

# Shocks de oferta de crédito en Nicaragua

Christian Bejarano Chavarría\*

## Resumen

Comprender la naturaleza de los *shocks* que provocan fluctuaciones en el crédito es fundamental para el diseño de políticas que permitan mitigar los efectos de los mismos, y así suavizar la evolución del ciclo financiero. Así, el presente estudio tiene como objetivo determinar la contribución de *shocks* de oferta de crédito sobre la evolución del crédito bancario y la tasa de interés activa en Nicaragua, a través de la estimación de un modelo de Vectores Auto-regresivos Estructural (SVAR) para el período 2002M01-2023M09 y la implementación de restricciones de signo como estrategia de identificación. Los resultados sugieren que *shocks* de oferta, asociados al riesgo de crédito y contracciones de los depósitos, explican el 69.9 y 67.3 por ciento de la volatilidad del crédito y la tasa activa, respectivamente. Además, esta contribución aumenta cuando el crédito se encuentra en una fase contractiva y su efecto tiende a ser persistente.

**Palabras Clave:** SVAR, Restricciones de signo, Riesgo de crédito, Liquidez, Tasas de interés  
**Código JEL:** C32, G21, E51

---

\*El autor pertenece a la Gerencia de Análisis Financiero del Banco Central de Nicaragua. Se agradece a Norvin Duarte, Antonio Brenes por sus valiosas observaciones. Cualquier comentario adicional comunicarse al correo: [cbejarano@bcn.gob.ni](mailto:cbejarano@bcn.gob.ni). El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

## 1. Introducción

El crédito bancario en Nicaragua ha fluctuado de manera significativa a lo largo de los años. Según datos del Banco Central de Nicaragua (BCN), la cartera de créditos<sup>1</sup> del Sistema Bancario y Financieras (SBF) experimentó un crecimiento promedio anual<sup>2</sup> del 14.8 por ciento entre 2011 y 2017; sin embargo, con los eventos socio-políticos de 2018 y la pandemia del coronavirus, la cartera de créditos mostró una reducción anual promedio del 12.7 por ciento entre 2018 y 2020. En contraste, durante el período 2021-2022, se registró un crecimiento promedio anual del 7.8 por ciento.

Comprender la naturaleza de los *shocks* que provocan estas fluctuaciones en el crédito es fundamental para el diseño de políticas que permitan mitigar los efectos de los mismos y así suavizar la evolución del ciclo financiero. Esto es particularmente importante para el BCN, pues entre sus funciones se encuentra promover el buen funcionamiento y la estabilidad del sistema financiero, esta última entendida como una condición en la que este se encuentra en la capacidad de mantener la intermediación<sup>3</sup> y los servicios financieros, resistir perturbaciones y corregir sus desequilibrios financieros (BCN 2022).

Considerando que para el caso de Nicaragua la evidencia empírica en esta línea es limitada, el presente documento tiene como objetivo determinar la contribución de *shocks* de oferta de crédito sobre la evolución del crédito bancario y la tasa de interés activa en Nicaragua, esto a través de la estimación de un modelo de Vectores Auto-regresivos Estructurales (SVAR) y la implementación restricciones de signo derivadas de un modelo teórico como estrategia de identificación.

Específicamente, se estiman *shocks* a la oferta de crédito asociados al deterioro de la calidad de la cartera y a la contracción de los depósitos del público. Los resultados sugieren que los *shocks* considerados explican el 69.9 y 67.3 por ciento de la volatilidad del crédito y la tasa activa, respectivamente. Esta contribución tiende a ser mayor en períodos en los que el crecimiento del crédito está por debajo de su estado estacionario,

---

<sup>1</sup>Saldo de cartera bruta más intereses convertido a dólares con el tipo de cambio oficial de fin de período.

<sup>2</sup>Promedio de la variación interanual de fin de año.

<sup>3</sup>Según Freixas & Rochet (2008) la intermediación financiera bancaria se puede resumir en la captación de recursos del público y la concesión de créditos de manera simultánea.

exceptuando el período de la pandemia, en el cual pudieron haber jugado un rol más importante otro tipo de *shocks*.

Por otro lado, las estimaciones sugieren que la contracción del crédito e incremento de la tasa activa observado en la crisis financiera internacional está asociada principalmente a factores de riesgo de crédito, mientras que la observada en 2018 fue resultado de una combinación de riesgo de crédito y de presiones de liquidez. Asimismo, según las estimaciones, los *shocks* de riesgo de crédito explican una proporción mayor de la volatilidad del crédito, mientras que los de liquidez tienden a explicar una mayor proporción de la volatilidad de la tasa activa.

El documento se estructura de la siguiente manera: en las secciones 2 y 3 se presenta la revisión de literatura y el modelo teórico de Monti-Klein, respectivamente. En la sección 4 se describen los datos, modelo econométrico y estrategia de identificación implementada, mientras en la sección 5 se presentan los resultados de las estimaciones. Finalmente, en las secciones 6 y 7 se realiza una breve discusión de las implicancias del estudio en materia de política económica y se presentan las conclusiones.

## 2. Revisión de Literatura

Un creciente cuerpo de literatura se ha enfocado en evaluar el rol de la oferta en la determinación de los flujos de préstamos al sector privado, así como su impacto en la economía real. Considerando que los métodos de identificación y medición de estos *shocks* de manera empírica es variada, en esta sección se realiza una revisión de literatura enfocada en estas estrategias de identificación y los resultados encontrados.

A nivel microeconómico, [Amiti & Weinstein \(2018\)](#) y [Alfaro et al. \(2021\)](#) identifican *shocks* de oferta mediante la estimación de modelos de datos panel con efectos fijos, utilizando información desagregada de créditos a nivel de bancos-empresas. El supuesto clave en ambos documentos es que los efectos fijos a nivel de empresa-tiempo deberían de capturar *shocks* de demanda de crédito, mientras que los efectos fijos a nivel de banco-tiempo deberían capturar los de oferta. Este tipo de metodología demanda mucha granularidad en la información, por ejemplo, [Alfaro et al. \(2021\)](#) utiliza una base de datos que cubre el período 2002-2013, 235 bancos, 1.5 millones de empresas y más de 18 millones de créditos.

Amiti & Weinstein (2018) encuentran que durante el período 1990-2010 los *shocks* idiosincrásicos de oferta de crédito bancaria han sido determinantes en el nivel de inversión de las empresas en Japón, así como en el nivel general de inversión en la economía. De acuerdo con sus estimaciones, estos explican entre el 30 y el 40 por ciento de la variación en la inversión agregada en Japón. Según los autores, una posible explicación de este efecto se encuentra en la dificultad de las firmas para sustituir entre fuentes de financiamiento ante cambios en la oferta de crédito en el corto plazo, y en la elevada concentración de crédito en pocas instituciones bancarias.

Alfaro et al. (2021) muestran para el caso de España que los *shocks* de oferta de crédito por parte de los bancos afectan los resultados de las empresas y que esto se propaga al resto de la economía a través de las relaciones insumo-producto. Sus resultados indican que la interconexión de empresas tiende a amplificar los efectos de *shocks* financieros, asimismo, sugieren que esta propagación se da a través de reducciones en la concesión de préstamos comerciales por parte de proveedores y de ajustes en precios relativos en las industrias afectadas.

A nivel macroeconómico, estudios empíricos como Gambetti & Musso (2017), Hristov et al. (2012), Colombo & Paccagnini (2020) y Balke et al. (2021) muestran que los *shocks* de oferta de crédito poseen un efecto significativo sobre la actividad económica. En su mayoría emplean modelos SVAR con restricciones de signo, cuyo principal supuesto es que un *shock* de oferta de crédito deriva en un movimiento en direcciones opuestas para el saldo de crédito y la tasa de interés activa. Sin embargo, también se encuentran otras variantes al modelo, restricciones adicionales y otras estrategias de identificación.

Por ejemplo, Hristov et al. (2012) utilizando datos de la zona euro en el período 2003-2010 estima un modelo panel VAR e introduce en su esquema de identificación *shocks* de política monetaria y oferta y demanda agregada, esto con el objetivo de identificar *shocks* de oferta que sean exógenos a las condiciones macroeconómicas. Sus resultados sugieren que en la zona euro, una proporción significativa de la disminución del PIB real se relaciona con *shocks* en la oferta de crédito, y que hay una notable heterogeneidad entre estos países.

De manera similar, Gambetti & Musso (2017) estiman un modelo VAR de parámetros variables en el tiempo con restricciones de signo para la zona

euro, Reino Unido y Estados Unidos en el período 1980T1 hasta 2011T4 y encuentran que un *shock* de oferta de crédito deriva en un incremento contemporáneo de 0.4 y 0.7 puntos porcentuales sobre la cartera de crédito y el PIB, respectivamente. Además, muestran que el impacto de los *shocks* de oferta de crédito ha incrementado en los últimos 30 años y sus resultados sugieren que aproximadamente la mitad de la reducción del PIB en 2009 se debió a restricciones en el crédito.

Gambetti & Musso (2017) implementan una serie de restricciones de signo que son consistentes con los modelos teóricos de Curdia & Woodford (2010), Gertler & Karadi (2011) y Christiano et al. (2010). De acuerdo a estos, un *shock* positivo de oferta de crédito debería derivar en un incremento en la actividad económica y en la inflación, pues los hogares pueden prestar más para consumir y las empresas pueden expandir sus inversiones, asimismo, derivaría en un incremento en la tasa de interés de política monetaria del banco central para controlar el incremento de la inflación.

Según Gambetti & Musso (2017) un *shock* a la oferta de crédito puede estar asociado a diversos eventos, como cambios no anticipados en el capital disponible para prestar (e.g., cambios regulatorios en los requerimientos de capital), en el fondeo de la institución (e.g., corridas bancarias, la imposición de esquemas de seguros de depósitos o incrementos en los requerimientos de efectivo), en la percepción de riesgo de potenciales clientes o en el grado de competencia en el sector bancario.

