

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Tasa Máxima Convencional y oferta de créditos

Rodrigo Alfaro
Andrés Sagner
Camilo Vio

N.º 673 Julio 2012

BANCO CENTRAL DE CHILE



DOCUMENTOS DE TRABAJO

Tasa Máxima Convencional y oferta de créditos

Rodrigo Alfaro
Andrés Sagner
Camilo Vio

N.º 673 Julio 2012

BANCO CENTRAL DE CHILE





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, Santiago, Chile
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

TASA MÁXIMA CONVENCIONAL Y OFERTA DE CRÉDITOS*

Rodrigo Alfaro
Banco Central de Chile

Andrés Sagner
Banco Central de Chile

Camilo Vio
Banco Central de Chile

Abstract

The discussion about the Interest Rate Ceiling (TMC) has generated several proposals that involve changing the current way of calculating this interest rate, which applies to consumer loans of amounts smaller than 200 UF and maturities of less than 90 days. In this paper we analyze the effect of a change in the weighting factor of the current formula, focusing primarily in the reduction of the credit supply. For this purpose, we assume that interest rates can be characterized by a log-normal distribution. Our results show an important sensitivity of the credit supply to changes in the weighting factor. In fact, by reducing the weighting factor from its current value (1.5) to values below 1.3, the credit supply would be strongly reduced in case the distribution of risk has a high dispersion.

Resumen

La discusión acerca de la Tasa Máxima Convencional (TMC) ha generado varias propuestas que involucran cambiar la actual forma de cálculo de esta tasa de interés que rige para los créditos de consumo inferiores a 200 UF y que abarcan operaciones a más de 90 días. En este artículo analizamos el efecto de un cambio en el ponderador de la actual fórmula, centrándonos principalmente en la reducción de la oferta de créditos. Con este objetivo, suponemos que las tasas de interés cobradas pueden ser caracterizadas por una distribución log-normal. Nuestros resultados muestran una sensibilidad importante en la desbancarización ante cambios en el ponderador. En efecto, los resultados apuntan a que una reducción del factor desde su valor actual (1.5) a valores por debajo de 1.3 podrían generar una fuerte contracción en el crédito en el caso de que la distribución del riesgo tuviese una alta dispersión.

* Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Luis Ahumada, Gabriel Aparici, Daniel Calvo, Rodrigo Cifuentes, Kevin Cowan, Luis Opazo y un árbitro anónimo. Correspondencia cvio@bcentral.cl

I. Introducción

La fijación de la tasa de interés máxima convencional (TMC) tiene diferentes matices¹. Se debe establecer un valor que no genere una restricción fuerte a la oferta de créditos y que además se ajuste al ciclo económico. Una forma de implementar esto es fijar un valor basado en el costo de fondeo relevante para dichas operaciones y establecer una frecuencia de revisión acorde con los cambios en el riesgo promedio de los deudores afectados por dicha tasa. En este sentido, el cálculo basado en una tasa promedio observada el período anterior resulta una regla práctica que satisface los requerimientos antes mencionados. Sin embargo, la definición anterior abre también dos grados de libertad para precisar la regla: (i) cuales serán las operaciones relevantes para el cálculo de la tasa promedio; y (ii) cuál es la fórmula exacta que relaciona la tasa de interés máxima con la tasa promedio.

En el caso de Chile, así como de Colombia, se han establecido tramos de operaciones para los cuales la tasa de interés máxima se calculan sobre la base de las operaciones observadas en dichos tramos, mientras que la fórmula de cálculo es la tasa promedio aumentada en un factor igual a 50%.

