

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 503

Noviembre 2008

RIESGO DE CRÉDITO DE LA BANCA

Rodrigo Alfaro

Daniel Calvo

Daniel Oda

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

RIESGO DE CRÉDITO DE LA BANCA

Rodrigo Alfaro
División de Política Financiera
Banco Central de Chile

Daniel Calvo
División de Política Financiera
Banco Central de Chile

Daniel Oda
División de Política Financiera
Banco Central de Chile

Resumen

En este artículo modelamos el riesgo de crédito de la banca utilizando un VAR no lineal. En dicho modelo se incluyen agregados bancarios como son: provisiones, castigos y colocaciones. El ajuste global del modelo para el caso de Chile presenta buenas propiedades predictivas dentro y fuera de muestra relativos a un modelo ARIMA tradicional. Dado estos antecedentes, consideramos que el modelo es un buen insumo para los ejercicios de tensión de la banca chilena.

Abstract

In this paper we model banking risk exposure in a non-linear VAR framework. We included banking aggregates such as write-offs, provisions expenses, and total loans. Overall fitting of the model is good for chilean data. In and out sample forecasts are better than a simple ARIMA model. Given this we consider that the model provides a good input for stress testing analysis of Chilean banking system.

Agradecemos la colaboración y los valiosos comentarios de José Miguel Matus. También agradecemos a los asistentes a los seminarios internos de la División de Política Financiera y del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. E-mails: ralfaro@bcentral.cl; dcalvo@bcentral.cl; dodaze@bcentral.cl.

1. Introducción

Estabilidad Financiera requiere que las instituciones financieras mantengan suficiente capital para protegerse contra posibles eventos de no pago. Por regulación, los bancos están obligados a mantener un mínimo nivel de capital para hacer frente a estos eventos. Esto ha sido implementado con el fin de contener los posibles riesgos que tome un banco a través del requerimiento de capital de Basilea I. Con el fin de evaluar el efecto en utilidad de los eventos de no pago se han establecido una serie de metodologías para aproximar estas pérdidas a través de ejercicios de tensión. Dichas metodologías se basan en la estimación de la probabilidad de no pago a través del uso de información de los deudores que posee el banco en sus activos como de los ratings de créditos de los bonos emitidos por la entidad financiera. Sin embargo, el negocio de un banco representativo está relacionado con varios sectores económicos y su exposición hace difícil la tarea de definir una medida estandarizada de no pago que pueda ser utilizada para la evaluación del riesgo sistémico. Más aún muchas de las actividades en que participan los deudores bancarios no poseen medidas apropiadas de no pago forzando al investigador a realizar supuestos no creíbles en ambos niveles del análisis: bancos y sistema.

En este artículo presentamos una investigación que relaciona el riesgo del crédito de la banca como un todo respecto de las variables macroeconómicas. Entendemos que la heterogeneidad de los bancos es importante, pero debido a la limitada información disponible no es posible trabajar con un modelo de datos a nivel de bancos que incluya los efectos macroeconómicos buscados. En particular, la composición de la banca chilena ha presentado importantes cambios en la última década donde las fusiones bancarias han sido uno de los agentes principales del desarrollo del mercado en conjunto con un cambio desde banca de consumo a través de financieras a bancos ligados al comercio minorista.

Nuestro modelo es útil en capturar las relaciones entre las variables macroeconómicas y los agregados del sistema bancario como son el total de créditos, castigos y gastos en provisiones. Dado que el riesgo agregado es afectado directamente por las variables macroeconómicas a través de un sistema no lineal. Los efectos recogidos de este modelo sirven de insumo para la realización

de ejercicios de tensión, los cuales distribuyen el riesgo proyectado por el modelo a cada uno de los bancos de acuerdo a su participación de mercado. Esta metodología combinada está sujeta de crítica, aunque en la práctica los resultados obtenidos han sido de valor para la supervisión bancaria.

Diversos trabajos ya han tratado las relaciones entre indicadores de riesgo de crédito y factores macroeconómicos. Por ejemplo, Fernández de Lis (2001) para España, Pain (2003) para Inglaterra, Leaven (2003) para un panel de 45 países. Ellos encuentran una relación negativa entre crecimiento del producto y gasto en provisiones. Lo anterior sugiere un comportamiento contra cíclico y que la determinación del gasto en provisiones se basa en la información pasada. Por otro lado, Valckx (2004) halla para la Unión Europea un comportamiento pro cíclico en las provisiones, en donde las instituciones tenderían a acumular provisiones en períodos de expansión económica para compensar en recesiones.

En cuanto a la evolución de las colocaciones, los hallazgos de Laeven (2003) son consistentes con la teoría del *capital crunch*, que significa que durante los períodos de recesión los requerimientos de capital se incrementan y modestamente los bancos capitalizados reducen sus préstamos para satisfacer sus ratios de solvencia.

Por otro lado, la sensibilidad de los factores de riesgo al ciclo es importantes en la realización de ejercicios de tensión. Kearns (2004) analiza la relación entre provisiones y el ciclo económico con el fin de estresar las variables macroeconómicas y observar su impacto en las pérdidas de los bancos. De la misma forma, Hoggarth et al. (2005) utiliza un VAR para determinar el comportamiento de los castigos y su relación con variables macroeconómicas.

En este artículo consideramos una aplicación empírica que simplifica el comportamiento de la banca a través de la existencia de dos grupos de bancos: de consumo y resto. Esta división es suficiente para capturar la heterogeneidad del sistema bancario chileno. Las evaluaciones dentro y fuera de muestra confirman que el modelo es una buena herramienta para evaluar y proyectar el riesgo de crédito de la banca nacional y por tanto un elemento sencillo y creíble para la realización de los ejercicios de tensión.

2. Modelación

Matus (2007) revisa las medidas de riesgo de crédito históricamente utilizadas en la banca. Basado en información de balance define 3 cuentas a considerar: Castigos, Cartera Vencida y Provisiones. Los castigos son colocaciones que el banco considera irrecuperables por lo que son removidos completamente del balance conjuntamente con la provisión de incobrable que se le había asignado. La cartera vencida corresponde a un crédito cuyo pago está atrasado por lo menos en 90 días respecto de su vencimiento. Finalmente, las provisiones constituyen un reconomiento del banco ante un posible impago respecto de sus colocaciones. Matus (2007) define a las provisiones como un indicador de pérdida esperada del banco.

El mecanismo contable como opera esta pérdida esperada implica que aumentos del riesgo conllevan a 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 debido al aumento del stock de provisiones.

Siguiendo el argumento anterior medidas basadas en provisiones reflejan la calidad de la cartera de un banco. De hecho, una medida estándar en la industria corresponde al 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 en dicho tipo de crédito.