En esta línea, Balke et al. (2021) identifican *shocks* de demanda de crédito, de intermediación financiera y de oferta de fondos a los intermediarios financieros, con el objetivo de distinguir entre los *shocks* de oferta de crédito que se originan directamente desde el sistema financiero (entendidos como variaciones en la disposición a prestar) y aquellos que están más asociados a la fuente de financiamiento del mismo. Mediante modelos SVAR con restricciones de signo, muestran que los tres *shocks* considerados tienen un efecto sustancial sobre la dinámica de indicadores macroeconómicos y financieros para el caso de Estados Unidos en el período 1986-2016.

Otras aplicaciones del esquema de restricciones de signo para identificar *shocks* de oferta se encuentran en Eickmeier & Ng (2015), Duchi & Elbourne (2016), Barnett & Thomas (2014) y Budnik et al. (2020). Por su parte, la estrategia de Colombo & Paccagnini (2020)<sup>4</sup> consiste en incluir el exceso de

---

<sup>4</sup>Basada en Gilchrist & Zakrajšek (2012).

prima de bonos (EBP por sus siglas en inglés) y aplicar una descomposición de Cholesky de forma que las variables macroeconómicas posean una influencia contemporánea sobre las variables financieras.

Colombo & Paccagnini (2020) muestran que los *shocks* no anticipados de crédito en Estados Unidos tienen efectos asimétricos en función del estado de la economía, siendo los períodos recesivos aquellos en los que se evidencia una mayor respuesta de la producción, el empleo y la inflación a dichos *shocks*. Según Gilchrist & Zakrajšek (2012), el EBP captura “la capacidad de asumir riesgos” del sector de intermediación financiera, pues este recoge la rentabilidad adicional que los inversores exigen para mantener bonos corporativos por encima de la compensación por el riesgo de crédito; sin embargo, Balke et al. (2021) argumentan que la teoría macroeconómica rara vez implica las mismas restricciones que la descomposición de Cholesky.

Mumtaz et al. (2018) comparan el desempeño de diferentes modelos SVAR para identificar *shocks* de oferta de crédito, mediante simulaciones de Monte-Carlo de datos generados a partir de los modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE por sus siglas en inglés) de Curdia & Woodford (2010), Gertler & Karadi (2011) y Christiano et al. (2010).

Específicamente, Mumtaz et al. (2018) comparan 5 estrategias de identificación: restricciones de signo a la Gambetti & Musso (2017), restricciones de signo aumentadas por restricciones en la varianza del error de pronóstico (FEV por sus siglas en inglés), la inclusión de una variable *proxy* en un esquema de identificación de Cholesky, la estimación de un *proxy* SVAR que utiliza como instrumentos los residuos del modelo DSGE correspondientes a la evolución del crédito y la identificación por heterocedasticidad.

Los resultados sugieren que el modelo SVAR con restricciones de signo aumentado por restricciones en la FEV y el *proxy* SVAR producen funciones impulso respuesta más acorde con las de los modelos DSGE. Si bien los *proxy* SVAR producen buenos resultados, son complicados de estimar porque requieren de un instrumento que permita aislar el *shock* de interés. Según Mumtaz et al. (2018), algunos ejemplos de *shocks* oferta son: el exceso de prima de bonos propuesto por Gilchrist & Zakrajšek (2012), innovaciones en el índice de condiciones financieras propuesto por Jermann & Quadrini (2012) y una medida de *shocks* de crédito bancario calculada por Bassett et al. (2014), a partir de encuestas de opinión a ejecutivos de

bancos, relacionadas con la emisión de préstamos.

Considerando la revisión de literatura y la falta de instrumentos válidos para este contexto, en este documento se opta por implementar restricciones de signo como estrategia de identificación de *shocks* de oferta de crédito. Dichas restricciones se derivan a partir de una extensión al modelo Monti-Klein, cuya versión original puede encontrarse en Freixas & Rochet (2008) y Prisman et al. (1986). En esta versión extendida del modelo, se consideran elementos que pueden incidir en las decisiones de colocación de créditos y captación de depósitos por parte de un banco, como su posición de liquidez y variaciones en las provisiones por pérdidas crediticias.

### 3. Modelo Monti-Klein y Extensiones

#### 3.1. Fundamentos teóricos

En la versión original del modelo Monti-Klein, se asume un banco monopolista que solamente puede mantener reservas de efectivo  $R$ , emitir créditos  $L$  y captar depósitos del público  $D$ . Este banco maximiza su utilidad eligiendo la tasa de interés de créditos ( $r_L$ ) y la de depósitos ( $r_D$ ), considerando que enfrenta una demanda de crédito  $L(r_L)$  que es decreciente en  $r_L$  y una oferta de depósitos  $D(r_D)$  creciente en  $r_D$ .

Prisman et al. (1986) extienden el modelo de Monti-Klein al asumir que el banco está expuesto a retiros de depósitos  $\tilde{x}$  (donde  $\tilde{x}$  es una variable aleatoria cuyo dominio está dado por el intervalo  $[k - K]$ ) y que este debe pagar una penalidad  $r_p$  en caso de una necesidad de liquidez, es decir, cuando  $\tilde{x} > R$ .

Además, por aspectos regulatorios, los bancos en Nicaragua deben provisionar una proporción  $\rho$  del total de la cartera de crédito. Este  $\rho$  está vinculado directamente con la calidad de la cartera, de modo que si esta última se deteriora las provisiones de cartera deben incrementar. Por simplicidad, se asumirá que  $\rho$  es exógeno al valor de  $L(r_L)$ , que no posee incertidumbre y que este se encuentra dado por el entorno macroeconómico y las decisiones del ente regulador.

Entonces, el retorno esperado del banco estaría dado por:

$$E(\pi) = r_L L(r_L) - r_D D(r_D) - \rho L - r_p \int_R^K (\tilde{x} - R) f(x) dx \quad (1)$$

Considerando que  $R + L(r_L) = D(r_D)$  y tomando condiciones de primer orden<sup>5</sup> respecto a  $r_L$  y  $r_D$ , resulta:

$$\frac{\partial \pi}{\partial r_L} = L(r_L) + r_L L'(r_L) - \rho L'(r_L) - r_p \Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)] L'(r_L) = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial r_D} = -D(r_D) - r_D D'(r_D) + r_p \Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)] D'(r_D) = 0 \quad (3)$$

Al dividir (2) entre  $L'(r_L)$ , y (3) entre  $-D'(r_D)$ , respectivamente, y despejando tanto  $r_L$  como  $r_D$ , se tiene que:

$$r_L = \rho + r_p \Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)] - \frac{L(r_L)}{L'(r_L)} \quad (4)$$

$$r_D = r_p \Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)] - \frac{D(r_D)}{D'(r_D)} \quad (5)$$

De estas expresiones se puede inferir que ante un aumento en el requerimiento de provisiones ( $\rho$ ), el banco reaccionaría incrementando  $r_L$  e induciendo una contracción del crédito. Esto, a su vez, provocaría que la probabilidad de que los retiros de depósitos sean mayores a las reservas de efectivo ( $\Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)]$ ) disminuya, incentivando al banco a contraer  $r_D$  para de esta forma reducir su costo financiero. Asimismo, ante una contracción en la función de oferta de depósitos (una reducción exógena de  $D(r_D)$ ), la respuesta del banco sería incrementar tanto  $r_L$  como  $r_D$  para inducir una contracción del crédito y que la contracción de los depósitos no sea tan profunda.

### 3.2. Evidencia empírica

En esta subsección se presenta evidencia empírica con el objetivo de contrastar la validez del modelo propuesto. Concretamente, se analiza la evolución del Estado de Situación Financiera (ESF) de los 6 principales bancos comerciales (por efectos de comparabilidad) durante el período 2018-2023, en el cual, se gestaron los eventos socio-políticos de 2018, la pandemia del coronavirus y un período de crecimiento acelerado del crédito posterior a 2021. Estas estadísticas provienen de la Superintendencia de Bancos y de Otras Instituciones Financieras (SIBOIF) y se presentan en la Tabla 1.

---

<sup>5</sup> Considerar que  $\frac{d}{dR} \int_{a(R)}^{b(R)} g(x, R) dx = \frac{db(R)}{dR} g(b(R), R) - \frac{da(R)}{dR} g(a(R), R) + \int_{a(R)}^{b(R)} \frac{\partial g(x, R)}{\partial R} dx$ .

