RIESGO DE CRÉDITO DE LA BANCA DE CONSUMO*

*Rodrigo Alfaro A.***
*Daniel Calvo C.****
*Daniel Oda Z.*****

I. Introducción

Uno de los principales elementos necesarios para que exista estabilidad financiera es que las instituciones financieras sean solventes, con suficientes fondos de contingencia para cubrirse contra los eventos de no pago, tanto esperados como imprevistos. La resolución respecto de los fondos de contingencia ha sido planteada en la literatura en dos frentes: ¿cuántos fondos se deben considerar? y ¿en qué cuenta del balance se deben contabilizar?

Para la primera pregunta nos referimos al cálculo del total de fondos que es necesario mantener. La literatura ha fragmentado la respuesta respecto de los riesgos a los que se encuentran expuestas las instituciones financieras: de crédito, de mercado y operacional. El primero de estos riesgos se refiere al no pago de las colocaciones del banco y es reconocido como el más importante dentro de la banca tradicional (Crouhy et al., 2000). Lo usual es analizar este tipo de riesgo con instrumentos estadísticos, los cuales pueden ser estructurales o reducidos. Por ejemplo, Merton (1974) desarrolla un modelo estructural para empresas, donde la diferencia entre el valor económico de los activos y las deudas está directamente relacionada con la probabilidad de insolvencia. Entre los modelos reducidos se destaca el trabajo de Jarrow y Turnbull (1992) quienes relacionan la probabilidad de no pago con funciones de duración. Duffie y Singleton (2003) revisan extensamente estos modelos, mientras Jarrow y Protter (2004) muestran que ambas estructuras son similares, siendo la principal diferencia el supuesto del tipo de información que maneja el analista. Por otra parte, el riesgo de mercado está asociado al manejo de portafolio y coberturas financieras que son inherentes al ejercicio bancario. En este caso, la metodología de Valor en Riesgo ha sido la predominante como resultado de la crisis bursátil de octubre de 1987 (Haldane, 2009). Por último, el factor operacional contiene los elementos adicionales del negocio bancario que no se encuentran incluidos en los riesgos anteriores, entre los cuales el riesgo de liquidez ha tomado fuerza durante el último tiempo (Alfaro y Cifuentes, 2009).

En nuestro trabajo, nos concentraremos en el riesgo de crédito y su relación con el ciclo económico. Diversos trabajos ya han tratado las relaciones entre indicadores de riesgo de crédito y factores macroeconómicos. Drehmann (2009) presenta una revisión de la literatura en la cual distingue los trabajos según el tipo de información que utilizan: macroeconómica agregada, de mercado, o a nivel de firmas o individuos. Bajo dicha clasificación, el presente artículo se enmarca en el primer tipo debido a que, si bien nuestro análisis utiliza información a nivel de bancos, ellos son agregados para formar una categoría que denominamos banca de consumo. Las instituciones pertenecientes a esta clasificación tienen una alta concentración de créditos de consumo. Durante los años noventa, la banca de consumo estaba compuesta de instituciones financieras; hoy, en cambio, se compone de los bancos "tienda".[1]

Respecto de la pregunta sobre bajo qué cuenta del balance se deben constituir los fondos de

* *Agradecemos los comentarios de Miguel Fuentes (editor) y de dos árbitros anónimos. Una versión previa de este trabajo se benefició de las sugerencias de Kevin Cowan, Rodrigo Cifuentes, José Manuel Garrido y José Miguel Matus.*
** *Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: ralfaro@bcentral.cl*
*** *London School of Economics and Political Science. E-mail: dcalvo@uc.cl*
**** *Gerencia de Infraestructura y Regulación Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: dodaze@bcentral.cl*
[1] *Para detalles sobre la agrupación de los bancos, véase Jara y Oda (2008).*

contingencia, parte de la respuesta se encuentra en la regulación bancaria, la que obliga a los bancos a mantener un nivel mínimo de capital para hacer frente a estos riesgos. Sin embargo, es posible que los bancos decidan aumentar sus provisiones para manejar las posibles pérdidas derivadas de la toma de riesgos. Esto es válido tanto en la regulación chilena como en la española, donde las provisiones pueden tomar un rol en este sentido. Al contrario, para el contexto internacional, la estructura contable no permite considerar las provisiones como un elemento de contención de riesgos (Pérez et al., 2006). Para el caso chileno, Matus (2007) revisa las medidas de riesgo de crédito históricamente utilizadas en la banca: castigos, cartera vencida y provisiones. Los primeros corresponden a colocaciones que el banco considera irrecuperables por lo que son removidos por completo del balance junto con la provisión de incobrable que se le había asignado; la cartera vencida corresponde a un crédito cuyo pago está atrasado en por lo menos noventa días respecto de su vencimiento, y las provisiones son un indicador de la pérdida esperada del banco.

En el presente trabajo utilizamos provisiones, debido a que la información proveniente de esta cuenta debería ser más informativa sobre el riesgo latente que está tomando el banco respecto de la que se obtiene de las otras medidas, las que representan la materialización de riesgos asumidos en el pasado. Esta elección para el caso chileno ha sido también considerada por Jara (2005), Budnevich y Huerta (2006) y Jara et al. (2008). Los resultados empíricos de estos artículos encuentran una relación negativa entre distintas medidas del crecimiento del producto y el gasto en provisiones, lo que es coherente con Fernández de Lis et al. (2001), quien realiza un estudio similar para España, con Pain (2003), quien analiza el caso de Inglaterra, y con Leaven y Majnoni (2003) quien utiliza un panel de 45 países. Este resultado sugiere un comportamiento contracíclico. En contraste, Valckx (2004) encuentra para la Unión Europea un comportamiento procíclico en las provisiones, donde las instituciones tenderían a acumular provisiones en períodos de expansión económica para compensar las recesiones. Nuestros resultados muestran una relación negativa para el caso chileno, y son coherentes con los de Jara et al. (2008). Sin embargo, el mecanismo de transmisión es completamente distinto, puesto que nuestro modelo es coherente, tanto con los principios contables como con las propiedades estadísticas de los agregados bancarios.

Nuestro modelo empírico propone la modelación de los siguientes agregados bancarios: (1) provisiones, (2) crecimiento del stock de las colocaciones totales y (3) el cociente entre los castigos y las colocaciones totales. La primera se deriva de la relación contable entre el stock de provisiones y el stock de colocaciones totales, mientras las últimas dos se obtienen por ajuste estadístico. Las variables explicativas de estos agregados son la brecha de producto, la tasa de interés y la tasa de desempleo, las que se consideran exógenas para la estimación. Especificaciones similares han presentado Laeven y Majnoni (2003), Kearns (2004) y Hoggarth et al. (2005). El primer trabajo se enmarca en el análisis entre los ciclos de colocaciones y el producto, mientras el segundo analiza la relación entre provisiones y el ciclo económico; finalmente, el tercer artículo utiliza un VAR para determinar el comportamiento de los castigos y su relación con variables macroeconómicas. Debido a que nuestra construcción se basa en cocientes, el modelo presenta no linealidad entre los agregados bancarios y las perturbaciones de las variables macroeconómicas. Es importante notar que esta característica del modelo es coherente con la modelación de provisiones propuesta en el presente trabajo. Dado que el efecto no lineal es más complejo que el considerado por Drehmann et al. (2006), las funciones de impulso-respuesta presentadas allí no son aplicables. Por tanto, ellas son aproximadas en el presente trabajo a través de la resolución numérica del modelo en conjunto con simulaciones de los parámetros estimados.

Los resultados empíricos para el período 1992.01-2009.01 confirman la existencia de una fuerte relación entre los agregados bancarios y las variables macroeconómicas para la banca de consumo. Notamos que, debido a que estos bancos se especializan en créditos de consumo, las variables macroeconómicas relevantes son la brecha de producto, la tasa de interés del sistema bancario y la tasa de desempleo. Las ecuaciones estimadas permiten construir escenarios ficticios generados tanto de la perturbación de los errores que implícitamente hay en ellas como de la sensibilidad de los parámetros estimados. Gracias a

la relación no lineal entre las perturbaciones y los agregados bancarios, el modelo resulta muy útil para ejercicios de tensión (Misina y Tessier, 2008). Es importante notar que estos ejercicios no solo son relevantes para la banca de consumo sino que también pueden ser útiles para las divisiones de consumo de bancos más diversificados que comparten deudores de similares características.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección II se discute la metodología adoptada. En la sección III se muestran los resultados y se evalúa la capacidad de predicción del modelo. Finalmente, en la sección IV se incluyen las conclusiones y se sugieren las posibles áreas de investigación futura.

