

Crédito, Exceso de Toma de Riesgo, Costo del Crédito y Ciclo Económico en Chile¹

Carlos J. García

Ilades-Georgetown University

Universidad Alberto Hurtado

Andrés Sagnet

Banco Central de Chile

Septiembre de 2011

Abstract

This paper studies the interaction between the business cycle and the credit market. A first result is that the business cycle has procyclical effects on different types of credit (i.e., consumer, commercial and mortgage loans). The results are obtained through the identification of structural shocks of VAR models that empirically replicate the standard transmission mechanism of monetary policy that has been found in previous work on the Chilean economy. However, our evidence points to new results. Periods of economic expansion trigger in the medium term, first, an increase in non-performing loans, and then, a decline in credit. We interpret this phenomenon as excessive risk-taking. Similarly, periods of economic contraction and high interest rates are followed by a drop in non-performing loans in the medium term and then by a credit expansion. Finally, unexpected increases in non-performing loans can also produce contractionary effects, a rise in inflation by increasing credit risk and financial costs for firms.

JEL Code: C32, E44, E43, E52, E32

Keywords: Time Series Models, Unit Roots, Cointegration, DSGE, Monetary Policy, Financial Fragility, Monetary Policy, Credit, Risk-Taking Channel, Business Cycle.

¹ Agradecemos los comentarios de Rodrigo Alfaro, Rodrigo Cifuentes, Kevin Cowan, Dairo Estrada, un árbitro anónimo y los asistentes del Taller de Políticas Macropрудenciales realizado en el Banco Central de Chile; sus comentarios mejoraron sustancialmente el artículo. También agradecemos a Solange De Vidts por su edición. Las opiniones y los posibles errores existentes son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no comprometen a las instituciones en que trabajan. Para comentarios o sugerencias contactar a Carlos J. García (cgarcia@uahurtado.cl) y/o Andrés Sagnet (asagner@bcentral.cl).

1. Introducción

Hasta antes del *crash* financiero que comenzó en 2007 con las hipotecas *subprime* en los EE.UU., y que se profundizó en 2008 con la quiebra e intervención de varias instituciones financieras (Bear Stearns, Lehman Brothers, AIG, etc.), la importancia que se le daba a los mercados financieros dentro del marco de análisis de la política económica era secundaria. Si bien los bancos centrales mantenían un monitoreo detallado del sector financiero, en la práctica la discusión sobre el diseño de la política monetaria se limitaba a los siguientes principios: baja inflación, un limitado rol de la política fiscal y un tipo de cambio flexible. Así, el instrumento para el control de la inflación de los bancos centrales se reducía esencialmente al manejo de la tasa de interés, por lo tanto, la regulación financiera no estaba considerada como un instrumento de política macroeconómica para estabilizar el ciclo económico (Blanchard, Dell’Ariccia y Mauro, 2010).

En línea con los desarrollos que se observaban en diferentes países referentes a la implementación de la política monetaria², numerosos e importantes trabajos académicos avalaban los principios antes mencionados. Por ejemplo, Woodford (2003, página 61) establece que la determinación del nivel de precios puede ser obtenido dentro de un marco en el que no se asigna ninguna importancia a la evolución de la oferta y la demanda de crédito. Según este autor, lo importante es la forma en que el banco central –a través de la tasa de interés– puede manejar la demanda agregada. Por otra parte, desde el punto de vista de las finanzas, los temas de estabilización macroeconómica son completamente omitidos (Cochrane, 2005).

En otra avenida, Woodford (2003, capítulo 6) demuestra también que la maximización del bienestar se puede lograr a través de la minimización de la volatilidad de la inflación y de la brecha del producto. Por último, Galí (2008, página 84) demuestra que, en un contexto de un modelo neo-keynesiano, una regla de Taylor para la tasa de interés que responde agresivamente a la inflación se aproxima a una política monetaria óptima.

² Mishkin y Schmidt-Hebbel (2006).

Si bien estos resultados teóricos son simplificaciones de la realidad, en términos generales representaban lo que muchos banqueros centrales pensaban sobre el rol de la política monetaria. Esta creencia fue tomando cada vez más fuerza en la medida 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).

Sin embargo, la profunda recesión mundial de 2009 ha demostrado que la política monetaria debe ser pensada dentro de un contexto mucho más amplio que sólo el control de la inflación³. El Bank of England (2009) –líder en la implantación de las metas de inflación– reconoce que las políticas macro-prudenciales 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.

A modo de ejemplo, una crisis de liquidez en una institución o mercado puede gatillar 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 en el precio de los activos. La incertidumbre resultante sumada al menor precio de los activos reduce el acceso a nuevos créditos y fuentes de financiamiento, ocasionando de este modo una ineficiente reducción en el apalancamiento (*deleveraging*). Toda esta situación se traduce finalmente en una menor actividad en el sector real de la economía.

Dado este contexto, en este artículo consideramos los efectos de introducir el mercado financiero, en particular el mercado del crédito, dentro de modelos macro-económicos estándares (VAR) para la economía chilena. Nos interesa conocer la forma en que este mercado afecta al ciclo económico y también cómo shocks particulares de este

³ Ver Brunnermeier (2008) para una descripción completa de los acontecimientos entre 2007-2008 y FMI (2010) para los eventos más recientes.

mercado podrían gatillar fluctuaciones en la economía chilena. De este modo, en este artículo usamos como base para la identificación del modelo VAR un modelo macro estructural cuya estructura general se ha usado en muchas economías para medir los efectos de un shock monetario. En particular, el modelo considerado es uno de ciclos reales con rigideces de precios (Woodford, 2003; y Galí, 2008).

Así, además de la prociclicidad del crédito, encontramos dos nuevos resultados en este trabajo. Primero, después de períodos de expansión del PIB el riesgo de crédito del segmento consumo –medido por la cartera vencida– aumenta. Segundo, y como consecuencia de lo anterior, se observa una reducción en las colocaciones de este tipo de crédito. Por el contrario, períodos contractivos, en especial por la presencia de tasas de interés altas, ocasiona caídas sorpresivas de la cartera vencida en el mediano plazo, que después se traducen en aumentos del crédito. Ambos fenómenos pueden interpretarse ampliamente, pero sin duda una racionalidad acotada en los mercados financieros puede ser una explicación válida para estos fenómenos (Jaimovich y Rebelo, 2007; y más recientemente Akerlof y Shiller, 2009; y Milani, 2011). De manera similar, períodos de altas tasas de interés –si bien pueden producir aumentos iniciales en la cartera vencida– en el mediano plazo ésta disminuye y después se observa un aumento del crédito. Interpretamos el primer resultado como un exceso de optimismo que puede debilitar la posición de la economía antes futuros shocks, en cambio el exceso de pesimismo llevaría la economía a una situación demasiado holgada.

Éstos resultados apoyan los argumentos de que parte del objetivo de la regulación financiera es controlar la expansión del crédito: las medidas deben ser restrictivas durante un *boom* de crédito y más relajadas durante una crisis. Por ejemplo, Brunnermeier *et al.* (2009) establecen que la regulación debe ser contra-cíclica y debe encargarse especialmente de burbujas especulativas cuyo colapso puede dañar seriamente al sector financiero. Esto, debido a que la mayoría de las crisis financieras son precedidas por burbujas en los precios de los activos. Éstas emergen después de aperturas financieras e innovaciones y pueden persistir incluso con la presencia de inversionistas racionales y sofisticados que encuentran

más rentable seguir a una burbuja que ir en contra de ella, en contraposición a la teoría de mercados eficientes.

Finalmente, se observa que shocks en los mercados del crédito que elevan sorpresivamente el riesgo de crédito pueden ser marginalmente inflacionarios, especialmente en los créditos comerciales, puesto que ellos aumentarían los costos efectivos del crédito para las empresas. Sin embargo, encontramos que este fenómeno es empíricamente más débil en relación al comportamiento de la cartera vencida de créditos de consumo.

El presente artículo se organiza de la siguiente forma. En la Sección 2 se presentan las estrategias de identificación para modelos VAR con crédito, planteando un modelo formal que permite, primero, restringir los modelos de series de tiempo, y segundo, interpretar los resultados. En la Sección 3 se describen los datos considerados en las estimaciones y se detalla la medida de riesgo de crédito empleada. En la Sección 4 se presentan los resultados de los VAR con crédito agregado y sub-definiciones (comercial, consumo e hipotecario). En la Sección 5 se analiza en detalle el canal de la toma de riesgo. Finalmente, en la Sección 6 se concluye.

2. Metodología: Identificación de la Respuesta del Mercado del Crédito a Fluctuaciones de Corto Plazo en la Economía Chilena

La introducción del crédito en los modelos económicos ha sido omitida largamente en las últimas décadas. Por ejemplo, Woodford (2003) y Galí (2008) consideran sólo modelos reales con precios rígidos sin incluir dinero ni crédito. Este tipo de modelos son conocidos como neo-keynesianos y se transformaron en el *benchmark* para evaluar y diseñar la política monetaria en los últimos veinte años. El supuesto implícito es que el mercado del crédito funciona eficientemente, es decir, los intermediarios financieros (bancos) son un velo, traspasando sin fricciones (selección adversa, riesgo moral, etc.) los recursos desde las familias hacia las empresas, con lo cual pueden ser omitidos del análisis.

Sin embargo, la experiencia de la crisis del 2008-2009 ha dejado en evidencia el hecho que el modelo keynesiano estándar resulta insuficiente para el diseño de la política

monetaria. En efecto, al omitir toda consideración respecto de la posibilidad de imperfecciones en los mercados financieros (como mecanismos para exacerbar el ciclo económico y como generadoras de fluctuaciones y crisis), los bancos centrales se concentraron sólo en la inflación de bienes y servicios, lo que permitió el desarrollo de burbujas en el precio de los activos y un exceso de crédito, entre otras cosas.

En este estudio, la identificación de los modelos VAR con crédito considera ciertos *priors* en base a un modelo DSGE keynesiano en particular⁴: 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* que los intermediarios financieros fijan una tasa por encima de la tasa que hubiera existido si éstos 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).

El *spread* entre la tasa de mercado y la de política monetaria es explicado por la existencia de carteras vencidas, que a su vez dependen en forma no trivial del ciclo económico. Así, suponemos que los agentes –en forma *ad-hoc*– no son completamente racionales, generándose por ejemplo un exceso de optimismo o pesimismo (Puri y Robinson, 2006; Jaimovich y Rebelo, 2007; y más recientemente Akerlof y Shiller, 2009; Milani, 2011), que podría hacer que las decisiones actuales de endeudamiento de los agentes sean inviables en el futuro generándose así carteras vencidas. Una forma de explicar el exceso de optimismo o pesimismo es suponer la existencia de noticias o creencias sobre el futuro que finalmente no se concretan, con lo cual los agentes toman decisiones erradas que tienen implicancias reales sobre el ciclo económico.

Suponemos, por simplicidad, que no hay inversión ni gasto de gobierno. El consumo c es establecido por una ecuación de Euler (1), donde esta variable depende negativamente de la trayectoria completa de la tasa de interés de mercado R^F .

⁴ En el Anexo 1 se indica como la estrategia de identificación elegida en este artículo se inserta en la literatura de identificación de modelos VAR.

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

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

$$y = \rho c + (1-\rho)x \quad (2)$$

Las ecuaciones (1) y (2) definen 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 sólo del tipo de cambio real:

$$x = \theta e \quad (3)$$

La inflación de los bienes domésticos π^D está dada por una curva de Phillips *a la* Calvo (1983), donde esta depende de la trayectoria completa del *gap* 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). Eventualmente, la inflación podría también ser afectada por la tasa de interés de mercado si esta eleva el costo del capital de trabajo, y con ello, los costos de producción, el cual llamaremos el efecto Ravenna-Walsh (Ravenna y Walsh, 2006).

$$\pi^D = E(\pi_{+1}^D) + \lambda_1 y + \lambda_2 R^F \quad (4)$$

La política monetaria es definida por una regla de Taylor, es decir, la tasa de interés i de los instrumentos del banco central depende de la inflación total π y del *gap* del producto y .

$$i = \phi_1 \pi + \phi_2 y \quad (5)$$

Se supone que la inflación total es una media ponderada de la inflación doméstica 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 está multiplicada por un coeficiente $\vartheta < 1$. Alternativamente, se puede suponer una segunda curva de Phillips para la evolución de los precios importados. Sin embargo, el tema del traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios no es fundamental para el análisis de este artículo (Smets y Wouter, 2002).

$$\pi = (1 - \varphi) \pi^D + \varphi \vartheta \Delta e \quad (6)$$

La tasa de interés real *ex post* (R) es definida por:

$$R = i - E(\pi_{+1}) \quad (7)$$

El tipo de cambio real es obtenido de la paridad no cubierta y se encuentra expresado en términos reales.

$$e = E(e_{+1}) - R^F \quad (8)$$

El módulo del mercado del crédito se construye definiendo la demanda y la oferta de crédito (ecuaciones 9 y 10, respectivamente).

$$L = \alpha_1 y - \alpha_2 R^F \quad (9)$$

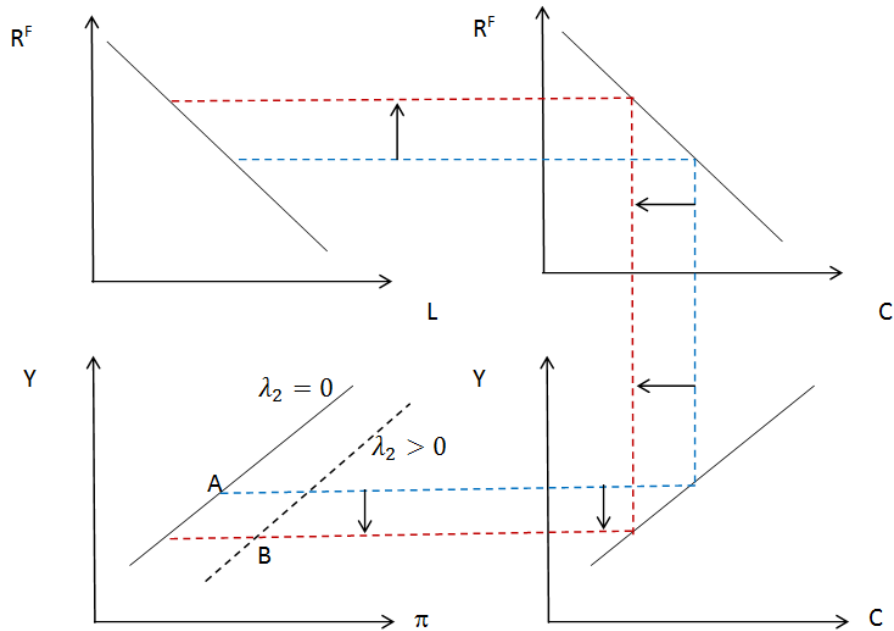
$$R^F = R + NPL \quad (10)$$

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 que la cartera vencida aumenta

la tasa en el mercado del crédito tiende a incrementarse. A causa de motivos institucionales y/o los supuestos *ad-hoc* de cuasi-racionalidad de los agentes, algunos créditos pasan a cartera vencida varios meses después de encontrarse en mora, por tanto suponemos que NPL depende sólo de los rezagos de las variables del modelo (X) y no de los valores contemporáneos de ellas⁵.

$$NPL = f(X_{-1}, X_{-2}, X_{-3}, \dots) + \varepsilon^{NPL} \quad (11)$$

Figura 1. Efecto de las NPL 's sobre la Economía



En este modelo, el mercado del crédito funciona no sólo 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, la Figura 1 ilustra cómo una situación de un aumento exógeno de NPL significa un 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

⁵ Este supuesto es consistente con la definición de cartera vencida, la cual se analizará en detalle en la próxima sección.