TABLA 1: Variación Interanual del Estado de Situación Financiera del Sistema Bancario

Cuenta	Indicador	Absoluta (millones de córdobas)				
		mar-19	mar-20	mar-21	mar-22	mar-23
<b>Activos</b>	Efectivo	-1,785.9	12,959.0	1,233.9	12,180.3	-7,128.2
	Inversiones	-4,723.7	10,181.4	18,545.8	549.9	6,410.4
	Cartera Bruta de Créditos	-26,509.6	-11,175.1	-2,335.3	8,275.3	25,769.5
	<i>Cartera en Riesgo<sup>a</sup></i>	<i>8,387.1</i>	<i>1,365.2</i>	<i>5,427.9</i>	<i>-3,677.2</i>	<i>-4,034.5</i>
	Provisiones <sup>b</sup>	-2,584.1	17.9	-858.8	292.6	-415.5
	Otros activos	-215.7	294.8	-432.3	734.8	348.0
<b>Pasivos</b>	Obligaciones con el público	-46,573.7	13,436.5	26,263.5	19,614.5	25,797.1
	Reportos Monetarios	5,834.7	-5,083.8	-1,547.4	949.4	-1,108.4
	Otros Pasivos	403.1	1,220.4	-9,904.0	-1,107.6	-4,277.2
<b>Patrimonio</b>	Patrimonio	4,516.9	2,704.9	1,341.1	2,576.6	4,572.7
		Relativa (porcentaje)				
		mar-19	mar-20	mar-21	mar-22	mar-23
<b>Activos</b>	Efectivo	-3.6	27.4	2.0	19.8	-9.7
	Inversiones	-17.1	44.5	56.1	1.1	12.3
	Cartera bruta de créditos	-16.8	-8.5	-1.9	7.0	20.4
	<i>Cartera en Riesgo</i>	<i>195.3</i>	<i>10.8</i>	<i>38.6</i>	<i>-18.9</i>	<i>-25.5</i>
	Provisiones <sup>a</sup>	66.9	-0.3	13.4	-4.0	5.9
	Otros activos	-2.3	3.2	-4.5	8.0	3.5
<b>Pasivos</b>	Obligaciones con el público	-28.8	11.7	20.4	12.7	14.8
	Reportos Monetarios	440.9	-71.0	-74.6	180.2	-75.1
	Otros Pasivos	0.8	2.4	-19.4	-2.7	-10.7
<b>Patrimonio</b>	Patrimonio	16.0	8.3	3.8	7.0	11.6

Nota: <sup>a</sup>: Cartera en riesgo considera créditos reestructurados, prorrogados, vencidos y en cobro judicial; esta forma parte del total de cartera bruta. <sup>b</sup>: Las provisiones tienen signo negativo en el balance, por ende, un valor negativo en variaciones absolutas de esta tabla se interpreta como un incremento en las provisiones. Para efectos de comparabilidad, solamente se toman en consideración los 6 principales bancos del sistema bancario.

Fuente: Elaboración propia con datos de la SIBOIF.

En primer lugar, según [Bejarano \(2021\)](#) durante los eventos de 2018, se observó una contracción de los depósitos que supuso una elevada presión sobre la liquidez bancaria, obligándolos a reducir el tamaño de su balance (particularmente el crédito para favorecer sus activos líquidos) y reestructurar sus fuentes de financiamiento.

Las obligaciones con el público registraron en marzo 2019 una reducción interanual del 28.8 por ciento, generando una necesidad de liquidez para la banca por el orden de 46,573.7 millones de córdobas. Para suplir los retiros de depósitos, durante ese período la banca comercial contrajo su cartera bruta de créditos por 26,509.6 millones de córdobas, redujo sus inversiones en 4,723.7 millones, contrató reportos monetarios por 5,834.7 millones<sup>6</sup> e incrementó su patrimonio en 4,516.9 millones

<sup>6</sup>De marzo a septiembre de 2018, los pasivos por reportos aumentaron 9,119.9 millones.

de córdobas.

Adicionalmente, este período se caracteriza por un deterioro importante de la calidad de la cartera de créditos, pues la cartera en riesgo y el saldo de provisiones por incobrabilidad de cartera<sup>7</sup> incrementaron en términos interanuales 195.3 y 66.9 por ciento, respectivamente.

Si bien la contracción de los depósitos fue severa, desde finales de 2019 estos empezaron a crecer. A pesar de esto, la cartera de créditos siguió contrayéndose hasta mediados de 2021, lo cual es razonable considerando que la calidad de la cartera reflejó un deterioro adicional durante la pandemia del coronavirus en 2020 (al mes de marzo 2021 la cartera en riesgo incrementó 38.6 % interanualmente).

Además, se puede destacar que los recursos captados a través de los depósitos del público durante este período, fueron destinados a mayores reservas de efectivo, inversiones y la reducción de otros pasivos, como los reportos con el BCN y deudas con el exterior.

Finalmente, la cartera de créditos bruta empezó a crecer a partir de 2021, consolidando su recuperación a finales de 2022, lo cual pudo estar impulsado por el hecho de que los depósitos registran tasas de crecimiento interanual de dos dígitos desde hace 3 años y que las tasas de impago se han reducido. Esta evidencia empírica es consistente con lo sugerido por el modelo Monti-Klein y a partir de sus resultados se proponen las restricciones de signo de la subsección 4.3.

## 4. Aspectos Metodológicos

### 4.1. Modelo SVAR

El modelo de Vectores Auto-regresivos Estructural (SVAR por sus siglas en inglés) puede expresarse de la siguiente forma:

$$D_0 Y_t = \sum_{i=1}^p D_i Y_{t-i} + \eta_t \quad (6)$$

Donde  $Y_t$  corresponde a un vector de variables de interés,  $D_0$  y  $D_i$  son matrices que relacionan las variables del vector  $Y_t$  de manera contemporánea y rezagada, respectivamente, y  $\eta_t$  corresponde a un vector de innovaciones estructurales. Los parámetros de la ecuación (6) no pueden ser estimados directamente, sin embargo, si se pre-multiplica dicha ecuación por la matriz  $D_0^{-1}$  se obtiene un modelo VAR en su forma reducida:

---

<sup>7</sup>De acuerdo con el marco regulatorio nacional, las provisiones por incobrabilidad de cartera incrementan si se da un deterioro en la calidad de la misma. Según [Bejarano \(2019\)](#), esto provoca que las provisiones sean procíclicas, pues la calidad de la cartera de créditos correlaciona de manera importante con el entorno macroeconómico.

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

Donde  $A_i = D_0^{-1} D_i$  y  $\mu_t = D_0^{-1} \eta_t$ . Esta forma reducida sí puede ser estimada, no obstante, para el análisis de *shocks* estructurales es necesario un proceso de identificación que permita recuperar los elementos del vector  $\eta_t$ . En este documento de investigación se implementan restricciones de signo a los efectos contemporáneos de los *shocks*, esto implica realizar supuestos sobre la estructura de la matriz  $D_0^{-1}$ .

El procedimiento general consiste en pre-multiplicar los resultados de la ecuación (7) por una matriz ortogonal arbitraria y almacenar únicamente aquellas estimaciones cuyas Funciones Impulso Respuesta (FIR) cumplan con las restricciones definidas por el investigador, este proceso se repite  $n$  veces hasta acumular una cantidad considerable de resultados. Para las estimaciones se utilizará *the Bayesian Estimation, Analysis and Regression (BEAR) toolbox* desarrollado por Dieppe et al. (2016) y el algoritmo implementado en dicho *toolbox* para las restricciones de signo es el desarrollado por Arias et al. (2014). En todos los modelos se utilizan 2 rezagos, siendo las estimaciones robustas al modificar la cantidad de rezagos (resultado no presentado).

## 4.2. Datos

La muestra de datos comprende el período 2002M01-2023M09 y se obtuvo a partir de los cuadros de sociedades financieras<sup>8</sup> publicados por el BCN. En la Tabla 2 se detallan las variables consideradas en la estimación del SVAR, así como las transformaciones realizadas para garantizar estacionariedad<sup>9</sup>. Todas las variables fueron desestacionalizadas mediante el método X-13ARIMA-SEATS<sup>10</sup> previo a sus transformaciones. En la Figura A1 se presenta la evolución de las series introducidas al SVAR.

La mayor parte de la cartera de créditos y de los depósitos del SBF se encuentran en Moneda Extranjera (ME), por esta razón, se utilizan las tasas de interés en dicha moneda. Como tasa de interés pasiva se utilizó el promedio simple de las tasas de interés de certificados a depósitos a plazo en ME, no se consideró la tasa promedio ponderada del BCN porque no se cuenta con una serie extensa (los registros al público de esta tasa empiezan a partir de 2009).

<sup>8</sup>Considera bancos y financieras, así como instituciones que han dejado de existir.

<sup>9</sup>Debido a la naturaleza de las variables, las de saldo se ajustaron mediante una variación intertrimestral y las de flujo mediante una variación interanual.

<sup>10</sup>Desarrollado por U.S. Census Bureau (2023) e implementado en R a través de la librería “seasonal” de Sax & Steiner (2022).

TABLA 2: Descripción de las Variables

Variable	Transformación
Saldo de cartera de crédito	Tasa de variación intertrimestral
Tasa de interés activa de corto plazo en ME	Variación interanual
Saldo de cartera en riesgo	Tasa de variación intertrimestral
Saldo de depósitos del público	Tasa de variación intertrimestral
Tasa de interés pasiva en ME	Variación interanual
Saldo de provisiones por incobrabilidad de cartera <sup>a</sup>	Tasa de variación intertrimestral
Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE) <sup>a</sup>	Tasa de variación interanual

Nota: <sup>a</sup> Se considera únicamente en las pruebas de robustez.

Fuente: Elaboración propia.

Las variables de saldo fueron dolarizadas con el tipo de cambio oficial de final de período, esto porque los saldos en córdobas se ven afectados por el deslizamiento cambiario, la cláusula de mantenimiento de valor y la elevada dolarización financiera. Si bien se podría transformar a variables reales, esta decisión se sustenta bajo el argumento de que los agentes económicos suelen tomar decisiones considerando principalmente variables nominales (véase por ejemplo [Shafir et al. \(1997\)](#)). Adicionalmente, la elección de un deflactor apropiado no es trivial, pues la inflación nacional mide precios en Moneda Nacional (MN), pero la cartera de créditos y los depósitos están denominados en dólares principalmente, y usar un índice de inflación externa no reflejaría la dinámica de precios nacionales.

### 4.3. Restricciones de signo

En primera instancia, se estima un modelo considerando la cartera de créditos, la cartera en riesgo, los depósitos del público y las tasas de interés. El principal supuesto de la estrategia de identificación propuesta, es que un *shock* negativo<sup>11</sup> a la oferta de créditos provoca una contracción de la cartera de créditos y un aumento de la tasa de interés activa. Con base en la discusión de la sección 3, se propone la identificación de los siguientes *shocks* de oferta:

- **Riesgo de crédito:** Un deterioro (aumento) de la cartera en riesgo.
- **Liquidez A:** Una contracción de la oferta de depósitos, que incremente la tasa de interés pasiva y reduzca los depósitos.
- **Liquidez B:** Una contracción general de los depósitos (sin establecer restricciones sobre las tasas de interés).