II. Modelo de Riesgo de Crédito

En esta sección presentamos una breve revisión de la literatura del análisis del riesgo de crédito y examinamos los principales resultados obtenidos para Chile en esta materia. Luego discutimos la definición de banca de consumo utilizada en este artículo y presentamos un modelo estructural para los agregados bancarios.

1. Revisión de la Literatura

Con el fin de evaluar el efecto en la utilidad de los eventos de no pago, se han establecido una serie de metodologías estadísticas, las cuales se basan en la estimación de la probabilidad de no pago mediante el uso de información sobre los deudores que posee el banco. Sin embargo, el negocio de un banco representativo está relacionado con varios tipos de deudores, los cuales, a su vez, tienen distinta exposición a los diversos sectores de la economía. Así, el análisis estadístico del riesgo de crédito requiere manejar una gran cantidad de información, lo que ha generado una demanda para el desarrollo de productos relacionados con esta actividad, como son CreditMetrics, desarrollado por JP Morgan, o CreditRisk, desarrollado por la División de Productos Financieros de Credit Suisse (Crouhy et al., 2000).

Una visión más global, basada en el modelo estructural de Merton (1974) corresponde al indicador EDF (Expected Default Frequency), desarrollado por la firma Moody's KMV (KMV, 2001), para el cual Korablev y Qu (2009) establecen poder predictivo durante la actual crisis financiera. Alternativamente, CreditPortfolioView, desarrollado por McKinsey, relaciona la probabilidad de no pago con factores macroeconómicos. Este modelo es la base del modelo de riesgo de crédito implementado por el Banco Central de Austria (Boss, 2002).

Para el caso de Chile, Jara (2005) es pionero en la estimación de un modelo de riesgo de crédito para 16 bancos durante el período 1989-2004. El modelo es estimado por efectos fijos, teniendo como variable dependiente el gasto de provisiones sobre los activos totales del banco y, como variables explicativas, la rentabilidad sobre el activo, el cambio del producto y la tasa de desempleo, entre otras. Uno de los resultados interesantes del artículo es que no se encuentra una relación estadísticamente significativa entre el gasto en provisiones y el crecimiento de las colocaciones, por lo cual el autor concluye que las provisiones obedecen a un comportamiento de pago pasado. Dicho resultado empírico es también corroborado por Budnevich y Huerta (2006) y Jara et al. (2008). Por otra parte, Zurita (2007) presenta estimaciones estructurales y reducidas para las quiebras de empresas no financieras chilenas. En ambos casos, las predicciones agregadas resultan estar fuertemente correlacionadas con los indicadores de riesgo de la banca, mientras las variables macroeconómicas resultan ser determinantes significativos de la probabilidad de quiebra.

El presente trabajo extiende el modelo de Jara et al. (2008) y utiliza un conjunto de agregados bancarios a modelar. Los agregados bancarios que consideramos son: el gasto en provisiones, los castigos y las colocaciones, de acuerdo con la modelación presentada en la siguiente sección. Con el fin de explorar las relaciones de series de tiempo de estas series con respecto a las variables macroeconómicas, utilizamos una agregación de bancos que se dedican, principalmente, a satisfacer la demanda de créditos de consumo.

2. Modelación Macroeconómica de las Provisiones

Matus (2007) define las provisiones como un indicador de la pérdida esperada del banco. El mecanismo contable de cómo opera esta pérdida esperada implica que un aumento del riesgo conlleva

una disminución de la utilidad del período, debido al aumento del gasto en provisiones. Este aumento de provisiones significa también una caída en los activos por el aumento del stock de provisiones.

Siguiendo el argumento anterior, las medidas basadas en provisiones reflejan la calidad de la cartera de un banco. De hecho, una medida estándar en la industria es el cociente entre el stock de provisiones (S) y el total de colocaciones (L). Usualmente, esta medida se reporta por categorías de crédito y se entiende como un estimador de la probabilidad de pérdidas relacionadas con el respectivo tipo de colocación.

En la práctica, las provisiones se estiman de acuerdo con la experiencia sobre el tipo de deudor y/o sobre los principales factores que podrían afectarlo. Así, las provisiones sobre colocaciones de consumo suelen constituirse sobre la base de estudios de cohortes de deudores, en tanto las referidas a colocaciones comerciales se basan en análisis del sector en el cual se encuentra la entidad deudora.

Pese a lo anterior, las propiedades estadísticas de las medidas basadas en provisiones y, más aún, los canales de contagio relevantes, no han sido estudiadas en detalle en la literatura, ni tampoco se muestran en los reportes financieros. Para dar cuenta de este problema, consideramos primero las dinámicas contables de estas variables.

Por definición contable, las colocaciones del período actual (L_t) son el resultado de cuatro componentes: el monto de colocaciones del período anterior (L_{t-1}), el monto de nuevas colocaciones ($L_{n,t}$), los pagos efectuados (P_t) y los castigos (W_t) que fueron aplicados en el período actual de acuerdo a:

$$L_t = L_{t-1} + L_{n,t} - P_t - W_t$$

La definición contable del stock de provisiones es similar, siendo la descomposición: el stock del período pasado (S_{t-1}), más el gasto en provisiones (E_t), menos los castigos (W_t) y menos recuperaciones de castigos (R_t) ocurridos en el período en curso.

$$S_t = S_{t-1} + E_t - W_t - R_t$$

Lo anterior define las dinámicas de las colocaciones y del stock de provisiones. Así, podemos establecer una ecuación estructural utilizando el siguiente supuesto:

> Supuesto 1: El stock de provisiones es proporcional al nivel de colocaciones, y las recuperaciones de castigos son irrelevantes.

La segunda parte del supuesto simplifica el análisis al hacer $R_t = 0$, lo cual es coherente con los bajos montos observados para el caso de Chile.[2] La primera parte implica que podemos formular $R_t = \varphi_t L_t$, donde el factor φ_t se refiere al riesgo sistémico de la economía. Combinando las dos definiciones contables anteriores con el supuesto 1 podemos expresar el gasto en provisiones, como sigue:

$$E_t = \Delta S_t + W_t = \varphi_t \Delta L_t + L_{t-1}(\varphi_t - \varphi_{t-1}) + W_t \qquad (1)$$

Esto nos indica que el gasto en provisiones es una pérdida esperada de las nuevas colocaciones, reflejada en el primer elemento del lado derecho, más una actualización del riesgo de las colocaciones pasadas, indicada en el segundo componente del lado derecho, más la parte efectivamente castigada en el período actual.

Con esta ecuación, podemos construir ratios contables basados en provisiones, los cuales son indicadores de riesgo de crédito que se encuentran normalizados por tamaño del banco a través del total de colocaciones (Matus, 2007). En este artículo nos enfocaremos en el análisis de x_t e y_t:

$$x_t \equiv \frac{\sum_{i=0}^{n-1} E_{t-i}}{L_{t-1}}$$

$$y_t \equiv \frac{E_t - W_t}{L_{t-1}}$$

Notamos que el gasto en provisiones puede ser asociado directamente a la utilidad. Por ello, la modelación estadística de estas variables permite recoger el cambio de la utilidad derivado del aumento

[2] *Las recuperaciones de castigos mensuales representan, en promedio, menos del 2% del stock de provisiones del sistema.*

de dicho gasto en provisiones bajo un escenario más riesgoso. Las propiedades estadísticas de estas variables se basan en los supuestos de la distribución de las colocaciones, los castigos y el riesgo sistémico de la economía. El siguiente teorema[3] establece un escenario simplificado de la economía y muestra que, para dicho caso, la variable de riesgo x_t es integrada de orden 1, mientras que y_t resulta ser estacionaria.