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 y disminuye. A su vez, la brecha negativa del producto reduce la inflación π . En caso que $\lambda_2 > 0$, ocurre el efecto Ravenna-Walsh. En la Figura 1 éste corresponde al desplazamiento hacia fuera 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 a las empresas.

La forma cómo las NPL 's reaccionan es parte de los resultados empíricos de este artículo. Como se explicará en los resultados, éstos dependen de una forma no trivial del ciclo económico: después de períodos de expansión (contracción) económica, las NPL 's aumentan (disminuyen). Así, una forma tentativa de la ecuación (11) es que la cartera vencida dependa positivamente de los niveles más rezagados de la brecha del PIB. Con esto, un exceso de optimismo en períodos pasados significará mayores NPL 's en el futuro, y viceversa, períodos de bajo nivel de actividad significarán menores NPL 's en el futuro.

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

El modelo anterior sirve para proponer una identificación tentativa para los shocks estructurales de los modelos VAR. Primero, el supuesto de rigidez de precios permite que, considerando datos mensuales (frecuencia de datos utilizada en este estudio), la inflación sea relativamente independiente del resto de las variables, excepto del PIB. Segundo, la actividad depende sólo de la tasa de interés real de mercado, siguiendo la estructura de una ecuación de Euler. Tercero, la tasa de política monetaria depende del nivel de inflación y la brecha del producto; como si fuera una regla de Taylor. Cuarto, la tasa de mercado es determinada por la tasa de política monetaria, la inflación y el nivel de NPL . Quinto, la cartera vencida no depende de ninguna variable contemporánea del modelo. Sexto, el resto de las variables (tipo de cambio real y crédito), dependen contemporáneamente de todas las otras variables. En términos formales, el VAR identificado se puede escribir de la siguiente forma:

$$AX = BX_{-1} + u \quad (12)$$

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 como⁶:

$$u = A\varepsilon \quad (13)$$

3. Datos

La muestra considerada comprende datos mensuales desde octubre de 1996 a diciembre 2010 los cuales fueron obtenidos desde el Banco Central de Chile y la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras, principalmente (ver Tabla 1). Todas las series, excepto las tasas de interés, fueron desestacionalizadas mediante el filtro X-12 ARIMA y su evolución se muestra en la Figura 2.

Tabla 1. Descripción Variables Empleadas

Variable	Descripción	Unidad	Fuente (3)
col_i	Colocaciones Créditos Tipo i (1)	Millones de \$	SBIF
cv_i	Cartera Vencida Tipo i (1)	Millones de \$	SBIF
c	Tipo de Cambio Nominal	\$/US\$	BCCh
ipc	Índice de Precios al Consumidor	Base: 2009=100	INE
tpm	Tasa de Política Monetaria	%, anual	BCCh
int_j	Tasa Interés Tipo j (2)	%, anual	SBIF, BCCh
$imacec$	Índice Mensual de Actividad Económica	Base: 2003=100	BCCh

(1) Los tipos de créditos considerados son consumo (col_{con}), comerciales (col_{com}), vivienda (col_{viv}), y totales (col_{tot}).

(2) 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}).

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

⁶ En el Anexo 2 del documento se detalla la forma exacta que adopta la matriz A .

Figura 2. Evolución Variables Empleadas

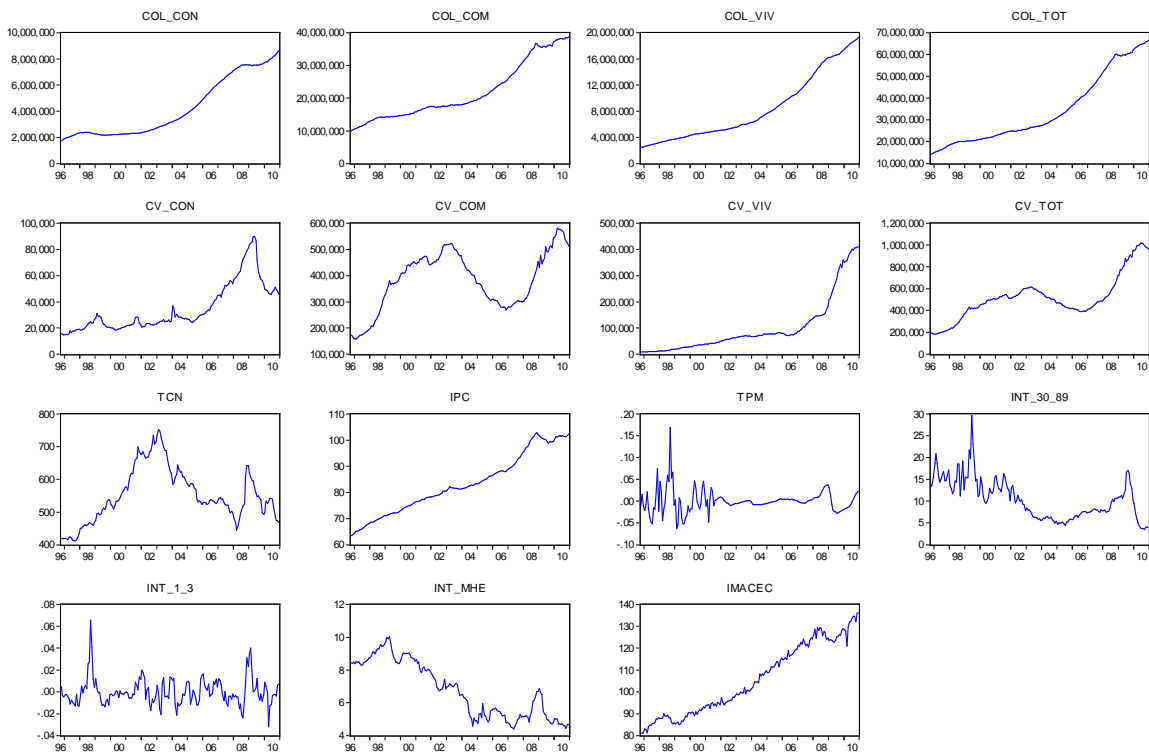


Tabla 2. Test de Raíces Unitarias a Variables Empleadas (1)

Variable	ADF		P-P	
	t-statistic	p-value	t-statistic	p-value
<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

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

Observando la figura anterior y la Tabla 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 HP.

3.1. Medida de Riesgo de Crédito

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

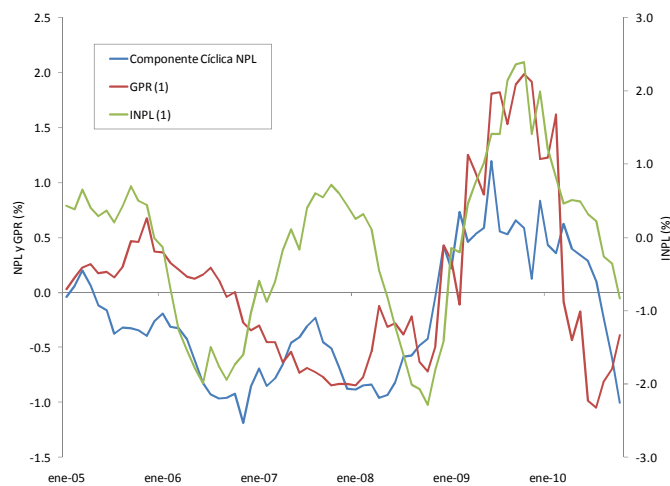
El gasto en provisiones (*GPR*) es una medida basada en pérdidas esperadas asociadas a la materialización futura de un evento de no pago. En consecuencia, es una medida de riesgo de tipo *forward looking*. Por el contrario, el stock de cartera vencida o *non-performing loans* (*NPL*) corresponde a una medida basada en el riesgo materializado (orientación *backward looking*), y se define de acuerdo al FMI como: (i) créditos cuyos pagos de interés y/o capital se encuentren retrasados por un período de 90 días o más; (ii) pagos de intereses de los últimos 90 días que se encuentran capitalizados, refinanciados o retrasados por acuerdo; o (iii) pagos que se encuentran retrasados en menos de 90 días, pero donde existen buenas razones para dudar que ellos se efectuarán en su totalidad⁷. Recientemente, Sagner (2011) propone el índice 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. De acuerdo al autor, esta medida poseería ciertas ventajas conceptuales y estadísticas que la harían preferible respecto de *GPR* y/o *NPL*.

La medida de riesgo de crédito considerada en este estudio corresponde a la componente cíclica del stock de cartera vencida (*NPL*), obtenida mediante el filtro HP, para distintos tipos de créditos (consumo, comercial, vivienda y total). Por construcción, esta variable capturaría el exceso/déficit de riesgo de crédito, respecto de su tendencia de largo plazo, implícito en el otorgamiento de créditos.

⁷ Para mayores detalles de la definición de cartera vencida, ver Bloem y Freeman (2005).

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 variaciones de dicha variable reflejarían sólo cambios en el riesgo de crédito. Para el caso de *GPR* e *INPL*, por el contrario, un aumento (disminución) de dichas medidas podrían deberse a un aumento (disminución) del riesgo, una disminución (aumento) de las colocaciones totales, o ambos efectos de forma conjunta. En segundo lugar, nuestra medida de riesgo se basa sobre el stock de cartera vencida, lo que implica que ella es de naturaleza *backward looking*. Esta propiedad es consistente con la dinámica de *NPL* dada por la ecuación (11), en donde se asume que la cartera vencida depende sólo 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 (ver Figura 3): la correlación entre *NPL* y *GPR* es igual a 0.623, mientras que la correlación entre ella e *INPL* es igual a 0.650.

Figura 3. Comparación Medidas de Riesgo de Crédito
Alternativas



(1) Media móvil a 12 meses.

En la Tabla 3 se muestra la estadística descriptiva asociada a la medida de riesgo de crédito empleada en este artículo. De ella notamos que el riesgo de la cartera de consumo es el que presenta una mayor volatilidad, lo que de acuerdo a Matus *et al.* (2010) se

explicaría por la mayor orientación de éstos créditos hacia segmentos de menores ingresos 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 al hecho que la primera representa, en promedio, poco más del 65% del crédito total otorgado por el sistema.

Tabla 3. Estadística Descriptiva Medida de Riesgo de Crédito Empleada
Octubre 1996 – Diciembre 2010
(% de desvío con respecto a tendencia HP)

	Consumo	Comercial	Vivienda	Total
Desv. Est.	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

Un aspecto adicional a considerar en el análisis hace referencia a los potenciales efectos sobre nuestra medida de riesgo de crédito derivados de cambios en la normativa del sistema financiero chileno. En este sentido, Matus (2007) indica que dentro del periodo muestral que disponemos, dos cambios normativos de importancia han ocurrido. El primero corresponde a las modificaciones a la Ley N° 19.496 de Cobranza Extrajudicial en enero de 2000 con el objeto de acotar los gastos de cobranza en que incurrían los deudores morosos de los créditos de consumo. El segundo cambio normativo, ocurrido en enero de 2004, corresponde a la reclasificación de sobregiros vencidos de personas naturales, lo que generó un traspaso de una parte de la cartera vencida comercial a consumo. En el primer caso, el efecto esperado es una disminución del stock de cartera vencida de consumo, mientras que en el segundo caso el efecto esperado es un aumento de *NPL* de consumo junto con una disminución de *NPL* comerciales. En términos de la medida de riesgo

considerada en este artículo, los efectos esperados debieran ser semejantes debido a que, como se mencionó anteriormente, la componente cíclica de *NPL* posee una dinámica muy similar a otras medidas tradicionales de riesgo de crédito como *GPR* e *INPL*.

Tabla 4. Test de Comparación de Medias Medida de Riesgo por Cartera y Período Muestral (% , promedio) (1)

Cartera	1997 - 1999	2000 - 2003	2004 - 2010
Consumo	2.92 [-0.94 ; 6.77]	-2.69 [-5.26 ; -0.11]	0.18 [-2.77 ; 3.13]
Comercial	0.08 [-2.45 ; 2.61]	1.20 [-0.34 ; 2.74]	-0.72 [-2.07 ; 0.63]
Vivienda	-0.12 [-2.19 ; 1.95]	1.19 [-0.06 ; 2.44]	-0.62 [-2.44 ; 1.20]
Total	0.22 [-2.22 ; 2.66]	1.05 [-0.33 ; 2.42]	-0.70 [-1.92 ; 0.52]

(1) El intervalo al 95% de confianza de la media fue calculado mediante el procedimiento *sieve bootstrap* de Bühlmann (1997) y se reporta en corchetes.

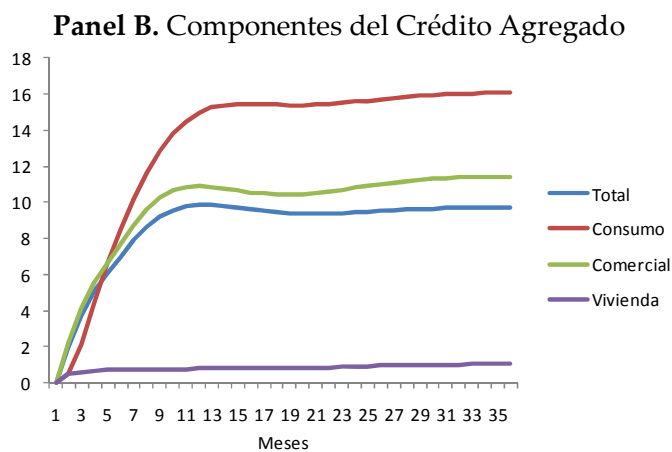
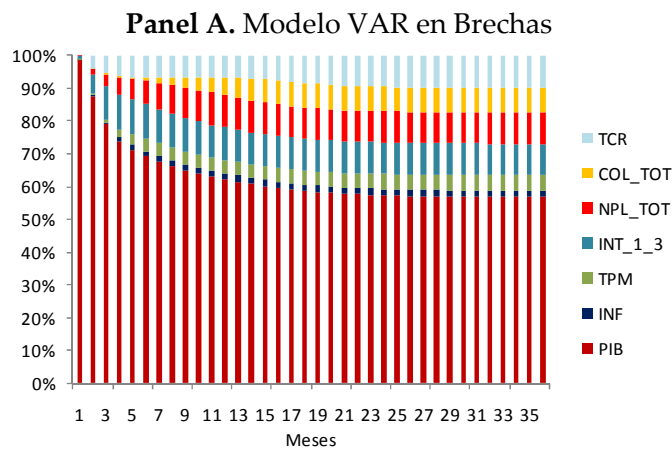
La Tabla 4 reporta los resultados asociados al test de comparación de medias de *NPL* luego de ocurrido cada uno de los cambios normativos descritos. De ella es posible notar que el exceso de *NPL* de consumo respecto de su tendencia HP observado en 1997–1999 (2.92%) se reduce a un 2.69% por debajo de su tendencia de largo plazo en el período siguiente; disminución que se explicaría por las modificaciones a la Ley de Cobranza Extrajudicial. Para el caso de la reclasificación de sobregiros vencidos de personas naturales, los efectos son igualmente los esperados: el exceso de cartera vencida de consumo aumenta a 0.18% en el período 2004–2010, mientras que el riesgo de la cartera comercial se ubica en 0.72% por debajo de su tendencia.