Al resto de variables se les asigna una reacción cero y las restricciones de signo correspondientes se detallan en la Tabla 3. Con el objetivo de evaluar la robustez

<sup>11</sup>La dirección del *shock* es arbitraria (no afecta los resultados), siempre y cuando se respete el hecho de que el *shock* de oferta produzca un movimiento en dirección contraria de la tasa activa.

de las estimaciones y explorar más en profundidad mecanismos de transmisión, se incluyen dentro del vector  $y_t$  las provisiones por incobrabilidad de cartera y el IMAE. Asimismo, se modifica la ventana de estimación al período 2007M01-2023M07 y a los *shocks* propuestos se les añaden restricciones adicionales; concretamente, que las provisiones de cartera reaccionan de la misma forma que la cartera en riesgo y que el IMAE reacciona en la misma dirección que el crédito en todos los escenarios.

TABLA 3: Restricciones de Signo

Variable	Riesgo de crédito	Liquidez A	Liquidez B
Cartera de crédito	-	-	-
Tasa de interés activa	+	+	+
Cartera en riesgo	+	0	0
Depósitos del público	0	-	-
Tasa de interés pasiva	0	+	S.R.
Provisiones <sup>a</sup>	+	0	0
IMAE <sup>a</sup>	-	-	-

Nota: -<sup>a</sup>: Se considera únicamente en las pruebas de robustez. S.R. sin restricción.  
Fuente: Elaboración propia.

Es importante señalar que este ejercicio de robustez solamente permite analizar qué tanta relación estadística existe entre los *shocks* de oferta y la evolución del entorno macroeconómico, pero no permite identificar una relación causal del sector financiero sobre la actividad económica o viceversa; para esto sería necesario una estructura y estrategia de identificación diferente, lo cual, se encuentra fuera del alcance y objetivo de este documento.

#### 4.4. Descomposición histórica de las series

Los SVAR permiten determinar la contribución de cada *shock* estructural a la dinámica histórica de las series, mediante un proceso de recursión de la ecuación (6), conocido como Descomposición Histórica (DH en adelante). Los detalles técnicos pueden consultarse en Dieppe et al. (2016), pero a grandes rasgos se puede expresar  $y_t$  de la siguiente forma:

$$y_t = \sum_{i=1}^k x_{i,t} \quad (8)$$

Donde  $x_{i,t}$  corresponde al componente de la serie asociado al *shock*  $i$ , y  $k$  es el número de *shocks* a considerar. Si se eleva al cuadrado a ambos lados y se aplica

esperanzas:

$$E(y_t^2) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k E(x_{i,t}x_{j,t}) \quad (9)$$

$$= \sum_{i=1}^k E(x_{i,t}^2) + \sum_{i=1}^k \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^k E(x_{i,t}x_{j,t}) \quad (10)$$

Donde  $E(y_t^2)$  corresponde al segundo momento no centrado de la serie y dado que a cada serie se le resta su media, se puede interpretar como una medida de distancia promedio respecto al estado estacionario, esto sin importar el *set* de información  $\Omega$  (por ejemplo, una crisis) en el cual se evalúe  $E(y_t^2|\Omega)$ . Con el objetivo de simplificar la interpretación, en el resto del documento se hace referencia a  $E(y_t^2)$  como la “variabilidad” de la serie.

Si se divide la expresión (10) entre  $E(y_t^2)$  se obtiene la proporción de la variabilidad de la serie asociada a cada *shock*, donde  $E(x_{i,t}^2)/E(y_t^2)$  corresponde a la explicada exclusivamente por el *shock*  $i$ , y  $E(x_{i,t}x_{j,t})/E(y_t^2)$  a la explicada conjuntamente entre el *shock*  $i$  y el *shock*  $j$ , debido a que estos presentan movimiento conjunto. Esta variación conjunta será asociada a cada *shock* mediante un promedio ponderado de la siguiente forma:  $E(x_{i,t}^2)/[E(x_{i,t}^2) + E(x_{j,t}^2)]$ .

## 5. Resultados

En la Tabla 4 y la Figura 1 se presenta la descomposición histórica de las series del crecimiento del crédito y la tasa de interés activa de acuerdo con las estimaciones<sup>12</sup>. La primera fila de valores en la tabla corresponde a la proporción de variabilidad de cada serie asociada a cada *shock* sin condicionar la muestra de datos. Esta se interpreta de la siguiente forma: durante el período de estudio, en promedio los *shocks* de riesgo de crédito han explicado el 37.7 por ciento de la variabilidad del crédito, mientras que los de liquidez han explican un 32.3 por ciento, para un total conjunto de 69.9 por ciento.

De igual forma, los *shocks* de oferta considerados han explicado el 67.3 por ciento de la variabilidad de la tasa de interés activa, debido principalmente a los de liquidez que aportan 57.7 puntos porcentuales de dicha proporción. Dado estos resultados y considerando que pueden existir otros tipos de *shocks* de oferta, esto sugiere que el SBF posee un elevado poder de mercado, lo cual se encuentra acorde con el hecho de que el mismo se encuentra altamente concentrado<sup>13</sup>.

<sup>12</sup>La DH del resto de variables se presenta en el anexo A.2.

<sup>13</sup>De acuerdo con Morales & Canales (2016), Narváz et al. (2005) y estimaciones propias del Índice Herfindahl-Hirschman (IHH) presentadas en el Anexo A.1. Véase Rhoades (1993) para más detalles metodológicos del IHH.

TABLA 4: Descomposición Histórica de la Variabilidad de las Series

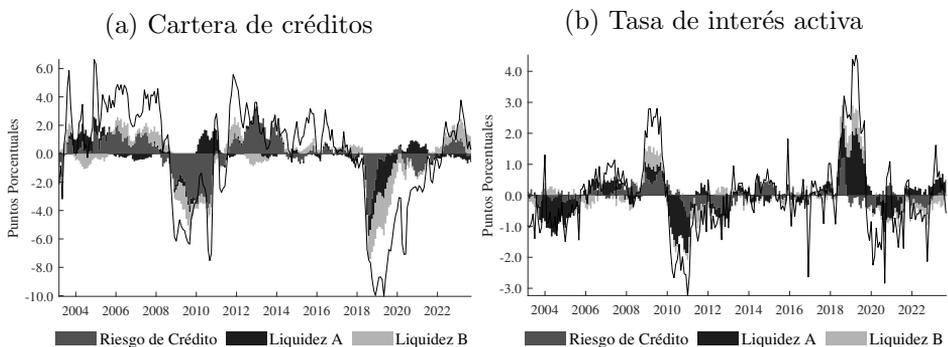
Estadístico	Crecimiento del crédito				Tasa de interés activa			
	Riesgo de Crédito	Liquidez		Total Explicada	Riesgo de Crédito	Liquidez		Total Explicada
		A	B			A	B	
$E(y_t^2)$	37.7	10.7	21.6	69.9	9.8	48.5	9.2	67.3
$E(y_t^2   x_t > 0)$	39.7	5.2	15.3	60.2	19.6	37.6	5.4	62.6
$E(y_t^2   x_t < 0)$	37.1	13.6	22.9	73.6	7.0	51.9	10.5	69.4
$E(y_t^2   PreP)$	38.9	12.9	21.6	73.4	9.2	52.7	8.9	70.7
$E(y_t^2   P)$	16.8	(2.9)	4.0	17.8	10.0	25.2	6.5	41.7
$E(y_t^2   PostP)$	23.5	(1.4)	69.5	91.6	23.2	2.1	15.8	41.0
$E(y_t^2   CFI)$	71.7	4.8	10.2	86.7	12.8	47.4	8.3	68.5
$E(y_t^2   ES)$	17.8	26.3	33.7	77.8	3.1	64.4	12.5	80.0

Nota:  $-x_t$  corresponde al crecimiento del crédito, “CFI” a Crisis Financiera Internacional, “ES” a Eventos Socio-políticos y “P” a la Pandemia del coronavirus. PreP: pre-pandemia. PostP: post-pandemia. Expresado como porcentaje de la variabilidad de cada serie.

Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, en la Tabla 4 se presenta la DH de variabilidad de las series evaluada en diferentes *sets* de información. Específicamente, se evalúan asimetrías en la variabilidad asociadas a si el crecimiento del crédito (denotado en la tabla como  $x_t$ ) se encuentra por encima o por debajo de su estado estacionario, y se examinan diferencias entre la crisis financiera internacional (2008M09-2011M07), los eventos socio-políticos de 2018 (2018M04-2020M01) y la pandemia del coronavirus (2020M02-2022M03).

FIGURA 1: Descomposición Histórica



Nota:—Diferencia en puntos porcentuales con respecto al estado estacionario.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados sugieren que en promedio los *shocks* de oferta considerados son más relevantes para explicar los períodos de contracción del crédito que los períodos de expansión, sin embargo, existen diferencias importantes entre períodos. Por

ejemplo, durante la pandemia los *shocks* considerados explican únicamente el 17.8 por ciento de la volatilidad del crédito, lo cual sugiere que en este período pudo haberse observado una contracción de la demanda de créditos u otro tipo de *shocks* de oferta no considerados.

En cambio, en el período posterior a la pandemia el crecimiento del crédito se ha ubicado por encima de su promedio histórico, y según las estimaciones, esto se debe principalmente a un incremento significativo de la oferta. Esto podría explicar por qué entre febrero y diciembre 2022 la tasa de interés activa de corto plazo en ME solamente incrementó 100 puntos base, a pesar de que la Reserva Federal de Estados Unidos incrementó su tasa de política monetaria en 400 puntos base y el BCN su tasa de referencia monetaria en 350 puntos base.

