

Impacto del crédito bancario en el crecimiento económico sectorial*

Angélica Calle Sarmiento
Joab Dan Valdivia Coria
Vidal Choque Atto

RESUMEN

La presente investigación presenta el efecto del crédito bancario hacia el sector real de la economía boliviana (a nivel sectorial y agregado), considerando las relaciones no lineales entre el crédito e IGAE. Los resultados de largo plazo a nivel sectorial (modelo VEC) evidencian que la elasticidad de la cartera-crecimiento de los sectores de Agricultura e Industria son 0,05pp y 0,08pp, respectivamente. En el caso de Servicios, se muestra una fuerte relación con la actividad de Industria (1,04pp), lo cual explica la elevada elasticidad de la cartera de servicios respecto al desempeño económico de esta actividad. Asimismo, el efecto promedio de corto plazo estimado del modelo PVAR muestra que choques positivos (impulso-respuesta) en la cartera se internalizan en la actividad en un intervalo de 0,2pp y 0,86pp a lo largo del tiempo. De este modo, se muestra que el crédito es importante para promover el crecimiento económico.

Clasificación JEL: C23, C32, G21

Palabras clave: Crédito, crecimiento económico, modelo de corrección de errores, vectores autorregresivos recursivos en datos de panel

* El contenido del presente documento es de responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia.

The impact of bank lending on sectoral economic growth*

Angélica Calle Sarmiento

Joab Dan Valdivia Coria

Vidal Choque Atto

ABSTRACT

This research shows the effect of banking credit on the real sector of the Bolivian economy (at sectoral and aggregate level), considering the nonlinear relationships between credit and IGAE. Long-term results at the sectoral level (VEC model) show that the loan-growth elasticity of Agriculture and Industry sectors are 0.05pp and 0.08pp, respectively. Services and Industry activities show a strong relationship (1.04pp), which would explain the high elasticity of services credit with respect to its real economic performance. Likewise, the average short-term effect estimated from the PVAR model shows that positive shocks (impulse-response) in the credit portfolio are internalized in the activity in an interval of 0.2pp and 0.86pp over time. In this way, it is shown that credit is important to promote economic growth.

JEL Classification: C23, C32, G21

Keywords: *Credit, economic growth, error correction model, recursive auto-regressive vectors in panel data*

* The contents of this document are the responsibility of the authors and do not compromise the opinion of the Banco Central de Bolivia.

I. Introducción

El financiamiento del sistema financiero, a través del crédito al sector empresarial, desempeña un rol fundamental en el flujo circular de la economía, debido a que permite a las empresas aumentar su capacidad productiva e insertar nuevas tecnologías para mejorar el proceso productivo. De este modo, la oferta de crédito puede representar una fuente de propagación y/o amplificación de los ciclos económicos. Los efectos del crédito bancario se traducen en mayor financiamiento de los sectores que la demandan porque, a mayor inversión, la capacidad instalada en capital incrementa lo que afecta positivamente al crecimiento de la actividad económica. Evidenciar estos efectos a nivel sectorial y en forma agregada es importante ya que la provisión de recursos al sistema financiero (diseño de política económica) estimulará mayor colocación de cartera de crédito lo que, a su vez, repercutirá en un mayor nivel de producción dinamizando de este modo la economía en su conjunto.

Los efectos del crédito sobre el crecimiento económico son ampliamente estudiados en la literatura, donde, por lo general, se suele encontrar una relación de causalidad bidireccional en países desarrollados. Por su parte, en economías emergentes, en el corto plazo, la relación suele ser unidireccional, es decir que el desempeño económico explica la necesidad de financiamiento crediticio.

En línea con lo anterior, la evidencia empírica suele encontrar una relación no lineal entre el crédito y la actividad económica, lo cual se aprecia a partir del análisis estadístico realizado para Bolivia. Esta no linealidad se acentúa si se establecen relaciones inter e intrasectoriales. Asimismo, del análisis de co-movimientos sectoriales entre la cartera de créditos y el crecimiento económico, es posible evidenciar la existencia de una alta prociclicidad en los sectores de Agricultura y Servicios, mientras que, en el resto de sectores, el grado de asociación es menor.

Por lo expuesto, el presente documento de investigación tiene como objetivo cuantificar el efecto del financiamiento bancario sobre el crecimiento económico sectorial y general, considerando dos metodologías: i) modelos de corrección de errores (VEC), los cuales establecen un marco de relaciones de largo plazo de variables que no necesariamente son estacionarias (captadas a través de las relaciones de cointegración)¹, y ii) modelos de vectores autorregresivos en datos de panel (PVAR) los cuales capturan relaciones intersectoriales y efectos promedio de corto plazo. Del primer enfoque se evidencia que los sectores

1 El modelo VEC utilizada en series temporales captura dependencias dinámicas de series no estacionarias, pero con una misma secuencia de integración.

que presentan una elasticidad significativa son Agricultura (0,05pp) e Industria (0,07pp), mientras que en el sector de Servicios la elasticidad es de 0,07pp, explicada, además, por su relación con la industria manufacturera (1,04pp). El resto de los sectores no presenta una relación de largo plazo. En el segundo enfoque, los resultados muestran que el efecto promedio del crédito hacia el crecimiento económico oscila entre 0,2pp y 0,86pp en el periodo de análisis.

II. Revisión de literatura

El rol del crédito en el crecimiento económico es desarrollado por Schumpeter (1911), quien argumenta que la expansión crediticia permite aumentar el capital e innovar el proceso productivo. En esta línea, King y Levine (1993) encontraron que la intermediación financiera permite canalizar el ahorro hacia inversiones que estimulan la innovación tecnológica y por tanto, el desarrollo económico. Goldsmith (1959), Levine y Zervos (1998) y Levine et al. (2000), por su parte, señalan que existe una estrecha relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico.

Abu-Bader y Abu-Qarn (2008), en su estudio para países del Medio Oriente y el norte de África, evidenciaron que existe una relación de causalidad unidireccional del desarrollo financiero al crecimiento económico. En esta línea, Mamman y Hashim (2013), considerando al agregado monetario M2 como indicador de desarrollo financiero, señalan que la expansión crediticia impulsa la actividad económica.

Tomando en cuenta modelos más robustos, donde se incorporan variables de control como la inflación, el tipo de cambio, formación bruta de capital fijo, apertura comercial y variables fiscales para cuantificar el efecto del crédito en el crecimiento económico, Oni et al. (2014) y Amoo et al. (2017) señalan que un aumento de la tasa de crecimiento de los créditos mejora la actividad económica en aproximadamente 0,16%.

Por otro lado, Awad y Karaki (2019) evidenciaron una relación de largo plazo entre el crédito y el producto para Palestina. Altar et al. (2021) estudian el comportamiento del crédito en relación con el crecimiento económico de países de Europa Central y del Este (República Checa, Rumanía, Polonia y Hungría). El estudio concluye que el impulso del crédito en la inversión tiene un efecto sostenido sobre el crecimiento económico.

Para la región, Rodríguez y López (2009) estudian los efectos de desarrollo financiero en el crecimiento económico de México y señalan que existe una

relación de causalidad bidireccional. Gómez (2010) encuentra que el crédito al sector privado afecta de manera positiva al desempeño económico, mientras que Torre y Flores (2020), considerando el indicador de desarrollo financiero como el ratio crédito/PIB, encuentran que el crecimiento de la profundización financiera en 10% afecta el crecimiento per-cápita del PIB entre 0,61% a 0,81%.

Por su parte, para Colombia, Martínez (2008) muestra que la intermediación financiera tiene efectos positivos sobre el crecimiento económico. Este resultado nace a partir de la aplicación de un modelo autorregresivo de retardos distribuidos (ARDL).