No obstante lo anterior, y si bien los efectos de los cambios normativos sobre las *NPL* de consumo y comerciales poseen los signos esperados, ellos no son estadísticamente significativos, aspecto que indicaría la no existencia de quiebres estructurales de importancia en las series de *NPL* empleadas.

4. Resultados

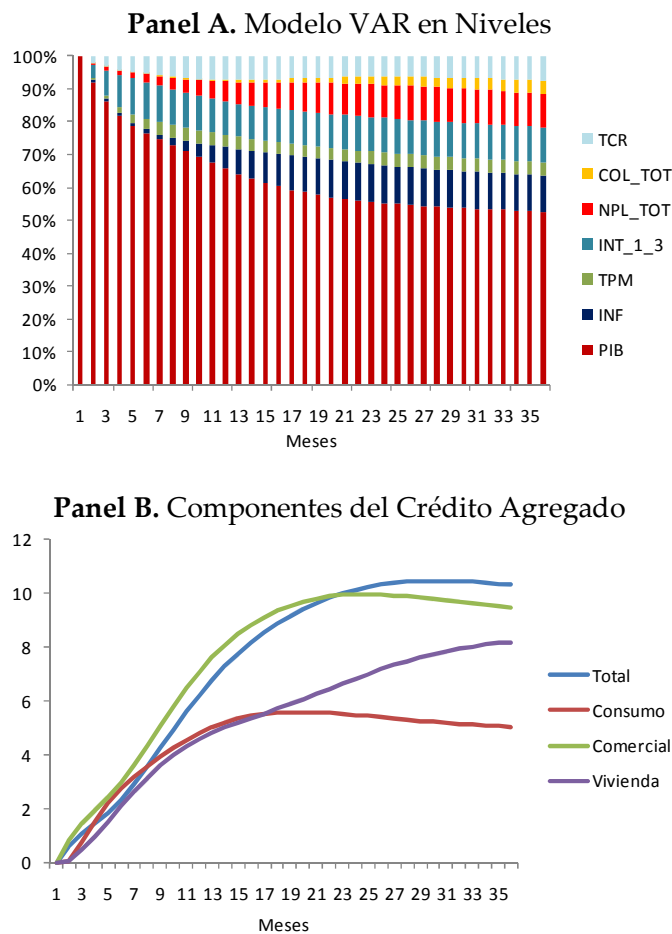
Un primer resultado corresponde a la descomposición de varianza del PIB para distintos shocks (Figura 4, Panel A). Esta primera aproximación nos permite establecer la importancia relativa a nivel macro de los shocks provenientes del mercado del crédito. En el caso de los VAR estructurales en diferencia respecto de una tendencia HP (en adelante, VAR en brechas), además del propio shock del PIB otro shock que aparece relevante es aquél de las *NPL*'s del crédito total.

Figura 4. Descomposición de la Varianza del PIB



La estimación de modelos VAR en brechas por tipo de cartera vencida (consumo, comercial y vivienda)⁸ indican 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 (Figura 2, Panel B).

Figura 5. Descomposición de la Varianza del PIB



Adicionalmente, y debido a que varias de las variables consideradas en este estudio poseen raíz unitaria, se testeó la existencia de cointegración entre ellas⁹. Los resultados indican la existencia de por lo menos cinco relaciones de cointegración, por lo que se estimó un VEC reducido, es decir, sin identificar las relaciones de cointegración, que es

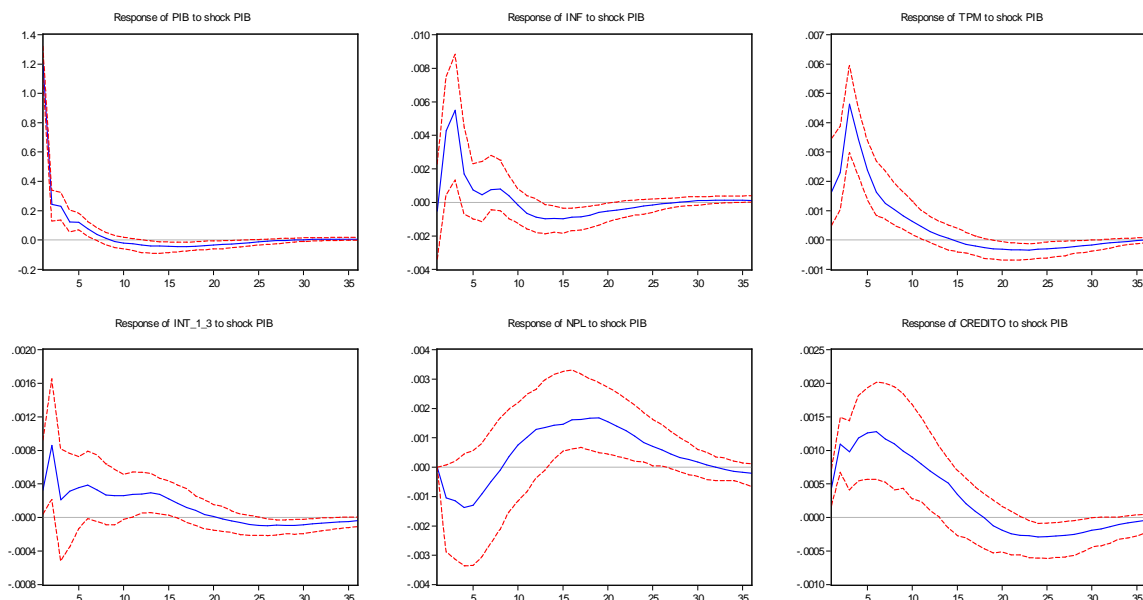
⁸ Se estimó tres VAR en brechas independientes para cada tipo de *NPL*, pero manteniendo en cada VAR el resto de las variables macro.

⁹ Para mayores detalles, ver Anexo 3.

equivalente a un VAR en niveles y con una tendencia lineal. Ambas estrategias de estimación fueron realizadas con dos rezagos, no pudiéndose rechazar las restricciones impuestas por la matriz A al 5% de significancia¹⁰. Los resultados del VAR en niveles (Figura 5, Panel A) son similares a los obtenidos con el VAR en brechas, pero con la importante diferencia que en esta estrategia de estimación los shocks a los créditos hipotecarios también explican las fluctuaciones del PIB (Figura 5, Panel B).

Los shocks analizados en este artículo son de tres tipos: shocks al PIB, para medir el efecto del ciclo económico sobre el crédito; shocks de la política monetaria; y shocks a la cartera vencida (NPL), para medir el impacto del mercado del crédito sobre las fluctuaciones económicas. Además, las bandas de las funciones impulso–respuesta fueron estimadas con un 66% de confianza debido a que la longitud de los datos y la calidad de éstos en la economía chilena pueden producir imprecisión en las estimaciones de los modelos VAR.

Figura 6. Respuesta de la Economía a un Shock en el PIB
Modelo VAR en Brechas con Crédito y NPL Total

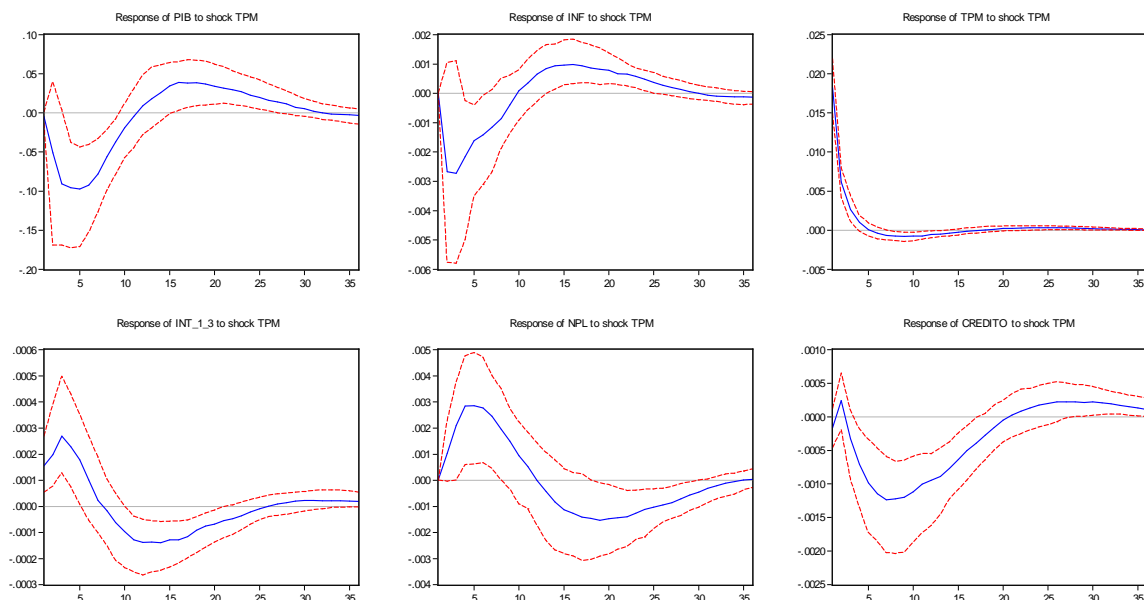


¹⁰ Estas restricciones se rechazan, especialmente, para los VAR en brechas que consideran créditos de consumo y comerciales. Para mayores detalles, ver Anexo 4.

La Figura 6 muestra la respuesta de la economía a un shock transitorio del *gap* del PIB en el VAR en brechas¹¹. La expansión de la inflación y los aumentos de las tasas de interés permiten identificar a este shock como uno de demanda. Los efectos iniciales sobre el mercado del crédito son una caída marginal del riesgo de crédito y un aumento de las colocaciones en la economía.

Sin embargo, las estimaciones indican que después de varios meses de ocurrido el shock en el PIB, las *NPL*'s aumentan. Observaremos este resultado en el resto del artículo, y como se explicará más adelante esto puede considerarse como evidencia a favor de un exceso de toma de riesgo por parte de los agentes económicos después del shock positivo del PIB y/o períodos prolongados de tasas de interés bajas (lo llamaremos *canal de toma de riesgo*), es decir, el shock positivo produce un sobre-endeudamiento, que luego de desaparecidas las condiciones favorables del shock, causa que el riesgo de crédito aumente en el mediano plazo. Este importante fenómeno será discutido en detalle en la Sección 5.

Figura 7. Respuesta de la Economía a un Shock en la TPM
Modelo VAR en Brechas con Crédito y *NPL* Total



¹¹ El PIB fue medido por el Imacec como *proxy* para datos mensuales.

En términos del modelo de la sección anterior, una interpretación para el canal de toma de riesgo sería la siguiente: el shock de demanda agregada presiona al alza los precios, con lo cual el banco central reacciona subiendo la tasa de interés, y con ello, las tasas de mercado de largo plazo. Inicialmente, la reacción del mercado bancario es un aumento del crédito, pero el exceso de optimismo produce un sobre-endeudamiento, y con esto, un aumento de las *NPL*'s en el mediano plazo.

La Figura 7 muestra un shock monetario en la tasa de política monetaria (TPM). Los efectos obtenidos se encuentran en línea con Bravo y García (2002), en el sentido que tanto el PIB como la inflación disminuye. Adicionalmente, se elevan las tasas largas que miden la efectividad de la política monetaria al afectar el consumo y la inversión, suben las *NPL*'s y cae el crédito. Pero el aumento de la tasa de interés también produce un efecto inesperado: las *NPL*'s no convergen a cero, como predeciría un modelo puro de expectativas racionales, sino que se reducen y con ello se observa incluso un resurgimiento del crédito meses después. Nuevamente, una interpretación sería una conducta de los agentes distinta de la racional, en el sentido que un exceso de pesimismo llevaría a tomar menos riesgo, lo que permitiría aumentos del crédito en el largo plazo.

La Figura 8 mide el impacto de un shock en el *gap* de cartera vencida, medido por la diferencia entre el logaritmo de la variable (desestacionalizada) y su tendencia HP. El primer resultado importante que se observa de este gráfico es que después del shock, se produce una reducción del producto. Enseguida, algunos meses después, el crédito también cae. La tasa de política monetaria parece responder a estos eventos disminuyendo cuando la reducción del *gap* del IMACEC es máxima. El efecto sobre la inflación es marginal, pero aparentemente inflacionario. En efecto, según el DSGE presentado en este trabajo, el aumento del riesgo de crédito incrementa la tasa larga, y con ello, podrían aumentar los costos financieros de las empresas y la inflación (efecto Ravenna-Walsh).