En este artículo analizamos el cambio en el factor de cálculo manteniendo la misma base de comparación. Notamos que la reducción del factor involucra efectos de segunda vuelta que corresponden al ajuste de la oferta de crédito ante la caída de la tasa de interés máxima. Bajo un modelo estructurado podemos establecer cuál es la nueva tasa de equilibrio y por ende cuál es el efecto total en reducción de la oferta de crédito. De esta forma, nuestro modelo es una aproximación paramétrica de la distribución de riesgo de los deudores relevantes para el cálculo de la TMC, es decir, para el tramo de créditos de consumo en cuotas y líneas de créditos con deudas inferiores a 200 UF y con plazo superior a 90 días. Sin embargo, por la simplificación en el análisis no es posible diferenciar los efectos entre

¹ Notamos que la TMC corresponde a un precio máximo o límite fijado de forma de proteger al consumidor no informado. En otros países, como por ejemplo Colombia y en algunos estados de Estados Unidos, se denomina a esta tasa límite como “tasa de usura” debido a que un crédito que conlleva una tasa de interés superior a dicha tasa límite se considera usurero, siendo el contrato anulado y el oferente penado por ley.

créditos en cuotas y líneas de crédito, así como tampoco podemos caracterizar a los usuarios que se verían afectados por la reducción de la oferta, como lo analiza Madeira (2012).

Dado que no contamos con información pública que nos permita identificar los parámetros de la distribución de las tasas de interés, utilizamos la dinámica de las tasas de interés promedio. Así, la volatilidad se estima utilizando la primera autocorrelación de las tasas mientras que el parámetro de locación (o media) es aquel que satisface el punto fijo de la tasa máxima observada en un período del tiempo. Esto ocurre porque la existencia de una tasa de interés máxima impone una restricción a la dinámica de las tasas promedio, lo cual nos permite identificar los parámetros de un modelo estructural (log-normal).

Con ambos parámetros podemos cuantificar el efecto de cambiar el ponderador de cálculo de la tasa de interés máxima; esto es, la nueva tasa de equilibrio de largo plazo y el efecto en la oferta de créditos. Los ejercicios numéricos consideran un rango de volatilidades entre 2 y 200%, los cuales son consistentes con las autocorrelaciones observadas en las tasas de interés promedio una vez removida su tendencia estocástica. Sin embargo, concentramos nuestro análisis en el rango 20 a 80% debido a que él representaría parámetros cercanos a la realidad del mercado bancario chileno. Por otra parte, el rango de ponderadores evaluados, se ubica entre 1.4 y 1.2 que representan las distintas opciones de política discutidas al momento de la preparación de este trabajo.

Los resultados indican que el efecto en la caída de la oferta de créditos depende tanto del factor del cálculo como de la volatilidad de riesgo implícito en las tasas de interés. De esta forma, una reducción del ponderador a 1.3 podría generar caídas del crédito por sobre 20%, incluso para niveles moderados de volatilidad (25%). Más aún, una reducción del factor hasta 1.2 podría generar una caída de más de 50% de la oferta de créditos en el mercado bancario chileno.

II. Implicancias Cuantitativas

Notamos que dos de las propuestas para modificar el cálculo de la TMC incluyen una modificación al factor de cálculo de ella (Tabla 1). Con objeto de cuantificar el cambio en el factor, en esta sección establecemos un modelo sencillo que relaciona la tasa de interés efectivamente cobrada con un factor de riesgo del deudor.

Tabla 1. Listado Propuestas de Modificación a Ley N°18.010

Fecha	Origen	Modificación
06/07/2011	C. Diputados	Rebaja el factor de 1.5 a 1.2
09/09/2011	Ejecutivo	Rebaja el factor de 1.5 a 1.35
Marzo/2012 (*)	Senado	Indicación de senadores M. Ruiz-Esquide y E. Tuma para cambiar la base de cálculo de la TMC al tramo entre UF200 y UF5.000, incrementado en 12 puntos porcentuales.

(*) Versión de prensa.

Fuentes: Ministerio de Hacienda, Senado y Diario Financiero.

En efecto, bajo supuestos simplificadores es posible obtener una fórmula cerrada para la dinámica de la TMC. Apoyados en las propiedades de series de tiempo de las tasas de interés promedio de las colocaciones de menos de 3 años desde 1992 a 2002, podemos identificar un rango de valores posibles para la volatilidad del factor idiosincrásico, el cual en nuestro modelo estructural genera la heterogeneidad en las tasas de interés efectivamente cobradas a los deudores.

