



CICLO ECONÓMICO, RIESGO Y COSTO DEL CRÉDITO EN CHILE DESDE UNA PERSPECTIVA DE MODELOS VAR ESTRUCTURALES*

Carlos J. García**
Andrés Sagner T.***

I. INTRODUCCIÓN

Hasta antes del desplome financiero que comenzó en el 2007, la discusión sobre el diseño de la política monetaria se centraba en los siguientes principios: baja inflación, un limitado rol de la política fiscal y un tipo de cambio flexible. Así, el instrumento de los bancos centrales para el control de la estabilización de la economía se centraba esencialmente en el manejo de la tasa de interés (Galí 2008; Woodford, 2003¹). Si bien los mercados financieros eran considerados esenciales en el funcionamiento de la economía, se suponía que funcionaban apropiadamente (Cochrane, 2005²). En efecto, la regulación financiera no estaba considerada como un instrumento esencial de política macroeconómica para estabilizar el ciclo económico (Blanchard et al., 2010)³.

Sin embargo, la profunda recesión mundial del 2009 y la lenta recuperación posterior han demostrado que la política monetaria debe ser pensada dentro de un contexto mucho más amplio que solo el control de la inflación⁴. A modo de ejemplo, una crisis de liquidez en una institución o mercado puede causar una masiva externalidad a las otras instituciones (riesgo sistémico) que pone fin en forma abrupta a burbujas especulativas y, en consecuencia, produce una caída severa del precio de los activos. La incertidumbre resultante, sumada al menor precio

* Agradecemos los comentarios de Rodrigo Alfaro, Rodrigo Cifuentes, Kevin Cowan, Dairo Estrada, y los asistentes del Taller de Políticas Macropрудenciales realizado en el Banco Central de Chile. En especial a Alejandro Jara, José Matus y a dos árbitros anónimos; sus comentarios y sugerencias mejoraron sustancialmente el artículo. Las opiniones y los posibles errores existentes son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no comprometen a las instituciones en que trabajan.

** Universidad Alberto Hurtado. E-mail: cgarcia@uahurtado.cl

*** Boston University. E-mail: asagner@bu.edu

¹ Página 61.

² Algunos estudios empíricos que remarcaban el rol de las imperfecciones financieras antes de la crisis son por ejemplo Borio y Lowe (2002a, 2002b y 2004).

³ Esta creencia fue tomando cada vez más fuerza en la medida en que la inflación caía y el crecimiento era cada año más estable, lo que fue bautizado por algunos economistas como la “Gran Moderación”. Nuevos desarrollos tecnológicos y sumado a algo de buena suerte, pero en definitiva un mejor trabajo de los bancos centrales, parecía estar detrás de esta “Gran Moderación” que aseguraba la estabilidad financiera y económica mundial (Farmer, 2010).

⁴ Ver Brunnermeier (2008) y Brunnermeier et al. (2009) para una descripción completa de los acontecimientos entre 2007 y 2008, y FMI (2010) para los eventos más recientes. Por otra parte el Banco de Inglaterra (2009) —líder en la implantación de las metas de inflación— reconoce que las políticas macropрудenciales del sistema financiero son un ingrediente importante que está faltando en el diseño actual de la política monetaria. A mayor abundamiento, este banco admite que una brecha más acotada entre las políticas macro estándares y la regulación de instituciones financieras habría podido evitar en gran medida los costos de la actual crisis financiera.

de los activos, reduce el acceso a nuevos créditos y fuentes de financiamiento, ocasionando de este modo una ineficiente reducción en el apalancamiento. Toda esta situación se traduce finalmente en una menor actividad en el sector real de la economía.

Para este contexto, este artículo estudia la interacción entre el ciclo económico y el mercado del crédito en Chile. Nos interesa conocer la forma en que este mercado responde al ciclo económico, caracterizado por fluctuaciones de la tasa de interés, y también cómo un *shock* particular de este mercado podría generar fluctuaciones en la economía chilena. Para medir estos efectos, nos concentramos aquí en la estimación de modelos de series de tiempo VAR estructurales.

Los principales resultados del artículo son los siguientes. Primero, luego de períodos de expansión del PIB, generada por una caída de la tasa de interés, el riesgo de crédito de la cartera de consumo —medido por la cartera vencida— sube en el largo plazo. Segundo, y como consecuencia de lo anterior, se observa una reducción en estas colocaciones. Por el contrario, un período contractivo, es decir, de aumentos de la tasa de interés, ocasiona en el largo plazo caídas de la cartera vencida que después se traducen en aumentos del crédito. Además, un *shock* propio del mercado del crédito que eleva el riesgo del sector produce aumentos de las tasas de interés de largo plazo y contracciones importantes en la economía.

Finalmente, un aumento del costo del crédito, por cambios exógenos en las carteras vencidas produce cambios marginales en la inflación. Este último resultado puede asociarse al canal del costo de la política monetaria, es decir, los costos financieros son parte de los costos marginales de producción y por tanto los aumentos de la tasa de interés pueden aumentar la inflación (Ravenna y Walsh, 2006).

El presente artículo se organiza de la siguiente forma. En la sección II se presenta la metodología, así como las estrategias de identificación para el modelo VAR estructural con crédito y sus limitaciones. En la sección III se describen los datos considerados en las estimaciones y se detalla la medida de riesgo de crédito empleada. En la sección IV se presentan los resultados de los VAR con crédito agregado y subdefiniciones (comercial, de consumo e hipotecario). En la sección V se analiza en detalle la posibilidad de que exista el canal de toma de riesgo en la economía chilena⁵. Finalmente, en la sección VI se concluye.

II. METODOLOGÍA

1. Identificación de la respuesta del mercado del crédito a fluctuaciones de corto plazo en la economía chilena

En este estudio proponemos una identificación de los *shocks* del modelo VAR basada en un modelo macroeconómico teórico de corto plazo fundamentado en Woodford (2003) y Galí (2008), y explicado en detalle en el Apéndice A⁶. No obstante que todo este tipo de modelos

⁵ La idea central de este canal es que la mayor toma de riesgo podría transformarse en causante de crisis financieras. Por ejemplo, bajas tasas de interés producirían expansiones desmedidas del crédito y exacerbarían las fases de expansión y contracción del ciclo económico (Gambacorta, 2009).

⁶ En el apéndice A se presenta la estructura general del modelo.

son una construcción teórica y sujeta a críticas respecto de sus supuestos, muchos de ellos ad hoc, estos supuestos resultan útiles para identificar el VAR que se desea estimar en este estudio. Estos supuestos son los siguientes:

- i. el supuesto de rigidez de precios permite que, considerando datos mensuales (la frecuencia utilizada en este estudio), la inflación (p) sea relativamente independiente del resto de las variables, excepto del PIB (y).
- ii. la actividad depende solo de la tasa de interés real de mercado (RF), siguiendo la estructura de una ecuación de Euler.
- iii. la tasa de política monetaria (i) depende del nivel de inflación y de la brecha del producto, como si fuera una regla de Taylor.
- iv. la tasa de mercado es determinada por la tasa de política monetaria, la inflación y el nivel de cartera vencida (NPL , por *non-performing loans*).
- v. la cartera vencida no depende de ninguna variable contemporánea del modelo⁷.
- vi. el resto de las variables (tipo de cambio real, e , y crédito, L), dependen contemporáneamente de todas las otras variables.

En términos formales, el VAR identificado se puede formular como:

$$AX = AX_{-1} + u \quad (1)$$

donde las restricciones de corto plazo mencionadas en el párrafo anterior se pueden escribir en función de la matriz A y el vector X adopta la forma $X' = [y, \pi, i, R^F, NPL, L, e]$. Los *shocks* estructurales de los errores reducidos del VAR se pueden obtener en términos de la definición de la matriz A como:

$$u = A\varepsilon \quad (2)$$

De acuerdo con los supuestos de identificación del modelo macroeconómico de corto plazo (apéndice A), la matriz A puede escribirse como una matriz de ceros y unos de la siguiente manera:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

⁷ Como se explica en detalle en la sección de datos y en el apéndice A, por motivos institucionales algunos créditos pasan a cartera vencida varios meses después de caer en mora, por tanto suponemos que NPL depende solo de los rezagos de las variables del modelo, y no de valores contemporáneos de ellas.

Es importante notar que la matriz A ha sido restringida desde una matriz A' que está exactamente identificada, como lo estaría la descomposición de Cholesky, de tal manera que podemos a través de un test LR , distribuido χ_p^2 , rechazar si las p restricciones de A en relación con A' son válidas (Gianni y Giannini, 1997).

$$A' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

2. Limitaciones de la metodología de identificación y su relación con la literatura

La principal crítica a esta estrategia de identificación de corto plazo es que existen muchas otras formas de identificar el mismo VAR. En efecto, en la literatura se han probado diferentes estrategias; sin embargo, todas tienen en común que son arbitrarias y dependen de los supuestos del investigador⁸. En la práctica, no obstante, como se explica en detalle más adelante, existen algunos puntos de acuerdo sobre cómo identificar un VAR monetario para el análisis de corto plazo, y que también han dado soporte para la construcción de modelos DSGE nekeynesianos. En efecto, con datos trimestrales y mensuales, se acepta que variables como la inflación y la actividad no respondan contemporáneamente a la tasa de interés, pero que variables financieras y monetarias, como el tipo de cambio y el dinero, sí respondan.

Al respecto, una estrategia seminal y muy usada en trabajos empíricos es la propuesta por Sims (1980) que utiliza una descomposición recursiva —más conocida como *de Cholesky*— de la matriz de varianzas y covarianzas para la identificación exacta de los *shocks*. Sobre la base de esta propuesta, se han formulado descomposiciones parcialmente recursivas (*lower triangular form*) o semiestructurales, como la propuesta por Christiano et al. (1999) que han resultado ser muy útiles para identificar *shocks* monetarios (García, 2001; Bravo y García, 2002, son ejemplos para la economía chilena). Estas identificaciones capturan lo que antes se afirmó: suponen rigidez de precios en el corto plazo (datos mensuales o trimestrales), con lo cual la inflación no respondería a la tasa de interés del banco central. Por tanto, se pueden ordenar recursivamente dentro del modelo VAR, primero la inflación y luego la tasa de interés. Si solo importa la identificación del *shock* monetario, no es necesario seguir con la recursividad —de ahí el nombre de semiestructural— con

⁸ Otra opción de identificación son los impulsos respuesta generalizados, popularizados por Pesaran y Shin (1998). Si bien estos impulsos no dependen de una identificación arbitraria, resultan ser en la práctica muy similares a los resultados obtenidos con shocks no identificados. En definitiva, se vuelve a un modelo prácticamente reducido y sin estructura, en el que las explicaciones que se pueden obtener de los impulsos son de validez limitada. Al respecto, los modelos VAR en Chile tienen una larga historia, por citar algunos autores: Valdés (1997); Landerretche et al. (1999); Parrado (2001); García (2001); y Mies et al. (2002). La mayoría de ellos utilizan identificaciones recursivas o semirrecursivas para medir la transmisión de la política monetaria y usarla posteriormente para tareas de proyección en diferentes versiones: primeras diferencias, diferencias en doce meses, niveles con tendencia, con vectores de cointegración (VEC), y con diferentes variables exógenas (PIB externo, tasa de interés externa, precios de materias primas como cobre y petróleo, etc.). Estas restricciones no solo restringen los parámetros sino también su signo (Uhlig, 2005).

el resto de las variables (producto, tipo de cambio, crédito, etc.) en las que podría no ser evidente si la descomposición de Cholesky es o no la apropiada para los demás *shocks*.