En la práctica las provisiones son estimadas de acuerdo a 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 camadas de deudores, mientras que 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 estudiados en detalle en la literatura, ni tampoco son entregados en los reportes financieros. Para dar cuenta de este análisis, consideramos primero las dinámicas contables de estas variables.

La dinámica de las colocaciones puede ser dividida en tres componentes: el monto de colocaciones del período anterior (L_{t-1}), las nuevas colocaciones ($L_{n,t}$), los pagos efectuados (P_t) y los castigos (W_t) que fueron aplicados en el período actual.

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

Para el caso del stock de provisiones la dinámica 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 recuperaciones de castigos (R_t) ocurridos en el período en curso.

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

Es importante notar que las ecuaciones anteriores representan relaciones contables. Podemos establecer una ecuación estructural utilizando el siguiente supuesto:

Supuesto 2.1. *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. La primera parte implica que podemos escribir $S_t = \varphi_t L_t$, donde el factor φ se refiere al riesgo sistémico de la economía. Combinando las ecuaciones contables con el supuesto podemos escribir el gasto en provisiones como sigue:

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

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

Basados en 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 las siguientes variables:

$$X_t \equiv \frac{\sum_{i=0}^{n-1} E_{t-i}}{L_t} \quad \text{e} \quad Y_t \equiv \frac{E_t - W_t}{L_{t-1}}$$

Notamos que gastos en provisiones (E) puede ser asociado directamente a utilidad. Por ello la modelación estadística de estas variables permite recoger el cambio de utilidad derivado del aumento de E como consecuencia de la realización de un escenario más riesgoso.

Las propiedades estadísticas de estas variables están basadas en los supuesto de la distribución de las colocaciones, castigos y riesgo sistémico de la economía. Para simplicidad del análisis consideramos el caso con castigos y riesgo sistémico constantes. Adicionalmente, supondremos que las colocaciones siguen una caminata aleatoria. Para este supuesto consideramos que la distribución de las colocaciones puede ser representado por el modelo binomial, el cual ha sido utilizado con éxito en la valoración de instrumentos financieros. El siguiente teorema establece los supuestos y los resultados que ellos involucran. Su prueba está incluida en el Anexo 6.1.

Teorema 2.1. *Suponga 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 ocurren con igual probabilidad. Adicionalmente, los castigos y el factor de riesgo son constantes: $W_{t+k} = \omega$ y $\varphi_{t+k} = \varphi$ para $k > 0$.*

Finalmente, considere que la economía parte de un equilibrio $L_t = \bar{L}$ y que $n = 2$. De este modo, se tiene que $E_t(X_{t+1}) = X_t$, es decir una martingala mientras que $E_t(Y_{t+1}) = 0$.

La implicancia práctica del teorema anterior es que la variable X_t es integrada de orden uno, mientras que Y_t es estacionaria. 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.¹

Supuesto 2.2. *El factor φ_t es una función de variables económicas. Dichas variables son prede-*

¹Nótese que en el modelo estructural es posible la identificación de L_t .

terminadas en el modelo y por ello se encuentran rezagadas.

Este supuesto permite remover la conjetura de que φ_t es constante. Por el contrario conecta la dinámica de los agregados bancarios a variables económicas. Este supuesto es similar a la modelación de crédito de Gray y Malone (2008) quienes estiman la probabilidad de pérdida utilizando el análisis de activos contingentes (CCA). Sin embargo, el método difiere respecto de la variación en utilidades. En el presente trabajo las utilidades son extraídas directamente de la proyección del cambio en gasto en provisiones, mientras que en la metodología CCA las utilidades se computan a través de la probabilidad de no pago multiplicado por la pérdida dado el no pago. La probabilidad de no pago puede ser relacionada con el ciclo económico, sin embargo, la pérdida asociada se obtiene de la posición inicial del balance.

Finalmente, por simplicidad consideramos que las dinámicas de los agregados bancarios: crecimiento de las colocaciones y el cociente castigos sobre colocaciones totales pueden ser caracterizados por un VAR con presencia de variables macroeconómicas, las que se consideran exógenas. Esto queda reflejado en el supuesto siguiente.

Supuesto 2.3. *Las colocaciones y los castigos quedan determinados por el movimiento de factores macroeconómicos y de la persistencia de los mismos como sigue*

$$\Delta \%L_t = f_1 \left(\Delta \%L_{t-j}, \widehat{W}_{t-j}, Z_{t-j} \right) \quad (2)$$

$$\widehat{W}_t = f_2 \left(\Delta \%L_{t-j}, \widehat{W}_{t-j}, Z_{t-j} \right)$$

donde $\Delta \%L_t \equiv \Delta L_t / L_{t-1}$, $\widehat{W}_t \equiv W_t / L_{t-1}$, y $j > 0$. Esto permite que ciertas variables exógenas tengan efectos contemporáneos en estos agregados bancarios.

De esta forma, ante eventos negativos en la economía podemos obtener un aumento en el gasto en provisiones, debido a un mayor riesgo de la cartera, junto con una contracción de las colocaciones, originado por la restricción del crédito, y un incremento en los castigos como consecuencia de los mayores eventos de no pago.

A manera de ejemplo, consideremos que las dinámicas del crecimiento de las colocaciones y el cociente castigos sobre colocaciones pueden ser caracterizadas por

$$\Delta \%L_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \%L_{t-1} + \alpha_2 \widehat{W}_{t-1} + Z'_{1t} \alpha_3 + u_t$$

$$\widehat{W}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \%L_{t-1} + \beta_2 \widehat{W}_{t-1} + Z'_{2t} \beta_3 + v_t$$

donde u_t y v_t representan posibles *shocks* al modelo y satisfacen condición de estacionariedad en covarianza. Acumulando los agregados bancarios en $P_t = (\Delta \%L_t, \widehat{W}_t)'$ y las variables exógenas en $Q_t = (\alpha_0 + z'_{1t} \alpha_3, \beta_0 + z'_{2t} \beta_3)'$, el VAR puede ser escrito como:

$$P_t = \Gamma P_{t-1} + Q_t \quad \text{con} \quad \Gamma = \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix}$$