> Teorema 1: Supóngase que L_t sigue un proceso binomial, es decir, el monto de colocaciones puede incrementarse en un factor $u > 1$ o caer en un factor $d = 1/u$ dentro de un período, ambos eventos con igual probabilidad de ocurrencia. Adicionalmente, los castigos y el factor de riesgo son constantes: $W_{t+k} = \omega$ y $\varphi_{t+k} = \varphi$ para $k>0$. Por último, considérese que la economía parte de un equilibrio $L_t = \bar{L}$, entonces $\varepsilon_t(x_{t+1}) = x_t$ **y** $\varepsilon_t(y_{t+1}) = 0$, donde ε_t representa el operador de esperanza matemática con información hasta el período t.

En la aplicación empírica consideraremos un modelo ARIMA para caracterizar la dinámica de la variable x_t y será el modelo comparador de un modelo estructural que utiliza y_t. En este último modelo se agregan explícitamente las dinámicas de las colocaciones totales y de los castigos.

> Supuesto 2: El factor φ_t es una función de variables económicas, las cuales también afectan el crecimiento de las colocaciones (g_t) y el cociente de castigos sobre colocaciones totales (w_t).

Este supuesto permite conectar la dinámica de los agregados bancarios a variables económicas siguiendo lo reportado por Jara (2005). Esta implementación es similar a la modelación de crédito de Gray y Malone (2008) quienes estiman la probabilidad de pérdida utilizando el Análisis de Derechos Contingentes (ADR). Sin embargo, difiere respecto de la variación en utilidades. En el presente trabajo las utilidades se extraen directamente de la proyección del cambio en gasto en provisiones, mientras que, en la metodología de ADR, las utilidades se computan a través de la multiplicación entre la probabilidad de no pago, la pérdida dado el no pago y la exposición al no pago.

Con todo, ante eventos negativos en la economía esperamos un aumento del gasto en provisiones y castigos, debido a un mayor riesgo de la cartera, junto con una contracción de las colocaciones originada en la restricción del crédito.

3. Banca de Consumo

Las series utilizadas en este trabajo presentan algunas restricciones temporales. Por otra parte, es importante reconocer las diferencias de comportamiento entre las colocaciones de consumo y las hipotecarias o comerciales. Sin embargo, el detalle de la cartera vencida por tipo de colocación se encuentra disponible desde octubre de 1996, no obstante, la cartera vencida del total de colocaciones se registra desde 1989. De la misma forma, tanto el stock de provisiones como el gasto en provisiones por tipo de cartera se reportan desde marzo del 2004, y para el total de colocaciones, desde 1989. Es decir, la serie más larga tiene 228 observaciones en la frecuencia mensual. Dada la necesidad de determinar la relación de las variables macroeconómicas con las financieras, debemos contar con una serie lo suficientemente larga que abarque períodos de turbulencia (por ejemplo, el de 1998-2001). Por tanto, la utilización de las series desagregadas por tipo de cartera limita el horizonte temporal de las series. Asimismo, la información diferenciada por banco restringe la información para aquellas instituciones con poca historia o que han sufrido eventos tales como fusión, adquisición o término de licencia.

De esta forma, utilizando aquellas instituciones enfocadas al segmento de consumo,[4] podemos aproximar el comportamiento de la cartera de consumo de toda la banca a través del tiempo. Por este motivo, en este trabajo nos concentramos en la banca de consumo, que incluye solo aquellos bancos que concentran un alto porcentaje de sus colocaciones en créditos de consumo. Esta clasificación fue incorporada en Jara (2005) y permite obtener una aproximación razonable de los movimientos de los créditos de consumo.

Como nuestra variable de riesgo de crédito corresponde al gasto en provisiones, es importante establecer su

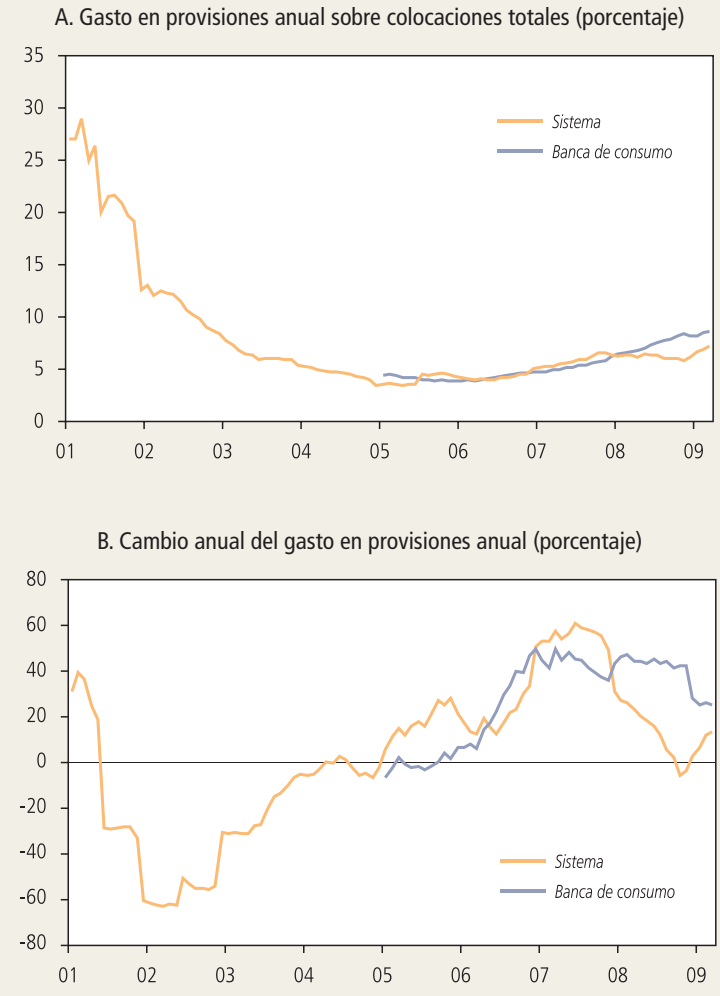
[3] *Para una prueba del mismo, véase Alfaro et al. (2008).*

[4] *Corresponde a aquellas instituciones con una proporción de créditos de consumo mayor al 80% del total de sus colocaciones. Para detalles, ver Jara y Oda (2007).*

relación con la cartera de consumo del sistema. Notamos que la aproximación al gasto en provisiones sobre colocaciones de la cartera de consumo, a través de la banca de consumo, muestra una alta correlación, no solo en el nivel, sino también en su tasa de crecimiento (gráfico 1).

GRÁFICO 1

Gasto en Provisiones



Fuente: Elaboración propia a base de información del BCCh y la SBIF.

III. Estimación Econométrica

En esta sección presentamos los resultados de las estimaciones econométricas de la relación entre los agregados bancarios y las variables macroeconómicas de interés. Para ello, utilizamos la información de los balances de los bancos publicados por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF). Notamos que dichas series se encuentran disponibles desde 1989 en frecuencia mensual. Sin embargo, para considerar diferentes estructuras de rezagos en los modelos autorregresivos, consideramos el período de 1992 en adelante.

1. Descripción de los Datos

Las variables exógenas consideradas en este trabajo son: la brecha de producto (q_t), la tasa de captación en UF promedio del sistema bancario entre uno y tres años (i_t) y la tasa de desempleo nacional (u_t).[5] En el caso de la brecha, utilizamos la mensualización de la brecha trimestral, la cual se obtiene de la diferencia porcentual entre el PIB efectivo y un PIB potencial derivado del modelo estructural de proyección del Banco Central de Chile (García et al., 2003). Alternativamente, consideramos la extracción del componente cíclico del Indicador Mensual de Actividad Económica (Imacec), a través del uso de filtros estadísticos.

Las estadísticas descriptivas de estas variables, muestran que, salvo para x_t, las volatilidades no presentan variaciones importantes cuando la muestra se divide en dos partes (cuadro 1). De esta forma, es razonable utilizar toda la muestra para el análisis. Por otra parte, en la primera fracción de la muestra observamos un período con mayor riesgo en provisiones, menores tasas de crecimiento en colocaciones, una brecha de producto positiva y altas tasas de interés. Es en este período donde la Crisis Asiática genera una fuerte contracción económica. Utilizaremos este evento extremo para evaluar tanto las las bondades estadísticas del modelo como su capacidad predictiva en situaciones de crisis económica.

