos de Trabajo
Banco Central de Chile**

**Working Papers
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.

- | | |
|---|----------------|
| DTBC-550
Defining Financial Stability And A Framework For Safeguarding It
Garry J. Schinasi | Diciembre 2009 |
| DTBC-549
Determinantes del Precio de Viviendas en Chile
Andrés Sagner | Diciembre 2009 |
| DTBC-548
A Historical Perspective On The Crisis Of 2007–08
Michael D. Bordo | Diciembre 2009 |
| DTBC-547
Modeling a Housing and Mortgage Crisis
Charles A.E. Goodhart, Dimitrios P. Tsomocos y Alexandros P. Vardoulakis | Diciembre 2009 |
| DTBC-546
Policy Reform Under Electoral Uncertainty
Dalibor Eterovic | Diciembre 2009 |
| DTBC-545
Forecasting Chilean Inflation From Disaggregate Components
Marcus Cobb | Diciembre 2009 |

DTBC-544	Diciembre 2009
Towards an operational framework for financial stability: “fuzzy” measurement and its consequences	
Claudio Borio y Mathias Drehmann	
DTBC-543	Diciembre 2009
Institutional Bias Towards The Status Quo	
Dalibor Eterovic	
DTBC-542	Diciembre 2009
A Network Model of Super-Systemic Crises	
Prasanna Gai y Sujit Kapadia	
DTBC-541	Diciembre 2009
New Framework for Measuring and Managing Macrofinancial Risk and Financial Stability	
Dale F. Gray, Robert C. Merton y Zvi Bodie	
DTBC-540	Diciembre 2009
Households’ Financial Vulnerability	
Marcelo Fuenzalida y Jaime Ruiz-Tagle	
DTBC-539	Diciembre 2009
Exchange Rate Volatility and Export Margins	
Roberto Álvarez, Michael Doyle y Ricardo A. López	
DTBC-538	Diciembre 2009
On The Role and Effects of IMF Seniority	
Diego Saravia	
DTBC-537	Diciembre 2009
The Balance Sheet Channel	
Ethan Cohen-Cole y Enrique Martínez-García	
DTBC-536	Diciembre 2009
Entry into Export Markets and Product Quality Differences	
Roberto Álvarez y J. Rodrigo Fuentes	