Por otro lado, la ecuación de provisiones bajo los supuestos anteriores puede ser escrita como:

$$\frac{E_t - W_t}{L_{t-1}} = \varphi_t \Delta \%L_t + \Delta \varphi_t = \gamma_1 \Delta \%L_t + \gamma_{2t} \Delta \%L_t + \Delta Z'_{3t} \gamma_3$$

donde $\gamma_{2t} \equiv Z'_{3t} \gamma_2$ y Z_3 representa el set de variables macroeconómicas que resume el nivel de riesgo de la economía. En la aplicación empírica Z_3 se compone de la brecha del producto y de la tasa de captación en UF para el tramo 1 a 3 años. Finalmente, tomando el parámetro $\lambda_t = (\gamma_1 + \gamma_{2t}, 0)$ la ecuación (1) queda en función de P_t :

$$Y_t \equiv \frac{E_t - W_t}{L_{t-1}} = \lambda_t P_t + \Delta Z'_{3t} \gamma_3$$

Supuesto 2.4. *Los valores propios de Γ se encuentran dentro del círculo unitario.*

El supuesto anterior resalta que el VAR debe ser estacionario con el cual es posible hacer proyecciones de las variables de interés para un escenario dado de las variables exógenas. Notamos que para el caso de Y_t el factor λ_t varía de acuerdo a la situación de la economía lo que hace que la proyección de la variable deba hacerse sobre la base de un escenario de riesgo predefinido. En otras

palabras, para la proyección de Y_t debemos suponer valores ciertos de Z . Con todo la proyección se computa como

$$E_t(Y_{t+k}) = \lambda_{t+k}\Gamma^k P_t + R_t \quad (3)$$

donde $R_t = \lambda_{t+k}(\alpha_0 + Z'_{1,t+k}\alpha_3) + Z'_{3,t+k}\gamma_3$. Notamos que R_t contiene sólo variables exógenas las cuales son conocidas en el período t . En el caso de que el modelo presente no linealidades en alguno de sus parámetros el análisis es similar. Nuevamente el análisis de los valores propios de Γ entrega la estabilidad local del modelo.

3. Aplicación Empírica

En esta sección estimamos los parámetros del modelo estructural definido por (1) y (2) utilizando datos de los balances de los bancos publicados por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF). Las series tienen frecuencia mensual y están disponibles desde 1989. Debido a cambios regulatorios y de composición de la banca nacional algunos ajustes a los datos debieron ser aplicados antes de su uso en el análisis econométrico. Dichas modificaciones son acordes con los trabajos de Jara (2005) y Jara, Luna y Oda (2007).

3.1. Descripción de los Datos

Las series utilizadas en este trabajo presentan algunas restricciones temporales. 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 de 2004, y para el total de colocaciones, desde 1989. Es decir, la serie más larga tiene 228 observaciones.

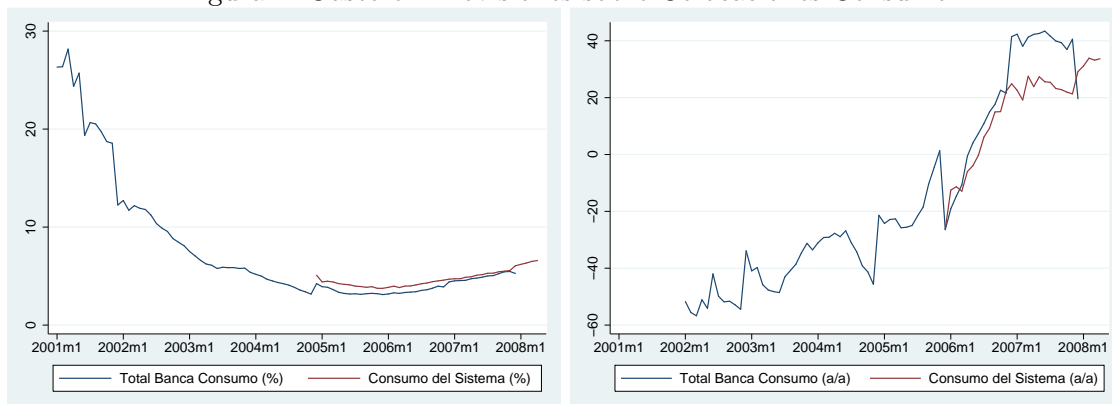
Debido a la necesidad de determinar la relación de las variables macroeconómicas con las financieras debemos contar con una serie lo suficientemente larga que abarque períodos de turbulencia (por ejemplo, 1998-2001). Por tanto, la utilización de las series desagregadas por tipo de cartera limita el horizonte 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 fusiones, adquisiciones o términos de licencia.

Sin embargo, podemos utilizar una agregación de bancos que distinga el comportamiento de dos tipos de cartera: consumo y no-consumo. Típicamente, las colocaciones de consumo muestran una mayor sensibilidad a los ciclos económicos y de la misma forma, el nivel de riesgo asociado es mayor nivel y volatilidad que los otros tipos de cartera. De esta forma, utilizando a aquellas instituciones enfocadas al segmento de consumo podemos discriminar y aproximar el comportamiento de la cartera de consumo a través del tiempo.

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, si no también en su tasa de crecimiento (Figura 1).

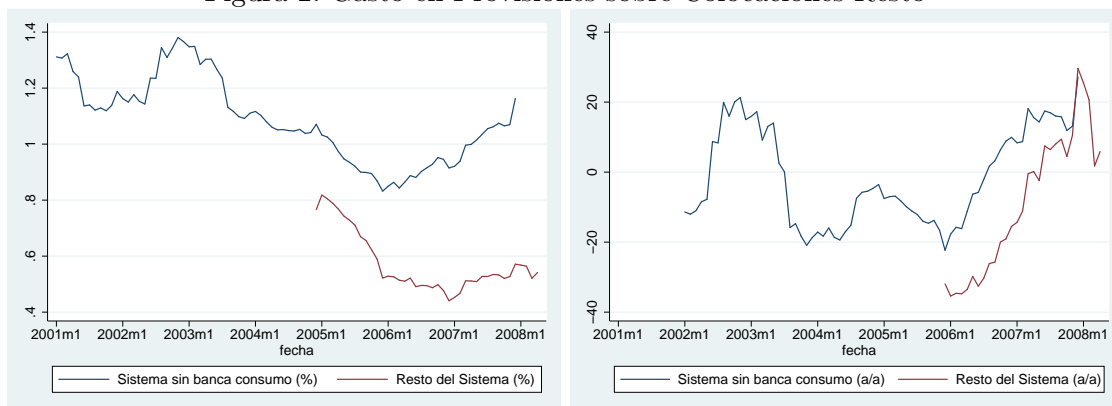
Figura 1: Gasto en Provisiones sobre Colocaciones Consumo



Por otro lado, la aproximación al resto de carteras, mediante los bancos que no se enfocan exclusivamente al segmento de consumo, muestra un nivel mayor y tasas de crecimiento por encima de las colocaciones de no-consumo. Una de las razones es que la agregación de los bancos no enfocados en consumo también posee colocaciones de consumo, que, como hemos mencionado, tienen un mayor nivel de riesgo asociado. Sin embargo, no es posible discriminar este hecho con la información disponible. Pese a ello, la aproximación muestra comportamientos similares (Figura 2).