1. Modelo Estadístico

Suponemos que la tasa de interés efectivamente cobrada a un determinado cliente en un período específico (R_{it}) se compone de un argumento sistémico (μ_t) y otro idiosincrásico (z_i), los cuales son aditivos cuando se trabaja en logaritmos:

$$r_{it} \equiv \log(R_{it}) = \mu_t + \sigma z_i. \quad (1)$$

Esta modelación sigue de cerca la postulada por Vasicek (1991), el cual determina la distribución de no-pago de un portafolio de créditos basado en la existencia de una variable latente, la cual al encontrarse por debajo de cierto umbral gatilla el no-pago.

En términos intuitivos esta variable latente mide la capacidad de pago, la cual se encuentra relacionada con el poder de compra del ingreso que recibe la familia. De esta forma, en el modelo la variable latente se asume como la suma de un componente sistémico y otro idiosincrático, los cuales son independientes tal como lo hemos supuesto en nuestro caso.

Notamos que el componente variable en el tiempo (μ_t) recoge tanto el costo de fondeo relevante para el tipo de operaciones bajo análisis, así como también el efecto de variables macroeconómicas sobre la capacidad de pago de los individuos.

En efecto, Alfaro, Pacheco y Sagner (2011) presentan evidencia sobre la importancia de los factores macroeconómicos en la dinámica de la frecuencia de no pago registrada para los bancos comerciales en Chile. Una de las principales conclusiones de los autores es la relevancia de la inflación como una de las principales variables explicativas.

Por simplicidad, en el presente análisis consideraremos que el componente sistémico es invariante en el tiempo, mientras que el factor idiosincrásico se distribuye normal con media cero y varianza unitaria. Bajo estos supuestos, las tasas de interés efectivamente cobradas son invariantes en el tiempo y se distribuyen log-normal².

Notamos que si $z \sim N(0,1)$, entonces³:

$$E\left[e^{\sigma z} \mid z < a\right] = e^{\sigma^2/2} \frac{\Phi(a-\sigma)}{\Phi(a)}. \quad (2)$$

donde $\Phi()$ es la distribución normal acumulada estándar. En nuestro caso, dicha propiedad es relevante cuando consideramos la definición de la TMC que se basa en el promedio de las tasas observadas en el período anterior, pero condicional a que cada tasa de interés no puede ser superior a la TMC. En términos de fórmulas tenemos que la TMC es proporcional a tasa de interés corriente (TIC) como sigue:

$$\begin{aligned} TMC_t &= K \cdot TIC_{t-1}, \text{ con} \\ TIC_t &= E\left[R_{it} \mid R_{it} < TMC_t\right] \end{aligned} \quad (3)$$

donde K corresponde al factor en discusión y que actualmente es igual a 1.5. Notamos que la ecuación anterior induce inercia en la TMC aún cuando el componente sistémico es invariante en el tiempo. De esta forma, si levantamos dicho supuesto se agrega persistencia temporal, la cual removeremos empíricamente a través de un filtro estadístico.

² La distribución log-normal ha sido utilizada tanto para caracterizar la distribución de ingreso (Lambert, 1993) como para determinar la estructura de tasas de interés (Black, Derman y Toy, 1990).

³ Detalles de la derivación en Anexo Técnico.

Así, bajo nuestro modelo simplificado tenemos que:

$$\begin{aligned}
TIC_t &= E[R_{it} | R_{it} < TMC_t] \\
&= E[e^{\mu + \sigma z_i} | \mu + \sigma z_i < \log(TMC_t)] \\
&= e^\mu E\left[e^{\sigma z_i} \mid z_i < \frac{\log(TMC_t) - \mu}{\sigma}\right] \\
&= e^{\mu + \sigma^2/2} \frac{\Phi(a_t - \sigma)}{\Phi(a_t)}
\end{aligned}$$

siendo $a_t = [\log(TMC_t) - \mu]/\sigma$. De esta forma, la dinámica de la TMC es:

$$\begin{aligned}
p_t &\equiv \log(TMC_t) = \log(K) + \log(TIC_{t-1}) \\
&= \left(\mu + k + \frac{\sigma^2}{2}\right) + \log \Phi\left(\frac{p_{t-1} - \mu}{\sigma} - \sigma\right) - \log \Phi\left(\frac{p_{t-1} - \mu}{\sigma}\right)
\end{aligned} \tag{4}$$

donde $k = \log(K)$. Para entender esta dinámica consideraremos una aproximación lineal de los últimos dos términos en (4) utilizando una expansión de Taylor. Tomando como punto de la aproximación el valor del factor sistémico (μ), tenemos que el logaritmo de la TMC tiene una dinámica AR(1) como sigue⁴:

$$p_t = \alpha + \beta p_{t-1} + e_t \tag{5}$$

donde $\alpha = (1 - \beta)\mu + k + \sigma^2/2 + \log \Phi(-\sigma) + \log(2)$, $\beta = [\phi(-\sigma)/\Phi(-\sigma) - 0.8]/\sigma$ y e_t es un error derivado de la generación de las variables y la especificación del modelo.

⁴ Detalles de la derivación en Anexo Técnico.

2. Calibración

Notamos de (5) que la primera autocorrelación de la TMC permite la identificación de la volatilidad del componente idiosincrásico. De esta forma, la dinámica de las tasas de interés observadas podría identificar la dispersión del riesgo en el corte transversal. Sin embargo, el modelo asume que la distribución del riesgo es invariante en el tiempo lo cual es rechazado por los datos. Por ello, consideramos que existe una tendencia estocástica, la cual asumimos podemos remover a través de un filtro estadístico. Así, utilizamos para la identificación la autocorrelación existente en el componente cíclico de las series.

Con el objeto de estimar β , consideramos las tasas de interés de créditos de consumo en pesos: (i) 60 días a 1 año y (ii) 1 a 3 años desde enero de 2002 a enero de 2012, la cuales se analizaron en logaritmo y removiendo el componente tendencial con el filtro de Hodrick-Prescott. Respecto de la elección del parámetro de suavidad de este filtro (λ), en este trabajo consideramos como valores posibles 1600 a 129600. Los resultados muestran un rango amplio de valores para β , ubicándolo principalmente entre 0.5 y 0.7 si se utilizan las tasas entre 60 días y 1 año, mientras que el intervalo es 0.6 y 0.8 cuando se utilizan aquellas entre 1 y 3 años (Tabla 2).

Tabla 2. Estimación Primera Autocorrelación Series Filtradas

λ	Tasa 60 días a 1 año		Tasa 1 a 3 años	
	β	IC 95%	β	IC 95%
1600	0.498	[0.412 ; 0.584]	0.636	[0.507 ; 0.766]
3200	0.535	[0.456 ; 0.614]	0.675	[0.551 ; 0.799]
6400	0.565	[0.491 ; 0.639]	0.707	[0.588 ; 0.826]
14400	0.600	[0.531 ; 0.669]	0.743	[0.629 ; 0.856]
30000	0.641	[0.577 ; 0.705]	0.773	[0.666 ; 0.881]
60000	0.689	[0.630 ; 0.749]	0.798	[0.697 ; 0.899]
129600	0.740	[0.685 ; 0.796]	0.819	[0.724 ; 0.913]

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Si nos concentramos en el intervalo de autocorrelaciones 0.5 a 0.8 y utilizamos la relación aproximada entre β y σ , se obtiene un rango posible para la volatilidad entre 2 y 200%. Por otra parte identificamos μ asumiendo que observamos un punto de equilibrio para el logaritmo de la TMC (p^*), lo que implica que ella satisface la siguiente ecuación:

$$p^* = \left(\mu + k + \frac{\sigma^2}{2} \right) + \log \Phi \left(\frac{p^* - \mu}{\sigma} - \sigma \right) - \log \Phi \left(\frac{p^* - \mu}{\sigma} \right)$$

Al cierre de marzo de 2012 la TIC era 36%, por ello la TMC correspondiente sería de 54% (1.5*36%). Tomando estos valores, encontramos que el rango para μ es -1.02 y 6.59 utilizando el punto fijo de la ecuación anterior⁵. Notamos que los valores de volatilidad por debajo de 20% entregan valores promedios de la población (tercera columna de la Tabla 3, es decir, $\exp(\mu)$) cercanos a la TIC. Esto indica que las tasas de interés efectivamente cobradas están muy concentradas en torno a dicho valor. Así, cambios en el factor de cálculo de la TMC no generan variaciones significativas en la oferta de crédito.