Por otro lado, los *shocks* de riesgo de crédito explican una proporción mayor de la volatilidad del crédito, mientras que los de liquidez tienden a explicar una mayor proporción de la volatilidad de la tasa activa. Esta relación se mantiene en todos los escenarios, exceptuando el caso de los eventos socio-políticos de 2018, período en el que los *shocks* de liquidez cobraron una mayor relevancia en la volatilidad del crédito y de la tasa de interés. También se puede destacar que la participación del riesgo de crédito en la volatilidad del crédito incrementa hasta el 71.7 por ciento en el período de la Crisis Financiera Internacional.

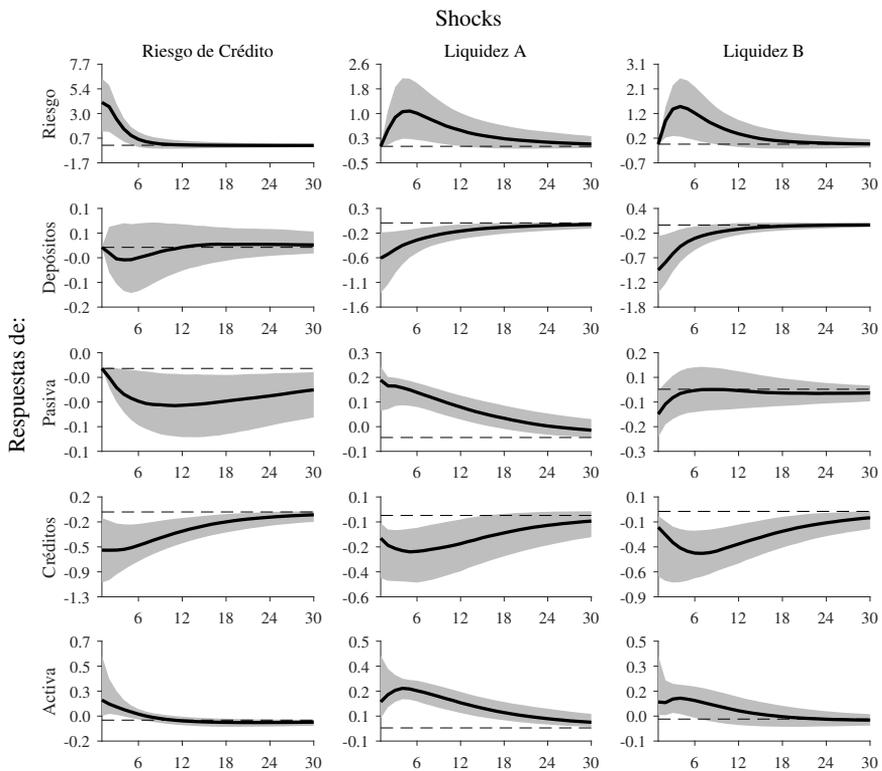
Cabe resaltar que una proporción considerable de la variabilidad del crédito no es explicada por los *shocks* propuestos, lo que podría ser el resultado otros *shocks* que no están siendo modelados o de asimetrías que no están siendo capturadas en las estimaciones, por ejemplo, las contracciones del crédito en períodos de crisis tienden a ser mucho más rápidas que las expansiones.

Las FIR sugieren que los *shocks* de oferta considerados tienen un efecto persistente sobre el crecimiento del crédito, pues este responde de manera significativa por más de un año en todos los casos, e inclusive dos años en el caso de la contracción de depósitos sin restringir la tasa pasiva. Coherente con lo presentado en la Tabla 4, el *shock* de liquidez asociado a una contracción de la oferta de depósitos presenta un efecto que tiende a crecer y ser más persistente (más de 24 meses) sobre la tasa activa en comparación a los otros dos *shocks* (un semestre de duración).

Según las estimaciones, el *shock* de riesgo de crédito tiende a provocar una reducción de la tasa pasiva, lo cual es coherente con lo sugerido por el modelo Monti-Klein. Dada la contracción de la oferta de crédito, la probabilidad de incurrir en gastos inesperados por retiros de depósitos se reduce y el banco tiene incentivos a reducir su costo financiero asociado a operaciones pasivas. Notar también que esta reducción de la tasa pasiva es de magnitud reducida y que la reacción de los depósitos del público es no significativa, esto sugiere que la banca comercial puede también tener como objetivo no producir una reducción de los depósitos.

Por su parte, el *shock* de oferta de depósitos (Liquidez A) posee un efecto mayor y más persistente sobre la tasa activa, pero menor y menos persistente en la contracción del crédito, en comparación al *shock* de depósitos en el cual no se restringe la tasa pasiva (Liquidez B). Esto sugiere que el principal mecanismo de transmisión sobre el crédito está dado por el requerimiento de liquidez asociado a la reducción de los depósitos, y sobre la tasa activa está dado por la variación de tasas pasivas. Al incrementar la tasa de interés pasiva con el objetivo de retener depósitos, los bancos comerciales generan presiones negativas sobre su rentabilidad, por lo que existe la posibilidad de que este costo sea transmitido a los deudores.

FIGURA 2: Funciones Impulso-Respuesta



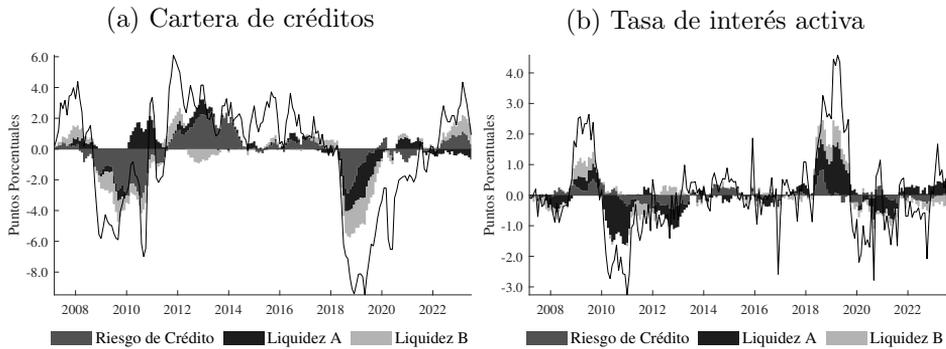
Nota: Área sombreada corresponde a los intervalos de confianza al 90 por ciento y la línea sólida a la mediana de las estimaciones. Eje horizontal medido en meses a partir del *shock*.

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, se puede destacar que la cartera en riesgo reacciona positivamente ante el *shock* de liquidez, lo cual, no necesariamente debería interpretarse como una relación causal. Esto podría estar asociado a una previsión de los depositantes de que la situación de los bancos se deteriorará y por ende, deciden realizar retiros de depósitos con el objetivo de mitigar potenciales pérdidas. También es posible

que la simultaneidad de *shocks* esté afectando negativamente las estimaciones.

FIGURA 3: Descomposición Histórica (robustez)



Nota:—Diferencia en puntos porcentuales respecto al estado estacionario.

Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, en la Figura 3 se resumen los resultados del ejercicio de robustez (el resto de estimaciones se presenta en el Anexo A.3), este consiste en añadir variables, restricciones adicionales y reducir la longitud de la muestra (véase sección 4.3 para mayor detalle). Como resultado, la proporción de variabilidad de las series del crecimiento del crédito y la tasa activa explicada por los *shocks* considerados se reduce, sin embargo, los resultados son muy similares a los presentados previamente. De igual manera ocurre con las FIR, en todos los *shocks* el crédito se contrae de manera persistente y la tasa activa reacciona más ante una contracción de la oferta de depósitos.

El hecho de que las descomposiciones históricas y las FIR presenten pocas variaciones en este ejercicio, implica que los *shocks* de oferta identificados previamente están muy relacionados con la evolución del entorno macroeconómico y que los resultados son robustos ante los cambios propuestos. Asimismo, sugieren que el incremento de las provisiones puede ser un mecanismo de transmisión de los *shocks* de riesgo de crédito, como lo sugiere el modelo analizado en la subsección 3.

## 6. Discusión

De acuerdo con los resultados, los *shocks* de oferta asociados al riesgo de crédito y las condiciones de liquidez tienen un efecto significativo sobre la evolución del crédito. En la siguiente sección se discuten las implicancias de estos resultados para futuras líneas de investigación, así como una breve reseña de políticas económicas dirigidas a prevenir y mitigar este tipo de *shocks*.

## 6.1. Riesgo de liquidez

En cuanto a la contracción de oferta de depósitos, según [Aliber & Kindleberger \(2015\)](#) la visión Austríaca, sugiere que la “respuesta más eficiente” ante una corrida bancaria es “dejarla”, es decir, permitir que ocurra la corrida y que la economía se ajuste a la reducción en la riqueza de los hogares, la descapitalización de los bancos y la desaceleración del gasto de consumo de los hogares y empresas.

El principal argumento detrás de esto se encuentra en el riesgo moral, el cual establece que una mayor intervención de las autoridades ante la ocurrencia de una crisis podría derivar en una mayor disposición por parte de la banca a tomar riesgos y por ende, provocar una mayor crisis en el futuro. Sin embargo, en la práctica se adoptan políticas económicas que permitan reducir la probabilidad de que este tipo de *shocks* se materialicen y mitigar el impacto que estos puedan tener sobre la banca en caso de materializarse, en ambos casos, sin generar un problema de riesgo moral.

Una política macro-prudencial en esta línea son los seguros de depósitos, de acuerdo con [Diamond & Dybvig \(1983\)](#) y [Aliber & Kindleberger \(2015\)](#), teóricamente, estos permiten reducir los incentivos del público a retirar sus depósitos ante la sospecha de una quiebra bancaria, pues sus recursos están garantizados por dicho instrumento.