Las variables exógenas utilizadas en el modelo son la brecha de producto (GAP), que resulta de

Figura 2: Gasto en Provisiones sobre Colocaciones Resto



una mensualización de la brecha trimestral. Para esta es usado el PIB efectivo y un PIB potencial derivado del modelo estructural de proyección del Banco Central de Chile (García et al. 2003). Adicionalmente, se utiliza la tasa de captación en UF promedio del sistema bancario entre 1 a 3 años (CAP). Para su proyección se utiliza la evolución estimada de la TPM y su correlación histórica con la tasa en cuestión.

3.2. Variables Endógenas

En primer lugar confirmamos empíricamente la naturaleza estocástica de las variables de riesgo de crédito X_t e Y_t utilizando los test de raíces unitarias usuales (Cuadro 1).

Para el caso de consumo no se puede rechazar que X_t tiene raíz unitaria mientras que para Y_t los tests rechazan la presencia de raíz unitaria en favor de estacionariedad (KPSS). Para el caso de resto la evidencia es menos favorable, debido a que no se rechaza estacionariedad de estas variables (KPSS). Asimismo, el test de raíz unitaria ADF no rechaza su presencia, pero el test PP la rechaza para el caso de Y_t . Esto refuerza el resultado teórico presentado en el Teorema 2.1.

Por otra parte, las variables endógenas del modelo VAR: $\Delta \%L_t$ y \widehat{W}_t se definen como estacionarias bajo el test PP. Esto indicaría la posible presencia de quiebres estructurales en los datos, los cuales sesgan los resultados en favor de la raíz unitaria. De manera de aminorar estos posibles quiebres se realizan las estimaciones utilizando variables dummies que controlan por los eventos atípicos en la muestra. Una descripción detallada de los eventos incluidos en la estimación se

Cuadro 1: Tests de Raíz Unitaria

	Consumo			Resto		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Variables						
X_t	-1,325	-1,519	0,465	-1,771	-1,950	0,285
Y_t	-4,439	-13,235	0,155	-2,491	-10,074	0,220
\widehat{W}_t	-2,193	-6,638	0,527	-4,329	-9,378	0,445
$\Delta \%L_t$	-2,474	-15,087	0,193	-3,403	-11,915	0,197
Valores Críticos						
1 %	-3,43	-3,43	0,739	-3,43	-3,43	0,739
5 %	-2,86	-2,86	0,463	-2,86	-2,86	0,463
10 %	-2,57	-2,57	0,347	-2,57	-2,57	0,347

La hipótesis nula en ADF y PP es raíz unitaria, mientras que en KPSS es estacionariedad. Valores críticos asintóticos (Hamilton, 1994).

encuentran en el Anexo 6.2.

3.3. Resultados Econométricos

La estimación se realiza por bloques de banca de consumo y resto. En esta sección revisamos los resultados de la estimación de la cada una de las ecuaciones del modelo. Los errores estándares reportados son lo que resultan de utilizar la matriz de correcciones de Newey y West (1987) incluyendo hasta 4 rezagos.

3.3.1. Consumo

Para el caso de consumo la ecuación de provisiones presenta un $R^2 = 0,74$:

$$\left(\frac{E_t - \widehat{W}_t}{L_{t-1}} \right) = \underset{(0,008)}{0,033} \Delta \%L_t - \underset{(0,261)}{0,526} \Delta \%L_t \times GAP_{t-1} - \underset{(0,012)}{0,003} \Delta GAP_{t-1}.$$

El crecimiento de las colocaciones y la interacción crecimiento GAP son significativas al 5%. Los signos son los esperados, observando que la interacción controla por eventos donde el producto se encuentra desalineado de su potencial. La dinámica del consumo responde a:

$$\lambda_1(B)\widehat{\Delta \%L_t} = \underset{(0,116)}{0,612} \frac{1}{L_{t-1}} - \underset{(0,572)}{1,309} \frac{W_{t-1}}{L_{t-2}} + \underset{(0,075)}{0,291} GAP_{t-1} - \underset{(0,070)}{0,122} CAP_t$$

donde $\lambda_1(B) = 1 + 0,087B - 0,109B^2 - 0,156B^4$ siendo B el operador de rezago. Notamos que cuando $\lambda_1(1) = 0,822$ mostrando que $\Delta \%L_t$ es estacionario. El ajuste de la ecuación es 78 % siendo todas las variables significativas al 5 % excepto el primer rezago.

La lógica de un intercepto variable se basa en el hecho de que las colocaciones podrían saturar el mercado haciendo caer su tasa de crecimiento en el tiempo. La variable de castigo sobre colocaciones ajusta el crecimiento por las pérdidas declaradas del período anterior. Por último las variables macroeconómicas tienen los signos esperados, siendo el GAP positivo y la tasa de captación en UF entre 1 y 3 años negativa.

La ecuación de castigos refleja la dinámica de esta variable y sus ciclos quedan determinados por el crecimiento de las colocaciones, la brecha de producto y la interacción de estas variables. Con ello tenemos que:

$$\lambda_2(B)\left(\frac{\widehat{W_t}}{L_{t-1}}\right) = \underset{(0,0004)}{0,0012} - \underset{(0,010)}{0,025} \Delta \%L_t - \underset{(0,005)}{0,009} GAP_{t-1} + \underset{(0,278)}{0,611} \Delta \%L_t \times GAP_{t-1}$$

donde $\lambda_2(B) = 1 - 0,284B - 0,237B^2 - 0,257B^3$. Así $\lambda_2(1) = 0,222$ indicando que el proceso es estacionario. Las variables son significativas al 10 % y tienen los signos esperados. El ajuste de la ecuación es de un 80 %.