Si bien la descomposición recursiva es directa y ha dado buenos resultados en macroeconomía, no es la única opción. Ejemplos no recursivos basados en la teoría económica se encuentran en numerosos trabajos, tales como Bernanke (1986), Blanchard y Watson (1986), Sims (1986) y Hamilton (1994). Todas estas estrategias son conocidas como “restricciones de corto plazo” porque restringen el efecto del impacto de los *shocks* en la economía solo en el primer período⁹. En términos prácticos, por los modelos considerados para el análisis de corto plazo (curva de Phillips o modelos IS-LM, por ejemplo), muchas de estas descomposiciones estructurales coinciden con las identificaciones semiestructurales mencionadas en el párrafo anterior.

La estrategia de identificación de corto plazo de los *shocks* de un VAR puede ser ampliada por restricciones sobre sus efectos de largo plazo. En esta literatura, los artículos seminales son los trabajos de Blanchard y Quah (1989) y Galí (1992), quienes usan la descomposición de Beveridge y Nelson (1981) para descomponer el PIB en sus elementos transitorios y permanentes. Ellos suponen que los *shocks* pueden clasificarse en dos tipos: los de demanda y los de oferta. Es decir, nuevamente se supone rigidez de precios y salarios en el corto plazo. Así, de acuerdo con la teoría de la tasa natural, los primeros tienen efectos transitorios y los segundos de largo plazo sobre el PIB. Toda esta información es utilizada para restringir directamente el efecto de cada uno de los *shocks*. Debido a ello, el *shock* que desaparece en el tiempo es identificado como de demanda y el otro, que permanece, como de oferta¹⁰. Sin embargo, nuevamente el inicio del proceso de identificación es arbitrario y se basa en las creencias particulares del investigador, como por ejemplo la tasa natural o el funcionamiento de la economía.

Por último, el uso de modelos VAR para el análisis de los mercados financieros es más reciente y coincide con la crisis financiera del 2008. Por ejemplo, Hoggarth et al. (2005) emplean una identificación tipo Cholesky para capturar potenciales efectos de retroalimentación desde la fragilidad de los bancos privados a la macroeconomía. Sorge (2004) también resalta la metodología VAR para su potencial uso en pruebas de tensión en bancos. Un estudio reciente que mide el canal del crédito y la transmisión de la política monetaria para la economía chilena, y que utiliza un VAR estructural no recursivo, es Cãtao y Pagan (2010).

III. DATOS

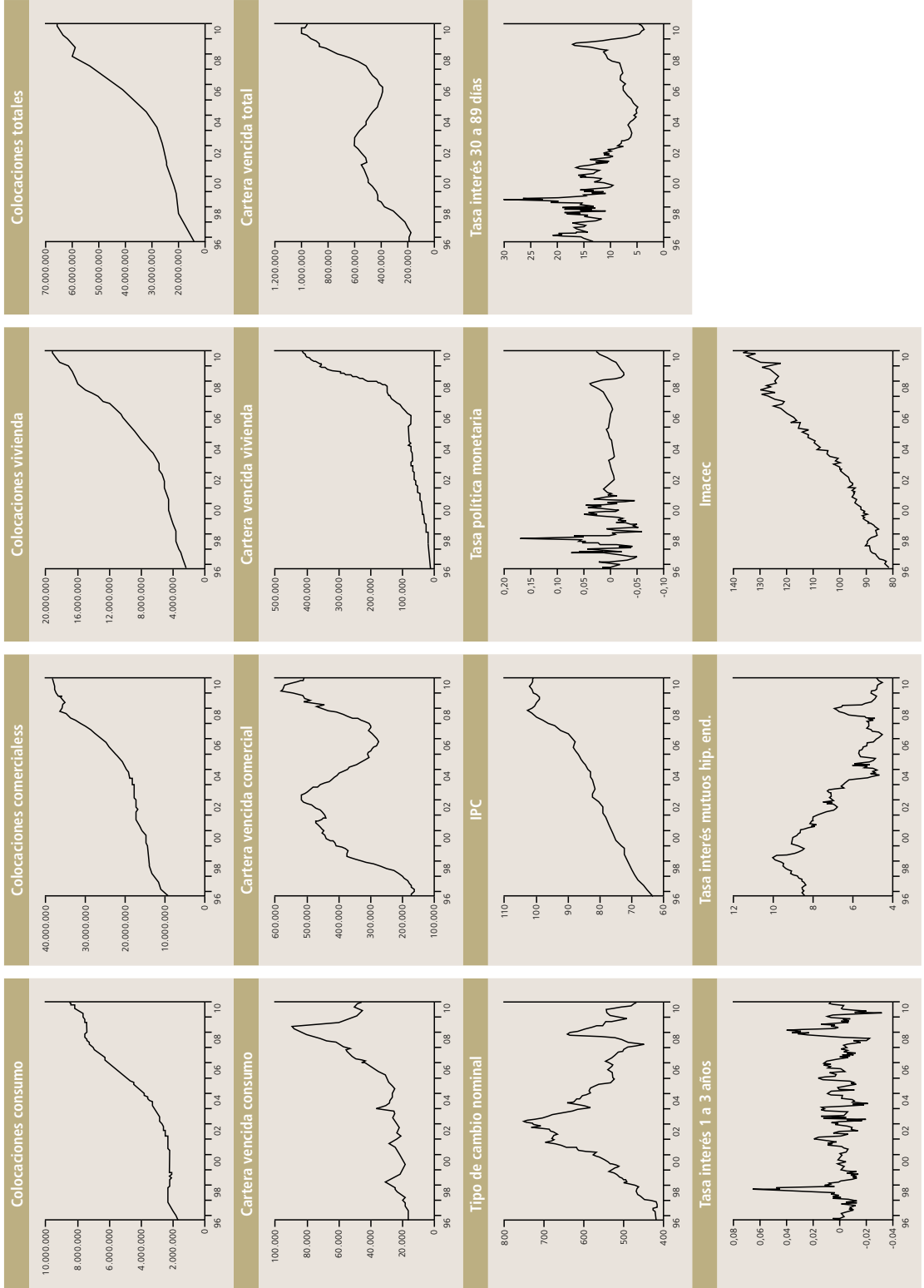
La muestra considerada comprende datos mensuales desde octubre de 1996 a diciembre del 2010, los cuales provienen principalmente del Banco Central de Chile y la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (ver cuadro 1). Todas las series, excepto las tasas de interés, fueron desestacionalizadas mediante el filtro X-12 ARIMA, y su evolución se muestra en el gráfico 1.

⁹ Una alternativa algo diferente y que se usa en nuestro estudio es que, después de identificar exactamente el VAR, se pueden eliminar parámetros no significativos con un test de sobreidentificación (test de razones de máxima verosimilitud distribuido χ^2) para obtener así una estructura más parsimoniosa en términos estadísticos. No obstante, si bien se obtiene más soporte empírico con este proceso, sigue siendo arbitrario el punto de partida de dicha estrategia; es decir, la elección de la identificación inicial que se usa como base para la marginalización posterior de los parámetros.

¹⁰ Una alternativa más general que la anterior es identificar empíricamente la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables o cointegración (Engle y Granger, 1987; Johansen, 1995). Si bien con esta estrategia se gana mucho en cuanto a determinar las relaciones de largo plazo, la identificación de corto plazo sigue quedando indeterminada y, por lo tanto, nuevamente se deben usar estrategias como la de Cholesky o la estructural para tales propósitos.

Gráfico 1

Evolución de variables empleadas



Fuente: Estimación de los autores.



Cuadro 1

Descripción de variables empleadas

Variable	Descripción	Unidad	Fuente
<i>col_i</i>	Colocaciones créditos tipo <i>ia</i>	Millones de \$	SBIF
<i>cv_i</i>	Cartera vencida tipo <i>ia</i>	Millones de \$	SBIF
<i>tcn</i>	Tipo de cambio nominal	\$/US\$	BCCh
<i>ipc</i>	Índice de precios al consumidor	Base: 2009 = 100	INE
<i>tpm</i>	Tasa de política monetaria	%, anual	BCCh
<i>int_j</i>	Tasa de interés tipo <i>jb</i>	%, anual	SBIF, BCCh
<i>imacec</i>	Índice mensual de actividad económica (Imacec)	Base: 2003 = 100	BCCh

Fuentes: Banco Central de Chile (BCCh), Instituto Nacional de Estadísticas (INE) y Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF).

a. Los tipos de créditos considerados son consumo (*col_con*), comerciales (*col_com*), vivienda (*col_viv*), y totales (*col_tot*).

b. Las tasas de interés consideradas son 30 a 89 días (*int_30_89*), 1 a 3 años (*int_1_3*), y mutuos hipotecarios endosables a más de 20 años (*int_mhe*).

Cuadro 2

Test de raíces unitarias a variables empleadas

Variable	ADF		P-P	
	Estadístico	Valor	Estadístico	Valor
<i>col_con</i>	1,497	0,999	1,969	1,000
<i>col_com</i>	2,089	1,000	1,700	1,000
<i>col_viv</i>	3,298	1,000	5,071	1,000
<i>col_tot</i>	3,030	1,000	2,793	1,000
<i>cv_con</i>	-1,560	0,501	-1,416	0,573
<i>cv_com</i>	-1,707	0,426	-1,678	0,440
<i>cv_viv</i>	0,782	0,993	2,948	1,000
<i>cv_tot</i>	-1,121	0,707	-0,302	0,921
<i>tcn</i>	-2,043	0,269	-1,884	0,339
<i>ipc</i>	-0,426	0,901	-0,373	0,910
<i>tpm</i>	-6,204	0,000	-6,824	0,000
<i>int_30_89</i>	-2,570	0,101	-2,278	0,180
<i>int_1_3</i>	-2,891	0,048	-2,660	0,083
<i>int_mhe</i>	-0,697	0,844	-0,883	0,792
<i>imacec</i>	0,498	0,986	0,551	0,988

Fuente: Estimados por los autores.

a. Los tests empleados corresponden a Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron (P-P).

Observando el gráfico 1 y el cuadro 2, notamos que prácticamente todas las series poseen raíz unitaria. En consecuencia, ellas fueron expresadas en brechas, es decir, en términos de la diferencia entre el logaritmo del nivel de cada variable respecto de su tendencia HP¹¹.

¹¹ El valor del parámetro de suavizamiento (λ) del filtro HP se fijó en 14.400, tal como sugiere la literatura relacionada para datos en frecuencia mensual.

1. Medida de riesgo de crédito

Habitualmente, las medidas de riesgo de crédito corresponden a indicadores contruidos a partir de información contable. En este sentido, las medidas más utilizadas para evaluar este tipo de riesgo corresponden al gasto en provisiones y al *stock* de cartera vencida, ambas expresadas como porcentaje del total de colocaciones.