Figura 8. Respuesta de la Economía a un Shock en las *NPL*'s

Modelo VAR en Brechas con Crédito y *NPL* Total

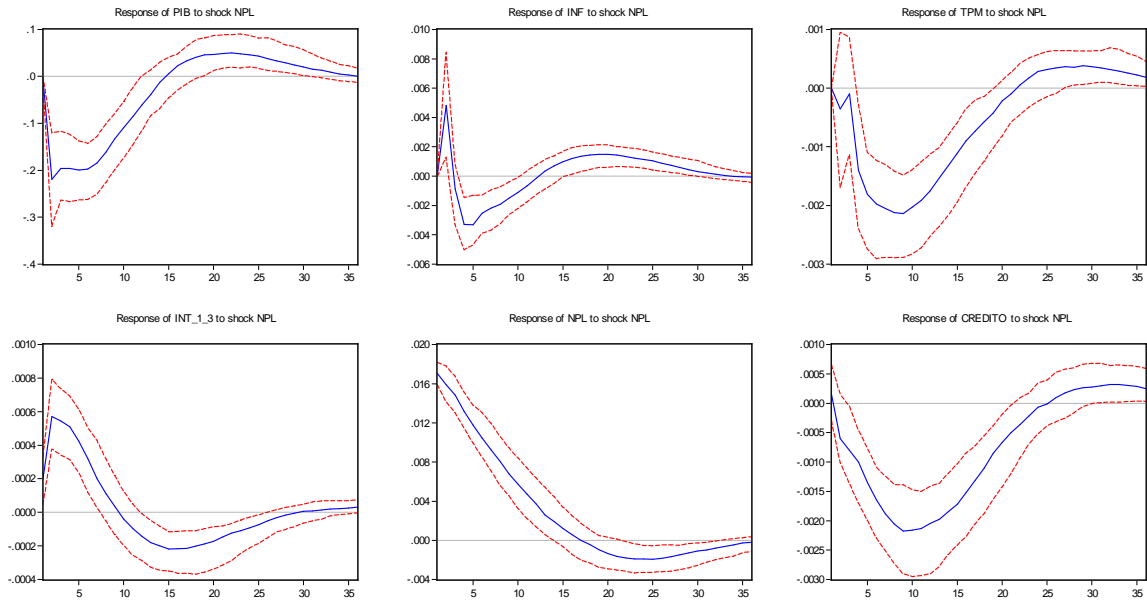


Figura 9. Respuesta de la Economía a un Shock en el PIB

Modelo VAR en Brechas con Crédito y *NPL* de Consumo

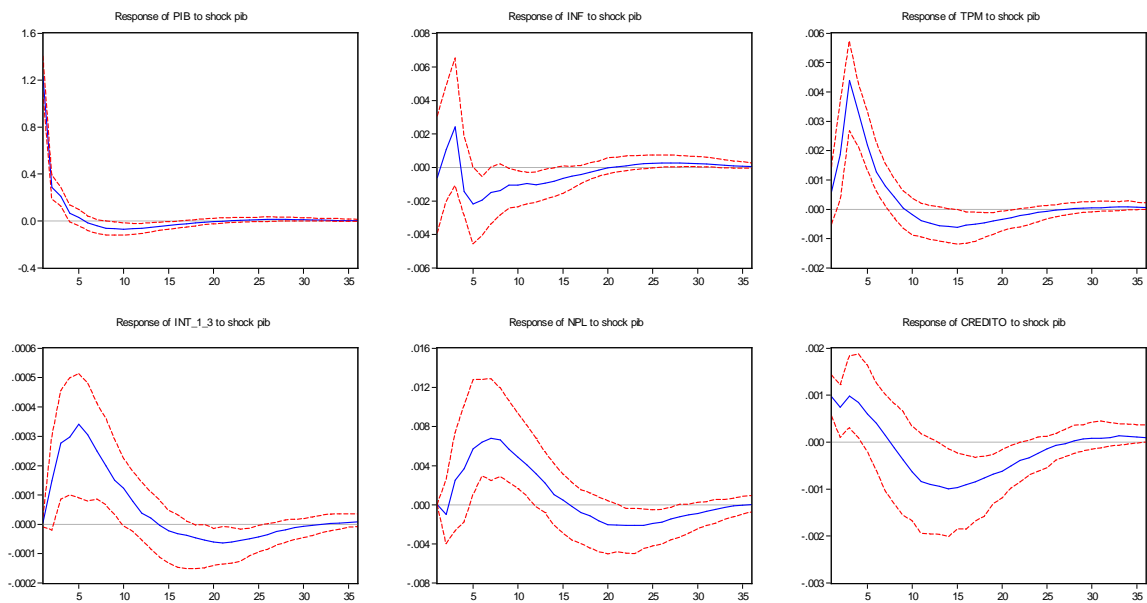


Figura 10. Respuesta de la Economía a un Shock en la TPM

Modelo VAR en Brechas con Crédito y *NPL* de Consumo

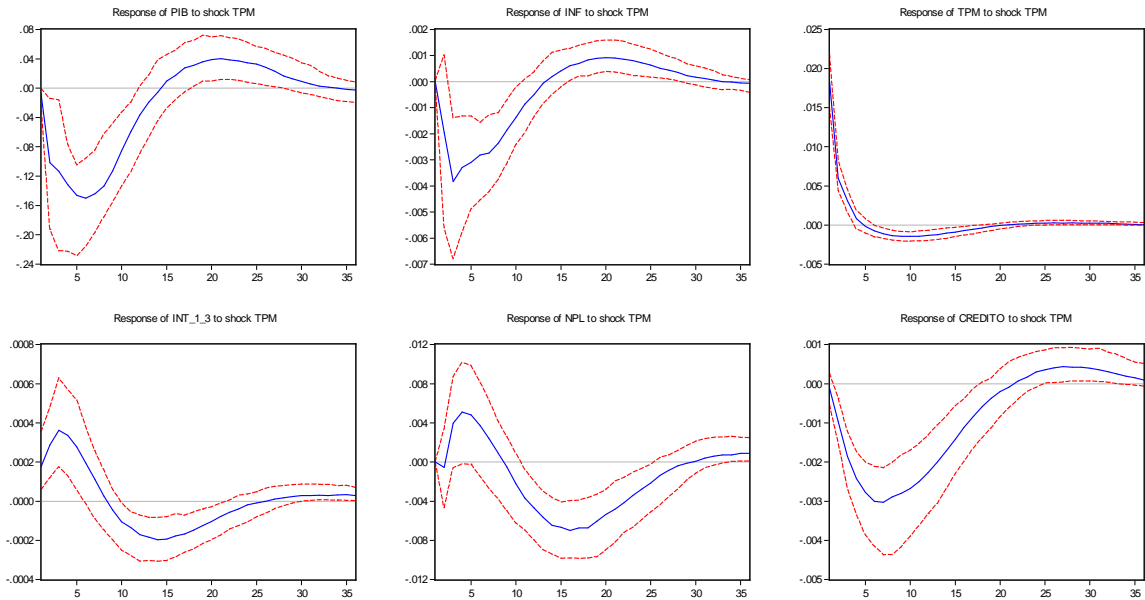
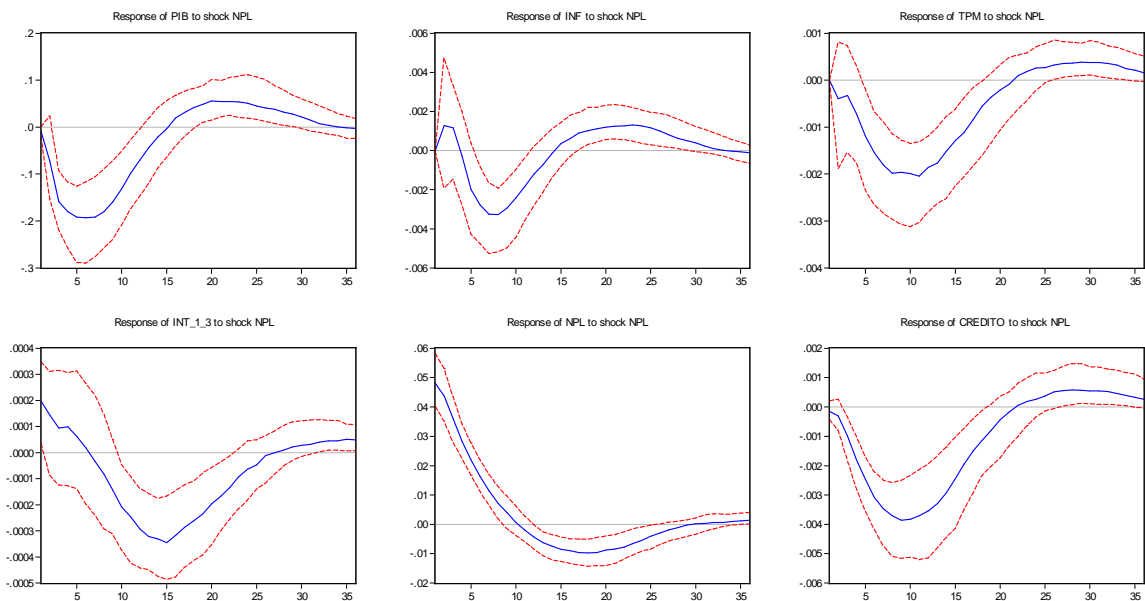


Figura 11. Respuesta de la Economía a un Shock en las *NPL*'s

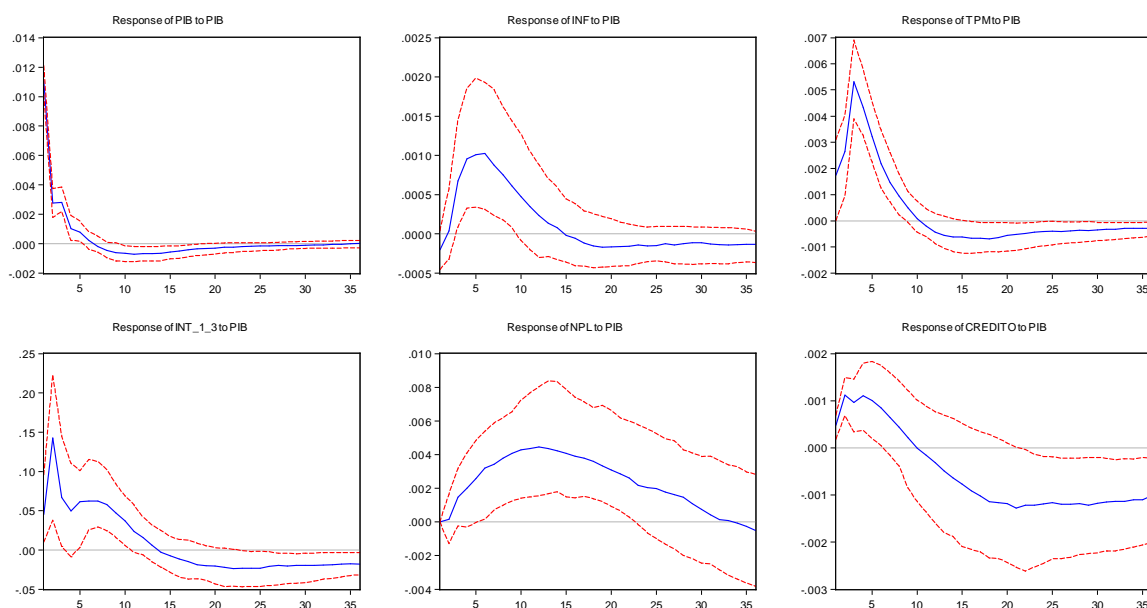
Modelo VAR en Brechas con Crédito y *NPL* de Consumo



Las Figuras 9 a 11 muestran el VAR en brecha pero donde se sustituyó el crédito total por el crédito de consumo que resultó ser el más relevante en el ejercicio de descomposición de varianza. Los resultados son similares a los encontrados a nivel agregado pero es menos clara la evidencia a favor del efecto Ravenna-Walsh. Sin embargo, esto se revierte en caso de usar el crédito comercial en vez del crédito de consumo, pero se pierde evidencia a favor del canal de toma de riesgo¹². En otras palabras, en la estrategia VAR en brecha el efecto del canal de toma de riesgo se encuentra cuando se considera los créditos de consumo, y como era esperado, el efecto Ravenna-Walsh está presente cuando se consideran los créditos comerciales debido a que éstos son dirigidos a las empresas más que a los consumidores.

Figura 12. Respuesta de la Economía a un Shock en el PIB

Modelo VAR en Niveles con Crédito y *NPL* Total

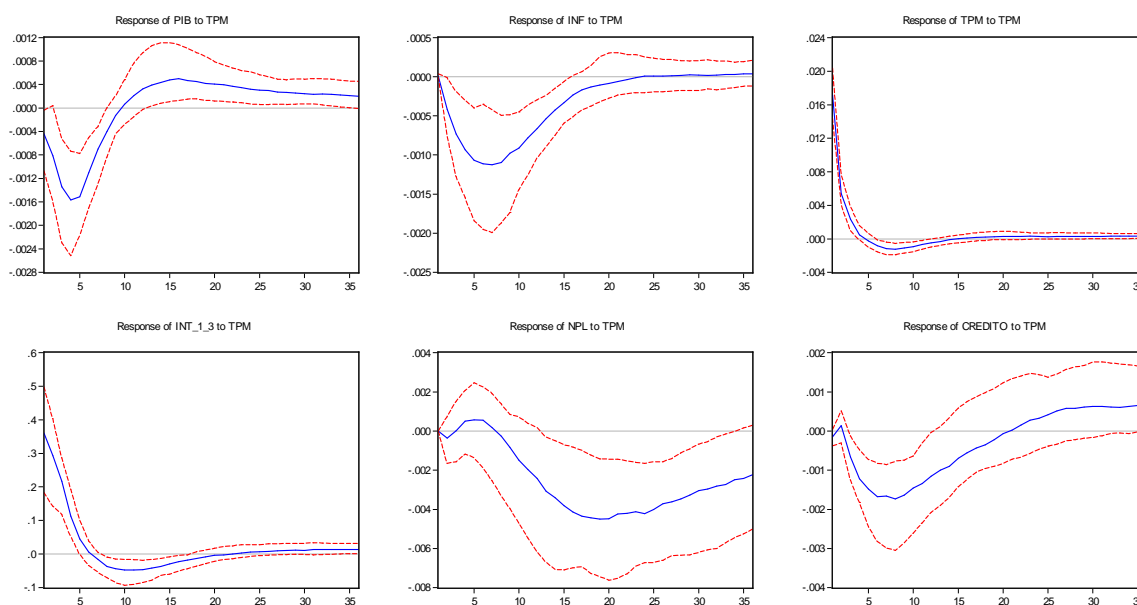


El segundo conjunto de gráficos corresponde al modelo VAR en niveles. Ellos fueron estimados con dos rezagos de acuerdo a los test econométricos realizados, mientras

¹² Las funciones impulso–respuesta del modelo VAR en brecha con crédito comercial se presentan en el Anexo 5.

que las restricciones impuestas en base al modelo de la Sección 2 no se rechazan al 5% de significancia¹³. La Figura 12 muestra la respuesta de la economía a un shock transitorio en el crecimiento mensual del PIB. Los efectos son muy parecidos a los encontrados con el modelo VAR en brechas: el shock del PIB es inflacionario y produce una tasa de interés de política monetaria (TPM) más alta, elementos que son concordantes con el DSGE presentado en la Sección 2; la mayor inflación produce una reacción del banco central aumentando la TPM, la cual se transmitiría a las tasas de mercado de más largo plazo (INT)¹⁴. Como resultado, el consumo debe disminuir, presionando la inflación a la baja.

Figura 13. Respuesta de la Economía a un Shock en la TPM
Modelo VAR en Niveles con Crédito y *NPL* Total



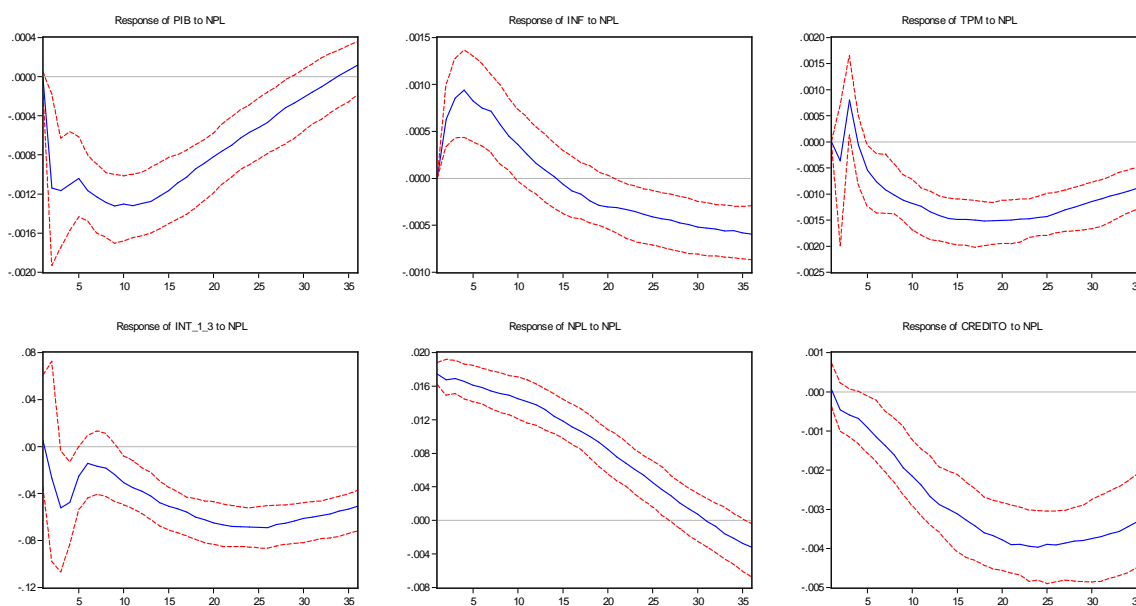
Sin embargo, existen diferencias en el comportamiento del mercado crediticio respecto del VAR en brechas. El aumento del riesgo de crédito se da desde el comienzo, y

¹³ Para mayor detalle, ver Anexo 6.