Por otra parte, volatilidades superiores al 80% entregan tasas de interés promedio de la población por sobre 100%, lo que debiera reflejarse en una fuerte racionalización del crédito ante una TMC de 54%. En efecto, cuando consideramos una volatilidad de 85%, la tasa de interés promedio de la población es 112% y el nivel de bancarización (L) es 20%:

$$L \equiv \Phi \left(\frac{p^* - \mu}{\sigma} \right) = \Phi \left(\frac{\log(0.54) - 0.1092}{0.90} \right) = 0.197$$

⁵ Nuestra aproximación de la dinámica de la TMC, correspondiente a la ecuación (5), se local en torno al factor sistémico. Así, basados en la Tabla 3, notamos que ella puede utilizarse directamente cuando la volatilidad se ubica entre 55-60%.

Según la Encuesta Financiera de Hogares (EFH) del 2008, el nivel de bancarización de los hogares es de 25%, lo que bajo nuestro modelo corresponde a una volatilidad de 80%. Sin embargo, los factores de expansión utilizados en la EFH se computan por hogares, mientras que en la TIC se utilizan operaciones ponderadas por monto. Así, una bancarización de hogares de 25% debiera ser considerado como un límite inferior para nuestros cálculos y por tanto una cota superior para la volatilidad. De esta forma, en lo que sigue del análisis nos concentraremos en el rango de volatilidad entre 10 y 80%.

Tabla 3. Parámetros Calibrados

σ	β	$\exp(\mu)$	μ	Error (%)
0.02	0.53	0.3599	-1.0219	0.00
0.05	0.60	0.3596	-1.0229	0.00
0.10	0.63	0.3582	-1.0266	0.00
0.15	0.64	0.3565	-1.0313	0.00
0.20	0.65	0.3571	-1.0298	0.00
0.25	0.65	0.3618	-1.0165	0.01
0.30	0.66	0.3714	-0.9905	0.00
0.35	0.67	0.3865	-0.9505	0.02
0.40	0.67	0.4073	-0.8982	0.01
0.45	0.68	0.4346	-0.8333	0.00
0.50	0.68	0.4700	-0.7550	0.03
0.55	0.69	0.5138	-0.6658	0.02
0.60	0.69	0.5685	-0.5648	0.02
0.65	0.70	0.6362	-0.4523	0.01
0.70	0.70	0.7192	-0.3296	0.01
0.75	0.71	0.8231	-0.1947	0.01
0.80	0.71	0.9538	-0.0473	0.02
0.85	0.71	1.1154	0.1092	0.01
0.90	0.72	1.3154	0.2741	0.03
0.95	0.72	1.5769	0.4555	0.02
1.00	0.73	1.9077	0.6459	0.04
1.50	0.76	22.308	3.1049	0.01
2.00	0.79	725.00	6.5862	0.01

Fuente: Elaboración propia

3. Cambios en la TMC y en la Oferta de Créditos

Utilizando los parámetros calibrados de la sección anterior es posible calcular el nuevo equilibrio de largo plazo para la TMC (P^*) cuando cambia el factor (K), así como también obtener el cambio porcentual en la oferta de créditos (D). Los resultados indican que una reducción sustantiva del factor de cálculo implica una fuerte contracción de la oferta de créditos si la volatilidad es alta (Tabla 4). Por ejemplo, cuando $\sigma = 0.25$ la oferta se reduce 20% bajo $K = 1.30$ y 50% si $K = 1.20$, mientras que para el doble de volatilidad las reducciones son 63% bajo $K = 1.30$ y 95% si $K = 1.20$.