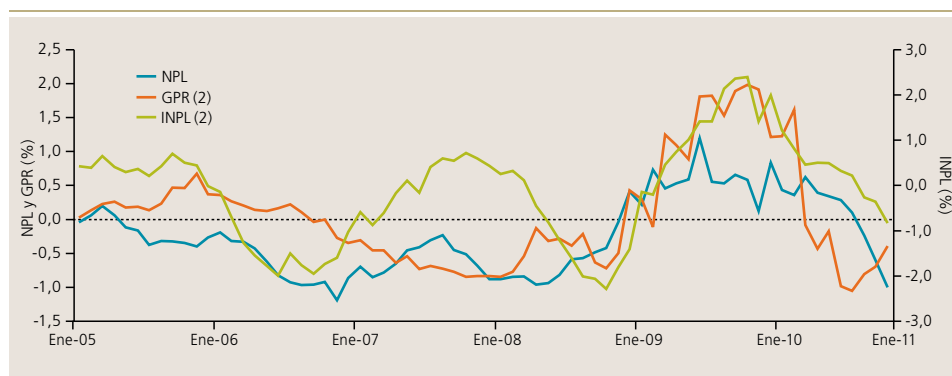
El gasto en provisiones (*GPR*) es una medida basada en pérdidas esperadas, las cuales se conforman según la normativa chilena a base de la probabilidad de no pago de un deudor y la pérdida que ocurriría en caso de materializarse el no pago (SBIF, 2008)¹². Por el contrario, el *stock* de cartera vencida (*NPL*) corresponde a una medida basada en el riesgo materializado y que el FMI define como: (i) créditos cuyos pagos de interés y/o capital se encuentren vencidos por un período de 90 días o más; (ii) pagos de intereses de los últimos 90 días que se encuentran capitalizados, refinanciados o postergados por acuerdo, o (iii) pagos que se encuentren retrasados en menos de 90 días, pero donde existen buenas razones para dudar que ellos se efectuarán en su totalidad¹³. Recientemente, Sagner (2012) propone el flujo de cartera vencida (*INPL*), definida como el flujo de cartera vencida ajustada por castigos y normalizada por colocaciones, como una medida alternativa de riesgo de crédito. Según el autor, esta medida poseería ciertas ventajas conceptuales y estadísticas que la harían preferible respecto de *GPR* o *NPL*.

La medida de riesgo de crédito considerada en este estudio corresponde a la diferencia entre el nivel del *stock* de cartera vencida (*NPL*) y su tendencia HP, para distintos tipos de créditos (consumo, comercial, vivienda y total). Por construcción, esta variable capturaría el aumento/disminución del riesgo de crédito implícito en el otorgamiento de créditos, respecto de su tendencia de largo plazo.

La elección de esta medida de riesgo para nuestro análisis responde a tres razones principales. En primer lugar, se optó por una medida que no estuviese normalizada por colocaciones (como es el caso de *GPR* e *INPL*), debido a que las variaciones de dicho parámetro reflejarían solo cambios en el riesgo de crédito. Para el caso de *GPR* e *INPL*, por el contrario, un aumento (disminución) de dichas medidas podría deberse a un aumento (disminución) del riesgo, una disminución (aumento) de las colocaciones totales, o ambos efectos a la vez. En segundo lugar, nuestra medida de riesgo se basa en el *stock* de cartera vencida, es decir, en el riesgo de crédito materializado, lo cual es coherente con la dinámica de *NPL* derivada de la ecuación A11 en el apéndice A del documento, y en donde se presume que la cartera vencida depende solo de valores pasados de las variables del modelo. Finalmente, notamos que nuestra medida de riesgo de crédito no es muy distinta de aquellas tradicionalmente empleadas (gráfico 2): la correlación entre *NPL* y *GPR* —ambas expresadas como desvíos de su tendencia HP— es igual a 0,623, en tanto la correlación entre ella e *INPL* (en desvíos) es igual a 0,650.

¹² La normativa chilena permite que tanto la probabilidad de no pago como la pérdida, dado el no pago, puedan obtenerse a partir de modelos de evaluación individual (créditos comerciales e hipotecarios), o grupal (créditos de consumo) desarrollados por los propios bancos.

¹³ Para mayores detalles de la definición de cartera vencida, ver Bloem y Freeman (2005).

**Gráfico 2****Comparación de medidas alternativas de riesgo de crédito**

Fuente: Banco Central de Chile.

Cuadro 3**Estadística descriptiva de la medida de riesgo de crédito empleada**

(% de desvío con respecto a tendencia HP)

	Consumo	Comercial	Vivienda	Total
Desviación estándar	12,16	6,39	7,01	5,90
Mínimo	-19,90	-17,00	-17,12	-14,92
Máximo	35,96	16,07	17,82	15,34
P1	-19,71	-12,24	-16,22	-11,27
P5	-17,29	-9,23	-13,74	-8,98
P10	-13,05	-8,36	-9,90	-7,89
P50	-1,55	0,28	1,69	-0,04
P90	20,01	8,06	6,62	7,95
P95	26,75	9,62	8,88	8,77
P99	34,14	13,91	16,39	13,75

Fuente: Banco Central de Chile.

El cuadro 3 muestra la estadística descriptiva asociada a la medida de riesgo de crédito, expresada como desvíos respecto de su tendencia HP, empleada en este artículo. En ella notamos que el riesgo de la cartera de consumo es el que presenta la mayor volatilidad, lo que de acuerdo con Marinovic et al. (2011) se explicaría por la mayor orientación de estos créditos hacia segmentos de menor ingreso por parte de las divisiones de consumo de la banca nacional. Por otra parte, la semejanza en la distribución de la cartera comercial y total se debe a que la primera representa, en promedio, poco más del 65% del crédito total otorgado por el sistema.

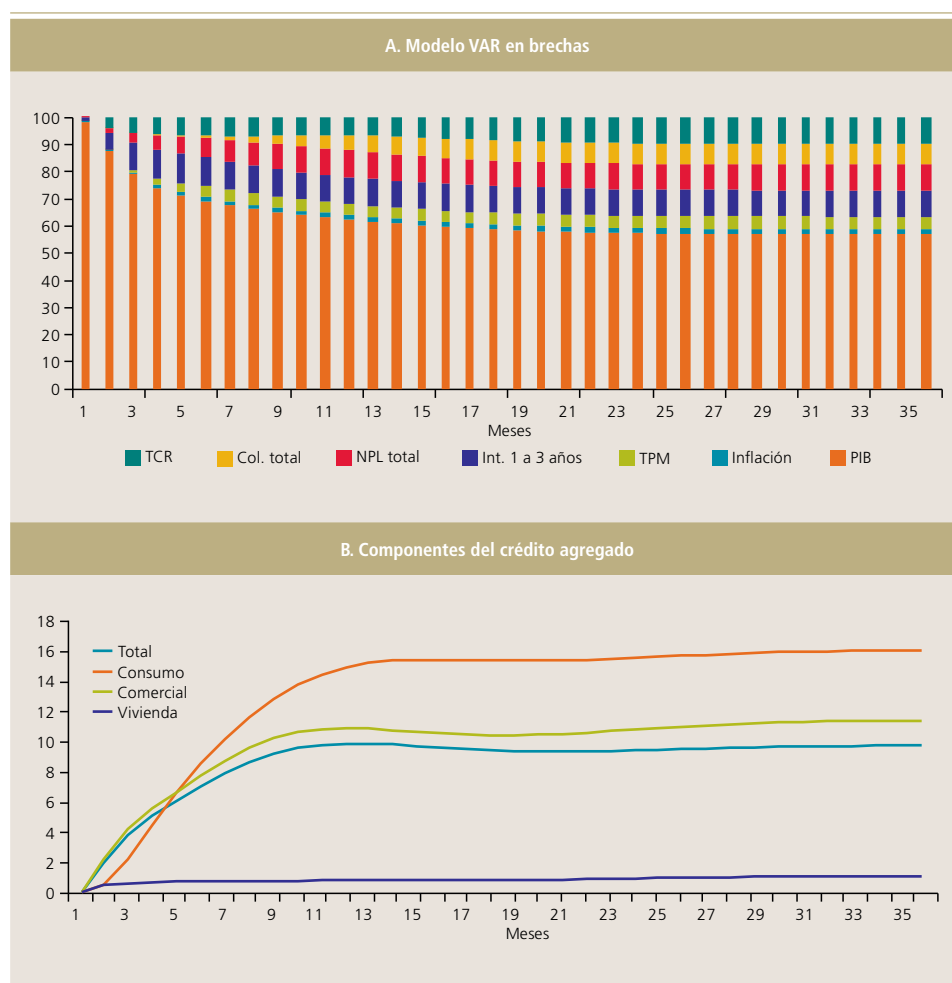
IV. RESULTADOS

Un primer resultado corresponde a la descomposición de varianza del PIB para distintos *shocks* (gráfico 3, panel A). Esta primera aproximación nos permite establecer la importancia relativa a nivel macro de los *shocks* provenientes del mercado del crédito. En el caso de los VAR estructurales en diferencia respecto de una tendencia HP (en adelante, VAR en brechas), además de los *shocks* del propio PIB, otros *shocks* relevantes son los provenientes de la *NPL* del crédito total.

Gráfico 3

Descomposición de la varianza del PIB

(porcentaje)

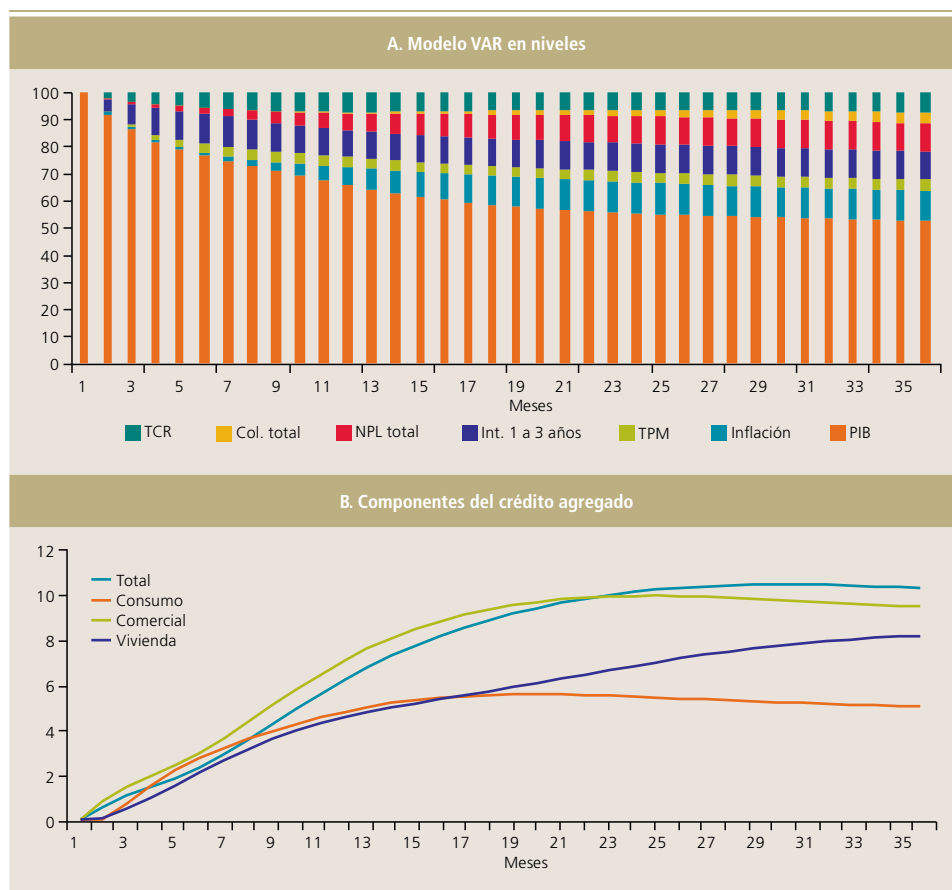


Fuente: Estimación de los autores.