¹⁴ INT es un nombre genérico para referirse a la tasa de interés relevante para cada tipo de crédito. De este modo, para los créditos comerciales se utilizó la tasa de interés de colocaciones entre 30 a 89 días, para los créditos de consumo se utilizó la tasa de interés de colocaciones entre 1 a 3 años, y para los créditos hipotecarios se empleó la tasa de mutuos hipotecarios endosables.

después de alcanzar un máximo, las colocaciones totales empiezan a caer fuertemente. En otras palabras, la dinámica de las *NPL*'s muestra una evidencia más fuerte del canal de toma de riesgo. En relación al shock de la TPM (Figura 13), nuevamente el VAR en niveles comparte elementos en común con el VAR en brechas: el PIB y la inflación disminuye, mientras que las tasas largas aumentan. Las *NPL*'s, si bien tienden a aumentar inicialmente, luego de un tiempo caen. Esto señalaría un exceso de pesimismo por parte de los agentes, lo que se traduciría en una menor toma de riesgo y en una consecuente reducción de la cartera vencida. Consistente con este comportamiento, las colocaciones disminuyen inicialmente y tienden a aumentar hacia finales del tercer año.

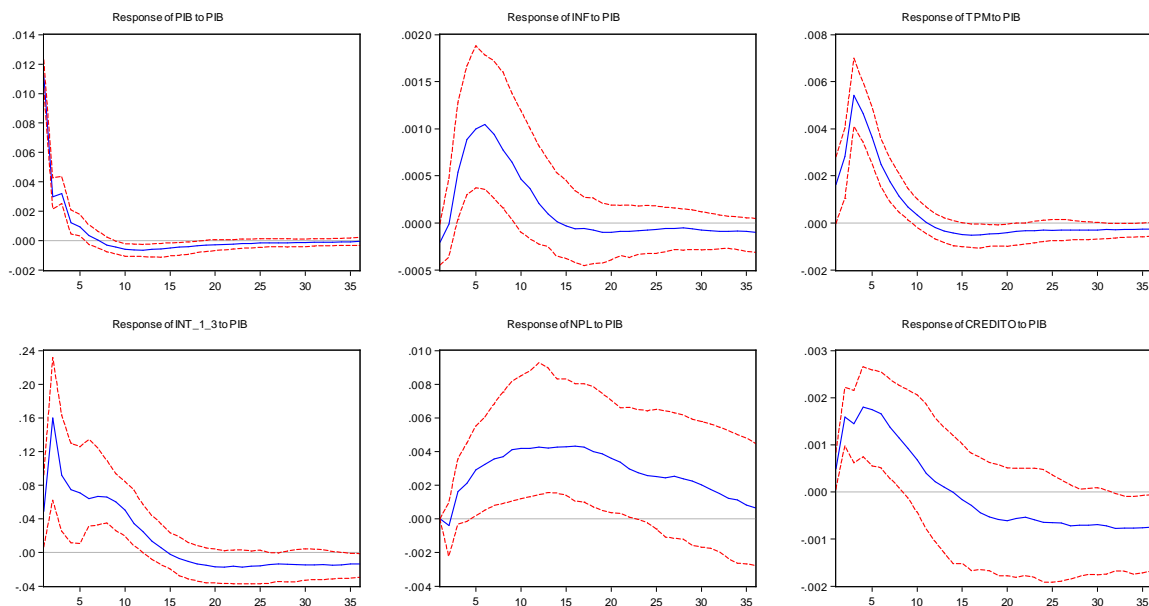
Figura 14. Respuesta de la Economía a un Shock en las *NPL*'s
Modelo VAR en Niveles con Crédito y *NPL* Total



En relación al shock de las *NPL*'s (Figura 14), nuevamente el VAR en niveles muestra que tal shock produce una caída de la actividad con incrementos en la inflación. Sin embargo, no es clara la evidencia a favor del efecto Ravenna-Walsh puesto que las tasas de mercado no aumentan.

Observando el VAR en niveles, pero con crédito comercial (Figuras 15 a 17), las tasas de mercado suben marginalmente en el impacto. Pero este efecto no se observa para el caso de los créditos de consumo e hipotecarios¹⁵. En este último, si bien las tasas de mercado de largo plazo aumentan, el incremento de la inflación no es estadísticamente significativo (ver Anexo 6).

Figura 15. Respuesta de la Economía a un Shock en el PIB
Modelo VAR en Niveles con Crédito y *NPL* Comercial



¹⁵ Las funciones impulso–respuesta relacionadas se encuentran en el Anexo 7.

Figura 16. Respuesta de la Economía a un Shock en la TPM

Modelo VAR en Niveles con Crédito y *NPL* Comercial

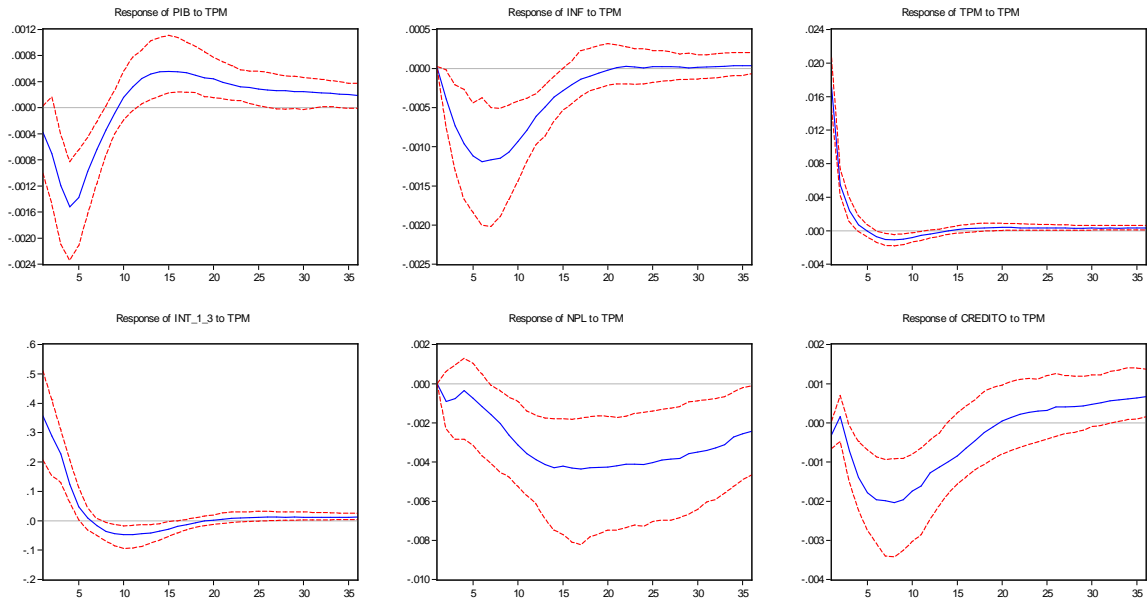
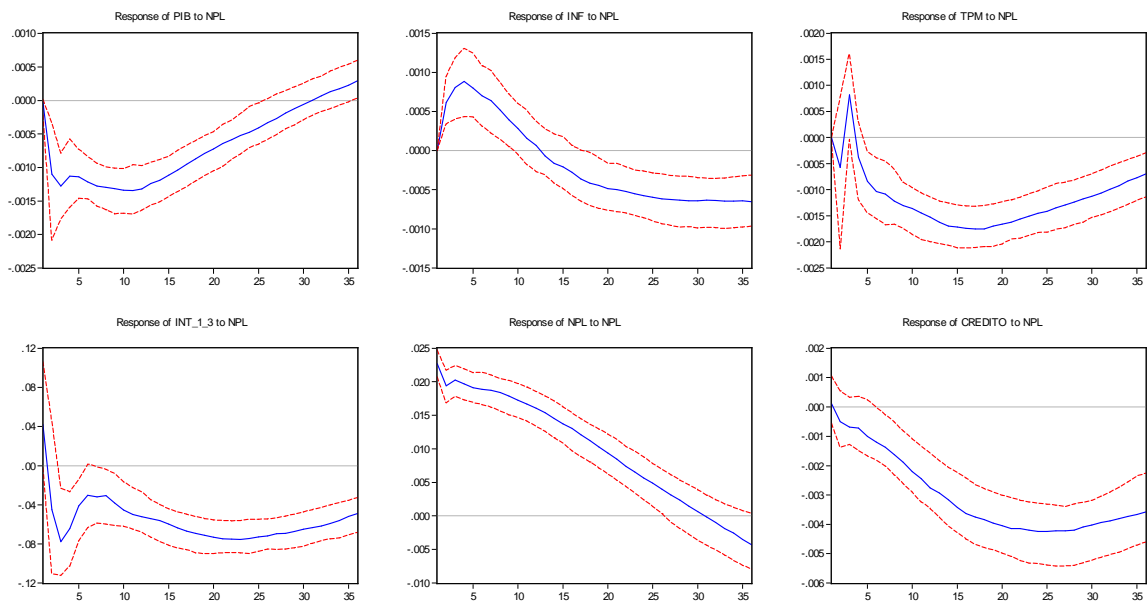


Figura 17. Respuesta de la Economía a un Shock en las *NPL*'s

Modelo VAR en Niveles con Crédito y *NPL* Comercial



4. El Canal de Toma de Riesgo

En esta sección investigamos más en 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 como los bancos miden su riesgo (Bernanke, Gertler y Gilchrist, 1996). Más aún, Gambacorta (2009) postula que la mayor toma de riesgo podría transformarse en causante de crisis financieras puesto que bajas tasas de interés producirían expansiones desmedidas del crédito y exacerbarían las fases de expansión y contracción del ciclo económico. Este mecanismo ha sido identificado como el “canal de toma de riesgo” (*risk-taking channel*) por autores como Borio y Zhu (2008), y Adrian y Shin (2009).

Con el objetivo de medir el canal de toma de riesgo, en esta sección recurrimos a una estrategia ya utilizada para analizar la asimetría de la política monetaria. Esta consiste en separar la tasa de política monetaria en dos series independiente entre sí: una para los aumentos y otra para las reducciones (TPMN y TPMP, respectivamente). Sin embargo, para medir apropiadamente el canal de toma de riesgo se debe considerar no sólo 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/o caídas de la TPM en términos acumulados. En otras palabras, si la TPM disminuye, por ejemplo, durante tres meses consecutivos, entonces las caídas de cada mes son sumadas, de tal forma que en cada mes no sólo será importante por la caída adicional sino que también por cuánto se ha acumulado hasta ese mes. En efecto, creemos que la sola caída de la tasa de interés captura sólo 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.

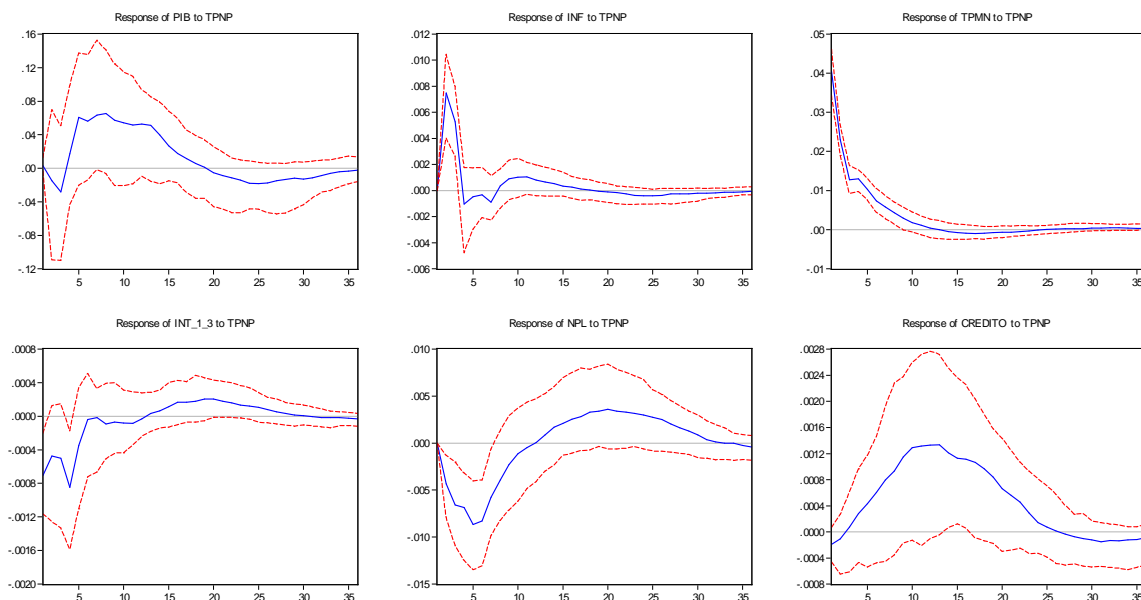
Para lo anterior, tomamos como referencia el VAR en brecha con créditos de consumo, pero incluyendo ahora una nueva variable para incorporar los cambios positivos

y negativos d la tasa de interés. A diferencia de los VAR anteriores, el orden del modelo es de tres rezagos de acuerdo a los criterios empleados para tales propósitos (ver Anexo 8). Así, el nuevo vector de variables (X) es el siguiente:

$$X' = [y, \pi, i^{negativa}, i^{positiva}, R^F, NPL, L^{consumo}, e] \quad (14)$$

Como se observa en el las Figuras 18 y 19, existen importantes diferencias en la respuesta de la economía cuando los aumentos de la TPM son positivos o negativos, a pesar que sus magnitudes han sido similares. Desde un 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.