Tabla 4. Tasa Máxima Convencional y Cambio en Oferta de Créditos

σ	$K=1.40$		$K=1.35$		$K=1.30$		$K=1.25$		$K=1.20$	
	P^*	D								
0.10	50.3	0.00	48.5	0.10	46.7	0.40	44.9	1.20	42.9	3.70
0.15	50.3	0.90	48.5	1.90	46.5	3.90	44.1	8.10	41.5	16.6
0.20	50.1	2.80	47.7	5.80	45.1	10.8	42.2	19.2	38.8	33.5
0.25	48.9	6.10	46.2	11.5	43.1	19.6	39.6	32.0	35.4	50.3
0.30	48.1	9.70	44.8	17.7	41.1	28.9	37.0	44.4	32.1	64.7
0.35	47.1	13.7	43.3	24.3	39.0	38.1	34.2	55.8	28.6	76.1
0.40	46.0	18.1	41.6	31.0	36.8	47.1	31.4	65.9	25.2	84.6
0.45	44.9	22.6	39.9	37.8	34.5	55.5	28.5	74.4	21.9	90.5
0.50	43.7	27.2	38.1	44.4	32.1	63.2	25.6	81.3	18.7	94.5
0.55	42.4	31.9	36.2	50.8	29.7	70.0	22.9	86.7	15.8	96.9
0.60	41.0	36.7	34.3	56.9	27.3	76.0	20.2	90.8	13.2	98.3
0.65	39.7	41.4	32.3	62.6	25.0	81.1	17.7	93.8	10.8	99.1
0.70	38.2	46.0	30.4	67.8	22.7	85.3	15.3	95.9	8.70	99.6
0.75	36.8	50.5	28.4	72.6	20.5	88.8	13.2	97.4	7.00	99.8
0.80	35.3	54.9	26.5	76.9	18.3	91.6	11.2	98.4	5.50	99.9

Fuente: Elaboración propia

Es importante notar que las estimaciones de la tabla constituyen cotas superiores para la reducción de la oferta de crédito, dado que los oferentes podrían ajustar las condiciones del crédito (monto y plazo) para evitar “desbancarizar” clientes.

III. Discusión

El análisis de la tasa de interés máxima convencional (TMC) puede ser abordado de distintas formas. En particular Alegría, Cowan y Opazo (2012) consideran por una parte, los costos de otorgamiento del crédito, incluyendo el costo de financiamiento, administración y probabilidad de pérdida esperada promedio. Bajo esta ruta los autores estiman valores promedios de 18% para el sistema y 24% para la banca *retail* (bancos concentrados en créditos de consumo). Adicionalmente, los autores presentan la distribución de tasas para los créditos en cuotas, con lo cual se muestra que existe una alta dispersión en las tasas, aún cuando el 60% del monto de las operaciones tiene tasas de interés entre 11 y 28%. De esta forma, es posible inferir de sus resultados que si $K = 1.20$, entonces la TMC será 43.2% lo que implica una reducción de al menos un 10% de los créditos en cuotas. No obstante, notamos que la estimación es sesgada a la baja debido a que no conocemos los efectos de segunda vuelta.

Para estimar el impacto con los efectos de segunda vuelta se requiere establecer un modelo estructural que actualice los equilibrios conforme la TMC se ajusta hacia su nuevo valor de largo plazo. En esta línea, Madeira (2012) utiliza la EFH tanto para extraer las tasas de interés implícitas en los distintos créditos bancarios reportados allí, como para simular el impacto de un cambio exógeno en la TMC. Sus resultados de tasa de interés implícita sugieren bimodalidad en la distribución, lo cual no es recogido por nuestro modelo pero podría ser mejorado utilizando dos poblaciones de deudores. Por otra parte, en términos del impacto en la oferta de créditos bajo $K = 1.35$, sus resultados son consistentes con los presentados en la Tabla 4 cuando consideramos una volatilidad entre 25 a 30%. De esta forma, si consideramos válidos dichos parámetros observamos que una reducción del factor a 1.2 podría contraer la oferta de créditos por sobre un 50%.