Gráfico 4

Descomposición de la varianza del PIB

(porcentaje)



Fuente: Estimación de los autores.

La estimación de modelos VAR en brechas por tipo de cartera vencida (consumo, comercial y vivienda)¹⁴ indica que, dentro de los *shocks* agregados de *NPL*, los *shocks* a la cartera vencida de créditos comerciales y de consumo explicarían mayormente el impacto sobre el PIB (gráfico 3, panel B).

Adicionalmente, y debido a que muchas de las variables consideradas en este estudio poseen raíz unitaria, se testeó la existencia de cointegración entre ellas¹⁵. Los resultados indican que existen al menos cinco relaciones de cointegración, por lo que se estimó un VEC

¹⁴ Se estimaron tres VAR en brechas independientes para cada tipo de *NPL*, pero manteniendo en cada VAR el resto de las variables macro.

¹⁵ Para mayores detalles de los resultados obtenidos, véase el apéndice B del documento.

reducido, es decir, sin identificar las relaciones de cointegración, que es equivalente a un VAR en niveles y con tendencia lineal. Ambas estrategias de estimación fueron realizadas con dos rezagos, no pudiéndose rechazar las restricciones impuestas por la matriz A al 5% de significancia¹⁶. Los resultados del VAR en niveles (gráfico 4, panel A) son similares a los obtenidos con el VAR en brechas, pero con la importante diferencia de que en esta última estrategia de estimación los *shocks* a los créditos hipotecarios también explican las fluctuaciones del PIB (gráfico 4, panel B).

Los *shocks* analizados en este artículo son de dos tipos: *shocks* de la política monetaria y *shocks* en los *NPL*. Además, las bandas de las funciones impulso–respuesta fueron estimadas con 66% de confianza debido a que la longitud de los datos y la calidad de ellos en la economía chilena pueden producir estimaciones imprecisas de los modelos VAR¹⁷. Además, como se indica en los gráficos, el eje vertical está expresado en porcentaje.

El gráfico 5 muestra un *shock* monetario en la tasa de política monetaria (TPM). Los efectos obtenidos se encuentran en línea con otros estudios VAR para Chile —por ejemplo, Bravo y García (2002)¹⁸— y otros países¹⁹, en el sentido de que tanto el PIB como la inflación disminuyen después de un aumento de la tasa de interés.

Adicionalmente, se elevan las tasas largas, suben las *NPL* y cae el crédito. Sin embargo, el aumento de la tasa de interés también produce un efecto inesperado: las *NPL* no convergen a cero, sino que se reducen en el largo plazo y con ello se observa incluso un resurgimiento del crédito meses después del *shock* monetario. Dicho de otra manera, el *shock* contractivo produce un endeudamiento, que luego de desaparecidas las condiciones restrictivas del *shock*, causa que el riesgo de crédito se reduzca en el largo plazo.

Puesto que el VAR utilizado es lineal y no separamos explícitamente los períodos de aumentos de los períodos de caídas de la tasa de interés, un *shock* expansivo de esta variable produce los mismos efectos antes mencionados, pero con el signo contrario. Así, los períodos de expansión económica, caracterizados por caídas de la tasa de interés, generan en el largo plazo, es decir, varios meses después del impacto (unos veinte meses), primero, aumentos de la cartera vencida, y luego, reducciones del crédito. En la próxima sección exploramos este fenómeno en detalle, levantando el supuesto de que la economía responde de manera similar a los períodos tanto de aumentos como de caídas de la tasa de interés.

¹⁶ Estas restricciones se rechazan, especialmente, para los VAR en brechas que consideran créditos de consumo y comerciales. Para mayores detalles, ver apéndice C.

¹⁷ Sims y Zha (1999) explican desde la perspectiva de la econometría bayesiana que una banda de 95% no es necesariamente la mejor decisión. Ellos argumentan que un intervalo clásico estándar de 95% asintótico confunde la información sobre la ubicación de los parámetros y el ajuste del modelo en estimaciones que utilizan muestras pequeñas en modelos de series de tiempo sobreidentificados como los VAR estructurales. En cambio, bandas hechas con bootstrapping al 68% (similares al de este estudio y suponiendo flat priors), en un formato bayesiano, indicarían mejor la ubicación de los parámetros, puesto que el ajuste de un modelo se determina comparando directamente la función de máxima verosimilitud del modelo con sus competidores. En otras palabras, el deficiente ajuste de modelos sobreidentificados produce bandas clásicas que serán demasiado anchas y por tanto los resultados podrán tener variadas interpretaciones. En ese caso sería mejor, según Sims y Zha (1999), calcular bandas más estrechas, porque en el sentido bayesiano, permiten tener una interpretación más exacta del significado de los impulsos respuestas.

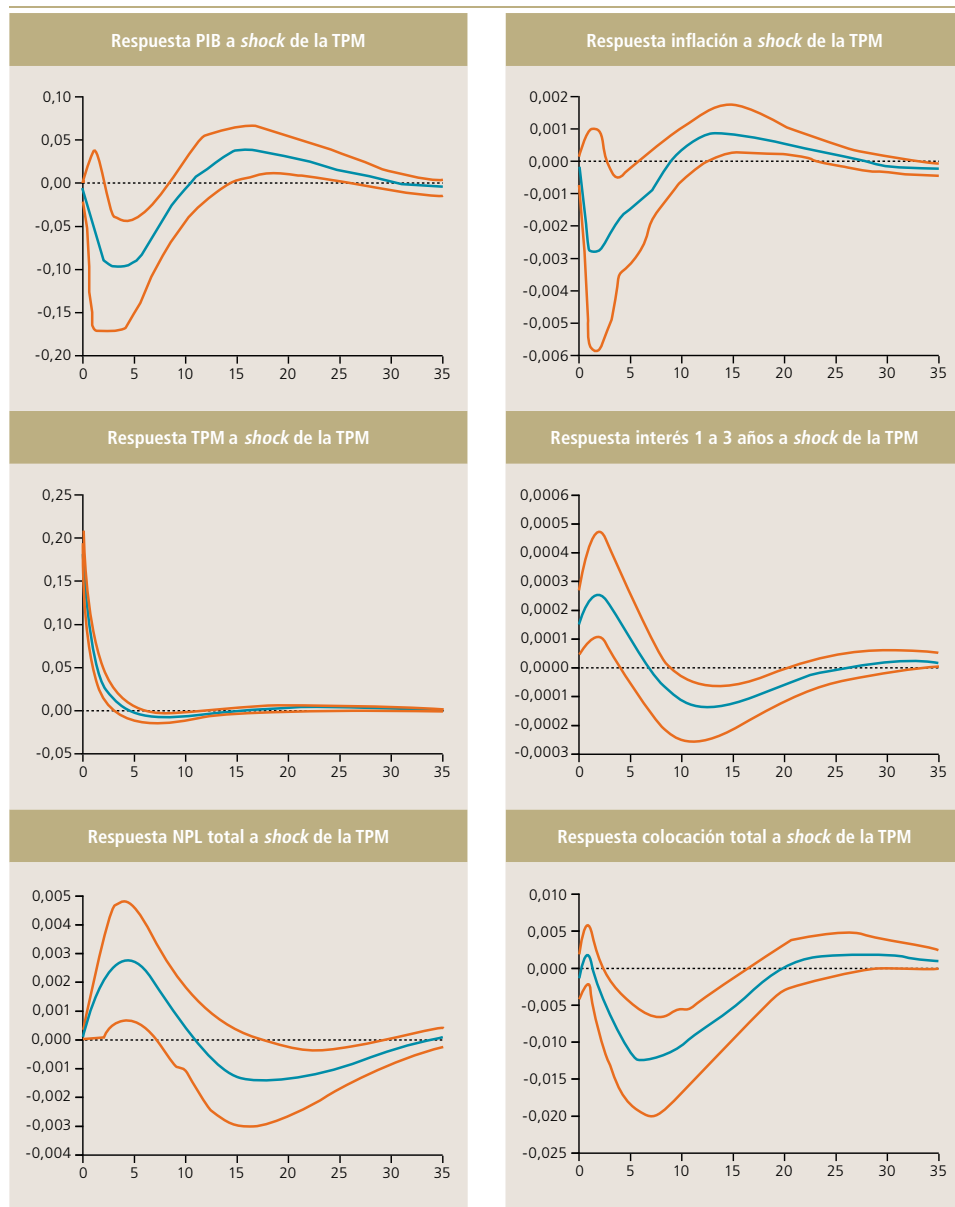
¹⁸ Por ejemplo, Valdés (1997); Landerretche et al. (1999); Parrado (2001); García (2001); Mies et al., (2002); Cãtao y Pagan (2010).

¹⁹ Christiano et al. (1999).

Gráfico 5

Respuesta de la economía a un *shock* en la TPM

(porcentaje, modelo VAR en brechas con crédito y *NPL* total)



Fuente: Estimación de los autores.

Gráfico 6

Respuesta de la economía a un *shock* en las NPL's

(porcentaje, modelo VAR en brechas con crédito y NPL total)



Fuente: Estimación de los autores.

El gráfico 6 muestra el impacto de un *shock* en la brecha de cartera vencida²⁰, medida por la diferencia entre el logaritmo de la variable (desestacionalizada) y su tendencia HP. Este *shock* puede entenderse como un aumento exógeno que afecta finalmente a las tasas de interés de largo plazo²¹. En efecto, este produce enseguida una reducción del producto, y algunos meses después, el crédito también cae. La tasa de política monetaria responde a estos eventos cayendo en la medida en que baja el producto. En relación con estos efectos, llama la atención que responda primero el producto (su brecha) y luego el crédito. Una explicación posible es que el aumento de las *NPL* hace subir fuertemente la tasa de interés de largo plazo (gráfico 6). Este efecto podría estar reduciendo tanto el consumo como la inversión, y con esto el producto. Enseguida, el menor gasto, las mayores tasas y la menor actividad afectarían negativamente el crédito. Finalmente, el efecto sobre los precios es inflacionario pero solo marginal. Una explicación a este resultado es que el aumento del riesgo de crédito incrementa la tasa larga y, con ello, podrían aumentar los costos financieros de las empresas y la inflación²².

Los resultados de los VAR en niveles se encuentran en el apéndice D²³. En el *shock* de la TPM (gráfico D1), nuevamente el VAR en niveles comparte elementos con el VAR en brechas: el PIB y la inflación disminuyen, mientras que las tasas largas aumentan. Las *NPL*, si bien tienden a aumentar al comienzo, luego de un tiempo caen. En línea con este comportamiento, las colocaciones disminuyen inicialmente y tienden a aumentar hacia fines del tercer año. Finalmente, el *shock* en la *NPL* es contractivo y se observa de nuevo un aumento inicial de la inflación (gráfico D2).