En el caso de Nicaragua, en 2005 se constituyó el Fondo de Garantía de Depósitos (FOGADE), el cual cubre hasta 10 mil dólares por depositante ante el caso de liquidación forzosa de un banco ([Asamblea Nacional de la República de Nicaragua 2005](#)). Todos los bancos que operan en Nicaragua deben formar parte del FOGADE y estos deben aportar recursos para la capitalización de este fondo, mitigando así parte del riesgo moral; asimismo, todas las entidades tienen la obligación de dar a conocer a sus clientes que sus depósitos están garantizados por este fondo.

A pesar de la existencia del FOGADE, durante 2018 se observaron retiros de depósitos importantes, lo cual, podría asociarse al hecho de que la cobertura por depositante está limitada. Evidencia de esto es el hecho de que con la creación de los Bonos para el Fortalecimiento de la Solidez Financiera, cuyo objeto era respaldar líneas de asistencia financiera otorgadas por el BCN y la cobertura de los depositantes ([Asamblea Nacional de la República de Nicaragua 2018](#)), la velocidad en los retiros de depósitos se redujo. Por tal razón, una potencial línea de investigación podría estar enfocada en cómo incrementar la efectividad del FOGADE como mecanismo de prevención de corridas bancarias.

Por otra parte, la evidencia empírica sugiere que los seguros de depósitos que cubren de manera incondicional a los bancos tienden a generar riesgo moral, incrementar el riesgo sistémico y aumentar la probabilidad de crisis bancarias (véase por ejemplo [Calomiris & Jaremski \(2016\)](#), [Goodspeed \(2015\)](#), [Carr et al. \(1994\)](#)). Según [Demirgüç-Kunt & Detragiache \(2002\)](#) la repercusión negativa del

seguro de depósitos en la estabilidad bancaria tiende a ser más fuerte cuanto más amplia sea la cobertura ofrecida a los depositantes, cuando el esquema está financiado y es administrado por el gobierno, en lugar del sector privado.

En este sentido, según [Acharya & Thakor \(2016\)](#) la inyección de liquidez condicional a la naturaleza del *shock* es más eficiente, pues esta preserva la disciplina del mercado. Según los autores, las pérdidas que resultan de *shocks* sistémicos deberían estar protegidas, no así las pérdidas que surgen de *shocks* idiosincrásicos.

Durante 2018-2019 se implementaron una serie de medidas de política monetaria y financiera con el fin de resguardar la estabilidad financiera, de las cuales destaca la introducción de los Reportos Monetarios (RM) como mecanismo de inyección de liquidez, colateralizados con títulos de inversión públicos emitidos por el BCN o el Ministerio de Hacienda y Crédito Público (MHCP) como garantía de la operación ([BCN 2018](#)).

En este sentido, los RM son un instrumento de inyección de liquidez condicional a un perfil de activos que favorezca la tenencia de títulos públicos, lo cual es menos probable si la institución está concentrada en colocación de créditos o si esta invierte en el exterior. Posterior a la introducción de los RM, el Sistema Bancario ha incrementado de manera significativa su tenencia de títulos públicos, lo que facilitaría su acceso a liquidez en períodos de estrés a través de RM.

## 6.2. Riesgo de crédito

Tras la Crisis Financiera Internacional, el enfoque de la política macro-prudencial ha sido atenuar la naturaleza procíclica de la regulación bancaria, siendo el “colchón de capital contracíclico” (CCB por sus siglas en inglés) el principal instrumento para abordar los riesgos que surgen del excesivo crecimiento del crédito<sup>14</sup>.

De acuerdo con [Jiménez et al. \(2017\)](#), esta medida consiste en incrementar los requerimientos de provisiones en períodos de auge económico para que estas funcionen como amortiguador en períodos de recesión. Asimismo, mayores requerimientos sobre los fondos propios de los bancos pueden enfriar los auges del crédito, ya sea debido al mayor costo del capital bancario, o porque los bancos internalizan más los posibles costos sociales de los impagos de crédito (a través de un menor riesgo moral al tener más “piel en el juego”).

El principal caso de estudio en la literatura es el de España, donde se introdujo el CCB en el año 2000 en un período de auge económico. [Jiménez et al. \(2017\)](#) y [Drehmann & Gambacorta \(2012\)](#) señalan que esta medida ha permitido suavizar los ciclos de oferta de crédito y, en los malos tiempos, favorecer el rendimiento de las empresas. Si bien este caso ha sido exitoso, todavía existe un intenso debate en

---

<sup>14</sup>De acuerdo con [Aliber & Kindleberger \(2015\)](#), las crisis financieras suelen ser precedidas de un período gran expansión del crédito.

cómo se debe estructurar este instrumento.

Según Drehmann et al. (2011), el CCB debería cumplir una serie de criterios, entre los que destacan: identificar el momento adecuado para la acumulación y liberación de la reserva de capital<sup>15</sup>, asegurar que el tamaño de la reserva sea suficiente para absorber las pérdidas subsiguientes, ser robusto al arbitraje regulatorio y estar basado en reglas.

En el caso de Nicaragua, en septiembre de 2017 la SIBOIF dictó la “Norma sobre constitución de provisiones anticíclicas”, no obstante, dado el contexto adverso de los eventos de 2018 esta fue suspendida indefinidamente, siendo reactivada hasta finales de 2022 (BCN 2023). Una línea de investigación podría enfocarse en maximizar los potenciales beneficios del este fondo de provisiones anti-cíclico, por ejemplo, determinar su tamaño óptimo, la velocidad con la que debe ser constituido o mejorar su cláusula de ejecución.

Otra medida de política que puede permitir el suavizamiento del ciclo de crédito, a pesar del aumento del riesgo de impago, es una participación más activa de bancos estatales, como el caso de BancoEstado en Chile durante la Crisis Financiera Internacional. En diciembre de 2008 el Ministerio de Hacienda instruyó a BancoEstado hacer un esfuerzo especial para proporcionar créditos a las empresas y hogares. A fin de mantener la estabilidad financiera del banco y su coeficiente capital/créditos en línea con los bancos privados, BancoEstado recibió una inyección de capital de 500 millones de dólares, incrementando 50 por ciento el capital del banco (Lagos & Tapia 2014).

De acuerdo con Lagos & Tapia (2014) y Biron et al. (2019), esta medida fue efectiva para suavizar el efecto de la contracción del crédito de los bancos privados y destacan que BancoEstado siguió siendo rentable a pesar del contexto adverso, sugiriendo que el capital adicional que el gobierno puso en el banco se utilizó de manera productiva. Sin embargo, señalan que el efecto estuvo limitado por el tamaño de BancoEstado, y porque el crédito creció más para empresas grandes, las cuales no necesariamente tienen restricciones de financiamiento en comparación con las pequeñas y medianas empresas.

## 7. Conclusiones

Comprender la naturaleza de los *shocks* que provocan fluctuaciones en el crédito es fundamental para el diseño de políticas que permitan mitigar los efectos de los mismos, y así suavizar la evolución del ciclo financiero. Para el caso de Nicaragua,

---

<sup>15</sup>Los autores sugieren que el mejor indicador para la acumulación de capital es la brecha entre la relación crédito-PIB y su tendencia de largo plazo, ya que esta variable captura la acumulación de vulnerabilidades a nivel de sistema que típicamente conducen a crisis bancarias.

la evidencia empírica en esta línea es limitada, por tal razón, el presente estudio tiene como objetivo determinar la contribución de *shocks* de oferta de crédito sobre la evolución del crédito bancario y la tasa de interés activa en Nicaragua. Esto, a través de la estimación de modelos SVAR y la implementación restricciones de signo como estrategia de identificación. Las restricciones se derivan de una extensión del modelo teórico de Monti-Klein, y se identifican *shocks* de oferta de crédito asociados al deterioro de la calidad de la cartera y a la contracción de los depósitos del público.

Los resultados sugieren que los *shocks* considerados han explicado alrededor del 69.9 y 67.3 por ciento de la volatilidad del crédito y la tasa activa, respectivamente. Dado que pueden existir otros tipos de *shocks* a la oferta que no fueron modelados, esto sugiere que la evolución del crédito y de la tasa activa están determinadas principalmente por las entidades bancarias. Asimismo, esta contribución tiende a ser mayor en períodos de contracción del crédito, exceptuando el período de la pandemia, en el cual pudo haber jugado un mayor rol la demanda de créditos.

Por otro lado, las estimaciones sugieren que la contracción del crédito e incremento de la tasa activa observado en la Crisis Financiera Internacional, están asociados principalmente a factores de riesgo de crédito, mientras que lo observado durante 2018, fue resultado de una combinación de riesgo de crédito y de presiones de liquidez. Asimismo, según las estimaciones, los *shocks* de riesgo de crédito explican una proporción mayor de la volatilidad del crédito, mientras que los de liquidez tienden a explicar una mayor proporción de la volatilidad de la tasa activa.

Adicionalmente, se realizó un ejercicio de robustez que sugiere que estos *shocks* de oferta están asociados de manera importante con la dinámica de la actividad económica, y que uno de los mecanismos de transmisión del *shock* de riesgo de crédito puede ser el incremento procíclico de las provisiones por incobrabilidad de cartera.

Finalmente, los resultados del estudio sugieren que políticas enfocadas en la oferta de crédito pueden ser más efectivas que aquellas enfocadas en la demanda, ya sea para incentivar su crecimiento o para suavizar su volatilidad. Asimismo, indican que estas políticas enfocadas en la oferta podrían orientarse a mitigar el efecto del riesgo de crédito y de liquidez, para así afianzar la estabilidad financiera en Nicaragua.

## Referencias

Acharya, V. V. & Thakor, A. V. (2016), 'The dark side of liquidity creation: Leverage and systemic risk', *Journal of Financial Intermediation* **28**, 4-21.