3.3.2. Resto

Para el caso de las colocaciones resto el ajuste en general es menor reflejando que dicha cartera es más heterogénea que su equivalente de consumo. En particular la ecuación de provisiones se ajusta en un 56 %:

$$\left(\frac{\widehat{E_t - W_t}}{L_{t-1}}\right) = \underset{(0,005)}{-0,006} \Delta \%L_t - \underset{(0,099)}{0,180} \Delta \%L_t \times GAP_{t-3} - \underset{(0,002)}{0,005} \Delta GAP_{t-3} \\ + \underset{(0,119)}{0,236} \Delta \%L_t \times CAP_{t-1} + \underset{(0,007)}{0,003} \Delta CAP_{t-1}.$$

En esta dinámica la brecha del producto afecta con mayor rezago al gasto en provisiones. Por otra parte, la ecuación del crecimiento de las colocaciones en este grupo se ajusta un 26 %

$$\lambda_3(B)\Delta\widehat{\%L}_t = \underset{(0,002)}{0,012} - \underset{(0,895)}{0,341} \frac{W_{t-1}}{L_{t-2}} + \underset{(0,025)}{0,136} GAP_{t-1} - \underset{(0,028)}{0,117} CAP_t + \underset{(2,204)}{1,517} \frac{1}{L_{t-1}}$$

donde $\lambda_3(B) = 1 - 0,052B$. Nuevamente la brecha de producto y la tasa de captación en UF de 1 a 3 años resultan ser significativas y con los signos esperados. Finalmente, el ajuste de la ecuación de castigos es 60 %:

$$\lambda_4(B)\left(\frac{\widehat{W}_t}{L_{t-1}}\right) = \underset{(0,0001)}{0,0008} - \underset{(0,003)}{0,005} \Delta\%L_t - \underset{(0,001)}{0,004} GAP_{t-1} + \underset{(0,102)}{0,083} \Delta\%L_t GAP_{t-1}$$

donde $\lambda_4(B) = 1 - 0,307B + 0,114B^2$. Al igual que en el caso de consumo los signos dan cuenta de los efectos negativos de la brecha y el crecimiento de las colocaciones.

3.4. Evaluación de proyección

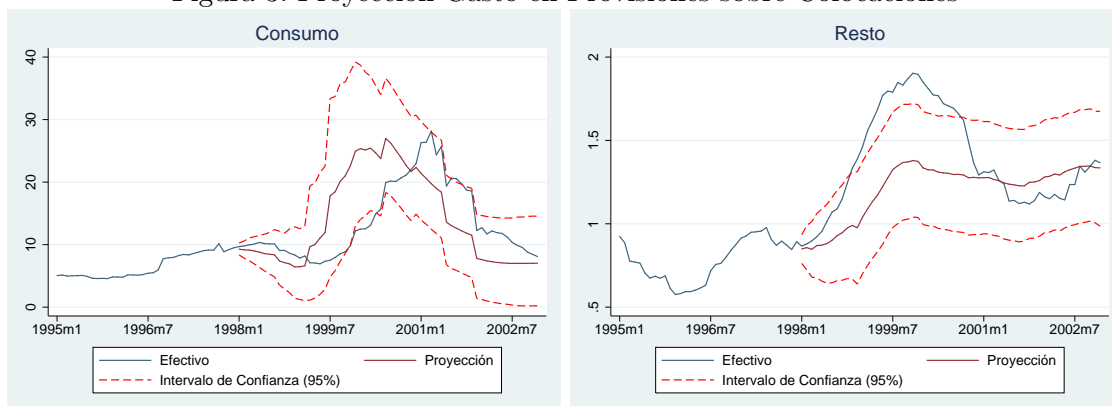
A manera de evaluar la capacidad de predictiva del modelo se realizan 3 ejercicios. En el primero de ellos se verifica que el modelo pueda ajustar adecuadamente sus valores predichos durante la crisis de 1998. Se trata de un ejercicio de proyección dentro de muestra. En el segundo caso, nos enfocamos a un ejercicio más reciente caracterizando la evolución del año 2007. Finalmente, se presenta un ejercicio de proyección fuera de muestra siguiendo los lineamientos de Diebold y Mariano (1995). En ambos casos se utilizan datos macroeconómicos efectivos, mientras que las variables endógenas se calculan de forma de dinámica. Como conclusión, observamos que el modelo tiene un excelente desempeño para la banca de consumo y responde razonablemente a las dinámicas de la banca resto.

3.4.1. Crisis 1998

Uno de los períodos de mayor turbulencia, donde el nivel del gasto en provisiones llegó a su máximo histórico para la banca chilena, fue entre los años 1998 y 2001. Es en ese periodo probamos si el modelo es capaz de proyectar el comportamiento de las provisiones a partir de enero de 1997.

En el caso del segmento de consumo, la proyección tiende a adelantarse a la efectiva. En el año 1999 la proyección del gasto en provisiones sobre colocaciones supera a la efectiva ese mismo año. 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, Conosur mostró una caída fuerte de sus colocaciones (-16,1 %) sumado a un incremento abrupto en sus provisiones (tres veces las reportadas en 1998). Por ende, el ratio del gasto en provisiones para ese periodo mostró un incremento extraordinariamente alto (Figura 3).

Figura 3: Proyección Gasto en Provisiones sobre Colocaciones



Sin embargo, la proyección de las provisiones para la banca de consumo reflejan un comportamiento similar al efectivo (más aún si se considera el caso de Conosur) e intervalos de confianza dentro de límites razonables.

Por otro lado, la proyección para el resto de la banca se comporta de manera similar a la efectiva con intervalos de confianza que incluyen a esta última. Cabe señalar que los niveles y variaciones para las colocaciones de no-consumo son relativamente bajos (Figura 3).

Los errores del modelo son acotados. En promedio, el error corresponde a un 3,7 % del dato efectivo para consumo y a un 2,4 % para no-consumo (Cuadro 2).

Cuadro 2: Estadística Descriptiva del Gasto en Provisiones

	Consumo				Resto			
	1990-07	1990-97	1998-02	2003-07	1990-07	1990-97	1998-02	2003-07
E_t/L_t								
Máximo	28,164	10,154	28,164	7,495	2,411	2,411	1,903	1,349
Media	7,279	4,120	14,705	4,909	1,193	1,176	1,383	1,030
Mínimo	1,547	1,547	7,852	3,373	0,576	0,576	0,866	0,832
Des.Std.	5,713	2,397	5,535	0,999	0,387	0,482	0,301	0,130
Error								
Media	-0,051	-0,017	-0,090	-0,066	0,003	0,002	0,016	-0,007
Des.Std.	0,408	0,193	0,719	0,163	0,042	0,053	0,037	0,020
E.C.M.	0,169	0,037	0,517	0,031	0,002	0,003	0,002	0,000
%Error	3,2 %	3,4 %	3,3 %	2,6 %	2,5 %	3,3 %	2,2 %	1,6 %

3.4.2. Año 2007

Uno de los objetivos del modelo anteriormente presentado es evaluar un escenario de riesgo en los agregados bancarios a horizonte de uno o dos años. Por ello consideraremos la proyección dentro de muestra en un período relativamente normal como el año 2007.