[5] *Debido a que las variables están medidas en términos reales, el efecto de la inflación no es significativo dentro del modelo. Por otro lado, más del 90% de las colocaciones de consumo se denominan en pesos, por lo que el tipo de cambio no juega un rol significativo para explicar el comportamiento de estas.*

CUADRO 1

Estadística Descriptiva

	Muestra: 1992.1-2009.3				Muestra: 1992.1-2000.6				Muestra: 2000.9-2009.3			
Variables[a]	**Media**	**Mín.**	**Máx.**	**DE**	**Media**	**Mín.**	**Máx.**	**DE**	**Media**	**Mín.**	**Máx.**	**DE**
$x(t)$	7.897	1.624	28.94	5.775	6.958	1.624	20.20	4.577	8.583	3.428	28.94	6.493
$y(t)$	0.321	-29.06	56.81	7.407	1.494	-29.06	56.81	7.701	-0.784	-19.72	50.97	7.021
$w(t)$	7.476	-4.681	35.65	6.409	6.374	0.407	35.65	6.012	8.448	-4.681	30.21	6.652
$g(t)$	7.830	-366.1	245.2	62.54	5.856	-366.1	108.7	69.73	10.35	-266.3	245.2	55.29
$q(t)$	1.046	-4.053	5.802	2.940	2.301	-4.053	5.802	3.025	-0.135	-3.388	3.810	2.281
$i(t)$	4.862	0.420	14.52	2.445	6.919	5.010	14.52	1.204	2.801	0.420	6.550	1.443
$u(t)$	8.135	5.700	10.90	1.521	7.273	5.700	10.90	1.381	8.962	6.200	10.400	1.131

Fuente: Elaboración propia a base de información del BCCh y la SBIF.
a. Las variables se encuentran definidas en el texto.

Siguiendo con lo planteado en el Teorema 1 de la sección anterior, nos interesa revisar la naturaleza estocástica de las variables de riesgo de crédito x_t e y_t utilizando los tests de raíces unitarias usuales (cuadro 2). Notamos que no se puede rechazar que x_t tiene raíz unitaria, mientras que para y_t los tests rechazan la presencia de raíz unitaria. Por otra parte, las variables w_t y g_t tampoco presentan raíz unitaria bajo el test Phillips-Perron. Esto indicaría la posible presencia de quiebres estructurales en los datos, los cuales sesgan los resultados en favor de la raíz unitaria. A fin de aminorar estos posibles quiebres, se realizan las estimaciones utilizando variables *dummies* que controlan por los eventos atípicos en la muestra.[6]

CUADRO 2

Tests de Raíz Unitaria

	ADF[b]		PP[b]		KPSS[b]	
Variables[a]						
$x(t)$	-1.976	-1.943	-1.346	-1.273	0.297	0.277
$y(t)$	-3.387	-3.384	-12.78	-12.77	0.141	0.106
$w(t)$	-2.301	-2.262	-6.799	-6.855	0.339	0.316
$g(t)$	-4.715	-4.705	-14.99	-14.97	0.203	0.206
Valores críticos[c]						
1%	-3.43	-3.96	-3.43	-3.96	0.739	0.216
5%	-2.86	-3.41	-2.86	-3.41	0.463	0.146
10%	-2.57	-3.12	-2.57	-3.12	0.347	0.119

Fuente: Elaboración propia a base de información del BCCh y la SBIF.
a. Las variables se encuentran definidas en el texto.
b. Valores de la tabla corresponde a tests de raíz unitaria ADF (Dickey-Fuller Aumentado) y PP (Phillips-Perron) y al test de estacionariedad KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin).
c. Valores Asintóticos.

2. Resultados de las Estimaciones

En esta sección revisamos los resultados de la estimación de cada uno de los agregados bancarios que consideramos en este artículo.[7] En primer lugar, analizamos los resultados para el caso de las provisiones (cuadro 3), donde notamos la relación contemporánea entre esta variable y la tasa de crecimiento de las colocaciones (columnas 1 y 2). Esto permite reafirmar que las provisiones para el caso chileno se adelantan al ciclo económico (Matus, 2007). La cuarta columna presenta el modelo con la interacción entre la brecha de producto y el crecimiento de las colocaciones. Notamos que esta relación es significativa y el modelo tiene un ajuste similar al modelo lineal presentado en la tercera columna. Finalmente, la última columna del cuadro presenta el ajuste con todas las variables macroeconómicas consideradas. Es importante observar que las interacciones de estas con el crecimiento de las colocaciones no son reportadas por resultar no significativas a los niveles de confianza habituales.

Para el caso de la ecuación de castigos que considera este monto sobre el total de las colocaciones rezagadas un período (cuadro 4), observamos nuevamente una relación contemporánea entre esta variable y el crecimiento de las colocaciones. Al igual que en el caso de las provisiones, notamos que el ajuste del modelo no lineal de la cuarta columna es superior al modelo lineal de la segunda columna.[8] Es importante notar que el modelo no lineal incluye solo la brecha de producto. Finalmente, el modelo no lineal se presenta en la última columna, donde se agregan las otras variables macroeconómicas. Esta vez, tanto las interacciones como las variables en niveles son no significativas.

En la ecuación de crecimiento de las colocaciones, el cociente de castigos a colocaciones totales resulta ser significativo tanto en su rezago como en su valor actual (cuadro 5). Dado que observamos una relación similar en el caso de la ecuación de castigos, estas ecuaciones presentan simultaneidad, lo que indica que una modelación tipo VAR sería inferior a la presentada ecuación por ecuación en el presente trabajo. Para terminar, las últimas dos columnas consideran la inclusión de una variable de escala que permite que el modelo tenga una tasa de crecimiento que se reduce en el tiempo si las colocaciones mantienen un ritmo de crecimiento constante.

[6] *Una descripción detallada de estas se encuentra en el Apéndice.*

[7] *Todas las estimaciones presentadas se realizan con el método de mínimos cuadrados ordinarios, mientras que los errores estándares reportados son robustos a autocorrelación (Newey y West,1987).*

[8] *Notamos que la interacción entre el crecimiento de colocaciones con la brecha de producto implica un aumento del R^2-ajustado y una mejora en los criterios de información.*

CUADRO 3

Resultados para Provisiones

Variables[a]	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
y (*t*-1)	0.0753	0.0938	0.0964	0.1034	0.0991**
	(0.0784)	(0.0571)	(0.0674)	(0.0643)	(0.0566)
g(*t*)		0.0447***	0.0433***	0.0375***	0.0400***
		(0.0090)	(0.0095)	(0.0073)	(0.0071)
g (*t*-1)	0.0002				
	(0.0093)				
q (*t*-1)	0.0479***	0.0249**	0.0216**	0.0282***	0.0272**
	(0.0151)	(0.0140)	(0.0087)	(0.0092)	(0.0135)
u (*t*-1)	-0.0051	-0.0143***			-0.0141***
	(0.0072)	(0.0046)			(0.0043)
i (*t*-1)	-0.0104	0.0051			0.0087
	(0.0128)	(0.0098)			(0.0093)
g (*t*) *q* (*t*-1)				-0.7085***	-0.5856***
				(0.2095)	(0.2089)
R^2	0.654	0.787	0.763	0.783	0.800
R^2A	0.640	0.778	0.756	0.776	0.791
AIC[b]	-8.316	-8.802	-8.716	-8.795	-8.854
BIC[b]	-8.171	-8.657	-8.603	-8.666	-8.693
HQC[b]	-8.258	-8.743	-8.670	-8.743	-8.789

Fuente: Elaboración propia a base de información del BCCh y la SBIF.
a. Las variables se encuentran definidas en el texto. Errores estándar robustos entre paréntesis.
*** indica significancia estadística al 1%.
** indica significancia estadística al 5%.
* indica significancia estadística al 10%.
b. AIC, BIC y HQC corresponde a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