Alfaro, L., García-Santana, M. & Moral-Benito, E. (2021), 'On the direct and

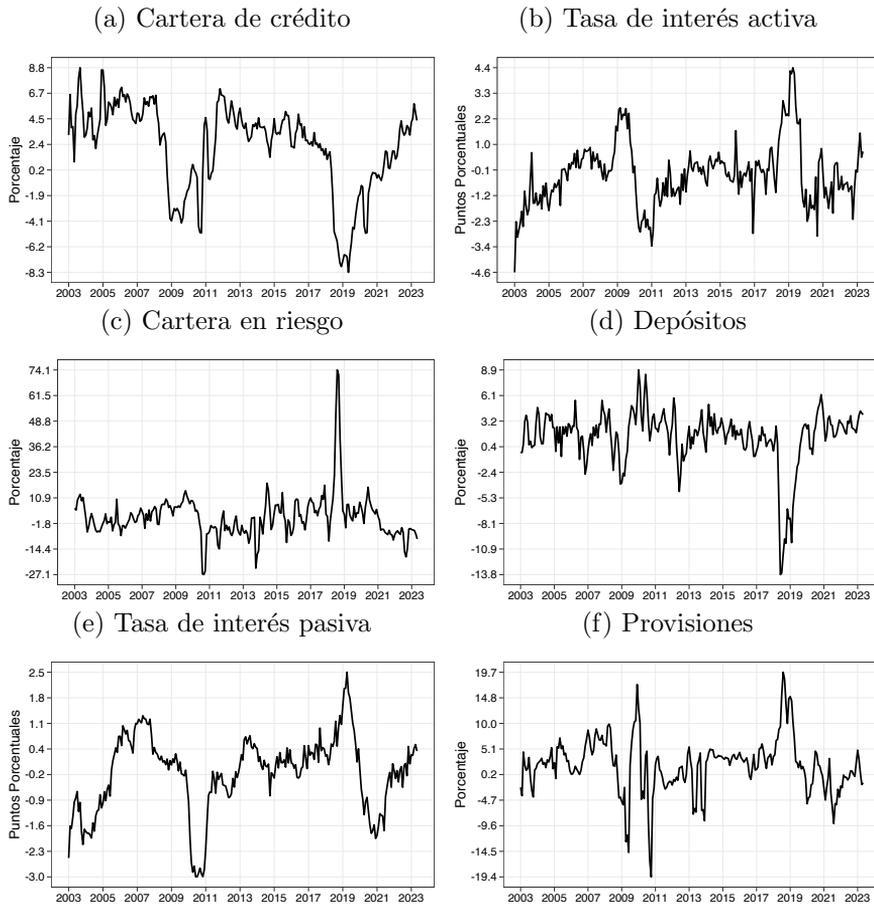
- indirect real effects of credit supply shocks', *Journal of Financial Economics* **139**(3), 895–921.
- Aliber, R. & Kindleberger, C. (2015), *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises, Seventh Edition*, Palgrave Macmillan UK.  
**URL:** <https://books.google.com.ni/books?id=QwhMrgEACAAJ>
- Amiti, M. & Weinstein, D. E. (2018), 'How much do idiosyncratic bank shocks affect investment? Evidence from matched bank-firm loan data', *Journal of Political Economy* **126**(2), 525–587.
- Arias, J., Rubio-Ramirez, J. F. & Waggoner, D. F. (2014), 'Inference based on SVARs identified with sign and zero restrictions: Theory and applications'.
- Asamblea Nacional de la República de Nicaragua (2005), 'Ley No. 551 del Sistema de Garantía de Depósitos'. Gaceta Oficial No. 168, Fecha de publicación: 30/08/05.
- Asamblea Nacional de la República de Nicaragua (2018), 'Ley No. 979. Ley de creación de los bonos para el fortalecimiento de la solidez financiera y del Comité de Estabilidad Financiera'. Gaceta Oficial No. 160, Fecha de publicación: 21/08/18.
- Balke, N. S., Zeng, Z. & Zhang, R. (2021), 'Identifying credit demand, financial intermediation, and supply of funds shocks: A structural VAR approach', *The North American Journal of Economics and Finance* **56**, 101375.
- Barnett, A. & Thomas, R. (2014), 'Has weak lending and activity in the UK been driven by credit supply shocks?', *The Manchester School* **82**, 60–89.
- Bassett, W. F., Chosak, M. B., Driscoll, J. C. & Zakrajšek, E. (2014), 'Changes in bank lending standards and the macroeconomy', *Journal of Monetary Economics* **62**, 23–40.
- BCN (2018), 'Reforma a las normas financieras para adoptar un esquema de operaciones monetarias diarias de absorción e inyección de liquidez'. RESOLUCIÓN N°. CD-BCN-XIX-1-18, publicada en La Gaceta, Diario Oficial N°. 94.
- BCN (2022), 'Informe de Estabilidad Financiera - Octubre 2022'.
- BCN (2023), 'Informe de Estabilidad Financiera - Abril 2023'.
- Bejarano, C. (2019), 'Modelación macroeconómica de probabilidad de default', *Revista de Economía y Finanzas* **6**(1).
- Bejarano, C. (2021), 'El impacto de la crisis sociopolítica nicaragüense de 2018 sobre el crecimiento del total de activos del sector bancario'.

- Biron, M., Córdova, F. & Lemus, A. (2019), 'Banks business model and credit supply in Chile: the role of a state-owned bank'.
- Budnik, K. B., Balatti, M., Dimitrov, I., Groß, J., Kleemann, M., Reichenbachas, T., Sanna, F., Sarychev, A., Siñenko, N. & Volk, M. (2020), 'Banking euro area stress test model'.
- Calomiris, C. W. & Jaremski, M. (2016), 'Deposit insurance: Theories and facts', *Annual Review of Financial Economics* **8**, 97–120.
- Carr, J., Mathewson, G. F. & Quigley, N. C. (1994), 'Ensuring failure: financial system stability and deposit insurance in Canada'.
- Christiano, L. J., Motto, R. & Rostagno, M. (2010), 'Financial factors in economic fluctuations'.
- Colombo, V. & Paccagnini, A. (2020), 'Does the credit supply shock have asymmetric effects on macroeconomic variables?', *Economics Letters* **188**, 108958.
- Curdia, V. & Woodford, M. (2010), 'Credit spreads and monetary policy', *Journal of Money, Credit and Banking* **42**, 3–35.
- Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (2002), 'Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation', *Journal of Monetary Economics* **49**(7), 1373–1406.
- Diamond, D. W. & Dybvig, P. H. (1983), 'Bank runs, deposit insurance, and liquidity', *Journal of Political Economy* **91**(3), 401–419.
- Dieppe, A., Legrand, R. & Van Roye, B. (2016), 'The BEAR toolbox'.
- Drehmann, M., Borio, C. E. & Tsatsaronis, K. (2011), 'Anchoring countercyclical capital buffers: the role of credit aggregates'.
- Drehmann, M. & Gambacorta, L. (2012), 'The effects of countercyclical capital buffers on bank lending', *Applied Economics Letters* **19**(7), 603–608.
- Duchi, F. & Elbourne, A. (2016), 'Credit supply shocks in the Netherlands', *Journal of Macroeconomics* **50**, 51–71.
- Eickmeier, S. & Ng, T. (2015), 'How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach', *European Economic Review* **74**, 128–145.
- Freixas, X. & Rochet, J.-C. (2008), *Microeconomics of banking*, MIT press.
- Gambetti, L. & Musso, A. (2017), 'Loan supply shocks and the business cycle', *Journal of Applied Econometrics* **32**(4), 764–782.

- Gertler, M. & Karadi, P. (2011), ‘A model of unconventional monetary policy’, *Journal of Monetary Economics* **58**(1), 17–34.
- Gilchrist, S. & Zakrajšek, E. (2012), ‘Credit spreads and business cycle fluctuations’, *American Economic Review* **102**(4), 1692–1720.
- Goodspeed, T. (2015), ‘Skin in the game: liability insurance, extended liability, and financial stability’, *Unpublished working paper*.
- Hristov, N., Hülsewig, O. & Wollmershäuser, T. (2012), ‘Loan supply shocks during the financial crisis: Evidence for the euro area’, *Journal of International Money and Finance* **31**(3), 569–592.
- Jermann, U. & Quadrini, V. (2012), ‘Macroeconomic effects of financial shocks’, *American Economic Review* **102**(1), 238–271.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L. & Saurina, J. (2017), ‘Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: Evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments’, *Journal of Political Economy* **125**(6), 2126–2177.
- Lagos, L. F. & Tapia, M. (2014), ‘Credit stabilization through public banks: the case of Banco Estado’, *Banco Central de Chile*.
- Morales, O. & Canales, R. (2016), ‘Estimación de Tres Índices de Concentración Económica: Una Aplicación al Sector Bancario en Nicaragua’, *Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas* **Vol.4**.
- Mumtaz, H., Pinter, G. & Theodoridis, K. (2018), ‘What do VARs tell US about the impact of a credit supply shock?’, *International Economic Review* **59**(2), 625–646.
- Narváez, R. D., Clévy, J. F. et al. (2005), ‘Determinantes del spread bancario en Nicaragua: un análisis econométrico’.
- Prisman, E. Z., Slovin, M. B. & Sushka, M. E. (1986), ‘A general model of the banking firm under conditions of monopoly, uncertainty, and recourse’, *Journal of Monetary Economics* **17**(2), 293–304.
- Rhoades, S. A. (1993), ‘The Herfindahl-Hirschman index’, *Federal Reserve Bulletin* **79**(1), 188.
- Sax, C. & Steiner, P. (2022), *seasonal: R Interface to X-13-ARIMA-SEATS*. R package version 1.90.  
**URL:** <https://CRAN.R-project.org/package=seasonal>
- Shafir, E., Diamond, P. & Tversky, A. (1997), ‘Money illusion’, *The Quarterly Journal of Economics* **112**(2), 341–374.
- U.S. Census Bureau (2023), *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*, U.S. Census Bureau, Washington, D.C.