Para la economía peruana, Lahura y Vega (2011) señalan que “[...] el impulso crediticio contiene información útil para predecir la tasa de crecimiento del producto”. Además, encuentran una relación de largo plazo y estable entre el crédito y el PIB controlado por los términos de intercambio.

Para el caso boliviano, Quelca (2006) encuentra que existe una relación procíclica entre el crédito y PIB; Humérez y Yáñez (2011) muestran que la profundización financiera tiene efectos positivos en el producto, principalmente en el corto plazo; mientras que, Peñaloza y Valdivia (2013) señalan que el impacto del crédito sobre el sector productivo de la actividad económica es de 0,14% con una persistencia de tres trimestres aproximadamente.

III. Hechos estilizados y metodología

III.1 Hechos estilizados

Desde 2006, en el sector financiero, se evidencia dos importantes hitos que transformaron la intermediación financiera en Bolivia: i) la Bolivianización de las operaciones del sistema financiero; ii) la Ley N° 393 de Servicios Financieros (Gaceta Oficial de Bolivia, 2013), que introduce criterios de expansión de cartera de créditos destinado a sectores productivos que contribuyen al crecimiento económico.

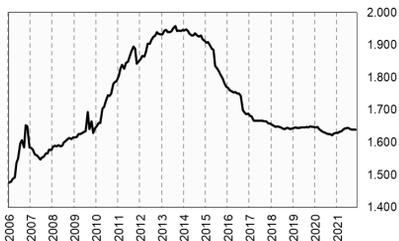
Como resultado de la regulación de la cartera de créditos, la concentración de créditos disminuyó desde la gestión 2014 (Gráfico 1.a), situación que permitió que el destino del crédito sea orientado a los sectores productivos² que tienen

2 La Ley de Servicios Financieros 393, artículo 67: “(Sectores Priorizados). Los niveles mínimos de cartera a establecerse, deberán priorizar la asignación de recursos con destino a vivienda de interés social y al sector productivo principalmente en los segmentos de la micro, pequeña y mediana empresa urbana y rural, artesanos y organizaciones económicas comunitarias”.

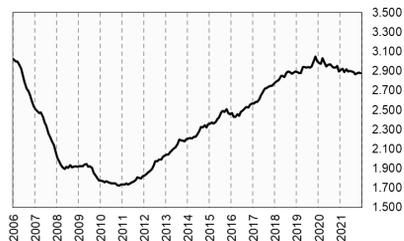
como finalidad impulsar el crecimiento económico. En efecto, a partir de 2014, existe una recomposición en la estructura de la cartera, debido a que la incidencia de la cartera al sector productivo es mayor al resto (Gráfico 2.a).

Gráfico 1: ÍNDICE DE HERFINDAHL-HIRCHMAN

a) Concentración de colocación de cartera



b) Concentración de depósitos



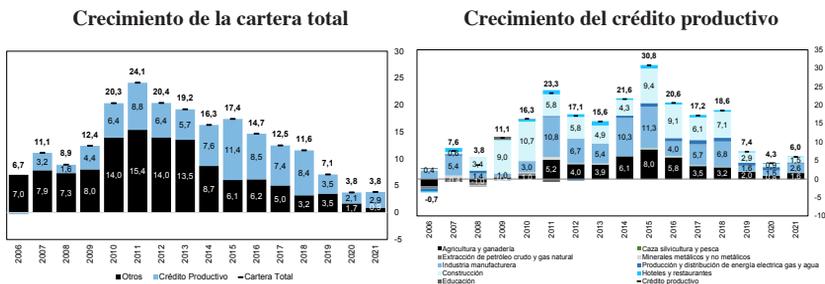
Fuente: Elaboración propia con datos de la Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero

Nota: El Índice de Herfindahl e Hirschman (*IHH*) es una medida de concentración. El *IHH* resulta de la suma de las participaciones que tiene la cartera destinada en cada sector sobre el total del sistema financiero y su fórmula es la siguiente: $IHH = \sum_{i=1}^N s_i^2$, donde N es el número de sectores del crédito destinados, y S es la participación del crédito del sector i respecto del total de créditos. En caso de los depósitos, el *IHH* es la suma de las participaciones del tipo de depósitos en el sistema financiero: a la vista, caja de ahorros, a plazo fijo y otros; donde N es el número de tipos de depósitos en el sistema financiero, y S es la participación del tipo de depósito i respecto del total.

Desde la reglamentación de la Ley de Servicios Financieros N°393, mediante Decreto Supremo (D.S) N°2055 de 9 de julio de 2014 (Gaceta Oficial de Bolivia, 2014), se establecieron tasas de interés máximas para créditos productivos con un alto nivel de concesionalidad³. Los resultados de esta política financiera se materializaron en las tasas de crecimiento de la cartera de créditos en los años 2014 (21,6%) y 2015 (30,8%), respectivamente, destacando los sectores de Construcción, Industria y Agricultura con una mayor incidencia sobre el crédito productivo (Gráfico 2.b).

3 Para las diferentes unidades productivas se implementaron tasas de interés máximas del crédito productivo: Grande (6%), Mediana (6%), Pequeña (7%) y Microempresa (11,5%)

Gráfico 2: CRECIMIENTO E INCIDENCIA DEL CRÉDITO
(En porcentaje y puntos porcentuales)

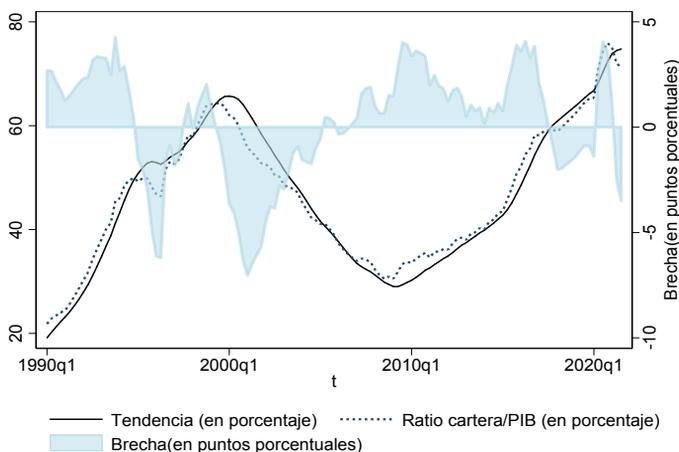


Fuente: Elaboración propia con datos de la Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero

Por su parte, desde 1990, el ciclo financiero (Gráfico 3) se caracteriza por cuatro sub periodos: i) entre 1995 y 1996 se identifica una fase negativa del indicador asociado al quiebre de los bancos (entre los principales el Banco Sur y el Banco Cochabamba); ii) desde principios de los años 2000, hasta 2005, existió un escenario de *credit crunch*. En esta fase se deterioraron algunos indicadores del sistema financiero como ser el índice de morosidad (14,6% en diciembre de 2001), disminución de la cartera vigente y una caída de los depósitos; iii) desde 2006 hasta finales de 2013 se observa una fase positiva del ciclo financiero que acompañó al buen desempeño de la actividad económica, y iv) en los últimos años (2014-2021) se identificaron dos sub-fases, una expansiva y otra contractiva, esta última explicada por una desaceleración conjunta de los depósitos y el crédito.

Adicionalmente, se observa que la relación entre el ciclo económico y financiero es positiva y que la actividad real se adelanta al ciclo financiero en aproximadamente cuatro trimestres (Apéndice A, Gráfico A.1). Este resultado indica que las condiciones reales son primordiales para las decisiones de colocación de cartera a los diferentes sectores de la economía.

Gráfico 3: CICLO FINANCIERO



Nota: Elaboración propia con base en datos del Banco Central de Bolivia. El indicador fue construido con base en Fendoglu (2017); la brecha del crédito/PIB se obtiene a través de filtro de Hodrick- Prescott (HP) de una sola cola con un $\lambda = 1600$, el autor define el valor de este parámetro para el ciclo financiero de mediano plazo para economías emergentes.