V. EL CANAL DE TOMA DE RIESGO

En esta sección investigamos con más detalle la conexión entre episodios de tasas de interés bajas con la toma de riesgo por parte de los bancos. Según Gambacorta (2009), la política monetaria podría influenciar la percepción de los bancos respecto de la toma de riesgo debido a dos razones principales. Primero, la búsqueda de mejores rendimientos (Rajan, 2005), y segundo, el impacto de la tasa de interés sobre la valoración de activos (colateral), la cual a su vez modificaría la forma en que los bancos miden su riesgo (Bernanke et al., 1996). Más aún, Gambacorta (2009) postula que la mayor toma de riesgo podría transformarse en

²⁰ Un ejemplo de un *shock* a las carteras vencidas son cambios en la normativa de riesgo de la banca en Chile. En los últimos diez años han ocurrido importantes cambios en el manejo del riesgo que pueden tener efectos sobre el ciclo económico (BCCCh, 2011). A modo de ejemplo, en enero del 2000 se introdujeron mejoras a la gestión de riesgo de crédito de los bancos. La SBIF estableció que los bancos debían considerar los riesgos de monedas, tasas y plazos a que se veían expuestas las empresas deudoras. Desde enero del 2004 la normativa de provisiones introdujo importantes modificaciones tendientes a transitar desde un esquema de clasificación basado en la morosidad de los deudores a uno basado en el comportamiento de pago esperado, e incorporar un mayor número de categorías de riesgo que permitiesen una mayor gradualidad en la exigencia de provisiones, aumentando por esta vía los incentivos de los bancos a reclasificar a sus deudores. Otro elemento muy importante y que puede generar cambios exógenos en la apreciación del riesgo de los bancos es que promovió la autorregulación. Así, los propios bancos pueden formular sus modelos internos de evaluación de riesgo de crédito y son los directorios los que asumen la responsabilidad del desarrollo y la aplicación de las metodologías internas utilizadas.

²¹ Ver apéndice A para una explicación de este *shock* usando un DSGE.

²² Esta explicación puede asociarse al canal del costo de la política monetaria, es decir, el subir las tasas de interés produce que aumenten también los costos financieros y con ello la inflación (Ravenna y Walsh, 2006). Ver el apéndice A para ver en detalle cómo la curva de Phillips puede depender de los costos financieros.

²³ Estos modelos fueron estimados con dos rezagos de acuerdo con criterio de SC, mientras las restricciones impuestas de identificación de la matriz A no se rechazan al 5% de significancia.

causante de crisis financieras puesto que una tasa de interés baja produciría expansiones desmedidas del crédito y exacerbaría las fases de expansión y contracción del ciclo económico. Este mecanismo ha sido identificado como el “canal de toma de riesgo” por autores como Borio y Zhu (2008), y Adrian y Shin (2009).

Nuestro objetivo principal en esta sección es medir el impacto de la TPM sobre la el riesgo de los créditos, medido por las *NPL*. Este impacto podría ser diferente si la economía se contrae o expande a consecuencia de un cambio en la tasa de interés. Por esta razón, decidimos no restringir a priori que el efecto sea simétrico. Así, usamos una metodología tomada de trabajos que tratan de medir la asimetría de la política monetaria en modelos VAR. Si bien nuestro objetivo no es medir la asimetría de la política monetaria, esta metodología es útil para establecer cómo cambia el riesgo en los créditos según la fase del ciclo económico. Esta consiste en separar la tasa de política monetaria en dos series independientes entre sí: una para los aumentos y otra para las reducciones (TPMN y TPMP, respectivamente).

Sin embargo, para medir apropiadamente la relación entre la TPM y las *NPL* no solo se deben considerar los episodios en que la tasa de interés estuvo baja, sino que también es importante considerar la magnitud de estas caídas. Por lo anterior, en esta sección consideramos los episodios de aumentos y caídas de la TPM en términos acumulados. En otras palabras, si la TPM disminuye, por ejemplo, durante tres meses consecutivos, entonces se suman las caídas de cada mes, de tal forma que en cada mes será importante no solo por la caída adicional sino también por cuánto se ha acumulado hasta ese mes. En efecto, creemos que la sola caída de la tasa de interés captura únicamente una parte de los incentivos de tomar más riesgo, por lo que es necesario además, que dicha caída sea importante y persistente en el tiempo para que los agentes cambien sus decisiones de endeudamiento.

Para lo anterior, tomamos como referencia el VAR en brechas con créditos de consumo, pero incluyendo ahora una nueva variable para incorporar los cambios positivos y negativos de la tasa de interés. A diferencia de los VAR anteriores, el orden del modelo es de tres rezagos de acuerdo con los criterios estadísticos empleados para tales propósitos (apéndice F). Así, el nuevo vector de variables (X) es el siguiente:

$$X' = [y, \pi, i^{negativa}, i^{positiva}, R^F, NPL, L^{consumo}, e] \quad (3)$$

En este caso, la nueva matriz de restricciones A se encuentra definida como:

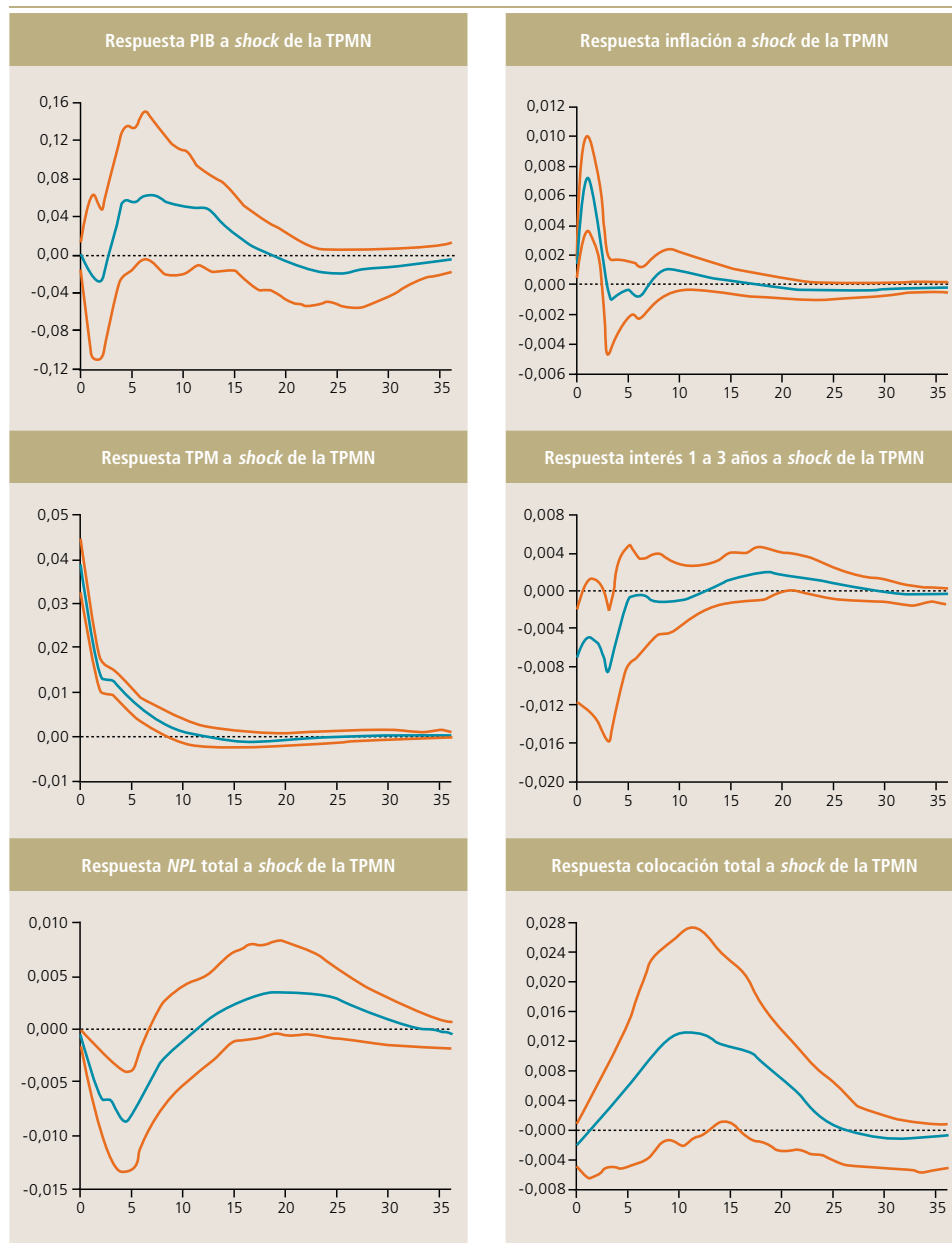
$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$



Gráfico 7

Respuesta a una caída de la TPM^a

(porcentaje)



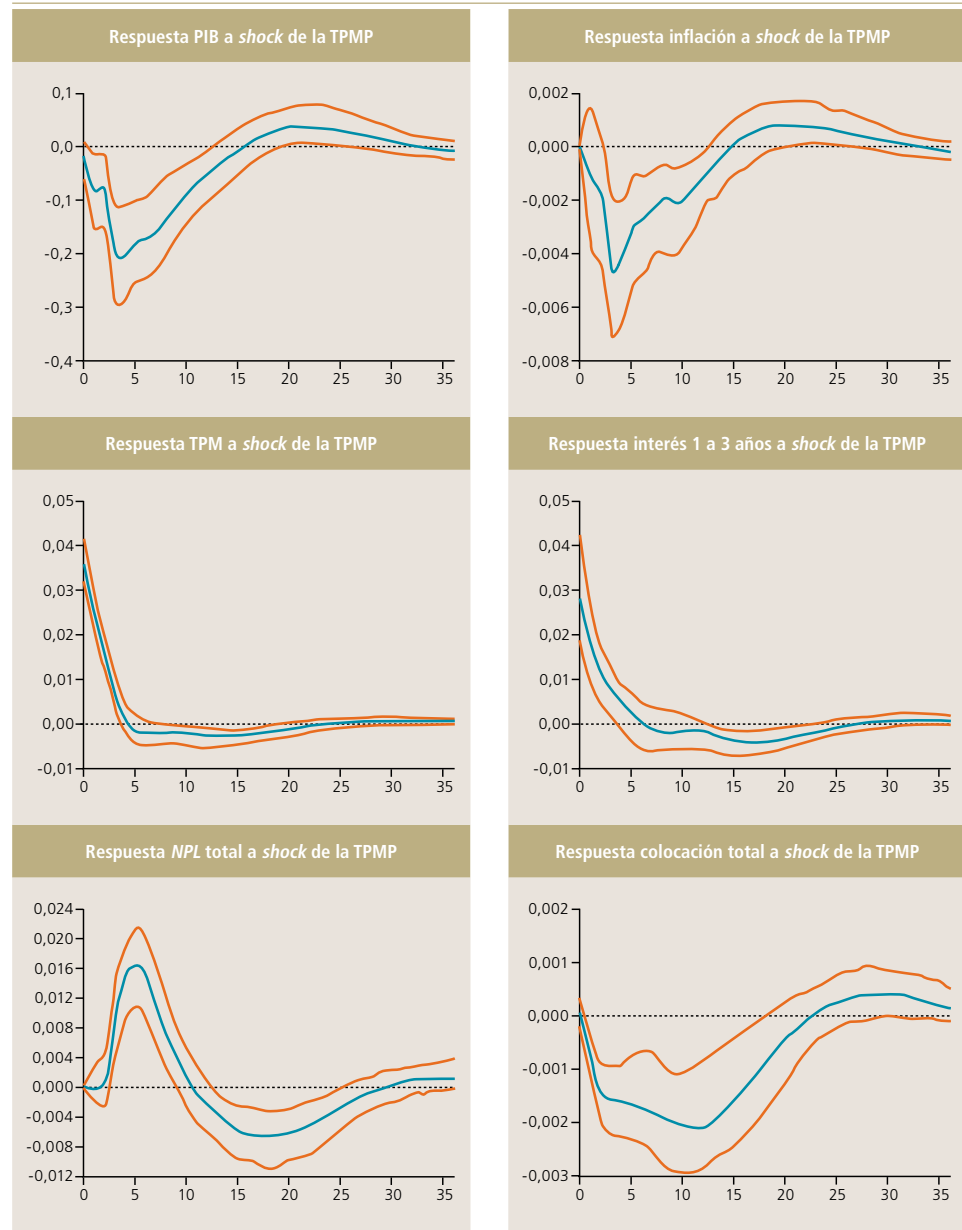
Fuente: Estimación de los autores.

a. La caída de la TPM se presenta en términos absolutos.