En primer lugar observamos que la proyección de colocaciones totales para cada grupo bancario se ubica sobre la tendencia. Es importante notar que incluso durante un escenario poco favorable las colocaciones podrían presentar una tasa de crecimiento positiva, aunque menor que en períodos de bonanza (Figura 4). Por otro lado, la variable de riesgo Gasto en provisiones sobre Colocaciones totales presenta una proyección levemente por debajo del valor efectivo. Sin embargo, el intervalo de confianza relevante crece conforme se aumenta el horizonte de proyección. Esto último es coherente con la naturaleza estadística de la serie que la identifica como integrada de orden uno (Figura 5).

Figura 4: Proyección Colocaciones y Gasto en Provisiones sobre Colocaciones

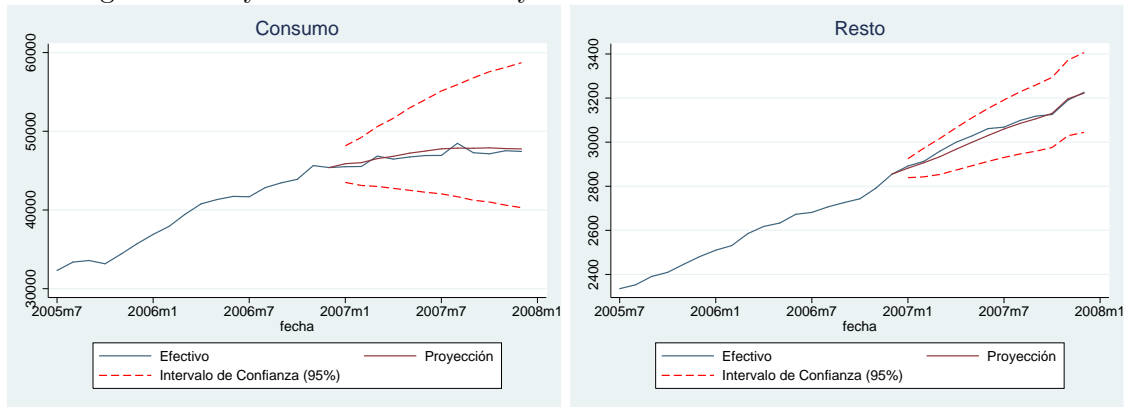
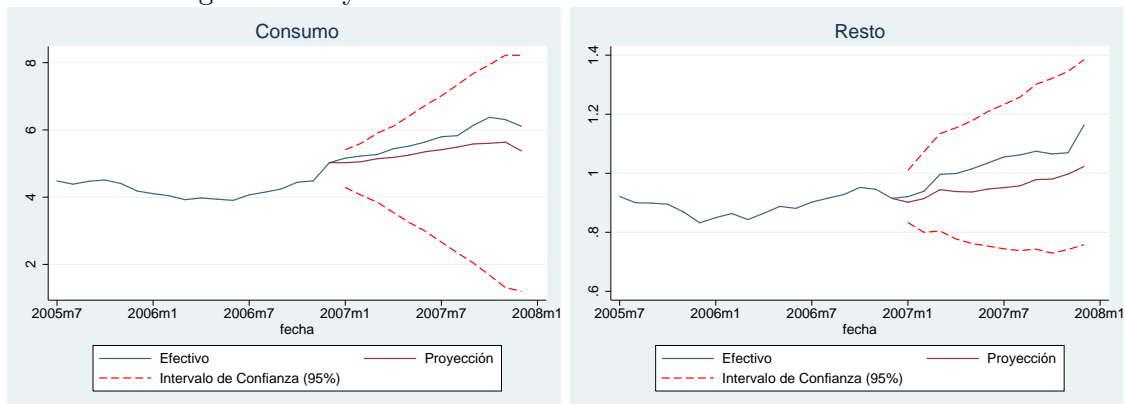


Figura 5: Proyección Gasto en Provisiones sobre Colocaciones



3.4.3. Fuera de muestra

Finalmente, el modelo es puesto a prueba evaluando la calidad de sus proyecciones fuera de muestra. Para ello se utiliza el instrumental desarrollado por Diebold y Mariano (1995) y posteriormente profundizado por Harvey, Leybourne, y Newbold (1998). Estos autores proponen una batería de tests para evaluar el desempeño de dos modelos alternativos de predicción.

En nuestro caso la construcción de interés consistente en la variable de riesgo Gasto en Provisiones sobre Colocaciones Totales la cual hemos observado es integrada de orden uno. Por ello el modelo comparador para nuestro VAR estructurado corresponde a un modelo ARIMA sobre el ratio financiero. El desempeño está basado en una función de pérdida que mide la importancia de los errores cometidos en la proyección. Para nuestro caso utilizamos dos funciones de pérdida: error cuadrático y pérdida absoluta.

El mejor modelo ARIMA del ratio de Gasto en provisiones sobre Colocaciones totales, tanto para colocaciones de consumo como para las resto, fue elegido utilizando como criterio el modelo que minimizara el estadístico de Hannan-Quin sobre la muestra 1994:01-2005:09. La fecha de inicio se escogió para tener libertad sobre la cantidad de rezagos escogidos dado que la comparación entre modelos se tiene que hacer para una muestra fija. Por otra parte, la fecha final se eligió convenientemente para tener un número adecuado de observaciones proyectadas. De esta manera, para las colocaciones de consumo, el modelo elegido fue el ARIMA(2,1,2), en tanto para resto ARIMA(12,1,0). Notamos que en ambos casos la variable en análisis se trabaja en diferencia, lo que se fundamenta en la evidencia empírica de los tests de raíces unitarias y el Teorema 2.1

Con los modelos estimados y los modelos estructurales tipo VAR, proyectamos recursivamente. Notamos que los modelos tipo VAR el ratio de Gasto en provisiones sobre Colocaciones totales se obtiene implícitamente en las proyecciones separadas de las ecuaciones de los respectivos modelos.

Siguiendo a Harvey, Leybourne, y Newbold (1998), quienes corrigen el estadístico de Diebold y Mariano (1995) por tamaño de muestra, comparamos el poder predictivo fuera de muestra de los modelos mencionados. Debido a que el ejercicio se realizó para un número limitado de casos se truncaron las autocorrelaciones de las proyecciones a 3 rezagos.

De acuerdo a los resultados obtenidos se aprecian diferencias en resultados para la proyección de Gasto en provisiones de consumo versus Gasto en provisiones resto. Así para la proyección del índice de Gasto en provisiones de consumo, el modelo estructural, desarrollado en este trabajo, muestra una mejor capacidad predictiva estadísticamente que el modelo ARIMA comparador escogido en la muestra, esto es para todo el horizonte de proyección y bajo ambas funciones de pérdida: cuadrática y absoluta. Sin embargo, para el índice de Gasto en provisiones sobre Colocaciones resto, se obtiene que la capacidad predictiva del modelo estructural no es estadísticamente distinta a su comparador. Esto ocurre para todos los horizontes de proyección y ambas funciones de pérdida (Cuadro 3).