## A. Anexos

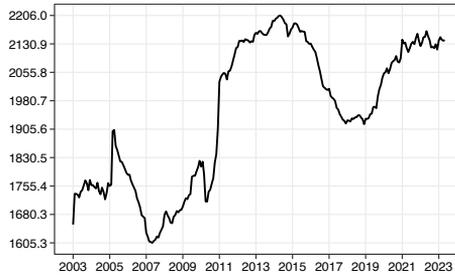
FIGURA A1: Evolución de las Series Consideradas



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

### A.1. Cálculo de concentración bancaria

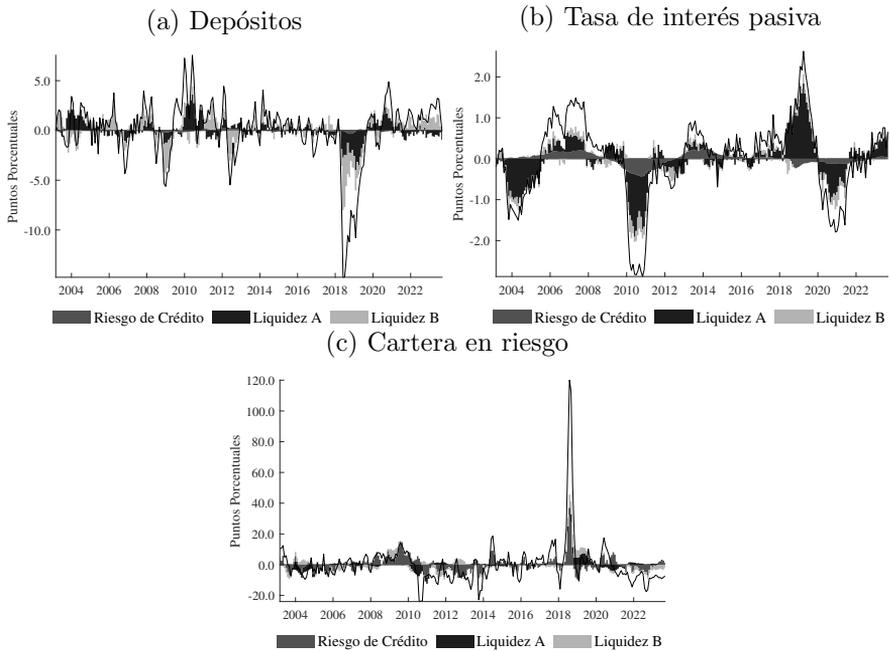
FIGURA A2: Índice de Concentración en Cartera de Créditos



Nota:—Realizado por bancos. Refleja el Índice Herfindahl-Hirschman.  
Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

### A.2. Shocks de oferta

FIGURA A3: Descomposición Histórica



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

### A.3. Análisis de robustez modelo VAR

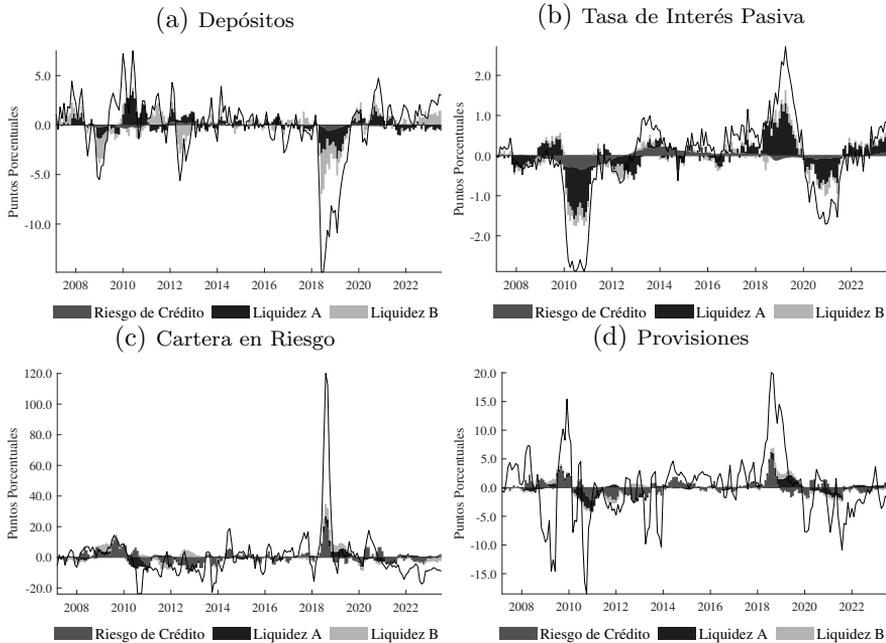
TABLA A1: Descomposición de la Variabilidad de las Series

Estadístico	Crecimiento del crédito				Tasa de interés activa			
	Riesgo de Crédito	Liquidez		Total Explicada	Riesgo de Crédito	Liquidez		Total Explicada
		A	B			A	B	
$E(y_t^2)$	30.0	10.0	10.7	50.7	5.3	36.3	8.8	50.4
$E(y_t^2 x_t > 0)$	33.2	5.9	5.4	44.5	9.8	23.9	5.4	39.1
$E(y_t^2 x_t < 0)$	28.5	11.6	12.8	52.9	4.1	40.2	9.9	54.2
$E(y_t^2 PreP)$	32.8	12.2	11.4	56.3	5.3	40.4	9.2	54.9
$E(y_t^2 P)$	1.7	1.7	1.1	4.5	4.3	20.5	5.2	30.0
$E(y_t^2 PostP)$	28.8	(2.3)	24.0	50.5	5.3	(2.5)	5.8	8.7
$E(y_t^2 CFI)$	49.5	3.7	7.6	60.8	4.1	43.9	7.0	55.0
$E(y_t^2 ES)$	18.2	23.6	19.9	61.7	3.7	44.7	12.8	61.2

Nota:  $-x_t$  corresponde al crecimiento del crédito, “CFI” a Crisis Financiera Internacional, “ES” a Eventos Socio-políticos y “P” a la Pandemia del coronavirus. Expresado como porcentaje de la variabilidad de cada serie. PreP: pre-pandemia. PostP: post-pandemia.

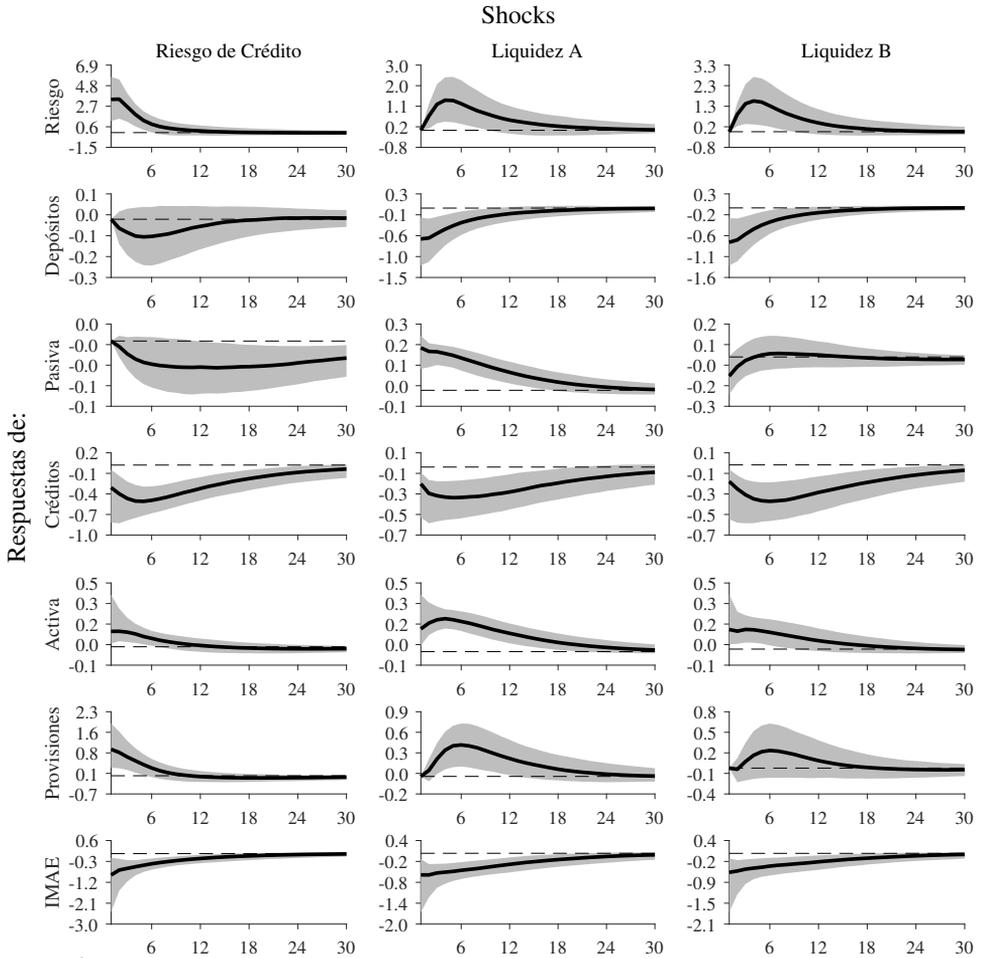
Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A4: Descomposición Histórica



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

FIGURA A5: Funciones Impulso-Respuesta



Nota:—Área sombreada corresponde a los intervalos de confianza al 90 por ciento, y la línea sólida a la mediana de las estimaciones.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