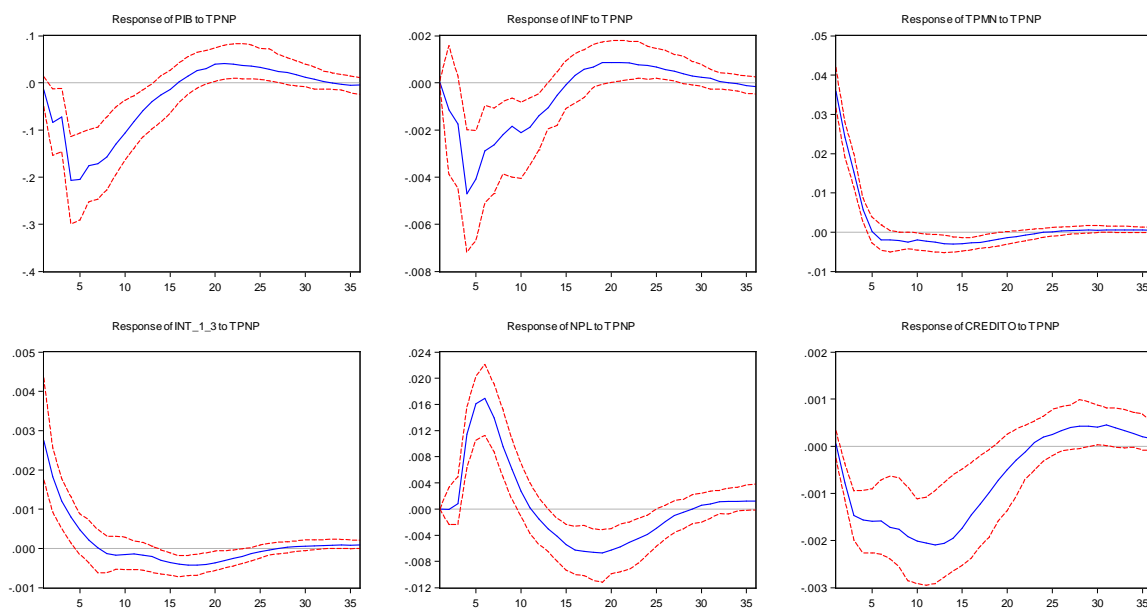
Figura 18. Respuesta a una Caída de la TPM (1)



(1) La caída de la TPM se presenta en términos absolutos.

La respuesta del crédito y las *NPL*'s es también asimétrica. La caída de la TPM (presentada por su valor absoluto, es decir, en el Gráfico 18 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 que la TPM sube, aumentan las *NPL*'s, caen luego los créditos, y en la medida que el riesgo de crédito se va moderando, las colocaciones se recuperan con algunos meses de rezago.

Figura 19. Respuesta a un Aumento de la TPM



La Figura 18 la interpretamos como evidencia econométrica a favor del nexo entre bajas tasas de interés y una mayor toma de riesgo por parte de los agentes. En otras palabras, ésta 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, Gambacorta y Marqués Ibáñez, 2009). La Figura 19, en cambio y en forma significativa, la

interpretamos como evidencia econométrica a favor del nexo entre altas tasas de interés y un exceso de pesimismo. Este gráfico señala que la caída posterior de la cartera vencida se produce antes que los créditos de consumo aumenten a finales del período considerado de tres años.

5. 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, medido por fluctuaciones en el producto. Segundo, la manera en como el aumento del riesgo de crédito afecta la producción, la inflación y las tasas de interés.

La incorporación de los mercados financieros y del crédito ha sido un componente omitido al momento de diseñar modelos para medir y evaluar la política monetaria en los últimos veinte años (Banco Central de Chile, 2003). A nivel internacional, la creencia que los mercados financieros funcionaban lo suficientemente bien sesgó el análisis y el diseño de política monetaria hacia la inflación de bienes y servicios, dejando de lado el precio de los activos y las expansiones excesivas del crédito. En este estudio incorporamos distintos tipos de crédito y carteras vencidas al análisis de la economía chilena. El primer paso consiste en formular un DSGE simple para discutir las posibles formas de identificar los modelos de series de tiempo, así como también los resultados que se podrían esperar en caso de incluir estas nuevas variables en los modelos. En seguida, se estiman dos tipos de modelos de series de tiempo: VAR en brechas y un VAR en niveles (o VEC reducido), que cubren restricciones tanto de corto como de largo plazo para identificar los shocks estructurales.

Los resultados –en muchos sentidos– corresponden a los esperados: el ciclo económico expande las colocaciones. Sin embargo, hay dos fenómenos importantes y novedosos que aparecen en la evidencia encontrada en este artículo. Primero, los resultados de ambos tipos de VAR señalan la posible existencia de un exceso de

optimismo y pesimismo por parte de los agentes, dependiendo de si el ciclo de la economía pasa por momentos expansivos o contractivos, respectivamente. Así, se observó un aumento de la cartera vencida en los créditos de consumo después de períodos de expansión del PIB (canal de toma de riesgo). 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, shocks exógenos que traspasan créditos comerciales a cartera vencida podrían producir aumentos marginales de la inflación (efecto Ravenna-Walsh) debido a aumentos en el costo del crédito efectivo para las empresas.

Referencias

- [1] Adrian, T. y H. Shin (2009). "Financial Intermediaries and Monetary Economics", Staff Reports Nr. 398, Federal Reserve Bank of New York.
- [2] Akerlof, G. y R. Shiller (2009). *Animal Spirits: How Human Psychology Drive the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism*, Princeton University Press.
- [3] Altumbas, Y., L. Gambacorta y D. Marqués Ibañez (2009). "An Empirical Assessment of the Risk-Taking Channel", paper presented at the BIS/ECB Workshop on "Monetary Policy and Financial Stability", 10-11 September, Basel.
- [4] Banco Central de Chile (2003). "Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile".
- [5] Bank of England (2009). "The Role of Macroprudential Policy", Discussion Paper.
- [6] Bernanke, B. (1986). "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", en K. Brunner y A. H. Meltzer "Real Business Cycles, Real Exchange Rates - Actual Policies", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25: 49-100.
- [7] Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1996). "The Financial Accelerator and the Flight to Quality", *The Review of Economics and Statistics* 48: 1-5.
- [8] 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: 151-174.

- [9] Blanchard, O. J., G. Dell’Ariccia y P. Mauro (2010). “Rethinking Macroeconomic Policy”, IMF Staff Position Note, International Monetary Fund.
- [10] Blanchard, O. J. y D. Quah (1989). “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review* 79: 655-673.
- [11] Blanchard, O. J. y M. Watson (1986). "Are Business Cycles All Alike?", NBER Chapters in “The American Business Cycle: Continuity and Change”, National Bureau of Economic Research, pp. 123-180.
- [12] Bloem, A. M. y R. Freeman (2005). “The Treatment of Nonperforming Loans”, Issue Paper prepared for the July 2005 Meeting of the Advisory Expert Group on National Accounts, International Monetary Fund.
- [13] Borio, C. y H. Zhu (2008). “Capital Regulation, Risk Taking, and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism”, BIS Working Paper Nr. 268, Bank for International Settlements.
- [14] 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.
- [15] Brunnermeier, M. (2008). “Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-2008”, *Journal of Economic Perspective* 23(1): 77-100.
- [16] 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, International Center for Monetary and Banking Studies.
- [17] Bühlmann, P. (1997). “Sieve Bootstrap for Time Series”, *Bernoulli* 3(2): 123-148.
- [18] Calvo, G. A. (1983). “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383-398.
- [19] Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (1999). “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?”, en J. Taylor and M. Woodford (Editores), *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland.
- [20] Cochrane, J. (2005). *Asset Pricing*, Princeton University Press.
- [21] Engle, R. y C. Granger (1987). “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica* 55: 251-276.

- [22] Farmer, R. (2010). *How the Economy Works: Confidence, Crashes and Self-Fulfilling Prophecies*, Oxford University Press.
- [23] FMI (2010). Global Financial Stability Report, International Monetary Fund.
- [24] Galí, J. (1992). "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?", *Quarterly Journal of Economics*: 709-738.
- [25] Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*, Princeton University Press.
- [26] Gambacorta, L. (2009). "Monetary Policy and the Risk-Taking Channel", BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements.
- [27] García, C. J. (2001). "Políticas de Estabilización en Chile Durante los Noventa", Documento de Trabajo Nr. 132, Banco Central de Chile.
- [28] García, C. J. y J. Restrepo (2003). "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile", *Money Affairs* 16(1): 69-88.
- [29] Gertler M. y P. Karadi (2009). "A Model of Unconventional Monetary Policy", *Mimeo*, New York University.
- [30] Gertler M. y N. Kiyotaki (2009). "Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis", *Mimeo*, New York University and Princeton University.
- [31] Gianni A. y C. Giannini (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2a Edición, Berlin: Springer-Verlag.
- [32] Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [33] Hoggarth, G., S. Sorensen y L. Zicchino (2005). "Stress Test of UK Banking: A VAR Approach", Working Paper Nr. 282, Bank of England.
- [34] Jaimovich, N. y S. Rebelo (2007). "Behavioral Theories of the Business Cycle", *Journal of the European Economic Association* 5(2-3): 361-368.
- [35] Jimenez, G., S. Ogena, J. Peydrò y J. Saurina (2009). "Hazardous Times for Monetary Policy: What do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Momentary Policy on Credit Risk-Taking?", Working Papers Nr. 833, Bank of Spain.

- [36] Johansen, S. (1995). *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- [37] Kiyotaki N. y J. Moore (2008). "Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy", *Mimeo*, Princeton University, Edinburgh University y London School of Economics.
- [38] Landerretche, O., F. Morandé y K. Schmidt-Hebbel (1999). "Inflation Targets and Stabilization in Chile", Documento de Trabajo Nr. 55, Banco Central de Chile.
- [39] MacKinnon, J. G., A. Haug y L. Michelis (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics* 14(5): 563-577.
- [40] Matus, J. M. (2007). "Indicadores de Riesgo de Crédito: Evolución de la Normativa", *Mimeo*, Banco Central de Chile.
- [41] Matus, J. M., N. Silva, A. Marinovic y K. Flores (2010). "Una Visión Global de la Deuda Financiera de los Hogares Chilenos en la Última Década", *Estudios Económicos Estadísticos* Nr. 81, Banco Central de Chile.
- [42] Mies, V., F. Morandé y M. Tapia (2002). "Monetary Policy and Transmission Mechanisms: New Elements for an old Debate", *Economía Chilena* 5(3): 29-66.
- [43] Milani, F. (2011). "Expectations Shocks and Learning as Drivers of the Business Cycle", *The Economic Journal* 121(552): 379-401.
- [44] Mishkin F. y K. Schmidt-Hebbel (2006). "Monetary Policy Under Inflation Targeting: An Introduction", *Economía Chilena* 9(3): 5-17.
- [45] Pesaran. H. y Y. Shin (1998). "Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters* 58: 17-29.
- [46] Puri, M. y D. Robinson (2006). "Optimism and Economic Choice", *Journal of Financial Economics* 86: 71-99.
- [47] Rajan, R. (2005). "Has Financial Development Made the World Riskier?", NBER Working Paper Nr. 11728, National Bureau of Economic Research.
- [48] Ravenna, F. y C. Walsh (2006). "Optimal Monetary Policy with the Cost Channel", *Journal of Monetary Economics* 53(2): 199-216.

- [49] Sagner, A. (2011). "El Índice de Cartera Vencida como Medida de Riesgo de Crédito: Análisis y Aplicación al Caso de Chile", Documento de Trabajo Nr. 618, Banco Central de Chile.
- [50] Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48(1): 1-48.
- [51] Sims, C. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [52] Smets, F. y R. Wouters (2002). "Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics* 49: 947-981.
- [53] Sorge, M. (2004). "Stress-Testing Financial System: An Overview of Current Methodologies", BIS Working Paper Nr. 14, Bank for International Settlements.
- [54] Valdés, R. (1997). "Transmisión de la Política Monetaria en Chile", Documento de Trabajo Nr. 16, Banco Central de Chile.
- [55] Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

A. Anexos

A.1. Literatura: Identificación de Shocks Macroeconómicos en Modelos de Series de Tiempo y Mercados Financieros

La identificación de los shocks estructurales en un modelo VAR necesita de información *a priori* respecto de cómo funciona la economía y en su mayoría han sido usados para determinar el impacto de la política monetaria. Una estrategia líder en la literatura es la propuesta por Sims (1980) que utiliza una descomposición recursiva –o más conocida por *Cholesky*– de la matriz de varianzas y covarianzas para la identificación exacta de los shocks.

También existen descomposiciones parcialmente recursivas (*lower triangular form*) o semi-estructurales como la propuesta por Christiano, Eichenbaum y Evans (1999) que han resultado ser muy útiles para identificar shocks monetarios (García, 2001; Bravo y García, 2002). Por ejemplo, se puede suponer 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 importa sólo la identificación del shock monetario, no es necesario seguir con la recursividad –de ahí el nombre de semi-estructural– con el resto de las variables (producto, tipo de cambio, crédito, etc.) en las que podría no ser evidente si la descomposición de *Cholesky* es la apropiada o no 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 como Bernanke (1986), Blanchard y Watson (1986), Sims (1986) y Halmilton (1994). Todas estas estrategias son conocidas como “restricciones de corto plazo” porque restringen el efecto del impacto de los shocks en la economía sólo en el primer período. Estas restricciones se basan en modelos económicos (IS-LM, demanda agregada con curva de Phillips, etc.), sin embargo la dinámica posterior queda libre y viene dada por la forma reducida del VAR.

Una crítica a esta estrategia de corto plazo es que existen infinitas formas de identificar un mismo VAR. Una alternativa levemente diferente es que después de

identificar exactamente el VAR, se pueden eliminar parámetros no significativos con un test de sobre-identificación (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.

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 una validez limitada.

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 componentes transitorios y permanentes. Ellos suponen que los shocks pueden ser identificados en dos tipos: los de demanda y los de oferta. Así, de acuerdo a 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 otro, que permanece, es de oferta. Sin embargo, nuevamente la iniciación del proceso de identificación es arbitraria y está basada en creencias particulares del investigador, como por ejemplo la tasa natural o el funcionamiento de la economía.

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). El co-movimiento entre variables a través del tiempo puede ser interpretado como prueba de la existencia de ciertas relaciones de equilibrio que han sido planteadas por la teoría económica (PPP, paridad no cubierta, demanda por dinero, etc.).

En caso que ellas existan, se puede construir un modelo VAR, pero ajustado con términos de “corrección de errores”, que son los errores de las relaciones de cointegración. Este nuevo modelo se conoce por VEC (Johansen, 1995), y en el que los términos de corrección de errores funcionan, primero, como mecanismos de ajustes entre las variables para asegurar una convergencia de largo plazo, y segundo, para testear exogenidad débil entre variables (causalidad *a là* Granger). 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, se deben usar nuevamente estrategias como la de *Cholesky* o la estructural para este propósito.

Tomando en consideración esta amplia literatura para identificar shocks, nosotros consideramos un espectro amplio posible de técnicas para estudiar la conexión entre ciclo económico, política monetaria y crédito. Para este efecto, se utilizará una estrategia de identificación de corto plazo (VAR estructural) donde implícitamente, en algunos casos, se incluirán relaciones de largo plazo entre variables (VEC reducido, es decir, donde las relaciones de largo plazo son consideradas pero no identificadas).

En la práctica, el análisis de la política monetaria mediante VAR's se ha restringido a incluir variables como la inflación, el PIB, el tipo de cambios y diferentes tipos de tasas de interés, incluida la tasa de política monetaria, pero no se incluye el mercado del crédito. Al respecto, los modelos VAR en Chile tienen una larga historia, por citar algunos autores: Valdés (1997); Landerretche, Morandé y Schmidt-Hebbel (1999); García (2001); y Mies, Morandé y Tapia (2002). La mayoría de ellos utilizan identificaciones recursivas o semi-recursivas para medir la transmisión de la política monetaria y ser usada 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 *commodities* como cobre y petróleo, etc.).

Sin embargo, el uso de la metodología VAR y su respectiva identificación para analizar el impacto de los mercados financieros sobre la economía es más reciente. Por ejemplo, Hoggarth, Sorensen y Zicchino (2005) emplean una identificación tipo *Cholesky* para

capturar potenciales efectos *feedback* desde la fragilidad de los bancos privados a la macroeconomía. Sorge (2004) también resalta la metodología VAR para su potencial uso en el análisis de *stress test* en bancos.