Cuadro 3: Estadísticos de Diebold y Mariano

Horizonte (meses)	Consumo		Resto	
	EC	PA	EC	PA
1	2,549	2,562	0,070	-0,362
2	2,914	2,825	0,172	-0,838
3	2,328	2,013	-0,203	-0,896
6	1,869	2,038	-0,294	-0,587
9	1,923	2,026	-0,146	-0,426
12	2,712	2,616	-0,189	-0,340

EC: Error Cuadrático, PA: Pérdida Absoluta. Valor crítico 1,708.

4. Conclusiones

En este trabajo presentamos un modelo estructural del tipo VAR el cual contiene como variables endógenas los agregados bancarios: gasto en provisiones, castigos y colocaciones totales, separados en dos grupos: banca de consumo y resto. 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.

Provistos de un modelo general estimamos las ecuaciones utilizando como variables macroeconómicas relevantes la tasa de captación en UF de 1 a 3 años y la brecha de producto. Las ecuaciones para el caso de consumo entregan buenos ajustes lo que se corrobora con la predicción dentro y fuera de muestra de este grupo de colocaciones. Por otro lado, las ecuaciones para el resto de la banca presenta un ajuste menor dando cuenta también de que el modelo no es un buen predictor fuera de muestra relativo a un modelo ARIMA sobre el ratio Gasto en provisiones sobre Colocaciones totales. Sin embargo, el mayor movimiento por riesgo se concentra en el sector consumo por lo que ambos modelos pueden ser utilizados como insumo para la realización de ejercicios de tensión de la banca.

Los resultados de este trabajo pueden ser ampliados en diferentes ámbitos. En primer lugar, el uso del modelo para ejercicios de tensión requiere de escenarios sobre las variables macroeconómicas relevantes: tasa de captación y brecha de producto. Dichos escenarios podrían estar directamente incorporados en el modelo a través de una estructura dinámica tipo IS-LM o través de un modelo macroeconómico similar. Esto permitiría agregar posibles retroalimentaciones del modelo macroeconómico respecto de las variables financieras siguiendo la línea de los modelos de los canales de crédito. En ese ámbito Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999) muestran como el modelo del acelerador financiero tiene importancia en variables reales, mientras que Alfaro, Franken, Jara y García (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 al ciclo económico.

5. Referencias

- Alfaro, R., H. Franken, A. Jara y C. García (2003) “The Bank Lending Channel in Chile” Banking Market Structure and Monetary Policy, Banco Central de Chile.
- Bernanke, B, M. Gertler y S. Gilchrist (1999) “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework” Handbook of Macroeconomics, volumen 1. Elsevier Science.
- Diebold, F. y X. Mariano (1995) “Comparing Predictive Accuracy”, Journal of Business & Economic Statistics, 6: 503-508.
- Fernandez de Lis, F. S., J. Martinez Pags, y J. Saurina (2001) “Credit growth, problem loans and credit risk provisioning in Spain”, BIS Papers no 1, 331-353.
- García, C., P. García, I. Magendzo y J. Restrepo (2003) “The Monetary Transmission Mechanism in Chile: A Medium-Sized Macroeconometric Model”, Documento de Trabajo No 254, Banco Central de Chile.
- Gray, D. y S. Malone (2008) Macrofinancial Risk Analysis. John Wiley & Sons, Ltd.
- Hamilton, J. (1994) Time Series Analysis. Princeton University Press.
- Harvey, D., S. Leybourne y P. Newbold (1998) “Test for Forecast Encompassing”, Journal of Business & Economic Statistics, 16(2):254-259
- Hock-Yuen Wong, J., K. Choi, y P. Fong (2008) “A Framework for Stress-Testing Banks’ Credit Risk”, The Journal of Risk Model Validation, 2(1): 3-23.
- Hoggarth, G., S. Sorensen y L. Zicchino (2005) “Stress tests of UK banks using a VAR approach”, Working Paper No 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 (2007) “Pruebas de Tensión de la Banca en Chile,” Informe de Estabilidad Financiera: segundo semestre, Banco Central de Chile.
- 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.
- Laeven, L. y G. Majnoni (2003) “Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late?” Journal of Financial Intermediation 12, 178-197.
- Matus, J.M. (2007) “Indicadores de Riesgo de Crédito: Evolución de la normativa”, Mimeo , Banco Central de Chile.
- Newey, W y K. West. (1987) “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, Econometrica, 55: 703708.
- Pain, D. (2003) “The provisioning experience of the mayor UK banks: a small panel investigation”, Working Paper No 177, Bank of England.
- Valckx, N. (2004) “What determines loan loss provisioning in the EU?” Working Paper, University of Dresden.
- Wilmott, P. (2006) Paul Wilmott on Quantitative Finance, volumen 3, segunda edición. John Wiley & Sons, Ltd.

6. Anexos

6.1. Prueba del Teorema 2.1

Bajos los supuestos presentados en el enunciado tenemos que

$$\begin{aligned} X_{t+k} &= \frac{E_{t+k} + E_{t+k-1}}{L_{t+k}} = \frac{(\omega + \varphi\Delta L_{t+k}) + (\omega + \varphi\Delta L_{t+k-1})}{L_{t+k}} \\ &= \frac{2\omega + \varphi(L_{t+k} - L_{t+k-2})}{L_{t+k}} = \frac{2\omega}{L_{t+k}} + \varphi \left(1 - \frac{L_{t+k-2}}{L_{t+k}}\right). \end{aligned}$$

Para el caso $k = 0$ la economía está en equilibrio por lo que $X_t = 2\omega/\bar{L}$, para $k = 1$ tenemos:

$$X_{t+1} = \frac{2\omega}{L_{t+1}} + \varphi \left(1 - \frac{L_{t-1}}{L_{t+1}}\right) = \frac{2\omega}{L_{t+1}} + \varphi \left(1 - \frac{\bar{L}}{L_{t+1}}\right)$$

Para el caso de Y_{t+1} el resultado es simple: $Y_{t+1} = \varphi\Delta \%L_{t+1}$. Para la aplicación del proceso binomial simétrico de L_t consideremos $u > 1$ y $d = 1/u$ como los factores de crecimiento y decrecimiento. Calibración típica para este tipo de procesos implica (Wilmott, 2006): $u = \exp(\sigma/\sqrt{N})$, donde N es el número de pasos utilizados para caracterizar los movimientos de un período.