A nivel sectorial se observa que la relación entre el crédito y la actividad económica es heterogénea. En efecto, a inicios de la década de los 2000, algunos sectores muestran una mayor dispersión por fuera de los *box plot*, que estaría asociado al episodio de *credit crunch* que atravesó el país (Apéndice A, Gráfico A.2). Asimismo, los sectores de Agricultura, Servicios, Industria y Construcción son los que presentan una correlación positiva entre la cartera de créditos y el crecimiento económico. No obstante, el resto de sectores presenta una relación negativa que además no es estadísticamente significativa.

En relación a lo anterior, los comovimientos entre los componentes cíclicos de la cartera y la actividad económica (IGAE) por sector muestran que existe una relación positiva de acuerdo a las siguientes características (Gráfico 4):

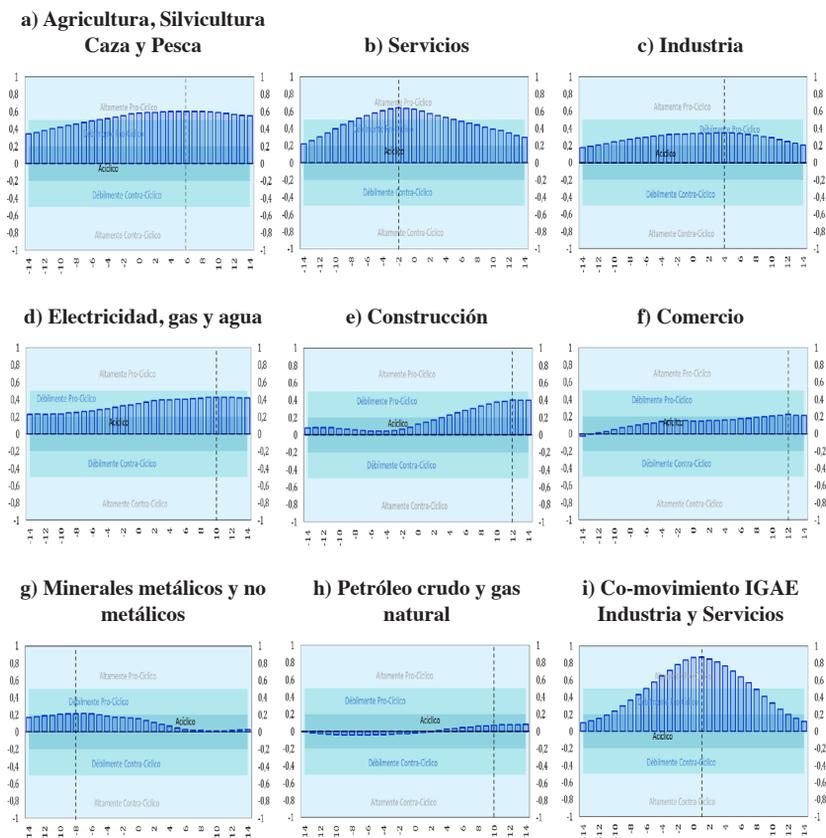
- El crédito destinado al sector agrícola se adelanta a la producción en seis meses y es altamente procíclico. Este resultado se debe principalmente al tiempo de maduración de productos agrícolas industriales y no industriales que están asociados a campañas de siembra y cosecha.
- De igual forma, el crédito dirigido al sector de servicios es altamente procíclico. No obstante, su comportamiento es rezagado a la producción

en dos meses debido a que el producto final del sector, al no ser tangible, depende del comportamiento del sector industrial (Gráfico 4.i)⁴.

- Respecto a la relación entre el crédito destinado al sector industrial y la producción, se observa que la colocación de créditos se adelanta a la actividad de la industria en cuatro meses y es débilmente procíclica debido a que el proceso productivo requiere un tiempo adecuado para madurar.
- En línea con lo anterior, el crédito destinado a la actividad Electricidad, gas y agua, se adelanta en 10 meses y es débilmente procíclica debido al tiempo que requiere el tendido de líneas de transmisión, conexión de tuberías de gas y/o agua, además de la implementación de sistemas de riego, por lo que la construcción de infraestructura permitiría satisfacer la mayor demanda de los servicios básicos dentro de diez meses.
- Asimismo, la relación del crédito de los sectores de Construcción y Comercio y su respectiva producción, es débilmente procíclica y, en ambos casos, se adelantan en un año a la producción. En el caso de la Construcción se explica por el tiempo de materialización de una obra, desde su etapa inicial hasta su conclusión. En el caso de Comercio se necesita el capital inicial para el traslado de la mercadería desde su país de origen a Bolivia.

4 La relación entre el IGAE del sector Industrial y de Servicios es altamente procíclico y se adelanta en un mes a la actividad de Servicios.

Gráfico 4: COMOVIMIENTOS CRÉDITO – IGAE SECTORIAL



Nota: Elaboración propia. Los umbrales se obtuvieron con base en Argandoña et al. (1997).

III.2 Metodología

III.2.1 Modelo de corrección de errores

Si dos variables y_t y z_t son procesos integrados de orden 1, $I(1)$, una combinación lineal entre ambas $y_t + \delta z_t$ resultará también ser $I(1)$. Sin embargo, si se da el caso en donde $\alpha \neq 0$ y $y_t + \alpha z_t$ el resultado es un proceso $I(0)$, entonces podemos decir que y_t y z_t están cointegradas, i.e., existe un equilibrio de largo plazo entre ambas variables.

Siguiendo a Engle y Granger (1987), si y_t y z_t están cointegradas, podemos definir:

$$y_t + \alpha z_t = \varepsilon_t$$

donde ε_t sigue un proceso estocástico *random walk* $\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + v_t$ y v_t es *iid*. Además, si

$$y_t + \beta z_t = v_t$$

y v_t es un proceso estocástico ruido blanco $v_t = \rho_{t-1} + \mu_t$ con $|\rho| < 1$ y $\mu_t \sim iid$. Si asumimos que tanto ε_t y v_t están correlacionadas entre sí y dado que ε_t es $I(1)$, entonces, tanto y_t y z_t son $I(1)$; sin embargo, como $|\rho| < 1$ esto implica que v_t , y_t y z_t son $I(0)$, i.e., están cointegradas y el vector de cointegración es $(1, \beta)$.

III.2.2 Vector de Corrección de Errores

Desarrollando las ecuaciones anteriores, encontramos la representación del modelo de Vector de Corrección de Errores (VEC).

$$\Delta y_t = \frac{\rho - 1}{\beta - \alpha} (y_{t-1} + \beta z_{t-1}) + \frac{\mu_t - v_t}{\beta - \alpha} \equiv -\delta u_{t-1} + \eta_{1t}$$

$$\Delta y_t = -\alpha \frac{\rho - 1}{\beta - \alpha} (y_{t-1} + \beta z_{t-1}) + \left(v_t + \frac{\mu_t - v_t}{\beta - \alpha} \right) \equiv \alpha \delta u_{t-1} + \eta_{2t}$$

de donde $\delta = \frac{1-\rho}{\beta-\alpha}$, η_1 y η_2 combinaciones lineales de v_t y μ_t y $u_{t-1} = y_{t-1} + \beta z_{t-1}$ son las desviaciones del equilibrio en el corto plazo cuando el choque $u = 0$.

III.2.3 Vectores Autoregresivos en datos de Panel (PVAR)

El modelo PVAR considera a todas las variables como endógenas y puede ser representado como:⁵

$$X_{i,t} = \alpha_i + \Theta(L)X_{i,t} + u_{i,t}$$

donde $X_{i,t}$ es un vector de variables endógenas; $\Theta(L)$ es la matriz de parámetros asociado al operador de rezagos del sistema de ecuaciones; α_i es el vector de efectos fijos y $u_{i,t}$ es el término de error.