Gráfico 8

Respuesta a un aumento de la TPM

(porcentaje)



Fuente: Estimación de los autores.

Como se observa en los gráficos 7 y 8, existen importantes diferencias en la respuesta de la economía cuando los aumentos de la TPM son positivos o negativos, a pesar de que sus magnitudes han sido similares. Desde el punto de vista de la política monetaria, los aumentos de la TPM son más contractivos y menos deflacionarios que las reducciones (que son expansivas en el margen y más inflacionarias). La transmisión sobre las tasas de mercado es también fuertemente asimétrica: los aumentos se traducen directamente en aumentos enérgicos de las tasas de mercado, en cambio las reducciones no se transmiten de la misma forma.

La respuesta del crédito y de las *NPL* es también asimétrica. La caída de la TPM (presentada por su valor absoluto, es decir, en el gráfico 7 la TPM aumenta) produce una expansión máxima del crédito un año después del *shock*, en cambio el riesgo de crédito disminuye inicialmente —probablemente por un escenario económico más expansivo y benigno— pero luego, comienza a aumentar marginalmente alcanzando su máximo veinte meses después de ocurrido el *shock*. Por el contrario y más significativamente, en el caso en que la TPM sube, aumentan las *NPL*, caen luego los créditos, y a medida que el riesgo de crédito se va moderando, las colocaciones se recuperan con algunos meses de rezago.

El gráfico 7 lo interpretamos como evidencia econométrica a favor del nexo entre bajas tasas de interés y más créditos impagos por parte de los agentes. En otras palabras, esta indica que el aumento, aunque marginal, de la cartera vencida se produce luego que los créditos de consumo decrecen; evidencia que está en línea con la encontrada para España y Bolivia (Jiménez et al., 2009), y Europa y Estados Unidos (Altumbas et al., 2009). El gráfico 8, en cambio y en forma significativa, lo interpretamos como evidencia econométrica a favor del nexo entre altas tasas de interés y los créditos impagos. Este gráfico señala que la caída posterior de la cartera vencida se produce antes de que los créditos de consumo aumenten al final del período considerado de tres años.

VI. CONCLUSIONES

En este artículo se estudia la importancia del crédito en las fluctuaciones cíclicas. Utilizando una muestra de datos mensuales desde 1996, se analizan dos dimensiones de la importancia del crédito en la economía. Primero, la forma en que el propio mercado del crédito responde al ciclo económico, medida por las fluctuaciones en la tasa de interés. Segundo, la manera en que el aumento del riesgo de crédito afecta la producción, la inflación y las tasas de interés.

En este artículo hay dos fenómenos importantes y novedosos que aparecen en los resultados econométricos. Primero, se observó un aumento de la cartera vencida en los créditos de consumo después de períodos de expansión del PIB, ocasionado por una caída inicial de la tasa de interés. Por el contrario, períodos prolongados y significativos de tasas de interés altas reducen la toma de riesgo y aumentan el crédito en el mediano plazo. Segundo, los *shocks* exógenos de las carteras vencidas producen una contracción relevante en la economía por aumentos en las tasas largas, y además, se observan aumentos marginales de la inflación. Una posible explicación de este último resultado es que los aumentos del costo del crédito efectivo para las empresas se traspasan a inflación.

REFERENCIAS

Adrian, T. y H. Shin (2009). "Financial Intermediaries and Monetary Economics". Staff Reports N°398, Federal Reserve Bank of New York.

Altumbas, Y., L. Gambacorta y D. Marqués-Ibáñez (2009). "An Empirical Assessment of the Risk-Taking Channel". Presentado en el taller BIS/ECB "Monetary Policy and Financial Stability". 10 y 11 de septiembre, Basilea, Suiza.

Banco Central de Chile (2011). "Normativa de Provisiones por Riesgo de Crédito de la Banca en Chile". *Recuadro V.1, Informe de Estabilidad Financiera, primer semestre*.

Banco de Inglaterra (2009). "The Role of Macroprudential Policy: A Discussion Paper". Noviembre.

Barber, B. y T. Odean (2001). "Boys Will be Boys: Gender, Overconfidence and Common Stock Investment". *Quarterly Journal of Economics* 116(1): 261–92.

Benoît, J.P. y J. Dubra (2011). "Apparent Overconfidence". *Econometrica* 79(5): 1591–625.

Bernanke, B.S. (1986). "Alternative Explanations of the Money–Income Correlation". En *Real Business Cycles, Real Exchange Rates—Actual Policies* Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy 25: 49–100.

Bernanke, B.S., M. Gertler y S. Gilchrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework". En *Handbook of Macroeconomics*, editado por J. Taylor y M. Woodford. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

Bernanke, B.S., M. Gertler y S. Gilchrist (1996). "The Financial Accelerator and the Flight to Quality". *Review of Economics and Statistics* 78(1): 1–15.

Beveridge, S. y C. Nelson (1981). "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle". *Journal of Monetary Economics* 7(2): 151–74.

Blanchard, O.J., G. Dell'Ariccia y P. Mauro (2010). "Rethinking Macroeconomic Policy". IMF Staff Position Note, Fondo Monetario Internacional.

Blanchard, O.J. y D. Quah (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review* 79(4): 655–73.

Blanchard, O.J. y M. Watson (1986). "Are Business Cycles All Alike?" *The American Business Cycle: Continuity and Change*. NBER Chapters: 123–80.

Bloem, A.M. y R. Freeman (2005). "The Treatment of Nonperforming Loans". Presentado ante el Grupo Consultivo de Expertos sobre las Cuentas Nacionales, Fondo Monetario Internacional (julio).



Borio, C. y P. Lowe (2002a). "Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus". BIS Working Paper N°114, Banco de Pagos Internacionales.

Borio, C. y P. Lowe (2002b). "Assessing the Risk of Banking Crises". *BIS Quarterly Review*: 43–54 (diciembre).

Borio, C. y P. Lowe (2004). "Securing Sustainable Price Stability: Should Credit Come Back from the Wilderness?" BIS Working Paper N°157, Banco de Pagos Internacionales.

Borio, C. y H. Zhu (2008). "Capital Regulation, Risk Taking, and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism". BIS Working Paper N°268, Banco de Pagos Internacionales.

Bravo, H. y C.J. García (2002). "Una Revisión de la Transmisión Monetaria y el Pass-Through en Chile". *Economía Chilena* 5(3): 5–28.

Brunnermeier, M. (2008). "Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007–2008". *Journal of Economic Perspectives* 23(1): 77–100.

Brunnermeier, M., A. Crockett, C. Goodhart, A. Persaud y H. Shin (2009). "The Fundamental Principles of Financial Regulation". *Geneva Reports on the World Economy* 11. Ginebra, Suiza: Centre for Economic Policy Research.

Calvo, G.A. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.

Caputo, R., J.P. Medina y C. Soto (2011). "Understanding the Impact of the Global Financial Shock on the Chilean Economy". Mimeo, Banco Central de Chile.

Căţao, L. y A. Pagan (2010). "The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach". Documento de Trabajo N°579, Banco Central de Chile.

Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (1999). "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" En *Handbook of Macroeconomics*, editado por J. Taylor y M. Woodford. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

Christiano, L., R. Motto y M. Rostagno (2007a). "Two Reasons Why Money and Credit May be Useful in Monetary Policy". Mimeo, Northwestern University.

Christiano, L., R. Motto y M. Rostagno (2007b). "Financial Factors in Business Cycles". Mimeo, Northwestern University.

Cochrane, J. (2005), *Asset Pricing*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55(2): 251–76.

Farmer, R. (2010), *How the Economy Works: Confidence, Crashes and Self-Fulfilling Prophecies*. Oxford, R.U.: Oxford University Press.

FMI (2010), *Global Financial Stability Report*, International Monetary Fund.

Galí, J. (1992). "How Well Does the IS–LM Model Fit Postwar U.S. Data?" *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 709–38.

Galí, J. (2008), *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Gambacorta, L. (2009). "Monetary Policy and the Risk–Taking Channel". BIS Quarterly Review, Banco de Pagos Internacionales.

García, B. y J.P. Medina (2009). "Efectos de Primas Financieras sobre la Actividad Agregada". *Economía Chilena* 12(3): 89–101.

García, C.J. (2001). "Políticas de Estabilización en Chile Durante los Noventa". Documento de Trabajo N°132, Banco Central de Chile.

García, C.J. y J.E. Restrepo (2003). "Price Inflation and Exchange Rate Pass–Through in Chile". *Money Affairs* 16(1): 69–88.

Gertler, M. y P. Karadi (2009). "A Model of Unconventional Monetary Policy". Mimeo, New York University.

Gertler, M. y N. Kiyotaki (2009). "Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis". Mimeo, New York University y Princeton University.

Gianni, A. y C. Giannini (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, segunda edición. Springer–Verlag.

Gruss, B. y S. Sgherri (2009). "The Volatility Costs of Procyclical Lending Standards: An Assessment Using a DSGE Model". Working Paper N°09/35, Fondo Monetario Internacional.

Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

Hoggarth, G., S. Sorensen y L. Zichino (2005). "Stress Test of UK Banking: A VAR Approach". Working Paper N°282, Banco de Inglaterra.

Iacoviello, M. (2005). "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle". *American Economic Review* 95(3): 739–64.

Jaimovich, N. y S. Rebelo (2007). "Behavioral Theories of the Business Cycle". *Journal of the European Economic Association* 5(2–3): 361–8.

Jimenez, G., S. Ogena, J. Peydró y J. Saurina (2009). "Hazardous Times for Monetary Policy: What do Twenty–Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk–Taking?" Working Papers N°833, Banco de España.

Johansen, S. (1995). *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, R.U.: Oxford University Press.



Kiyotaki N. y J. Moore (2008). "Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy". Mimeo, Princeton University, Edinburgh University y London School of Economics.

Landerretche, O., F. Morandé y K. Schmidt-Hebbel (1999). "Inflation Targets and Stabilization in Chile". Documento de Trabajo N°55, Banco Central de Chile.

Malmendier, U. y G. Tate (2005). "CEO Overconfidence and Corporate Investment". *Journal of Finance* 60(6): 2661–700.

Marinovic, A., J.M. Matus, K. Flores y N. Silva (2011). "Riesgo Sistémico Asociado a los Hogares en Chile". *Economía Chilena* 14(3): 5–39.

Mies, V., F. Morandé y M. Tapia (2002). "Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión". *Economía Chilena* 5(3): 29–66.