CUADRO 4

Resultados para Castigos

Variables[a]	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
w(t-1)	0.3191***	0.2521***	0.2557***	0.2549***	0.2536***
	(0.0960)	(0.0713)	(0.0725)	(0.0694)	(0.0680)
w(t-2)	0.1499	0.1734**	0.1760**	0.1793**	0.1784**
	(0.0961)	(0.0801)	(0.0819)	(0.0798)	(0.0768)
w(t-3)	0.1428***	0.1836***	0.1854***	0.2063***	0.2056***
	(0.0494)	(0.0506)	(0.0479)	(0.0588)	(0.0637)
w(t-4)	0.2197	0.1201	0.1196	0.0901	0.0911
	(0.1375)	(0.0867)	(0.0835)	(0.0769)	(0.0787)
g(t)		-0.0387***	-0.0391***	-0.0363***	-0.0362***
		(0.0095)	(0.0093)	(0.0074)	(0.0076)
g(t-1)	0.0079				
	(0.0069)				
q(t-1)	-0.0146	-0.0129	-0.0131**	-0.0158***	-0.0162**
	(0.0129)	(0.0087)	(0.0055)	(0.0060)	(0.0090)
u(t-1)	0.0269	0.0060			0.0007
	(0.0330)	(0.0311)			(0.0318)
i(t-1)	0.0265**	0.0057			0.0019
	(0.0123)	(0.0114)			(0.0125)
*g(t)*q(t-1)*				0.3688	0.3640
				(0.2303)	(0.2464)
Constante	-0.0024	0.0013	0.0020***	0.0019***	0.0018
	(0.0029)	(0.0031)	(0.0005)	(0.0004)	(0.0031)
R^2	0.686	0.808	0.807	0.814	0.814
R^2A	0.672	0.799	0.801	0.806	0.804
AIC[b]	-8.693	-9.184	-9.202	-9.226	-9.207
BIC[b]	-8.532	-9.023	-9.073	-9.082	-9.030
HQC[b]	-8.628	-9.119	-9.150	-9.168	-9.136

Fuente: Elaboración propia a base de información del BCCh y la SBIF.
a. Las variables se encuentran definidas en el texto. Errores estándar robustos entre paréntesis.
*** indica significancia estadística al 1%.
** indica significancia estadística al 5%.
* indica significancia estadística al 10%.
b. AIC, BIC y HQC corresponde a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

CUADRO 5

Resultados para Colocaciones

Variables[a]	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
g(t-1)	-0.1492**	-0.1286**	-0.1182**	-0.1467**	-0.1563**
	(0.0675)	(0.0658)	(0.0659)	(0.0698)	(0.0692)
g(t-2)	0.0910***	0.1039***	0.1149***	0.0943***	0.0841***
	(0.0331)	(0.0229)	(0.0228)	(0.0208)	(0.0202)
g(t-3)	-0.0126	-0.0229	-0.0128	-0.0242	-0.0342
	(0.0475)	(0.0464)	(0.0424)	(0.0460)	(0.0490)
g(t-4)	0.1080***	0.0997**	0.1084**	0.0981**	0.0896**
	(0.0418)	(0.0439)	(0.0461)	(0.0408)	(0.0392)
w(t)		-1.1116**	-1.2459**	-1.5807**	-1.4488**
		(0.6735)	(0.6825)	(0.6565)	(0.6497)
w(t-1)	-2.0707**	-1.4309**	-1.4248	-1.7955**	-1.7961**
	(0.9633)	(0.8594)	(0.8638)	(0.9192)	(0.9050)
w(t-2)	-0.2436				
	(0.5603)				
q(t-1)	-0.1082	-0.1057	-0.0908	0.0863	0.0082
	(0.0990)	(0.0949)	(0.0733)	(0.0725)	(0.0877)
u(t-1)	-0.2445	-0.1988			-0.3323
	(0.2682)	(0.2504)			(0.2454)
i(t-1)	-0.1865	-0.1639			-0.1379
	(0.1206)	(0.1153)			(0.0891)
1/L(t-1)				649.69***	655.62***
				(182.06)	(190.59)
Constante	0.0552**	0.0515**	0.0277***	0.0083	0.0421**
	(0.0270)	(0.0252)	(0.0046)	(0.0059)	(0.0231)
R^2	0.757	0.761	0.758	0.774	0.777
R^2A	0.740	0.743	0.743	0.759	0.759
AIC[b]	-4.346	-4.359	-4.366	-4.427	-4.419
BIC[b]	-4.104	-4.118	-4.157	-4.202	-4.161
HQC[b]	-4.248	-4.262	-4.282	-4.336	-4.314

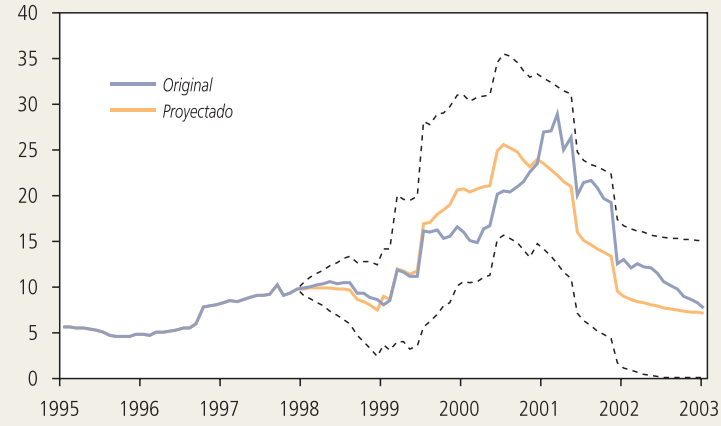
Fuente: Elaboración propia a base de información del BCCh y la SBIF.
a. Las variables se encuentran definidas en el texto. Errores estándar robustos entre paréntesis.
*** indica significancia estadística al 1%.
** indica significancia estadística al 5%.
* indica significancia estadística al 10%.
b. AIC, BIC y HQC corresponde a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

3. Predicción Dentro de Muestra

En este apartado verificamos que el modelo puede ajustar adecuadamente sus valores predichos durante la crisis de 1998. Entre los años 1998 y 2001, el nivel del gasto en provisiones llegó a su máximo histórico para la banca chilena. En ese período probamos si el modelo es capaz de predecir el comportamiento de las provisiones, para lo cual lo proyectamos a partir de enero de 1998.

GRÁFICO 2

Proyección del Gasto en Provisiones anual sobre Colocaciones Totales
(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a base de información del BCCh y la SBIF.

En el año 1999, la proyección del gasto en provisiones sobre colocaciones supera la efectiva ese mismo año, presentando un adelanto a la serie efectiva (gráfico 2). Lo anterior obedece al comportamiento particular de la Financiera Conosur (la cual tiene participación significativa en ese segmento). Conosur retrasó el reconocimiento de los gastos en provisiones y, además, mostró pérdidas del orden del 17% de su capital en 1999. Luego, en el 2000, mostró una caída considerable de sus colocaciones (-16.1%) sumada a un incremento abrupto en sus provisiones (tres veces las reportadas en 1998). Por ende, el ratio del gasto en provisiones para ese período mostró un incremento extraordinariamente alto. Sin embargo, la proyección de las provisiones para la banca de consumo refleja un comportamiento similar al efectivo (más aún si se considera el caso de Conosur) e intervalos de confianza dentro de límites razonables.

4. Efecto de la Brecha de Producto

Como observamos en la sección anterior, una de las variables fundamentales para los agregados bancarios de la banca de consumo es la brecha de producto. Por ello, consideramos los efectos de una caída en dicha brecha de 2 y de 5%. Para simplificar el análisis, establecemos que la brecha de producto puede ser caracterizada mediante un proceso autorregresivo con cuatro rezagos. Además, definimos un modelo base que considera las especificaciones de la cuarta columna de cada agregado bancario.[9] Este modelo base contiene la brecha de producto y su efecto no lineal a través de la interacción con el crecimiento de las colocaciones, que es relevante tanto en la ecuación de provisiones como en la de castigos, así como en el factor de ajuste de la tasa de crecimiento de las colocaciones. Para entender la relevancia de los efectos no lineales, consideramos un modelo lineal definido por las ecuaciones de la tercera columna de cada agregado bancario.[10]

Observamos que una caída de la brecha de producto se traduce, en el modelo base, en un aumento considerable de las provisiones (gráfico 3). En particular, bajo el escenario de 5% de caída de la brecha, observamos que estas se elevan hasta un 12% de las colocaciones totales dentro del primer año para incrementarse hasta 14% en el segundo año. Los resultados de un incremento sustantivo en el segundo año por sobre el primero son coherentes con lo reportado por Drehmann (2009), quien establece que