A.2. Forma Exacta de la Matriz A del VAR Identificado

De acuerdo a los supuestos de identificación del modelo DSGE, la matriz A de la **Sección 2** puede escribirse como una matriz de ceros y unos de la siguiente manera:

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

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 a A' son válidas (Gianni y Giannini, 1997).

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

En la **Sección 5**, la nueva matriz de restricciones A se encuentra definida como:

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

A.3. Test de Cointegración

Tabla A.3.1. Test de Cointegración – Test de la Traza

Relaciones de Cointegración	Valor Propio	<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value (1)
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

(1) *p*-values obtenidos de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

Tabla A.3.2. Test de Cointegración – Test del Máximo Valor Propio

Relaciones de Cointegración	Valor Propio	<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value (1)
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

(1) *p*-values obtenidos de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

A.4. Orden de Rezagos y Test de Sobre-Identificación Modelo VAR en Brechas

Tabla A.4.1. Orden de Rezagos – Crédito Total (1)

Rezago	log(L)	LR	FPE (2)	AIC	BIC	HQ
0	1776.00		5880.00	-22.11	-21.98	-22.06
1	2433.23	1248.74	2.94	-29.72	-28.64	-29.28
2	2487.86	99.01	2.75	-29.79	-27.77	-28.97
3	2527.82	68.93	3.10	-29.67	-26.71	-28.47
4	2560.61	53.70	3.86	-29.47	-25.57	-27.89
5	2596.83	56.15	4.65	-29.31	-24.47	-27.34
6	2640.82	64.33	5.15	-29.25	-23.46	-26.90
7	2677.45	50.37	6.36	-29.09	-22.37	-26.36
8	2713.58	46.51	8.07	-28.93	-21.26	-25.82

(1) Los criterios considerados son el Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

(2) Valores $\times 10^{-22}$.

Tabla A.4.2. Orden de Rezagos – Créditos Comerciales (1)

Rezago	log(L)	LR	FPE (2)	AIC	BIC	HQ
0	1724.31		1120.00	-21.47	-21.33	-21.41
1	2329.20	1149.29	1.08	-28.42	-27.34	-27.98
2	2383.22	97.91	1.02	-28.48	-26.46	-27.66
3	2421.58	66.17	1.17	-28.34	-25.38	-27.14
4	2459.79	62.57	1.36	-28.21	-24.31	-26.63
5	2494.99	54.56	1.66	-28.04	-23.19	-26.07
6	2541.44	67.93	1.78	-28.01	-22.22	-25.66
7	2579.61	52.49	2.16	-27.87	-21.14	-25.14
8	2616.84	47.94	2.70	-27.72	-20.05	-24.61

(1) Los criterios considerados son el Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

(2) Valores $\times 10^{-21}$.

Tabla A.4.3. Orden de Rezagos – Créditos de Consumo (1)

Rezago	log(L)	LR	FPE (2)	AIC	BIC	HQ
0	1577.43		7040.00	-19.63	-19.50	-19.58
1	2249.16	1276.30	2.93	-27.41	-26.34	-26.98
2	2313.12	115.91	2.44	-27.60	-25.58	-26.78
3	2354.55	71.47	2.70	-27.51	-24.55	-26.30
4	2388.72	55.95	3.31	-27.32	-23.42	-25.74
5	2431.07	65.64	3.69	-27.24	-22.39	-25.27
6	2468.35	54.52	4.45	-27.09	-21.31	-24.74
7	2532.66	88.43	3.89	-27.28	-20.56	-24.55
8	2568.59	46.25	4.94	-27.12	-19.45	-24.01

(1) Los criterios considerados son el Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

(2) Valores $\times 10^{-21}$.

Tabla A.4.4. Test de Sobre-Identificación

Modelo	Test LR (χ^2_3)	<i>p</i> -value
Crédito Total	7.062	0.070
Créditos Comerciales	5.038	0.169
Créditos de Consumo	1.711	0.635

A.5. Funciones Impulso-Respuesta Modelo VAR en Brechas – Créditos Comerciales

Figura A.5.1. Respuesta de la Economía a un Shock en el PIB

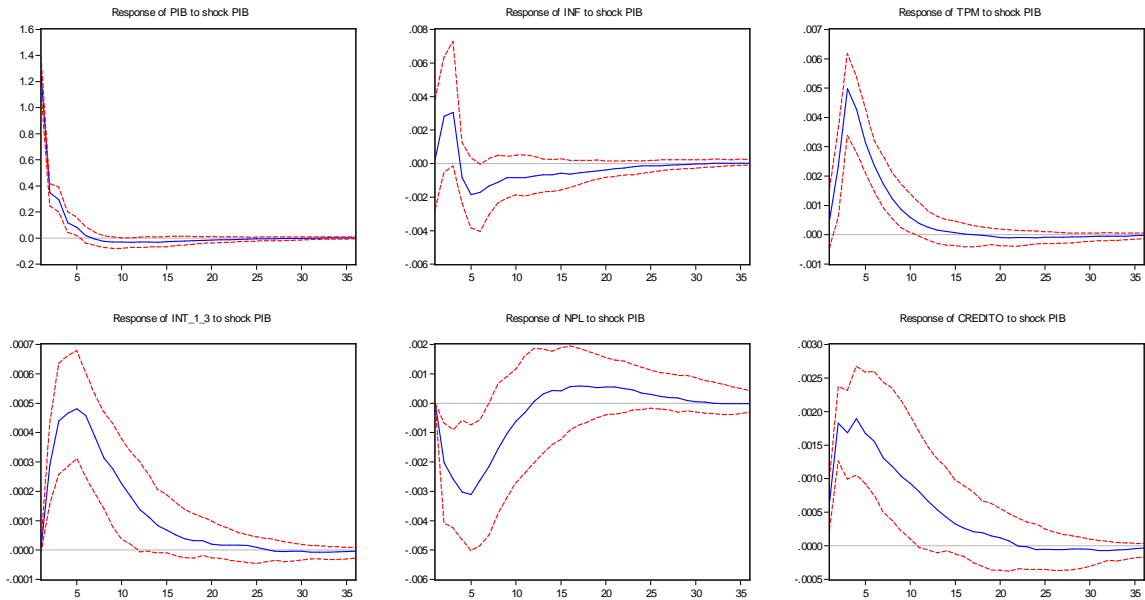


Figura A.5.2. Respuesta de la Economía a un Shock en la TPM

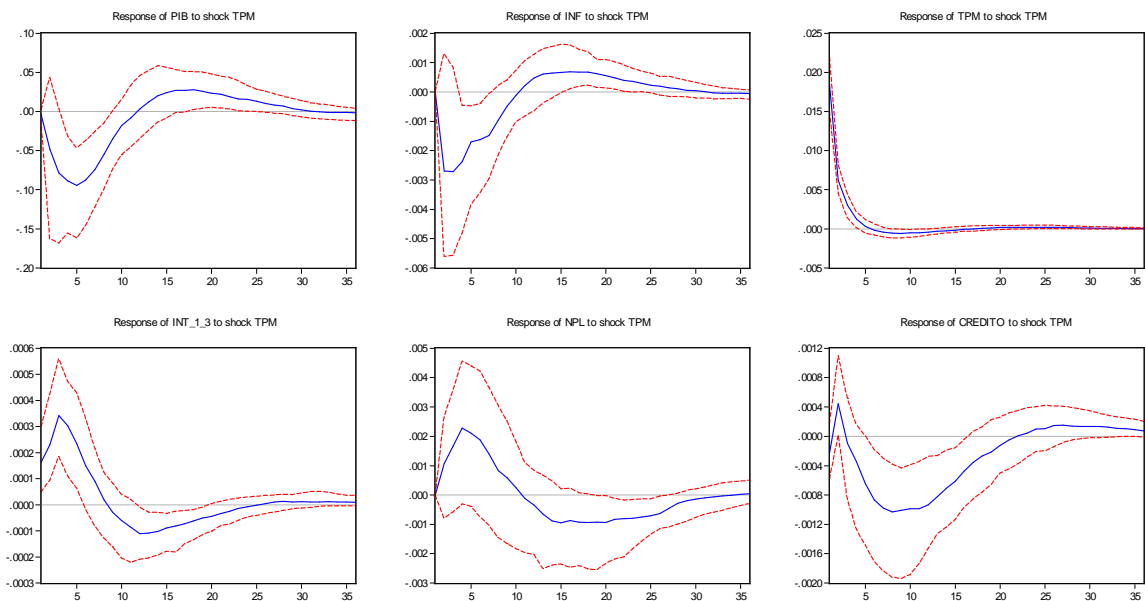
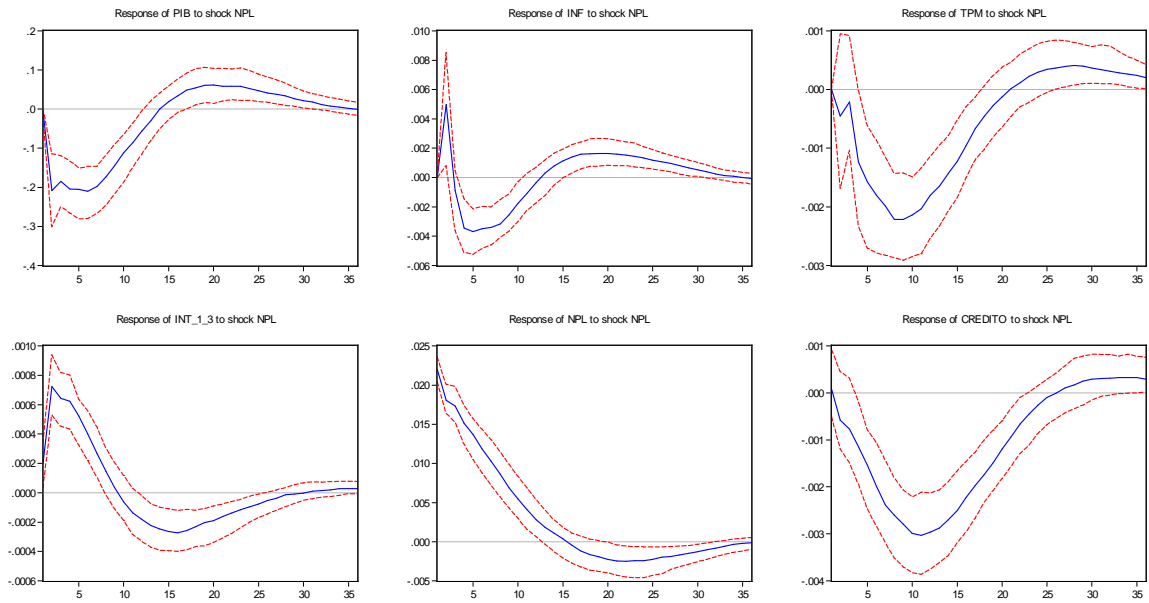


Figura A.5.3. Respuesta de la Economía a un Shock en las *NPL*'s



A.6. Orden de Rezagos y Test de Sobre-Identificación Modelo VAR en Niveles

Tabla A.6.1. Orden de Rezagos – Crédito Total (1)

Rezago	log(L)	LR	FPE (2)	AIC	BIC	HQ
0	1480.10		2910000.00	-18.21	-17.94	-18.10
1	2839.92	2567.61	0.25	-34.50	-33.29	-34.01
2	2914.57	134.47	0.18	-34.81	-32.67	-33.94
3	2954.15	67.84	0.20	-34.70	-31.62	-33.45
4	2989.43	57.41	0.25	-34.53	-30.51	-32.90
5	3018.96	45.49	0.32	-34.29	-29.33	-32.27
6	3055.50	53.11	0.39	-34.13	-28.24	-31.74
7	3093.81	52.36	0.48	-34.00	-27.17	-31.22
8	3131.61	48.36	0.59	-33.86	-26.09	-30.70

(1) Los criterios considerados son el Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

(2) Valores $\times 10^{-23}$.

Tabla A.6.2. Orden de Rezagos – Créditos Comerciales (1)

Rezago	log(L)	LR	FPE (2)	AIC	BIC	HQ
0	1454.55		3990000.00	-17.90	-17.63	-17.79
1	2731.64	2411.39	0.95	-33.15	-31.95	-32.66
2	2805.09	132.30	0.70	-33.45	-31.31	-32.58
3	2844.05	66.79	0.80	-33.33	-30.25	-32.08
4	2879.91	58.36	0.96	-33.17	-29.15	-31.53
5	2914.60	53.42	1.18	-32.99	-28.03	-30.98
6	2953.59	56.68	1.39	-32.86	-26.97	-30.47
7	2989.05	48.45	1.74	-32.70	-25.86	-29.92
8	3026.38	47.77	2.18	-32.55	-24.78	-29.40

(1) Los criterios considerados son el Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

(2) Valores $\times 10^{-23}$.

Tabla A.6.3. Orden de Rezagos – Créditos de Consumo (1)

Rezago	log(L)	LR	FPE (2)	AIC	BIC	HQ
0	1369.06		1150000.00	-16.83	-16.57	-16.72
1	2633.78	2388.04	0.32	-31.94	-30.73	-31.45
2	2729.89	173.12	0.18	-32.52	-30.38	-31.65
3	2769.47	67.85	0.20	-32.40	-29.32	-31.15
4	2811.24	67.97	0.23	-32.31	-28.29	-30.68
5	2850.87	61.05	0.26	-32.20	-27.24	-30.18
6	2883.75	47.78	0.33	-32.00	-26.10	-29.60
7	2943.96	82.28	0.31	-32.14	-25.30	-29.36
8	2986.39	54.28	0.36	-32.05	-24.28	-28.90

(1) Los criterios considerados son el Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

(2) Valores $\times 10^{-22}$.

Tabla A.6.4. Orden de Rezagos - Créditos Hipotecarios (1)

Rezago	log(L)	LR	FPE (2)	AIC	BIC	HQ
0	1480.67		2880000.00	-18.22	-17.95	-18.11
1	2765.09	2425.24	0.62	-33.57	-32.36	-33.08
2	2866.72	183.07	0.33	-34.22	-32.08	-33.35
3	2907.05	69.14	0.37	-34.11	-31.03	-32.86
4	2948.54	67.51	0.41	-34.02	-30.00	-32.39
5	2979.57	47.80	0.53	-33.80	-28.84	-31.78
6	3010.63	45.14	0.69	-33.57	-27.68	-31.18
7	3057.54	64.11	0.75	-33.55	-26.71	-30.77
8	3105.53	61.40	0.82	-33.53	-25.76	-30.38

(1) Los criterios considerados son el Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

(2) Valores $\times 10^{-23}$.