5 Las variables generalmente están en primeras diferencias.

Holtz-Eakin et al. (1988) proponen emplear el Método Generalizado de Momentos (GMM) para estimar los parámetros del sistema de ecuaciones. Esta solución permite crear instrumentos a partir de los rezagos de las propias variables endógenas del modelo, siempre y cuando dichas observaciones pasadas no estén correlacionadas inter e intramuestralmente a través del tiempo. En este sentido, Abrigo y Love (2015) señalan que la inclusión de más retardos en el sistema genera que los estimadores no sean consistentes, principalmente en paneles desbalanceados.

De esta forma, el modelo PVAR en su forma reducida está dado por:

$$\begin{aligned}\tilde{X}_{i,t} &= \gamma \hat{X}_{i,t} + \tilde{u}_{i,t} \\ \tilde{X}_{i,t} &= [\tilde{X}_{i,t}^1 \quad \tilde{X}_{i,t}^2 \quad \dots \quad \tilde{X}_{i,t}^{k-1} \quad \tilde{X}_{i,t}^k] \\ \hat{X}_{i,t} &= [\hat{X}_{i,t-1} \quad \hat{X}_{i,t-2} \quad \dots \quad \hat{X}_{i,t-p+1} \quad \hat{X}_{i,t-p} \quad \tilde{x}_{i,t}] \\ \tilde{u}_{i,t} &= [\tilde{u}_{i,t}^1 \quad \tilde{u}_{i,t}^2 \quad \dots \quad \tilde{u}_{i,t}^{k-1} \quad \tilde{u}_{i,t}^k] \\ \gamma' &= [\gamma'_1 \quad \gamma'_2 \quad \dots \quad \gamma'_{p-1} \quad \gamma'_p \quad \phi']\end{aligned}$$

El vector $\tilde{X}_{i,t}$ contiene información de las variables endógenas transformadas⁶ $\tilde{X}_{i,t} = X_{i,t} - X_{i,t-1}$. Si ampliamos las observaciones del panel en “i” y “t”, el estimador por GMM será:

$$\gamma = [\hat{X}' Z \hat{W} Z' \hat{X}]^{-1} [\hat{X}' Z \hat{W} Z' \tilde{X}]$$

El vector de instrumentos está dado por $Z_{i,t}$ ⁷, mientras que las variables exógenas⁸ están descritas por $\tilde{x}_{i,t} \in Z_{i,t}$. La matriz \hat{W} es simétrica ($L \times L$), no singular y semi-definida positiva (de ponderaciones óptimas). Bajo el supuesto que $E[Z' \varepsilon] = 0$ y que el rango es $E[\hat{X}' Z] = kp + l$, el estimador GMM es consistente (Hansen, 1982).

6 La desviación ortogonal es $x = (X_{i,t} - \bar{X}_{i,t}) \sqrt{T_{i,t} / (T_{i,t} + 1)}$, donde $T_{i,t}$ es el número disponible para futuras observaciones del panel “i”, en “t” y el término $\bar{X}_{i,t}$ es un promedio.

7 El set de instrumentos es $L \geq kp + l$.

8 Para la estimación se consideró como variable exógena una variable dicotómica que toma el valor de 1 entre abril 2020 y junio de 2021, 0 en el resto del periodo estudiado, tratando de capturar la periodicidad de la crisis sanitaria COVID-19.

IV. Resultados

IV.1 Modelo de corrección de errores

Siguiendo a Thierry et al. (2016) se asume que la relación de largo plazo considera la siguiente forma funcional:

$$y_{it} = f(\text{cred}_{it}^+, i_t^-, D_{it})$$

donde⁹:

y_{it} : logaritmo del IGAE por sector

cred_{it} : logaritmo del crédito sectorial

i_t : tasa de interés real

D_{it} : variable dicotómica que considera las observaciones atípicas en cada ecuación sectorial.

Asimismo, para verificar las propiedades estadísticas de las series, se realizó las pruebas de raíz unitaria ADF, PP y KPSS¹⁰ en niveles, así como en primera diferencia. En efecto, en el Cuadro 1 se muestra que todas las variables son débilmente estacionarias en primera diferencia.

9 Los datos se encuentran en frecuencia mensual. La información del Índice Global de Actividad Económica (IGAE) fue extraída del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), del crédito sectorial de la Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI) y finalmente de la tasa de interés real del Banco Central de Bolivia (BCB).

10 Aumented Dickey-Fuller (ADF), Phillips Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), respectivamente.

Cuadro 1: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

		En niveles			En primeras diferencias			Orden de integración
		ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
Agricultura	IGAE	-1,120	-1,010	0,419	-2,627 ***	-4,133 ***	0,794	I(1)
	Crédito	-2,811	-2,997	0,308	-3,758 ***	-9,638 ***	0,699 *	I(1)
Servicios	IGAE	-0,068	1,811	0,158	-3,817 ***	-3,817 ***	0,374 **	I(1)
	Crédito	-2,015	-1,994	0,284	-2,711 ***	-12,303 ***	0,377 **	I(1)
Industria	IGAE	-1,963	0,007	0,121	-4,366 ***	-4,361 ***	0,398 **	I(1)
	Crédito	-2,451	-2,363	0,332	-9,157 **	-9,217 ***	0,487 *	I(1)
Energía	IGAE	-0,281	1,650	0,281	-3,735 ***	-3,467 ***	0,507 *	I(1)
	Crédito	-1,307	-1,365	0,377	-7,674 ***	-12,955 ***	0,582 *	I(1)
Construcción	IGAE	1,806	2,679	0,346	-1,590	-8,015 ***	0,711 *	I(1)
	Crédito	-3,597	-3,752	0,266	-4,333 ***	-7,118 ***	0,310 ***	I(1)
Comercio	IGAE	-2,191	0,185	0,100	-2,584 ***	-4,982 ***	0,344 ***	I(1)
	Crédito	0,017	-0,020	0,381	-9,708 ***	-10,123 ***	0,612 *	I(1)
Minería	IGAE	-1,001	-0,675	0,284	-4,055 ***	-5,661 ***	0,572 *	I(1)
	Crédito	-3,694	-3,691	0,235	-13,959 ***	-13,949 ***	0,256 ***	I(1)
Hidrocarburos	IGAE	-0,413	-0,039	0,292	-5,345 ***	-5,164 ***	0,477 *	I(1)
	Crédito	-1,108	-1,185	0,211	-13,573 ***	-13,585 **	0,196 ***	I(1)
Tasa de interés real		-4,062	-4,046	0,058	-14,693 ***	-15,686 ***	0,041 ***	I(1)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia

Tomando en cuenta que las variables de estudio son $I(1)$ se efectuó, para cada sector, pruebas de cointegración de Johansen (1988) considerando la forma funcional propuesta. Los resultados de cada prueba se presentan en el Apéndice B, Gráfico B.1 y se concluye que existe al menos un vector de cointegración para los sectores de Agricultura, Industria, Comercio y Servicios. En consecuencia, los parámetros estimados para cada actividad se muestran en el Cuadro 2.

Cuadro 2: RESULTADOS DEL MODELO

Variable dependiente (IGAE)	Coeficientes estimados					
	Constante	Tendencia	Cartera	Tasa de interés real	IGAE Industria	Velocidad de ajuste
Agricultura	4,385	0,003 [10,917]	0,048 [2,370]	0,035 [-0,563]		-0,010 [-3,035]
Industria	4,417	0,002 [16,342]	0,077 [4,530]	-0,009 [-0,378]		-0,050 [-6,447]
Comercio	4,83	0,003 [30,821]	0,002 [0,202]	0,008 [0,327]		-0,323 [-8,585]
Servicios	0,698		0,068 [1,567]	-0,030 [-1,449]	1,043 [10,739]	-0,135 [-2,511]

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Entre corchetes se encuentran los estadísticos t.