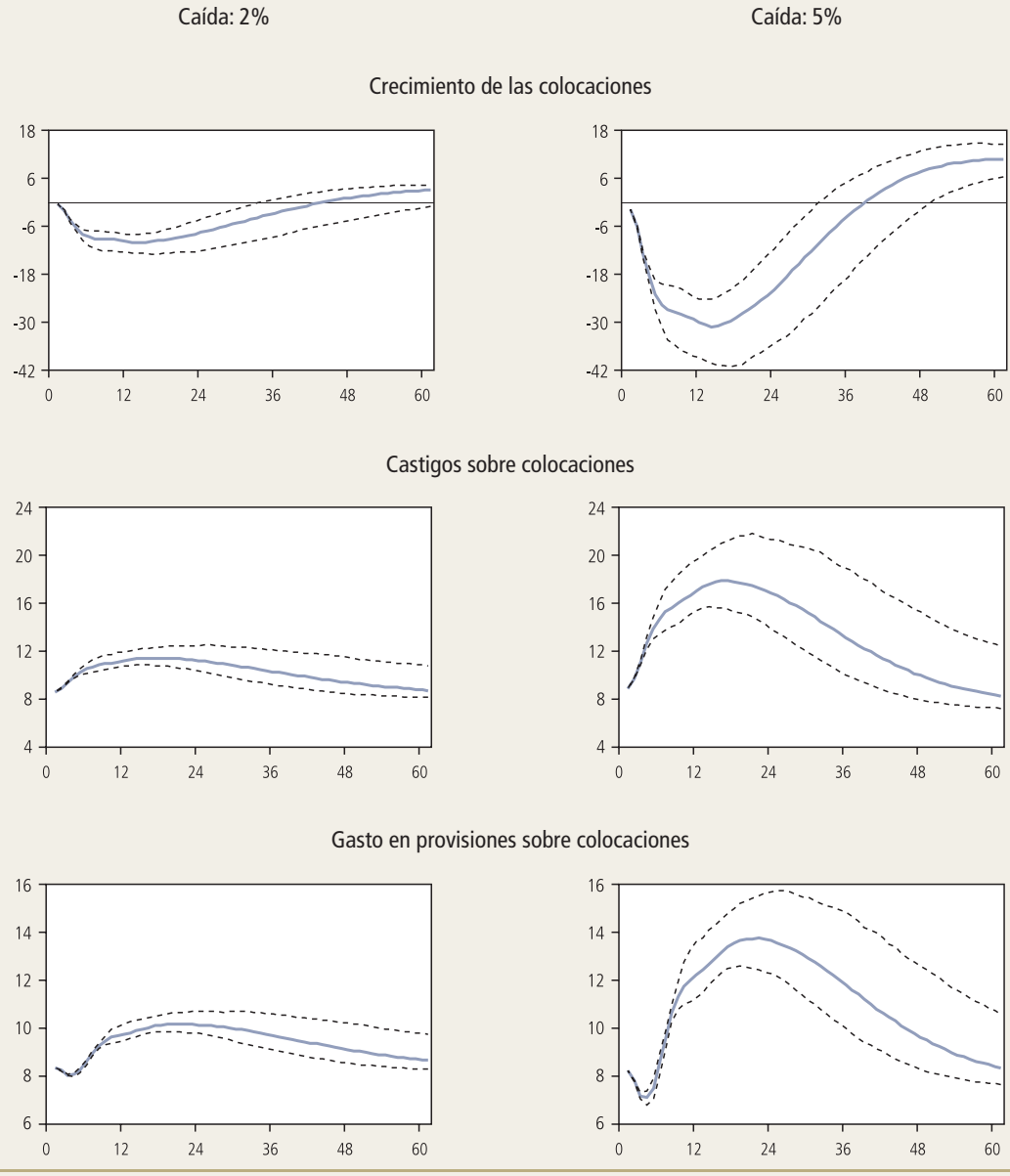
[9] *Notamos que el mejor modelo seleccionado para provisiones a través del R^2-ajustado o del criterio de información de Schwarz (BIC) es aquel que considera también la tasa de interés y la tasa de desempleo. De este modo, un modelo que incluye dicha especificación requiere de mayores supuestos sobre la dinámica de dichas variables. Al utilizar una especificación VAR con 4 rezagos para las variables macroeconómicas, los resultados son similares en magnitud a los presentados acá, pero con un intervalo de confianza algo más amplio.*

[10] *Los resultados consideran el modelo bajo su estado estacionario, el cual es obtenido numéricamente, con caídas de la brecha de 2 y 5% distribuidas de manera uniforme dentro de un trimestre. Los intervalos de confianza presentados junto a la dinámica de las variables corresponden a los percentiles 5 y 95% de los resultados de 1.000 simulaciones de los parámetros del modelo.*

GRÁFICO 3

Impacto de Caídas en la Brecha de Producto en los Agregados Bancarios según Modelo Base

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a base de información del Banco Central de Chile y la SBIF.

el horizonte apropiado para los ejercicios de tensión es de dos años. En el caso de los castigos, observamos que estos evolucionan a una mayor velocidad que las provisiones, lo cual puede interpretarse como una limpieza de la cartera. Esto resulta razonable en el contexto de que las provisiones constituyen un gasto para el banco, mientras que el aumento del castigo genera una reducción del balance del banco que mejora incluso sus indicadores de solvencia. Como resultado conjunto entre, por una parte, el empeoramiento del escenario económico y, por otra, el incremento de los castigos, se observa una fuerte contracción del crecimiento anualizado de las colocaciones, las cuales llegan a una caída anualizada de 30% a finales del primer año, generando un ciclo contractivo de dos años.

En el caso del modelo lineal, tanto las provisiones como los castigos presentan incrementos —de 3 y 5%, respectivamente— bajo el escenario de 5% de caída en la brecha de producto (gráfico 4). Estos efectos son relevantes y siguen la lógica de que los castigos se ajustan a mayor velocidad que las provisiones, como se estableció bajo el modelo anterior. Sin embargo, el crecimiento de las colocaciones presenta una diferencia significativa con respecto al modelo anterior. En particular, observamos que el punto crítico se materializa en una caída de 14% seis meses después del *shock*. Si bien el ciclo de las colocaciones también se mantiene por dos años, la dinámica es mucho más suave que la observada en el modelo base.

5. Brecha de Producto en Tiempo Real

Recordamos que la brecha de producto es crucial para el modelo, por lo que distintos métodos para estimarla se traducirán en diferencias en los resultados. Para evaluar este elemento consideramos un ejercicio donde el investigador cuenta con información del Imacec y obtiene la brecha de producto mensual utilizando el filtro de Hodrick-Prescott con el factor de suavización estándar para datos mensuales (14400). Debido a que el análisis se hace en tiempo real, suponemos que las actualizaciones de la brecha se realizan utilizando el último valor obtenido.

Los resultados muestran que este cambio en la estimación de la brecha genera menores efectos ante *shocks* en la brecha (gráfico 5). En particular, cuando se utiliza una caída en la brecha de 5%, las colocaciones presentan una caída anualizada de 18%. Del mismo modo, los castigos y las provisiones presentan incrementos menores que los observados.