Tabla A.6.5. Test de Sobre-Identificación

Modelo	Test LR (χ^2_3)	<i>p</i> -value
Crédito Total	4.960	0.175
Créditos Comerciales	2.136	0.545
Créditos de Consumo	2.779	0.427
Créditos Hipotecarios	4.793	0.188

A.7. Funciones Impulso-Respuesta Modelo VAR en Niveles

A.7.1. Créditos de Consumo

Figura A.7.1.1. Respuesta de la Economía a un Shock en el PIB

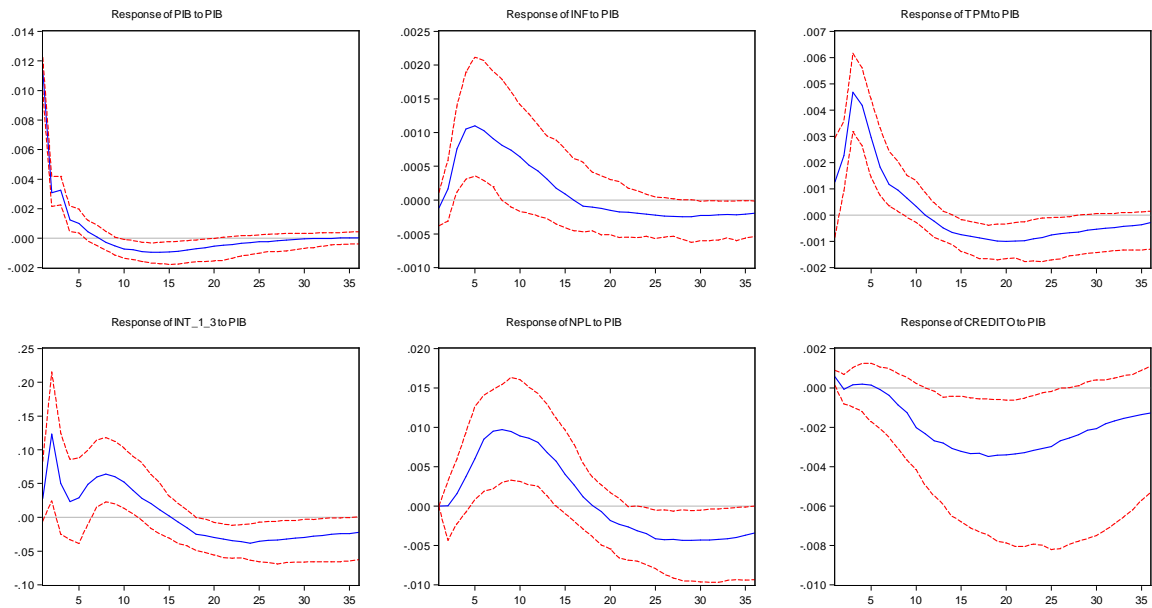


Figura A.7.1.2. Respuesta de la Economía a un Shock en la TPM

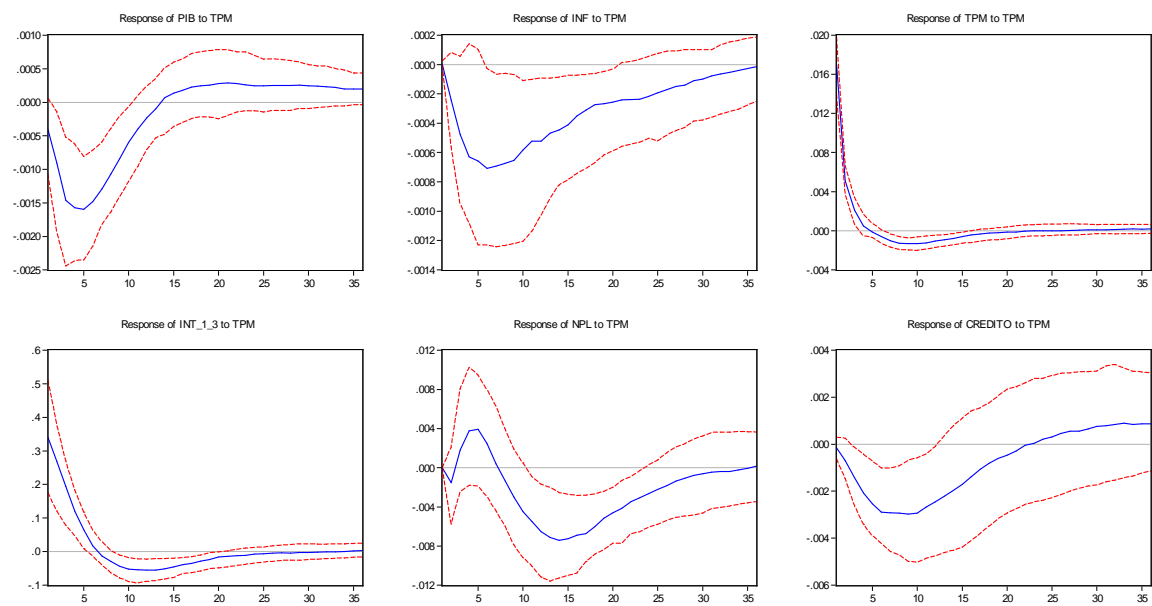
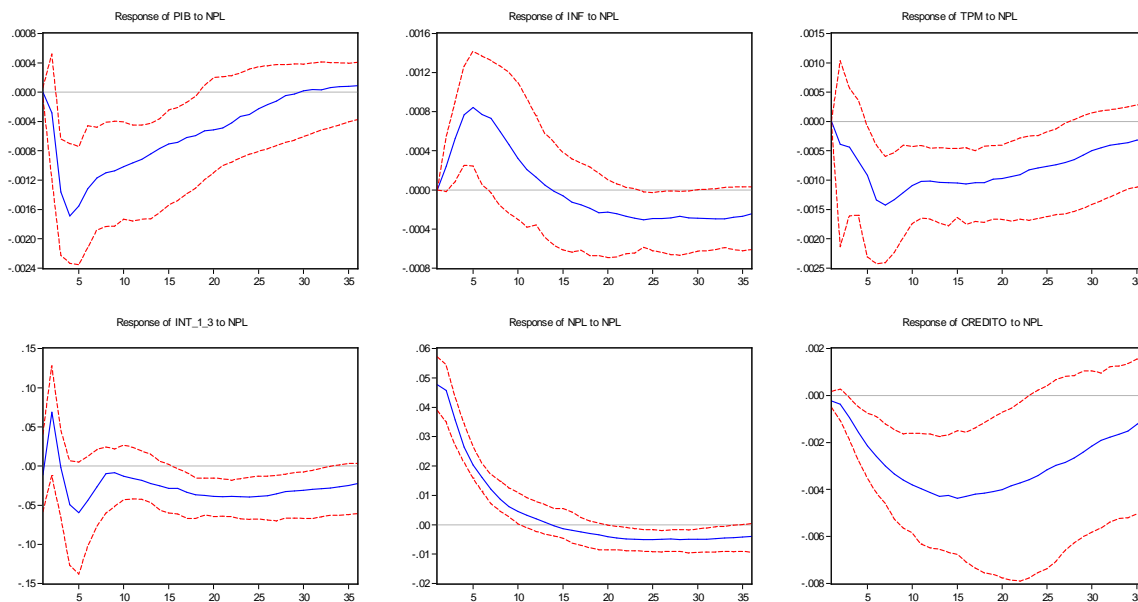


Figura A.7.1.3. Respuesta de la Economía a un Shock en las *NPL*'s



A.7.2. Créditos Hipotecarios

Figura A.7.2.1. Respuesta de la Economía a un Shock en el PIB

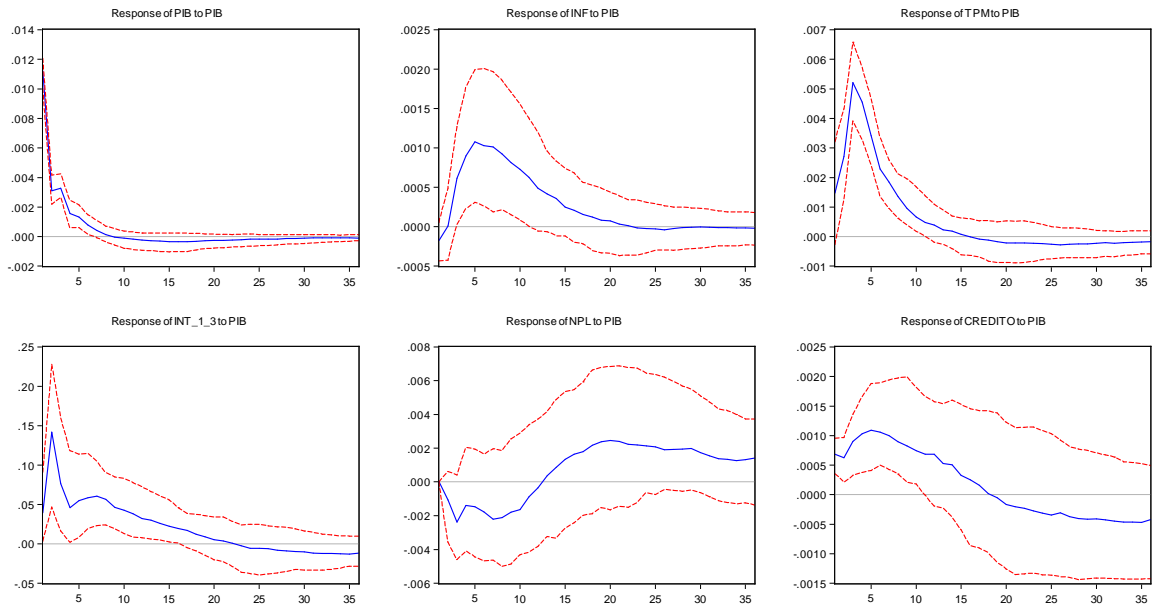


Figura A.7.2.2. Respuesta de la Economía a un Shock en la TPM

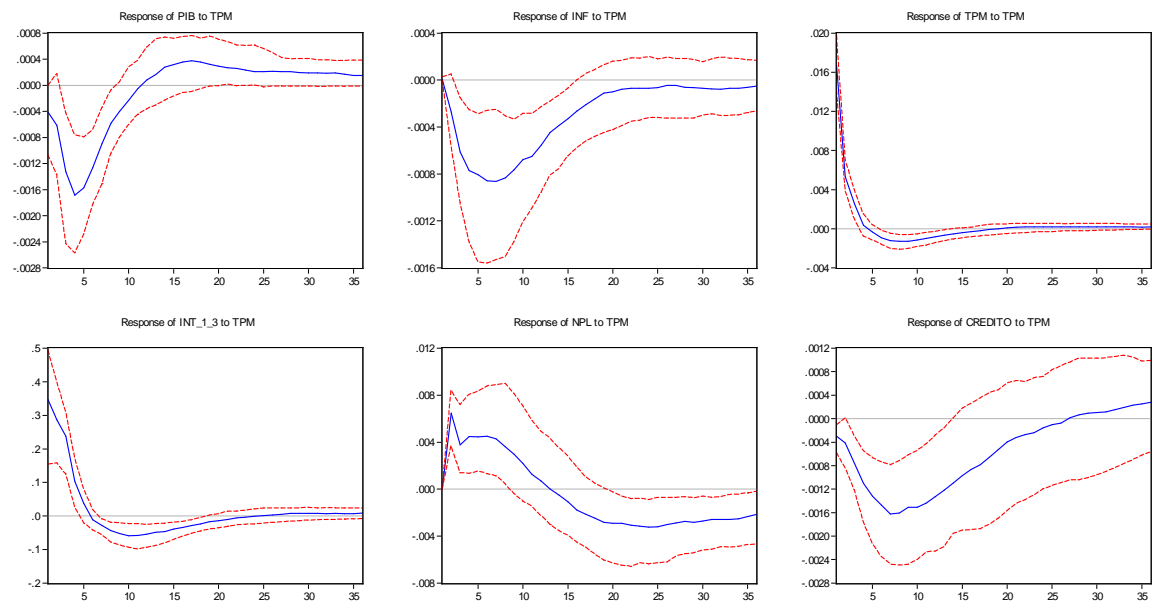
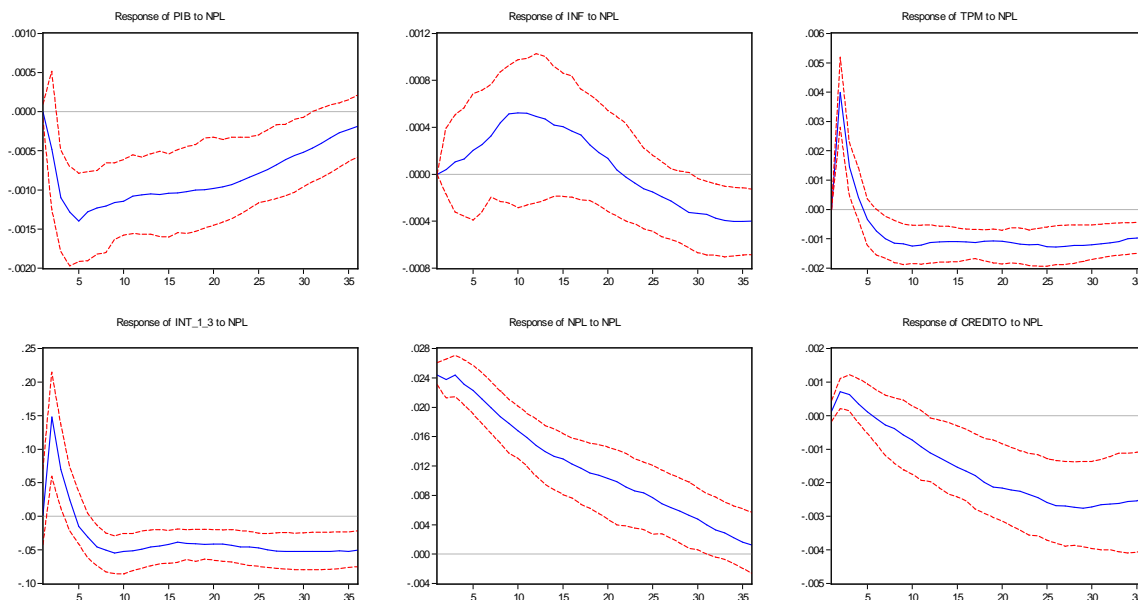


Figura A.7.2.3. Respuesta de la Economía a un Shock en las *NPL*'s



A.8. Orden de Rezagos y Test de Sobre-Identificación Modelo VAR en Brechas con Cambios Positivos y Negativos de la Tasa de Interés

Tabla A.8.1. Orden de Rezagos (1)

Rezago	log(L)	LR	FPE (2)	AIC	BIC	HQ
0	1644.32		1810.00	-20.45	-20.30	-20.39
1	2408.61	1442.60	0.29	-29.21	-27.82	-28.65
2	2476.86	121.99	0.27	-29.26	-26.65	-28.20
3	2542.09	110.07	0.27	-29.28	-25.43	-27.72
4	2590.61	77.03	0.34	-29.08	-24.01	-27.02
5	2634.85	65.80	0.46	-28.84	-22.53	-26.28
6	2691.47	78.57	0.53	-28.74	-21.21	-25.68
7	2762.67	91.66	0.54	-28.83	-20.07	-25.27
8	2802.60	47.42	0.84	-28.53	-18.54	-24.47

(1) Los criterios considerados son el Test de Razón de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ).

(2) Valores $\times 10^{-22}$.

Tabla A.8.2. Test de Sobre-Identificación

Modelo	Test LR (χ^2_3)	<i>p</i> -value
Cambios Positivos y Negativos de la Tasa de Interés	6.354	0.499