Los resultados del modelo VEC muestran que la elasticidad de las actividades de Agricultura e Industria respecto a la cartera de créditos sectorial es de 0,048pp y 0,077pp, respectivamente, mientras que la elasticidad del sector Comercio es de 0,002pp, aunque no es estadísticamente significativa. Asimismo, la elasticidad del sector de servicios es de 0,068pp y está asociada, no solamente al incentivo crediticio, sino también al comportamiento del sector industrial, cuya elasticidad es de 1,043pp debido a que el proceso productivo de la industria requiere la contratación de diferentes servicios.

Respecto al efecto de la tasa de interés real, se observa que la elasticidad guarda relación con el signo esperado para los sectores de Industria y Servicios, mientras que en los sectores de Agricultura y Comercio un aumento de las tasas de interés aumentaría el dinamismo de la actividad económica. Este resultado, en el caso del sector agrícola, estaría asociado a la regulación de tasas para los sectores productivos. No obstante, en todos los modelos, estos parámetros no son estadísticamente significativos.

Asimismo, con relación a la velocidad de ajuste ante desvíos del equilibrio de largo plazo, en casi todos los sectores, se converge al equilibrio en un periodo aproximado de dos años. No obstante, en el sector de la industria el retorno al equilibrio tiene una duración promedio de cuatro meses.

IV.2 Modelo PVAR

El vector $X_{i,t}$ contiene las variables endógenas del modelo PVAR, además se incluyen variables *dummy* para capturar la dinámica de la aplicación de la Ley N°393 de Servicios Financieros y efecto COVID¹¹.

$$X_{i,t} = \left\{ \begin{array}{l} \text{Crecimiento económico sectorial (IGAE)} \\ \text{Crédito productivo, comercio y servicios} \\ \text{Tasa de interés activa} \end{array} \right\}_{i,t}$$

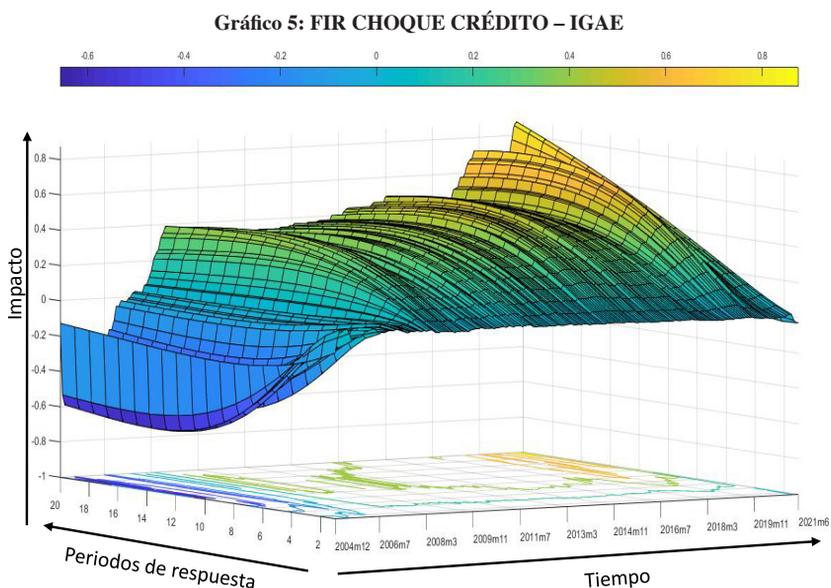
El modelo fue estimado¹² con dos rezagos (Apéndice C, Tabla C.1) siguiendo el criterio de Andrews y Lu (2001). Asimismo, el modelo satisface la condición de estabilidad debido a que los autovalores de la ecuación característica se encuentran dentro del círculo unitario (Apéndice C, Gráfico C.1).

11 Los datos, de igual forma que en el modelo VEC, se encuentran en frecuencia mensual. El IGAE fue extraído del INE, el crédito sectorial (productivo, comercio y servicios) de la ASFI y la tasa de interés real del BCB.

12 Para evitar el problema de endogeneidad y que los parámetros sean eficientes, el modelo se estima de forma recursiva.

Del análisis de las funciones impulso respuesta (FIR) del modelo PVAR, se observa que un choque positivo en la cartera de créditos se transmite hacia la actividad económica en un plazo promedio de seis meses en un rango de 0,2pp y 0,86pp, resultados que están en línea con lo encontrado por Peñaloza y Valdivia (2013) y Amoo et al. (2017).

Por su parte, desde la implementación de la Ley de Servicios Financieros N°393 (2013) se observa un cambio de tendencia positivo del crédito hacia la actividad. La evolución, mes a mes, evidencia el impacto a través del tiempo y el máximo punto al cual llegó la naturaleza de este tipo de choques positivos (Gráfico 5).



V. Conclusiones

El comportamiento de las variables estudiadas muestra no linealidad inter e intra sectorial entre el ciclo financiero y económico sectorial (Apéndice A, Gráfico A.2). Este elemento muestra la necesidad de medir el efecto del crédito en el crecimiento económico con métodos econométricos que capturen dicha relación estadística. Por su parte, el análisis de co-movimientos entre el crédito y el crecimiento económico sectorial, muestran una alta prociclicidad en los

sectores de Agricultura, Servicios y en un menor grado en los sectores de Industria, Electricidad, Gas y Agua, Comercio y Construcción. Asimismo, el comovimiento entre el IGAE de Industria y Servicios es altamente procíclico y adelantado en un periodo, lo que explicaría el rezago del IGAE de Servicios con respecto a la colocación de cartera en ese sector. Es decir, el comportamiento del sector Industrial determinaría la colocación de crédito en el sector de servicios debido a su estrecha relación.

De la estimación del modelo VEC se evidencia que la elasticidad de la cartera y el crecimiento de los sectores de Agricultura e Industria son 0,05pp y 0,08pp, respectivamente, mientras que, en el caso de Servicios, la elasticidad es de 0,07pp explicada por su fuerte relación con la actividad industrial (1,04pp), debido a que la fase productiva de la industria demanda la contratación de servicios. El retorno al equilibrio en todos los casos es de aproximadamente dos años, con excepción del sector industrial (cuatro meses).

En línea con lo anterior, se evidencia la importancia del crédito dirigido a los sectores de Agricultura e Industria, debido a que se constituye en una fuente de apoyo continuo a los productores del sector primario y secundario que tiene como objetivo impulsar la seguridad y soberanía alimentaria, así como el proceso de industrialización y sustitución de importaciones del país.

Del modelo PVAR se concluye que choques positivos en la cartera se internalizan en la actividad económica en un intervalo de 0,2pp y 0,86pp a lo largo del tiempo. Asimismo, las FIR capturan el comportamiento característico del ciclo financiero (vigencia de la Ley de Servicios Financieros N°393), siendo que, desde la gestión 2014, el impulso del crédito hacia el PIB es mayor al observado en periodos anteriores.

En efecto, como consecuencia de los resultados de largo (efectos sectoriales) y corto plazo (efectos promedio) se destaca el rol del sistema financiero en la actividad económica, por lo que es necesario promover medidas que puedan proveer de mayor liquidez al sistema bancario para canalizar recursos (crédito) hacia sectores que incentiven el desarrollo y crecimiento económico sostenible.