IV. Conclusiones

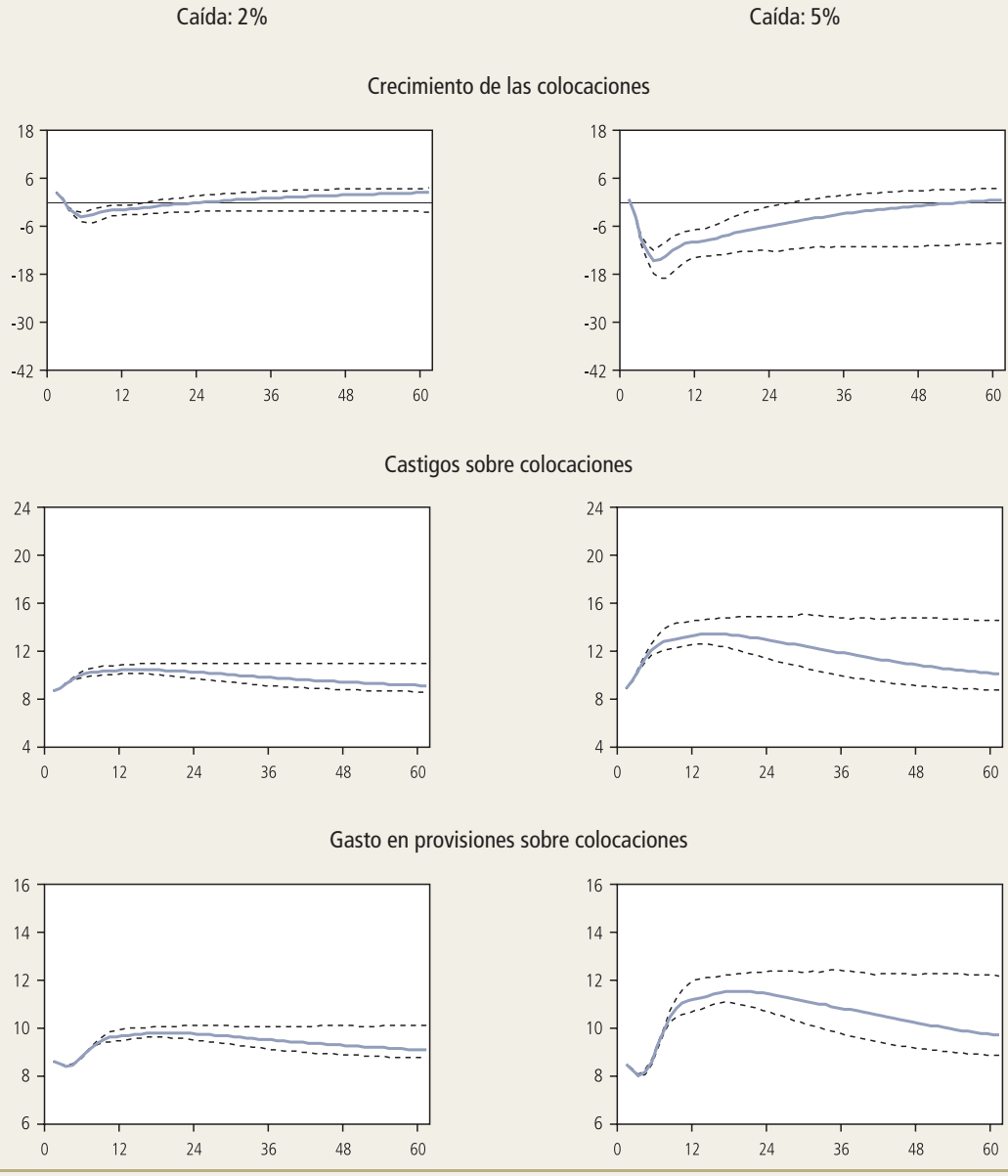
En este trabajo hemos presentado un modelo estructural de los agregados bancarios gasto en provisiones, castigos y colocaciones totales, para la banca de consumo. A través de una justificación teórica y estadística, establecemos ecuaciones dinámicas para estos agregados, las cuales obedecen a equivalencias contables y a la relación de los agregados bancarios con las variables macroeconómicas. Utilizando variables macroeconómicas, encontramos una fuerte relación entre estos agregados y el ciclo económico. En particular, la brecha de producto contiene suficiente información sobre el ciclo, debido a que es robusta a través de las especificaciones. Los resultados corroboran el efecto no lineal planteado en la modelación de las provisiones y establecen otras no linealidades en los otros agregados bancarios. Con todo, el modelo presenta un buen ajuste dentro de muestra al considerar la crisis de 1998 que tuvo un efecto considerable en la banca de consumo por el cierre masivo de instituciones financieras enteramente dedicadas al negocio de créditos de consumo como fueron las financieras. Si bien el presente modelo se basa en un grupo de bancos del sistema, los resultados pueden extenderse a las divisiones de consumo de los bancos, que presentan mayor diversificación de su negocio y, con algo más de error, al total de créditos de consumo del sistema.

Los resultados del modelo indican que un impacto negativo en la brecha de producto reduce significativamente el crecimiento de las colocaciones, generando un ciclo económico de alrededor de dos años. Este ciclo es similar al encontrado en un modelo lineal, pero con menor profundidad. Por otra parte, el impacto en brecha también genera incrementos en las provisiones y castigos como muestra del mayor deterioro de la cartera de créditos. Dichos resultados se ven reducidos al considerar la estimación de la brecha en tiempo real, lo que aumenta la necesidad por investigación de estimaciones robustas para esta variable macroeconómica.

GRÁFICO 4

Impacto de Caídas en la Brecha de Producto en los Agregados Bancarios según Modelo Lineal

(porcentaje)

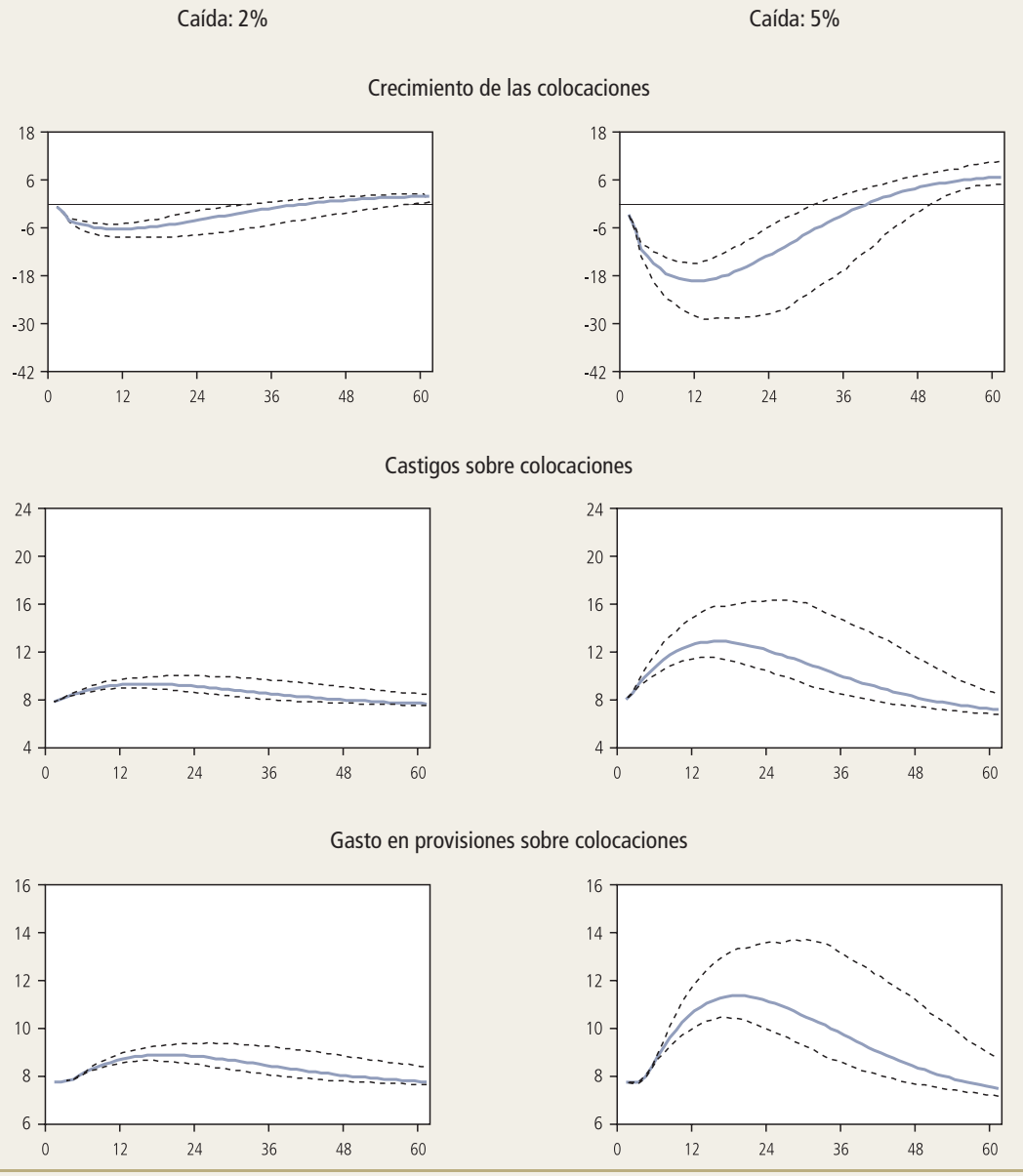


Fuente: Elaboración propia a base de información del Banco Central de Chile y la SBIF.