Milani, F. (2011). "Expectations Shocks and Learning as Drivers of the Business Cycle". *Economic Journal* 121(552): 379–401.

Parrado, E. (2001). "Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile". *Economía Chilena* 4(3): 29–57.

Pesaran, H. y Y. Shin (1998). "Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters* 58(1): 17–29.

Puri, M. y D. Robinson (2007). "Optimism and Economic Choice". *Journal of Financial Economics* 86(1): 71–99.

Rajan, R. (2005). "Has Financial Development Made the World Riskier?" NBER Working Paper N°11728.

Ravenna, F. y C. Walsh (2006). "Optimal Monetary Policy with the Cost Channel". *Journal of Monetary Economics* 53(2): 199–216.

Sagner, A. (2012). "El Influjo de Cartera Vencida como Medida de Riesgo de Crédito: Análisis y Aplicación al Caso de Chile". *Revista de Análisis Económico* 27(1): 27–54.

SBIF (2008). Compendio de Normas Contables. Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica* 48(1): 1–48.

Sims, C. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis* 10(invierno): 2–16.

Sims, C. y T. Zha (1999). "Error Bands for Impulse Responses". *Econometrica* 67(5): 1113–55.

Scheinkman, J. y W. Xiong (2003). "Overconfidence and Speculative Bubbles". *Journal of Political Economy* 111(6): 1183–219.



Smets, F. y R. Wouters (2002). "Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics* 49(5): 947–81.

Sorge, M. (2004). "Stress-Testing Financial System: An Overview of Current Methodologies". BIS Working Paper N°14, Banco de Pagos Internacionales.

Valdés, R.O. (1997). "Transmisión de la Política Monetaria en Chile". Documento de Trabajo N°16, Banco Central de Chile.

Uhlig, H. (2005). "What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure". *Journal of Monetary Economics* 52(2): 381–419.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

APÉNDICE A

MODELO BASE PARA IDENTIFICAR LOS MODELOS VAR Y ENTENDER EL IMPACTO DE LAS CARTERAS VENCIDAS EN LA ECONOMÍA

En este estudio, la identificación de los modelos VAR con crédito considera ciertos *priors* basados en un modelo DSGE keynesiano en particular: los precios son rígidos en el corto plazo (un mes o un trimestre) y la política monetaria sigue una regla de Taylor que considera la inflación y el nivel de actividad para fijar la tasa de interés. Además, incorporamos la información *a priori* de que los intermediarios financieros fijan una tasa por encima de la tasa que habría existido si estos intermediarios se hubieran comportado competitivamente (Gertler y Karadi, 2010; Gertler y Kiyotaki, 2009; Kiyotaki y Moore, 2008, y García y Restrepo, 2003 para el caso de una economía abierta). Esta idea se enmarca en la literatura que incorpora fricciones financieras en modelos DSGE (Bernanke et al., 1999; Christiano et al., 2007a y 2007b; Gruss y Sgherri, 2009; Iacoviello, 2005)^a.

El *spread* entre la tasa de mercado y la tasa de política monetaria es explicado por la existencia del riesgo de crédito, medido por la cartera vencida, que a su vez depende del ciclo económico. La existencia de la cartera vencida puede ocurrir, por ejemplo, por *shocks* inesperados, una reacción excesiva de la política monetaria o por un exceso de optimismo que podría hacer que las decisiones actuales de endeudamiento de los agentes fueran inviables en el futuro^b.

Por simplicidad establecemos una serie de supuestos:

- i. en el modelo no existe ni inversión ni gasto de gobierno. Se puede incluir una ecuación de Euler más para incorporar la dependencia de la inversión a la tasa de interés, sin embargo la idea es la misma que en el caso del consumo: un aumento de la tasa de interés de mercado reduce la inversión. Puesto que el modelo es utilizado solo para ilustrar la identificación del modelo VAR y entender el impacto de la cartera vencida sobre la economía, omitimos esta variable. Comprensiblemente, la inclusión de la inversión aumentaría el impacto de las tasas de mercado sobre la economía.
- ii. todas las variables se expresan como diferencias porcentuales (log-linealizadas) respecto de su valor de estado estacionario o largo plazo. Por ejemplo, cuando nos referimos al producto, este corresponde en definitiva a la brecha del producto. Así, por simplicidad, definimos todas las variables sin referirnos a la palabra brecha.
- iii. al ser expresadas las variables en términos de brechas, un resultado estándar en la literatura (Galí, 2008; Woodford, 2003), es que un aumento de la tasa de interés reduce el consumo, con lo que cae la producción, por el supuesto de precios rígidos, y finalmente cae el empleo. Puesto que el modelo está en términos de brecha, la caída, por ejemplo del producto, se traduce en una brecha negativa, es decir, el producto está por debajo de su valor de estado estacionario.

a. En el caso de Chile, ver Caputo et al. (2011) para un modelo DSGE, y García y Medina (2009) para la incorporación de primas financieras en la función IS.

b. Es interesante reconocer que existe una amplia literatura que ha investigado las posibilidades de sobreoptimismo entre los agentes económicos, las cuales podrían explicarse por la existencia de cartera vencida. Puri y Robinson (2007) concluyen que un optimismo moderado puede explicar decisiones financieras. Barber y Odean (2001) muestran que a la hora de tomar decisiones financieras, los hombres son más confiados que las mujeres. Malmendier y Tate (2005) muestran que el exceso de optimismo de los altos ejecutivos puede explicar la distorsión de sobreinversión en tiempos de expansión económica. Scheinkman y Xiong (2003) muestran que el exceso de confianza de los agentes puede producir grandes diferencias sobre los verdaderos fundamentos de los activos. Benoît y Dubra (2011) argumentan que la mayoría de las personas se clasifican a sí mismas como mejores que el promedio. Finalmente, Jaimovich y Rebelo (2007) y Milani (2011) han introducido este tipo de comportamiento para explicar el ciclo económico.

El consumo c es establecido por una ecuación de Euler (ecuación A1), donde esta variable depende negativamente de la trayectoria completa de la tasa de interés de mercado R^F y el coeficiente de aversión relativa al riesgo σ .

$$c = E(c_{+1}) - \frac{1}{\sigma} R^F \quad (A1)$$

Suponiendo, para simplificar, cero gasto público e inversión privada, la producción total y es demandada en una proporción ρ para consumo interno (c) y en una proporción $1 - \rho$ para consumo externo (x).

$$y = \rho c + (1 - \rho)x \quad (A2)$$

Las ecuaciones (A1) y (A2) indican que la demanda agregada está determinada por dos variables: la tasa de interés real, que determina el consumo, y el tipo de cambio real e , que determina las exportaciones. Así, por simplicidad, suponemos que las exportaciones dependen positivamente solo del tipo de cambio real, y medimos el impacto por el parámetro θ :

$$x = \theta e \quad (A3)$$

La inflación de los bienes locales (π^D) está dada por una curva de Phillips à la Calvo (1983), donde esta depende de la trayectoria completa de la brecha del producto (y), más un *shock* de oferta ε_2 . El supuesto clave es que los precios son rígidos, como muchos estudios empíricos lo demuestran para la economía chilena (García y Restrepo, 2003, entre otros). Eventualmente, la inflación podría también verse afectada por la tasa de interés de mercado si esta eleva el costo del capital de trabajo, y con ello, los costos de producción, fenómeno conocido como el canal del costo de la política monetaria (Ravenna y Walsh, 2006).

$$\pi^D = E(\pi_{+1}^D) + \lambda_1 y + \lambda_2 R^F \quad (A4)$$

La ecuación (A4), es una versión de lo que se conoce por curva de Phillips nekeynesiana, donde la inflación depende de la brecha de costos marginales reales. Pero según Galí (2008), la inflación también puede depender de la brecha del producto, si existen rendimientos decrecientes en la función de producción de la economía, es decir, si existe una relación positiva entre producción y costos marginales. En otras palabras, si la brecha del producto es positiva, esto indica que los costos marginales están por encima de su valor de estado estacionario, por lo tanto, las empresas que pueden cambiar sus precios (fijación de precios à la Calvo) deciden subirlos causando finalmente inflación. Lo contrario ocurre con una brecha negativa.

La política monetaria es definida por una regla de Taylor, es decir, la tasa de interés i depende de la inflación total π y de la brecha del producto y . Los parámetros ϕ_1 y ϕ_2 , por su parte, indican el impacto de estas variables sobre la tasa de interés nominal.

$$i = \phi_1 \pi + \phi_2 y \quad (A5)$$

Se supone que la inflación total es una media ponderada de la inflación local π^D y de las variaciones del tipo de cambio real (Δe). También suponemos que el traspaso entre tipo de cambio e inflación es incompleto, por tanto, las variaciones del tipo de cambio real están multiplicadas por un coeficiente $\vartheta < 1$. Alternativamente, se puede suponer una segunda curva de Phillips para la evolución de los precios importados. Sin embargo, el traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios no es fundamental para este análisis (Smets y Wouters, 2002).

$$\pi = (1 - \varphi)\pi^D + \varphi\vartheta\Delta e \quad (A6)$$

La tasa de interés real *ex ante* (R) se define como:

$$R = i - E(\pi_{+1}) \quad (A7)$$

Por otra parte, el tipo de cambio real se obtiene de la paridad descubierta y se encuentra expresado en términos reales.

$$e = E(e_{+1}) - R^F \quad (A8)$$

El módulo del mercado del crédito se construye definiendo la demanda y la oferta de crédito (ecuaciones A9 y A10, respectivamente):

$$L = \alpha_1 y - \alpha_2 R^F \quad (A9)$$

$$R^F = R + \tau NPL \quad (A10)$$

donde la cartera vencida (NPL) depende de los rezagos de las variables endógenas y exógenas del modelo. Notamos que la oferta de crédito no es completamente elástica debido a que ella depende de NPL , es decir, en la medida en que la cartera vencida aumenta, la tasa en el mercado del crédito tiende a incrementarse. Suponemos que no hay un traspaso completo entre NPL y R^F ; por lo tanto, el impacto de NPL sobre R^F se mide por el parámetro $\tau < 1$, el cual es apoyado empíricamente por los datos de las carteras comerciales y de vivienda (cuadro A1).

Cuadro A1

Relación *Spread* ($R^F - R$) y *NPL* por tipo de cartera

	Consumo	Comercial	Vivienda
NPL_t	0,004 (0,037)	0.2346*** (0,081)	0.1563*** (0,059)
Constante	-0,005 (0,005)	0.0387*** (0,006)	0,003 (0,006)
Obs.	171	171	171
R^2	0,000	0,115	0,075

Fuente: Estimación de los autores.

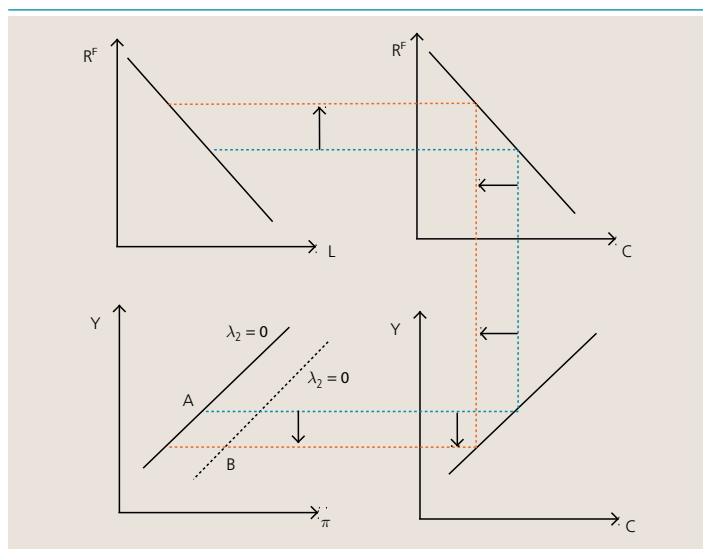
Errores estándar robustos entre paréntesis. *, ** y *** significativos al 10%, 5% y 1%, respectivamente. El modelo estimado corresponde a $(R^F - R)_t = \alpha + \beta NPL_t + u_t$.