Referencias bibliográficas

ABRIGO, Michael and LOVE, Inessa, 2015. Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs. February. Disponible en <http://paulshea.com/wp-content/uploads/2013/06/Michael-Abriogo.pdf>

ABU-BADER, Suleiman and ABU-QARN, Aamer, 2008. Financial Development and Economic Growth: Empirical Evidence from Six MENA Countries. *Review of Development Economics*, 12 (4), pp. 803 – 817. ISSN en línea 1467-9361. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00427.x>

ALTĂR, Adam, KUBINSCHI, Matei and ZAHARIA, Alina, 2021. Uncovering the Dynamic Relationship between Credit and Sustainable Economic Growth in Selected CEE Countries. *Sustainability*, 13 (11), 6349. ISSN en línea 2071-1050. Disponible en: <https://doi.org/10.3390/su13116349>

AMOO, Ganiyu, EBOREIME, Matthew, ADAMU, Yusuf and BELONWU, Maximilian, 2017. The Impact of Private Sector Credit on Economic Growth in Nigeria. Central Bank of Nigeria. *Journal of Applied Statistics*, 8 (2), pp. 1 – 22. ISSN 2476-8472. Disponible en: <https://dc.cbn.gov.ng/jas/vol8/iss2/1>

ANDREWS, Donald .W.K. and LU, Biao, 2001. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 101 (1), pp.123 – 164. ISSN 0304-4076. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(00\)00077-4](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(00)00077-4)

ARGANDOÑA, Antonio, GÁMEZ, Consuelo, MOCHÓN, Francisco, 1997. *Macroeconomía Avanzada II: Fluctuaciones cíclicas y crecimiento económico*. Madrid: McGrawHill, España. ISBN 8448112199

ARMEANU, Daniel, PASCAL, Carmen, POANTA, Dorina and DOIA, Cristina, 2015. The credit impact on the economic growth. *Theoretical and Applied Economics*, XXII, 1 (602), pp. 5 - 14. ISSN en línea 1844-0029. Disponible en: http://www.ectap.ro/the-credit-impact-on-the-economic-growth-daniel-armeanu_carmen-pascal_dorina-poanta_cristina-andreea-doia/a1053/

AWAD, Ibrahim and AL KARAKI, Mohammed, 2019. The impact of bank lending on Palestine economic growth: an econometric analysis of time series data. *Financial Innovation*, 5, 14. ISSN en línea 2199-4730. Disponible en: <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0130-8>

DUCTOR, Lorenzo and GRECHYNA, Daryna, 2014. Financial development, real sector output, and economic growth. *International Review of Economics & Finance*, 37, pp. 393 – 405. ISSN 1059-0560. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.01.001>

ENGLE, Robert and GRANGER, Clive, 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), pp. 251 - 276. ISSN en línea 1468-0262. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/1913236>

FENDOĞLU, Salih, 2017. Credit cycles and capital flows: Effectiveness of the macroprudential policy framework in emerging market economies. *Journal of Banking & Finance*, 79, pp. 110 – 128. ISSN 0378-4266. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.03.008>

GACETA OFICIAL DE BOLIVIA, 2013. *Ley de servicios financieros*, de 21 de agosto. Disponible en: <http://www.gacetaoficialdebolivia.gob.bo/>

GACETA OFICIAL DE BOLIVIA, 2014. *Decreto Supremo N° 2055*, de 9 de julio. Disponible en: <http://www.gacetaoficialdebolivia.gob.bo/>

GARRÓN, Ignacio y VILLEGAS, Martín, 2016. Influencia del microcrédito en el crecimiento económico: Un enfoque regional interno. Banco Central de Bolivia, Serie de documentos de trabajo N° 06/2014, diciembre. Disponible en: https://www.bcb.gob.bo/webdocs/publicacionesbcb/2016/06/50/15-Influencia%20del%20microcr%C3%A9dito%20en%20el%20crecimiento%20econ%C3%B3mico_0.pdf

GOLDBERGER, Arthur, 1968. The Interpretation and Estimation of Cobb-Douglas Functions. *Econometrica*, 36 (3/4), pp. 464 - 472. ISSN en línea 1468-0262. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/1909517>

GOLDSMITH, Raymond, 1959. Financial Structure and Development as a Subject for International Comparative Study. En: GOLDSMITH, Raymond, ed. *The Comparative Study of Economic Growth and Structure*. New York: National Bureau of Economic Research, pp. 114 – 123. Disponible en: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c4417/c4417.pdf>

GÓMEZ, Antonio, 2010. *La relación entre el sistema financiero y el crecimiento económico en México*. Proyecto de investigación aplicada, Maestría en Economía y Política Pública. Monterrey: Instituto Tecnológico y de Estudios

Superiores de Monterrey. Disponible en: <https://repositorio.tec.mx/bitstream/handle/11285/629300/33068001090995.pdf>

HANSEN, Lars, 1982. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50 (4), pp. 1029 - 1054. ISSN en línea 1468-0262. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/1912775>

HARDING, Don and PAGAN, Adrian, 2002. Dissecting the cycle: a methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49 (2), pp. 365 – 381. ISSN 0304-3932. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00108-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00108-8)

HOLTZ-EAKIN, Douglas, NEWEY, Whitney and ROSEN, Harvey, 1988. Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56 (6), pp. 1371 - 1395. ISSN en línea 1468-0262. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/1913103>

HUMÉREZ, Julio y YÁÑEZ, Ernesto, 2011. Desarrollo del sistema financiero y crecimiento económico. Una aproximación a partir del caso boliviano: 2000-2009. Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 14, pp. 41 - 77. ISSN en línea 2305-2597. Disponible en: https://www.bcb.gob.bo/webdocs/publicacionesbcb/revista_analisis/ra_vol14/articulo_2_v14.pdf

JOHANSEN, Søren, 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2 – 3), pp. 231 – 254. ISSN 0165-1889. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

KING, Robert and LEVINE, Ross, 1993. Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), pp. 717 - 737. ISSN en línea 1531-4650. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/2118406>

LAHURA, Erick y VEGA, Hugo, 2011. El impulso crediticio y el PBI en el Perú: 1992–2009. Banco Central de Reserva del Perú, Serie de Documentos de Trabajo, N° 2011-001, febrero. Disponible en: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2011/Documento-de-Trabajo-01-2011.pdf>

LEVINE, Ross, LOAYZA, Norman and BECK, Thorsten, 2000. Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal of Monetary Economics*, 46 (1), pp. 31 - 77. ISSN 0304-3932. Disponible en: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(00\)00017-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(00)00017-9)

LEVINE, Ross and ZERVOS, Sara, 1998. Stock Markets, Banks and Economic Growth. *The American Economic Review*, 88 (3), pp. 537 - 558. ISSN en línea 1944-7981. Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/116848>

MAMMAN, Aliyu and HASHIM, Yusuf, 2013. Impact of private sector credit on the real sector of Nigeria. *International Journal of Business and Social Research*, 3 (5), pp. 105 – 116. ISSN en línea 2164-2559. Disponible en: <https://doi.org/10.18533/ijbsr.v3i5.11>

MARTÍNEZ, Constanza, 2008. The Effects of Financial Intermediation on Colombian Economic Growth. Banco de la República – Colombia, *Ensayos sobre Política Económica*, 26 (57), pp. 250 - 280. ISSN en línea 2665-1327. Disponible en: <https://doi.org/10.32468/Espe.5705>

ONI, OLUWAFEMI, AKINLO, Anthony and OLADEPO, Elumilade, 2014. Impact of Bank Credit on the Real Sector: Evidence from Nigeria. *Global Journal of Business Research*, 8 (3), pp. 39 – 47. ISSN en línea 2157-0191. Disponible en: <https://www.theibr.com/download/gjbr/2014-gjbr/gjbr-v8n3-2014/GJBR-V8N3-2014.pdf>

PEÑALOZA, Franciss y VALDIVIA, Daney, 2013. El crédito productivo y su vínculo con la actividad económica y la inversión. Social Science Research Network, Working paper, october. Disponible en: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2346925>