GRÁFICO 5

Impacto de Caídas en la Brecha de Producto en los Agregados Bancarios según Modelo Base a Tiempo Real

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a base de información del Banco Central de Chile y la SBIF.

Los resultados de este trabajo pueden ampliarse en diferentes ámbitos. En primer lugar, el uso del modelo para ejercicios de tensión requiere de escenarios sobre las variables macroeconómicas relevantes. Dichos escenarios podrían estar directamente incorporados en el modelo a través de una estructura dinámica tipo VAR, en donde fuera posible agregar retroalimentación de las variables macroeconómicas derivadas de los agregados bancarios. En ese ámbito, Bernanke et al. (1999) muestran cómo el modelo del acelerador financiero tiene importancia en variables reales, mientras Alfaro et al. (2003) presentan evidencia para el caso chileno.

Por otra parte, y en conjunto con la motivación de Basilea II, es posible ajustar el riesgo de las colocaciones de acuerdo con el ciclo económico. Dado que el modelo recoge la sensibilidad del riesgo de crédito a factores macroeconómicos, es posible ver el efecto que tendría un cambio en estos factores sobre los activos ponderados por riesgo.

Referencias

Alfaro, R., D. Calvo y D. Oda (2008). "Riesgo de Crédito de la Banca." Documento de Trabajo N°503, Banco Central de Chile.

Alfaro, R. y R. Cifuentes (2009). "Estabilidad Financiera, Política Monetaria y Banca Central: Una Introducción." *Economía Chilena* 12(2): 5-10.

Alfaro, R., H. Franken, A. Jara y C. García (2003). "The Bank Lending Channel in Chile." En *Banking Market Structure and Monetary Policy*, editado por R. Fuentes y L. Ahumada. Banco Central de Chile.

Bernanke, B, M. Gertler y S. Gilchrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." En *New Appoaches to Monetary Economics*, editado por J. Taylor y M. Woodford. Cambridge, R.U .: Cambridge University Press.

Boss, M. (2002). "A Macroeconomic Credit Risk Model for Stress Testing the Austrian Credit Portfolio." Financial Stability Report 4. Oesterreichische Nationalbank.

Budnevich, C. y S. Huerta (2006). "Ejercicios de Tensión del Capital en la Banca Chilena." http://www.sbif.cl/sbifweb/internet/archivos/publicacion_5282.pdf

Crouhy, M., D. Galai y R. Mark (2000). "A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models" *Journal of Banking & Finance* 24: 59-117.

Crouhy, M., D. Galai y R. Mark (2005). "The Use of Internal Models: Comparison of the New Basel Credit Proposal with Available Internal Models for Credit Risk." En C*apital Adequacy Beyond Basel*, editado por H. Scott. Oxford University Press.

Drehmann, M., A. Patton y S. Sorensen (2006). "Non-linearities and Stress Testing." Mimeo, Bank of England.

Drehmann, M. (2009). "Macroeconomic Stress-Testing Banks: A Survey of Methodologies." En *Stress-testing the Banking System: Methodologies and Applications*, editado por M. Quagliariello. Cambridge, R.U.: Cambridge University Press.

Duffie, D. y K. Singleton (2003). *Credit Risk: Pricing, Measurement, and Management*. Princeton University Press.

Fernández de Lis, F.S., J. Martínez Pagés y J. Saurina (2001). "Credit Growth, Problem Loans and Credit Risk Provisioning in Spain." BIS Papers N°1: 331-53.

García, C., P. García, I. Magendzo y J. Restrepo (2003). "The Monetary Transmission Mechanism in Chile: A Medium-Sized Macroeconometric Model." Documento de Trabajo N°254, Banco Central de Chile.

Gray, D. y S. Malone (2008). *Macrofinancial Risk Analysis*. John Wiley & Sons Inc..

Haldane, A. (2009). "Why Banks Failed the Stress Test." Discurso preparado para *Marcus-Evans Conference on Stress-Testing*, 9 y 10 de febrero.

Hoggarth, G., S. Sorensen y L. Zicchino (2005). "Stress Tests of UK Banks Using a VAR Approach." Working Paper N°282, Bank of England.

Jara, A. (2005). "Provisiones Bancarias y Ciclo Económico: El Caso de Chile." *Informe de Estabilidad Financiera* (primer semestre), Banco Central de Chile.

Jara, A., L. Luna y D. Oda (2008). "Pruebas de Tensión de la Banca en Chile." *Informe de Estabilidad Financiera* (segundo semestre del 2007), Banco Central de Chile.

Jara, A. y D. Oda (2007). "Agrupación de los Bancos a Partir del Análisis de Conglomerados." Recuadro IV.2., *Informe de Estabilidad Financiera* (segundo semestre del 2007), Banco Central de Chile.

Jarrow, R. y S. Turnbull (1992). "Credit Risk: Drawing the Analogy." *Risk Magazine* 5(9): 51-6.

Jarrow, R. y P. Protter (2004). "Structural versus Reduced Form Models: A New Information Based Perspective." *Journal of Investment Management* 2(2): 1-10.

Kearns, A. (2004). "Loan Losses and the Macroeconomy: A Framework for Stress Testing Credit Institutions' Financial Well-Being." *Financial Stability Report*, Central Bank of Ireland.

KMV (2001). *Modeling Default Risk*. KMV Corporation.

Korablev, I. y S. Qu (2009). "Validating the Public EDF™ Model Performance during the Credit Crisis." White Paper, Moody's KMV.

Laeven, L. y G. Majnoni (2003). "Loan Loss Provisioning and Economic Slowdowns: Too Much, Too Late?" *Journal of Financial Intermediation* 12: 178-97.

Matus, J.M. (2007). "Indicadores de Riesgo de Crédito: Evolución de la Normativa." Mimeo, Banco Central de Chile.

Merton, R. (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *Journal of Finance* 29: 449-70.

Misina, M. y D. Tessier (2008). "Non-Linearities, Model Uncertainty, and Macro Stress Testing." Working Paper N°2008-30, Bank of Canada.

Newey, W. y K. West (1987). "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* 55: 703-8.

Pain, D. (2003). "The Provisioning Experience of the Major UK Banks: A Small Panel Investigation." Working Paper N°177, Bank of England.

Pérez, D., V. Salas y J. Saurina (2006). "Earning and Capital Management in Alternative Loan Loss Provision Regulatory Regimes." Documento de Trabajo N°0614, Banco de España.

Valckx, N. (2004). "What Determines Loan Loss Provisioning in the EU?" Working Paper, Universidad de Dresden.

Zurita, F. (2007). "La Predicción de la Insolvencia de Empresas Chilenas." *Economía Chilena* 11(1): 93-116.

APÉNDICE

Dummies

En esta sección consideramos una revisión de las variables *dummies* incluidas en cada una de las ecuaciones estimadas. Es importante notar que los valores de estas variables resultan significativos (al 10% de confianza) en todas las especificaciones.

Provisiones de Consumo

- Matriz de renegociación (1997:09): Obligó a los bancos a provisionar aquellos créditos de consumo que por la vía de la renegociación se mantenían al día.
- Cierre de bancos (1999:12 y 2000:06): Esto genera un efecto por una vez en el ajuste de provisiones, dado el reconocimiento de ellas por parte de la entidad cerrada. En 1999 se cerró el Sudamericano (comprado por Scotiabank) y el 2000 se cerró el Banco Real (comprado por ABN Amro).
- Ley de cobranza extrajudicial (2000:12): Restringió los gastos de cobranza de créditos de consumo.

Colocaciones de Consumo

- Cierre de bancos (1995:01, 1999:03, 1999:07 y 2005:07): En 1995 se cerraron Financiera Fusa, comprada por Santander, y Banesto, comprado por BBVA. A principios de 1999 se cerró Financiera Atlas, comprada por Citibank y, a mediados de año, Financiera Condell, adquirida por Corpbanca. Finalmente, el año 2005 se cerró Financiera Conosur, comprada por BCI.
- Apertura de bancos (2004:12): Apertura del Banco Paris, asociado a la casa comercial Almacenes Paris.

Castigos de Consumo

- Suspensión del castigo directo (1996:10): Obligó a los bancos a provisionar los créditos antes de proceder a su castigo.