A causa de motivos institucionales, algunos créditos pasan a cartera vencida varios meses después de encontrarse en mora; por tanto, suponemos que NPL depende solo de los rezagos de las variables del modelo (X) y no de los valores contemporáneos de ellas^c.

$$NPL = f(X_{-1}, X_{-2}, X_{-3}, \dots) + \varepsilon^{NPL} \quad (A11)$$

c. Este supuesto es consistente con la definición de cartera vencida que aparece en la subsección III.1 del artículo.

Gráfico A1

Efecto de las *NPL* en la economía

Fuente: Estimación de los autores.

En este modelo, el mercado del crédito no solo funciona como un amplificador del ciclo económico, sino que también, existen *shocks* ε^{NPL} que afectan la cartera vencida y que, por sí solos, pueden producir que la economía se aleje de su estado estacionario. Por ejemplo, el gráfico A1 ilustra cómo una situación de un aumento exógeno de *NPL* significa menor consumo, producción e inflación. Si $\lambda_2 = 0$, es decir, el aumento de la tasa de interés no aumenta los costos marginales, un incremento exógeno de la cartera vencida eleva la tasa de interés de mercado R^F , y con esto, disminuye el consumo C . Luego, dado que los precios son rígidos, la producción disminuye. A la vez, la brecha negativa del producto reduce la inflación π . En caso que $\lambda_2 > 0$, ocurre el efecto canal del costo de la política monetaria (Ravenna y Walsh, 2006). En el gráfico anterior, este corresponde al desplazamiento hacia afuera de la curva que muestra la relación positiva entre inflación y producto. El resultado es que el nuevo equilibrio no es el punto A , sino más bien el B . En otras palabras, se termina en una situación con mayor inflación debido al aumento de los costos financieros de las empresas.

La forma como las *NPL* reaccionan es parte de los resultados empíricos de este artículo. Como se explicará en los resultados, estos dependen de una forma no trivial del ciclo económico: después de períodos de expansión (contracción) económica, las *NPL* aumentan (disminuyen). Así, una forma tentativa de explicar la ecuación A11 es que la cartera vencida dependa positivamente de los niveles más rezagados de la brecha del PIB.

$$NPL = -\tau_1 y_{-1} + \tau_2 y_{-2} + \tau_3 y_{-3} + \dots + \varepsilon^{NPL} \quad (A12)$$



APÉNDICE B

TEST DE COINTEGRACIÓN

Cuadro B1

Resultados del test de cointegración^a

Relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor
A. Test de la traza			
Ninguna	0,419	273,330	0,000
A lo más 1	0,355	183,292	0,000
A lo más 2	0,209	110,380	0,001
A lo más 3	0,154	71,427	0,010
A lo más 4	0,124	43,618	0,043
A lo más 5	0,075	21,589	0,156
A lo más 6	0,051	8,664	0,202
B. Test del máximo valor propio			
Ninguna	0,419	90,038	0,000
A lo más 1	0,355	72,912	0,000
A lo más 2	0,209	38,952	0,042
A lo más 3	0,154	27,809	0,154
A lo más 4	0,124	22,029	0,147
A lo más 5	0,075	12,925	0,334
A lo más 6	0,051	8,664	0,202

Fuente: Estimación de los autores.

a. Valores *p* obtenidos de MacKinnon *et al.* (1999).

APÉNDICE C

ORDEN DE REZAGOS Y TEST DE SOBREIDENTIFICACIÓN MODELO VAR EN BRECHAS

Cuadro C1

Orden de rezagos^a

Rezago	log(L)	LR	FPE ^b	AIC	BIC	HQ
A. Crédito total						
0	1.776,00		5.880,00	-22,11	-21,98	-22,06
1	2.433,23	1.248,74	2,94	-29,72	-28,64	-29,28
2	2.487,86	99,01	2,75	-29,79	-27,77	-28,97
3	2.527,82	68,93	3,10	-29,67	-26,71	-28,47
4	2.560,61	53,70	3,86	-29,47	-25,57	-27,89
5	2.596,83	56,15	4,65	-29,31	-24,47	-27,34
6	2.640,82	64,33	5,15	-29,25	-23,46	-26,90
7	2.677,45	50,37	6,36	-29,09	-22,37	-26,36
8	2.713,58	46,51	8,07	-28,93	-21,26	-25,82
B. Crédito comercial						
0	1.724,31		1.120,00	-21,47	-21,33	-21,41
1	2.329,20	1.149,29	1,08	-28,42	-27,34	-27,98
2	2.383,22	97,91	1,02	-28,48	-26,46	-27,66
3	2.421,58	66,17	1,17	-28,34	-25,38	-27,14
4	2.459,79	62,57	1,36	-28,21	-24,31	-26,63
5	2.494,99	54,56	1,66	-28,04	-23,19	-26,07
6	2.541,44	67,93	1,78	-28,01	-22,22	-25,66
7	2.579,61	52,49	2,16	-27,87	-21,14	-25,14
8	2.616,84	47,94	2,70	-27,72	-20,05	-24,61
C. Crédito de consumo						
0	1.577,43		7.040,00	-19,63	-19,50	-19,58
1	2.249,16	1.276,30	2,93	-27,41	-26,34	-26,98
2	2.313,12	115,91	2,44	-27,60	-25,58	-26,78
3	2.354,55	71,47	2,70	-27,51	-24,55	-26,30
4	2.388,72	55,95	3,31	-27,32	-23,42	-25,74
5	2.431,07	65,64	3,69	-27,24	-22,39	-25,27
6	2.468,35	54,52	4,45	-27,09	-21,31	-24,74
7	2.532,66	88,43	3,89	-27,28	-20,56	-24,55
8	2.568,59	46,25	4,94	-27,12	-19,45	-24,01

Fuente: Estimación de los autores.

a. Los criterios considerados son el test de razón de verosimilitud (LR), error de predicción final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

b. Valores x10-21.



Cuadro C2

Test de sobreidentificación

Modelo	Test LR χ^2_3	Valor p
Crédito total	7,062	0,070
Crédito comercial	5,038	0,169
Crédito de consumo	1,711	0,635

Fuente: Estimación de los autores.

APÉNDICE D

RESULTADOS VAR EN NIVELES CON CRÉDITO Y CARTERA VENCIDA TOTAL

Gráfico D1

Respuesta de la economía a un *shock* en la TPM

(porcentaje)



Fuente: Estimación de los autores.

Gráfico D2

Respuesta de la economía a un *shock* en las NPL 's

(porcentaje)



Fuente: Estimación de los autores.

APÉNDICE E

ORDEN DE REZAGOS Y TEST DE SOBREIDENTIFICACIÓN DEL MODELO VAR EN NIVELES

Cuadro E1

Orden de rezagos - crédito total^a

Rezago	log(L)	LR	FPE ^b	AIC	BIC	HQ
A. Crédito total						
0	1.480,10		2.910.000,00	-18,21	-17,94	-18,10
1	2.839,92	2.567,61	0,25	-34,50	-33,29	-34,01
2	2.914,57	134,47	0,18	-34,81	-32,67	-33,94
3	2.954,15	67,84	0,20	-34,70	-31,62	-33,45
4	2.989,43	57,41	0,25	-34,53	-30,51	-32,90
5	3.018,96	45,49	0,32	-34,29	-29,33	-32,27
B. Crédito comercial						
0	1.454,55		3.990.000,00	-17,90	-17,63	-17,79
1	2.731,64	2.411,39	0,95	-33,15	-31,95	-32,66
2	2.805,09	132,30	0,70	-33,45	-31,31	-32,58
3	2.844,05	66,79	0,80	-33,33	-30,25	-32,08
4	2.879,91	58,36	0,96	-33,17	-29,15	-31,53
5	2.914,60	53,42	1,18	-32,99	-28,03	-30,98
C. Crédito de consumo						
0	1.369,06		1.150.000,00	-16,83	-16,57	-16,72
1	2.633,78	2.388,04	0,32	-31,94	-30,73	-31,45
2	2.729,89	173,12	0,18	-32,52	-30,38	-31,65
3	2.769,47	67,85	0,20	-32,40	-29,32	-31,15
4	2.811,24	67,97	0,23	-32,31	-28,29	-30,68
5	2.850,87	61,05	0,26	-32,20	-27,24	-30,18
C. Crédito hipotecario						
0	1.480,67		2.880.000,00	-18,22	-17,95	-18,11
1	2.765,09	2.425,24	0,62	-33,57	-32,36	-33,08
2	2.866,72	183,07	0,33	-34,22	-32,08	-33,35
3	2.907,05	69,14	0,37	-34,11	-31,03	-32,86
4	2.948,54	67,51	0,41	-34,02	-30,00	-32,39
5	2.979,57	47,80	0,53	-33,80	-28,84	-31,78

Fuente: Estimación de los autores.

a. Los criterios considerados son el test de razón de verosimilitud (LR), error de predicción final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ)

b. Valores x10-23.

**Cuadro E2****Test de sobreidentificación**

Modelo	Test LR χ^2_3	Valor p
Crédito total	4,960	0,175
Crédito comercial	2,136	0,545
Crédito de consumo	2,779	0,427
Crédito hipotecario	4,793	0,188

Fuente: Estimación de los autores.

APÉNDICE F

ORDEN DE REZAGOS Y TEST DE SOBREIDENTIFICACIÓN DEL MODELO VAR EN BRECHAS, CON CAMBIOS POSITIVOS Y NEGATIVOS DE LA TASA DE INTERÉS

Cuadro F1

Orden de rezagos^a

Rezago	log(L)	LR	FPE ^b	AIC	BIC	HQ
C. Crédito de consumo						
0	1.644,32		1.810,00	-20,45	-20,30	-20,39
1	2.408,61	1.442,60	0,29	-29,21	-27,82	-28,65
2	2.476,86	121,99	0,27	-29,26	-26,65	-28,20
3	2.542,09	110,07	0,27	-29,28	-25,43	-27,72
4	2.590,61	77,03	0,34	-29,08	-24,01	-27,02
5	2.634,85	65,80	0,46	-28,84	-22,53	-26,28
6	2.691,47	78,57	0,53	-28,74	-21,21	-25,68
7	2.762,67	91,66	0,54	-28,83	-20,07	-25,27
8	2.802,60	47,42	0,84	-28,53	-18,54	-24,47

Fuente: Estimación de los autores.
a. Los criterios considerados son el test de razón de verosimilitud (LR), error de predicción final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).
b. Valores x10-22.

Cuadro F2

Test de sobreidentificación

Modelo	Test LR χ^2_3	Valor p
Cambios positivos y negativos de la tasa de interés	6,354	0,499

Fuente: Estimación de los autores.