Finalmente, nuestras estimaciones deben ser consideradas como ejercicios numéricos que pretende cuantificar los resultados de un cambio en el factor de cálculo de la TMC. Uno de los principales supuestos utilizados en este artículo es la distribución log-normal. Si bien

existe evidencia empírica de que algunas medidas de riesgo pueden ser acomodadas a distribuciones estadísticas, la distribución utilizada no recoge la bimodalidad presente en los datos. Por otra parte, y como expresamos en la sección anterior, los oferentes de créditos manejan otras dimensiones del crédito (monto y plazo) que podrían ajustarse para disminuir el impacto del cambio en la TMC sobre la oferta crediticia. En este sentido, un análisis detallado de los resultados de la Encuesta de Crédito Bancario del Banco Central de Chile podría entregar alguna evidencia relacionada con esta hipótesis. Finalmente, el impacto analizado en estos ejercicios se basa únicamente en la reducción del factor en el cálculo de la TMC, lo que es consistente con dos de las tres propuestas de modificación actualmente vigentes.

IV. Conclusiones

Nuestro trabajo propone una metodología para cuantificar el cambio del factor en el cálculo de la TMC, la que supone que las tasas de interés se distribuyen log-normal. Calibramos sus parámetros a través de la dinámica de series agregadas y aunque nuestro marco difiere de Madeira (2012), quien utiliza la Encuesta Financiera de Hogares (EFH), nuestros resultados coinciden con los de sus simulaciones cuando la volatilidad del componente idiosincrático se asume entre 25-30%. Estos niveles de volatilidad son compatibles con la persistencia de las series de tasas de interés promedio.

En términos generales, observamos que nuestros resultados indican que reducciones del factor a valores por debajo de 1.3 podrían generar una fuerte contracción en el crédito en el caso que la distribución de riesgo tuviese una alta dispersión. Sin embargo, los impactos finales en la oferta de crédito dependerán de la flexibilidad que tengan los oferentes para adaptar las condiciones de crédito (monto y plazo) de forma de disminuir el riesgo del deudor y evitar con esto su desbancarización.

Referencias

- Alegría, A., K. Cowan y L. Opazo (2012) “Análisis de los efectos del Proyecto de Ley que modifica el cálculo de la Tasa Máxima Convencional”. Mimeo, Banco Central de Chile.
- Alfaro, R., D. Pacheco y A. Sagner (2011). “Dinámica de la Tasa de Incumplimiento de Créditos de Consumo en Cuotas”, *Economía Chilena* 14(2): 119-124.
- Banco Central de Chile (2012), “Encuesta Financiera de Hogares: Metodología y Principales Resultados EFH 2008”, Mimeo.
- Black, F., E. Derman y W. Toy (1990). “A One-Factor Model of Interest Rate and its Application to Treasury Bond Options”, *Financial Analysts Journal* 46(1): 33-39.
- Lambert, P. (1993). *The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis*, 2nd Edition, Manchester University Press.
- Madeira, C. (2012). “Tasas de Crédito Ajustadas por Riesgo e Implicancias para Políticas de Tasa Máxima Convencional”, Documento de Trabajo No. 654, Banco Central de Chile.
- Vasicek, O. (1991). “Probability of Loss on Loan Portfolio”, White Paper, KMV Corporation.

Anexo Técnico

1. Esperanza condicional del exponente bajo la distribución normal

Notamos que si $z \sim N(0,1)$, entonces:

$$\begin{aligned} E(e^{\sigma z} | z < a) &= \int_{-\infty}^a e^{\sigma z} \frac{\phi(z)}{\Phi(a)} dz = \frac{1}{\Phi(a)} \int_{-\infty}^a e^{\sigma z - 0.5z^2} dz \\ &= \frac{e^{0.5\sigma^2}}{\Phi(a)} \int_{-\infty}^a e^{-0.5(z-\sigma)^2} dz = e^{0.5\sigma^2} \frac{\Phi(a-\sigma)}{\Phi(a)} \end{aligned}$$

como se explicita en la ecuación (2).