PERERA, Navin, 2017. Credit Intensity of Economic Growth – A Sectoral Analysis: Case of Sri Lanka. Central Bank of Sri Lanka, *Staff Studies*, 47 (1), pp. 1 – 45. ISSN 1391 – 3743. Disponible en: https://www.cbsl.gov.lk/sites/default/files/cbslweb_documents/statistics/otherpub/staff_studies_Vol_47_2017_No_1.pdf

QUAST, Josefine and WOLTERS, Maik, 2022. Reliable Real-Time Output Gap Estimates Based on a Modified Hamilton Filter. *Journal of Business & Economic Statistics*, 40 (1). ISSN en línea 1537-2707. Disponible en: <https://doi.org/10.1080/07350015.2020.1784747>

QUELCA, Gerardo, 2006. Interrelación entre el sistema financiero boliviano y el sector real de la economía, en el marco del entorno macroeconómico (1991 – 2005). Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero, Documento de trabajo. Disponible en: https://www.asfi.gob.bo/images/INT_FINANCIERA/DOCS/Publicaciones/Estudios/Estudiogqs_interFinan_Bolivia.pdf

RODRÍGUEZ, Domingo y LÓPEZ, Francisco, 2009. Desarrollo financiero y crecimiento económico en México, *Problemas del Desarrollo*, 40 (159), pp. 39 - 60. ISSN 0301-7036. Disponible en: <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2009.159.14676>

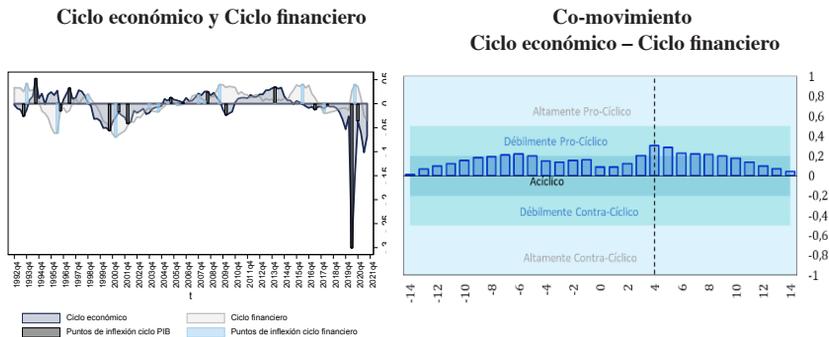
SCHUMPETER, Joseph, 1911. *The Theory of Economic Development*. Cambridge, MA: Harvard University Press

TORRE, Leonardo y FLORES, Miguel, 2020. Crédito bancario al sector privado y crecimiento económico en México: Un análisis con datos panel por entidad federativa 2005-2018. Banco de México, Documento de Investigación N° 2020-17, diciembre. Disponible en: <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/documentos-de-investigacion-del-banco-de-mexico/%7B7B135C9F-CC2C-B5D8-A73F-02AE7519E04F%7D.pdf>

APÉNDICES

Apéndice A

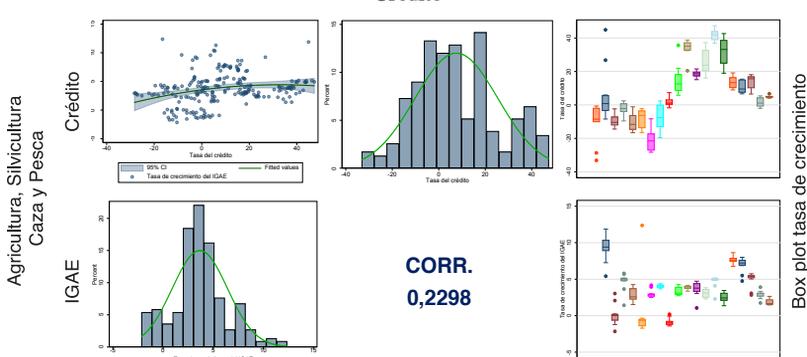
Gráfico A.1: CICLO ECONÓMICO Y FINANCIERO: IDENTIFICACIÓN DE PUNTOS DE INFLEXIÓN

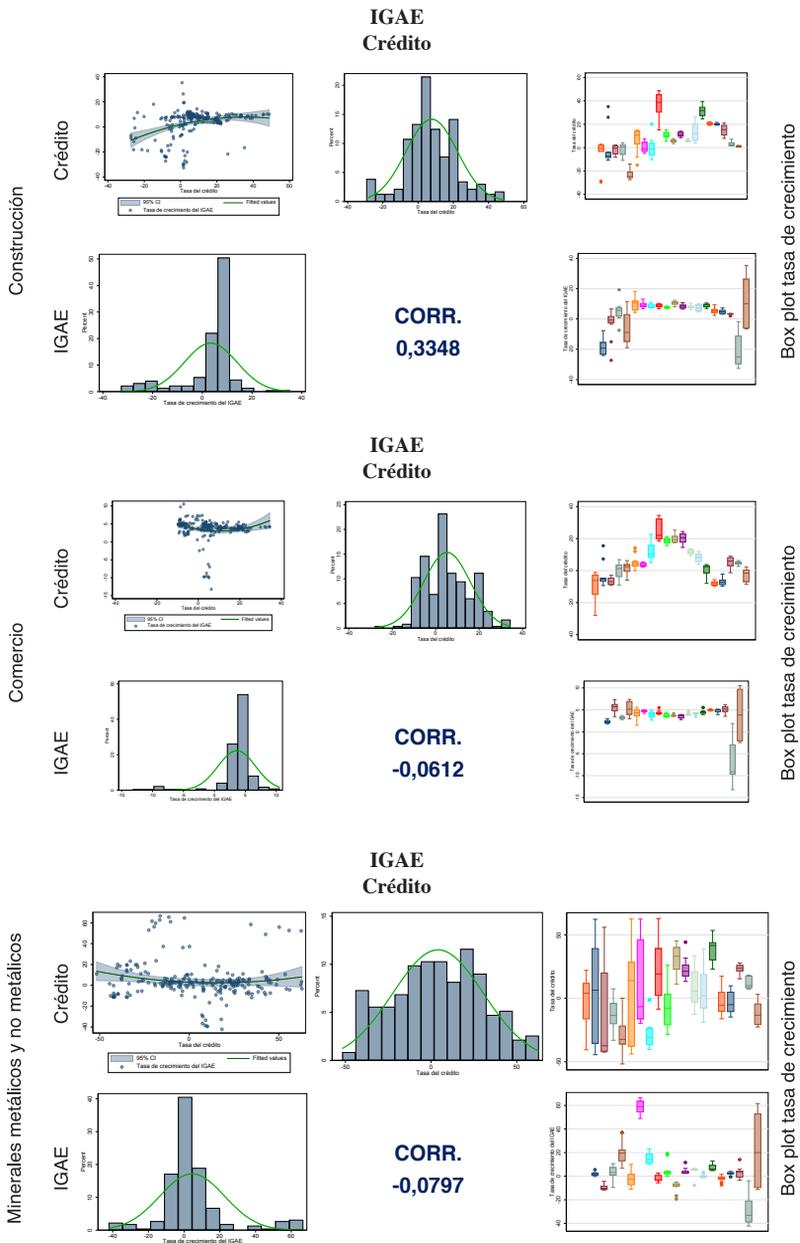


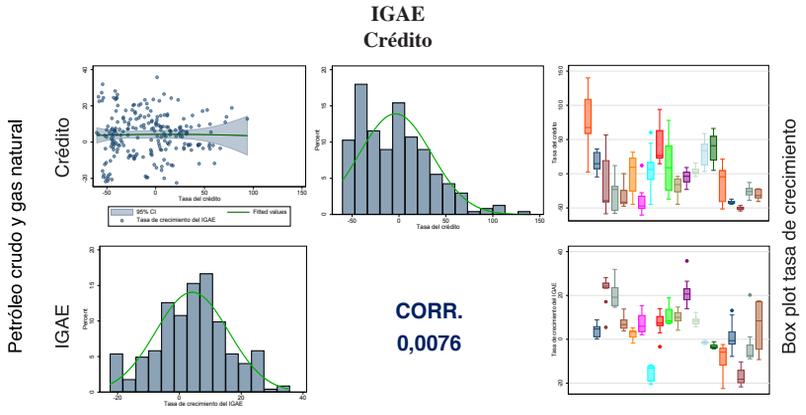
Fuente: Elaboración propia.