Utilizando expansiones de Taylor tenemos que $u = 1 + \sigma/\sqrt{N} + O(1/N)$, $u^2 = 1 + 2\sigma/\sqrt{N} + O(1/N)$, $d = 1 - \sigma/\sqrt{N} + O(1/N)$ y $d^2 = 1 - 2\sigma/\sqrt{N} + O(1/N)$, para la cual se tiene: $u + d = u^2 + d^2 = 2$. Con lo anterior tenemos que

$$\begin{aligned} E_t \left(\frac{1}{L_{t+1}} \right) &= \frac{1}{4} \left(\frac{1}{u^2 L_t} \right) + \frac{1}{2} \left(\frac{1}{L_t} \right) + \frac{1}{4} \left(\frac{1}{d^2 L_t} \right) = \left(\frac{d^2}{4} + \frac{1}{2} + \frac{u^2}{4} \right) \left(\frac{1}{L_t} \right) = \left(\frac{1}{L_t} \right) \\ E_t(L_{t+1}) &= \frac{u^2 L_t}{4} + \frac{L_t}{2} + \frac{d^2 L_t}{4} = \left(\frac{u^2}{4} + \frac{1}{2} + \frac{d^2}{4} \right) L_t = L_t \end{aligned}$$

Usando estas ecuaciones la prueba queda terminada. Notamos que las conclusiones se mantienen para los casos en que $n > 2$. Adicionalmente, podemos considerar como numerador de X_t el gasto acumulado en el año anualizado en cuyo caso X_{t+1} cambia a $2E_{t+1}/L_{t+1}$ para el primer semestre. Sin embargo, se mantiene que $E_t(X_{t+1}) = X_t$.

6.2. Dummies

En esta sección consideramos una revisión de las variables dummies incluídas en cada una de las ecuaciones estimadas.

6.2.1. Provisiones 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. El efecto es significativo del orden de 0,01.
- 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 cierra el Sudamericano (comprado por Scotiabank) y el 2000 se cierra el Banco Real (comprado por ABN Amro). Ambos eventos resultan significativos, con efectos de 0,022 y 0,045, respectivamente.
- Ley de cobranza extrajudicial (2000:12): restringió los gastos de cobranza de créditos de consumo. El efecto es significativo del orden de 0,04.

6.2.2. Colocaciones Consumo

- Cierre de bancos (1995:01, 1999:03, 1999:07 y 2005:07): en 1995 se cierra Financiera Fusa, comprado por Santander, y Banesto, comprado por BBVA. A principios de 1999 se cierra Financiera Atlas, comprado por Citibank, y a mediados se cierra Financiera Condell, comprado por Corpbanca. Finalmente, en el año 2005 se cierra Financiera Conosur, comprado por BCI. Los efectos son $-0,29$, $-0,31$, $-0,24$ y $-0,23$, respectivamente.
- Apertura de bancos (2004:12): apertura del Banco Paris, asociado a la casa comercial del mismo nombre. Efecto significativo del orden de 0,2.

6.2.3. Castigos Consumo

- Suspensión del castigo directo (1996:10): obligó a los bancos a provisionar los créditos antes de proceder a su castigo. Efecto: 0,02.

6.2.4. Provisiones Resto

- Aceleración del plazo de castigos (1994:09): redujo el plazo de 12 a 6 meses para castigar los créditos de consumo. Efecto $-0,004$.
- Cierre de bancos (1994:10): cierre del Chicago Continental Bank. Efecto $-0,003$.
- *Outlier* (1990:09): efecto 0,003.

6.2.5. Colocaciones Resto

- *Outlier* (2007:11): efecto 0,015.

6.2.6. Castigos Resto

- Aceleración del plazo de castigos (1994:09): Redujo el plazo de 12 a 6 meses para castigar los créditos de consumo. Efecto 0,004.
- *Outlier* (1990:11): efecto 0,003.

**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-502
Determinacy, Learnability, And Plausibility In Monetary Policy
Analysis: Additional Results
Bennett T. McCallum | Octubre 2008 |
| DTBC-501
Expectations, Learning, And Monetary Policy: An Overview Of
Recent Research
George W. Evans y Seppo Honkapohja | Octubre 2008 |
| DTBC-500
Higher Order Properties of the Symmetrically Normalized
Instrumental Variable Estimator
Rodrigo Alfaro | Octubre 2008 |
| DTBC-499
Imperfect Knowledge And The Pitfalls Of Optimal Control
Monetary Policy
Athanasios Orphanides y John C. Williams | Octubre 2008 |
| DTBC-498
Macroeconomic And Monetary Policies From The Eductive
Viewpoint
Roger Guesnerie | Octubre 2008 |
| DTBC-497
Macroeconomía, Política Monetaria y Patrimonio del Banco
Central
Jorge Restrepo, Luis Salomó y Rodrigo Valdés | Octubre 2008 |
| DTBC-496
Microeconomic Evidence of Nominal Wage Rigidity in Chile
Marcus Cobb y Luis Opazo | Octubre 2008 |

- DTBC 495 Octubre 2008
A Sticky-Information General Equilibrium Model for Policy Analysis
Ricardo Reis
- DTBC-494 Octubre 2008
Choosing an Exchange Rate Regime
César Calderón y Klaus Schmidt Hebbel
- DTBC-493 Octubre 2008
Learning, Endogenous Indexation, and Disinflation in the New-Keynesian Model
Volker Wieland
- DTBC-492 Octubre 2008
Sources of Uncertainty for Conducting Monetary Policy in Chile
Felipe Morandé y Mauricio Tejada
- DTBC-491 Octubre 2008
What Drives Inflation in the World?
César Calderón y Klaus Schmidt Hebbel
- DTBC-490 Octubre 2008
Inflation Target Transparency and the Macroeconomy
Martin Melecky, Diego Rodríguez Palenzuela y Ulf Söderström
- DTBC-489 Octubre 2008
Multimodalidad y Mixture de Distribuciones: Una Aplicación a la Encuesta de Expectativas
Patricio Jaramillo y Juan Carlos Piantini
- DTBC-488 Octubre 2008
Volatilidad y Crecimiento en Países en Desarrollo: El Rol del Crédito y de la Política Fiscal
María Elisa Farías
- DTBC-487 Septiembre 2008
The Choice of Fiscal Regimes in the World
César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel
- DTBC-486 Septiembre 2008
Inflation Dynamics in a Small Open Economy Model Under Inflation Targeting: Some Evidence From Chile
Marco del Negro y Frank Schorfheide