2. Aproximación de dinámica de la TMC

Utilizando una aproximación de Taylor bajo $\bar{p} = \mu$, notamos que los últimos dos términos de la expresión (4) se reducen como sigue:

$$\log \Phi\left(\frac{p_t - \mu}{\sigma} - \sigma\right) \cong \log \Phi(-\sigma) + \frac{\phi(-\sigma)}{\Phi(-\sigma)} \left(\frac{p_t - \mu}{\sigma}\right)$$

y

$$\begin{aligned} \log \Phi\left(\frac{p_t - \mu}{\sigma}\right) &\cong \log \Phi(0) + \frac{\phi(0)}{\Phi(0)} \left(\frac{p_t - \mu}{\sigma}\right) \\ &\cong -\log(2) + 0.8 \left(\frac{p_t - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

Así,

$$\begin{aligned} \log \Phi\left(\frac{p_t - \mu}{\sigma} - \sigma\right) - \log \Phi\left(\frac{p_t - \mu}{\sigma}\right) &\cong \log \Phi(-\sigma) + \log(2) \\ &\quad + \left[\frac{\phi(-\sigma)}{\Phi(-\sigma)} - 0.8 \right] \left(\frac{p_t - \mu}{\sigma}\right) \\ &\cong \log \Phi(-\sigma) + \log(2) - \beta\mu + \beta p_t \end{aligned}$$

donde $\beta = [\phi(-\sigma)/\Phi(-\sigma) - 0.8]/\sigma$. De este modo, al reemplazar esta expresión en (4), y considerando que $\alpha = (1 - \beta)\mu + k + \sigma^2/2 + \log \Phi(-\sigma) + \log(2)$, tenemos el resultado exhibido en la ecuación (5).

**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 – 672 Julio 2012
**Peg, Downward Wage Rigidity, and Unemployment: The Role of
Financial Structure**
Stephanie Schmitt- Grohé y Martín Uribe

DTBC – 671 Julio 2012
Adapting Macroprudential Policies to Global Liquidity Conditions
Hyun Song Shin

DTBC – 670 Julio 2012
An Anatomy of Credit Booms and their Demise
Enrique Mendoza y Marco Terrones

DTBC – 669 Julio 2012
Forecasting Inflation with a Random Walk
Pablo Pincheira y Carlos Medel

DTBC – 668 Junio 2012
**On the International Transmission of Shocks: Micro Evidence
From Mutual Fund Portfolios**
Claudio Raddatz y Sergio L. Schmukler

DTBC – 666 Marzo 2012
**Financial Development, Exporting and Firm Heterogeneity in
Chile**
Roberto Alvarez y Ricardo López

- DTBC – 665 Marzo 2012
Determinantes e Impacto de Episodios de Reversión Abrupta de Flujos de Capitales: ¿Es Distinto un *Sudden Stop* de un *Sudden Flight*?
Gabriela Contreras, Alfredo Pistelli y Mariel Siravegna
- DTBC – 664 Febrero 2012
Rational Inattention, Multi-Product Firms and the Neutrality of Money
Ernesto Pastén
- DTBC – 663 Febrero 2012
Non – Ricardian Aspects of the Fiscal Policy in Chile
Luis Felipe Céspedes, Jorge Fornero y Jordi Galí
- DTBC – 662 Febrero 2012
Cubrir o no Cubrir: ¿Ese es el Dilema?
Rodrigo Alfaro y Natán Goldberger
- DTBC – 661 Febrero 2012
Are Forecast Combinations Efficient?
Pablo Pincheira
- DTBC – 660 Enero 2012
Combinación de Proyecciones para el Precio del Petróleo: Aplicación y Evaluación de Metodologías.
Ercio Muñoz, Miguel Ricaurte y Mariel Siravegna
- DTBC – 659 Enero 2012
Dinámica Laboral en Chile
Macarena García y Alberto Naudon



BANCO CENTRAL
DE CHILE