El ciclo financiero fue estimado por la metodología de Basilea III en línea con Fendoglu (2017). Por su parte, el PIB fue desestacionalizado por la metodología del National Bureau of Economic Research (NBER), X-ARIMA13. El componente cíclico del PIB fue estimado con el filtro de Hamilton con base en el trabajo de Quast y Wolters (2022). Finalmente, los puntos de inflexión se identificaron bajo la metodología de Harding y Pagan (2002) financiero.

Gráfico A.2: RELACIÓN ESTADÍSTICA SECTORIAL CRÉDITO - IGAE







Apéndice B

Gráfico B.1: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN – VEC

AGRICULTURA				
Test de la traza				
Ho	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.1569	67.1645	42.9153	0.0000
<i>Al menos 1</i>	0.0816	25.8630	25.8721	0.0501
<i>Al menos 2</i>	0.0215	5.2514	12.5180	0.5607
Test del máximo autovalor				
Ho	Autovalor	Estadístico del máximo autovalor	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.1569	41.3015	25.8232	0.0002
<i>Al menos 1</i>	0.0816	20.6116	19.3870	0.0331
<i>Al menos 2</i>	0.0215	5.2514	12.5180	0.5607

*Al 0.05 de significancia.

El estadístico de la traza indica un vector de cointegración al 0.05.

El estadístico del máximo autovalor indica dos vectores de cointegración al 0.05.

COMERCIO				
Test de la traza				
Ho	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.1055	46.7553	42.9153	0.0197
<i>Al menos 1</i>	0.0627	19.7645	25.8721	0.2381
<i>Al menos 2</i>	0.0168	4.0902	12.5180	0.7290
Test del máximo autovalor				
Ho	Autovalor	Estadístico del máximo autovalor	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.1055	26.9907	25.8232	0.0349
<i>Al menos 1</i>	0.0627	15.6744	19.3870	0.1597
<i>Al menos 2</i>	0.0168	4.0902	12.5180	0.7290

*Al 0.05 de significancia.

El estadístico de la traza indica un vector de cointegración al 0.05.

El estadístico del máximo autovalor indica un vector de cointegración al 0.05.

CONSTRUCCIÓN				
Test de la traza				
Ho	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.1189	51.2104	42.9153	0.0061
<i>Al menos 1</i>	0.0980	28.4274	25.8721	0.0235
<i>Al menos 2</i>	0.0533	9.8638	12.5180	0.1335
Test del máximo autovalor				
Ho	Autovalor	Estadístico del máximo autovalor	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.1189	22.7830	25.8232	0.1199
<i>Al menos 1</i>	0.0980	18.5636	19.3870	0.0655
<i>Al menos 2</i>	0.5332	9.8638	12.5180	0.1335

*Al 0.05 de significancia.

El estadístico de la traza indica dos vectores de cointegración al 0.05.

El estadístico del máximo autovalor indica que no existe cointegración al 0.05.

INDUSTRIA				
Test de la traza				
Ho	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.2101	54.4495	42.9153	0.0024
<i>Al menos 1</i>	0.0381	11.5267	25.8721	0.8435
<i>Al menos 2</i>	0.0242	4.4492	12.5180	0.6765
Test del máximo autovalor				
Ho	Autovalor	Estadístico del máximo autovalor	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.2101	42.9228	25.8232	0.0001
<i>Al menos 1</i>	0.0381	7.0774	19.3870	0.8954
<i>Al menos 2</i>	0.0242	4.4492	12.5180	0.6765

*Al 0.05 de significancia.

El estadístico de la traza indica un vector de cointegración al 0.05.

El estadístico del máximo autovalor indica un vector de cointegración al 0.05.

SERVICIOS				
Test de la traza				
Ho	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.2143	66.7294	47.8561	0.0003
<i>Al menos 1</i>	0.1544	29.1115	29.7971	0.0598
<i>Al menos 2</i>	0.0181	2.9435	3.8415	0.9694
Test del máximo autovalor				
Ho	Autovalor	Estadístico del máximo autovalor	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.2143	37.6179	27.5843	0.0019
<i>Al menos 1</i>	0.1544	26.1680	21.1316	0.0090
<i>Al menos 2</i>	0.0181	2.8428	14.2646	0.9667

*Al 0.05 de significancia.

El estadístico de la traza indica un vector de cointegración al 0.05.

El estadístico del máximo autovalor indica dos vectores de cointegración al 0.05.

ELECTRICIDAD, GAS Y AGUA				
Test de la traza				
Ho	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.0752	32.1459	42.9153	0.3806
<i>Al menos 1</i>	0.0552	15.7222	25.8721	0.5150
<i>Al menos 2</i>	0.0179	0.3796	12.5180	0.7715
Test del máximo autovalor				
Ho	Autovalor	Estadístico del máximo autovalor	Valor crítico al 0,05	Prob.
Nº cointegración				
<i>Ninguno</i> *	0.0752	16.4238	25.8232	0.5072
<i>Al menos 1</i>	0.0552	11.9264	19.3870	0.4220
<i>Al menos 2</i>	0.0179	3.7958	12.5180	0.7715

*Al 0.05 de significancia.

El estadístico de la traza indica que no existe cointegración al 0.05.

El estadístico del máximo autovalor indica que no existe cointegración al 0.05.

PETRÓLEO CRUDO Y GAS NATURAL**Test de la traza**

<i>H₀</i> N° cointegración	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Prob.
<i>Ninguno</i> *	0.0979	35.8778	42.9153	0.2107
<i>Al menos 1</i>	0.0299	10.9563	25.8721	0.8777
<i>Al menos 2</i>	0.0148	3.6082	12.5180	0.7978

Test del máximo autovalor

<i>H₀</i> N° cointegración	Autovalor	Estadístico del máximo autovalor	Valor crítico al 0,05	Prob.
<i>Ninguno</i> *	0.0979	24.9214	25.8232	0.0654
<i>Al menos 1</i>	0.0299	7.3482	19.3870	0.8757
<i>Al menos 2</i>	0.0148	3.6082	12.5180	0.7978

*Al 0.05 de significancia.

El estadístico de la traza indica que no existe cointegración al 0.05.

El estadístico del máximo autovalor indica que no existe cointegración al 0.05.

MINERIA**Test de la traza**

<i>H₀</i> N° cointegración	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Prob.
<i>Ninguno</i> *	0.0808	32.8110	42.9153	0.3459
<i>Al menos 1</i>	0.0303	12.4301	25.8721	0.7814
<i>Al menos 2</i>	0.0203	4.9740	12.5180	0.6001

Test del máximo autovalor

<i>H₀</i> N° cointegración	Autovalor	Estadístico del máximo autovalor	Valor crítico al 0,05	Prob.
<i>Ninguno</i> *	0.0808	20.3809	25.8232	0.2220
<i>Al menos 1</i>	0.0303	7.4561	19.3870	0.8673
<i>Al menos 2</i>	0.0234	4.9740	12.5180	0.6001

*Al 0.05 de significancia.

El estadístico de la traza indica que no existe cointegración al 0.05.

El estadístico del máximo autovalor indica que no existe cointegración al 0.05.

Nota: Elaboración Propia

Gráfico B.2: PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN Y HETEROSCEDASTICIDAD – VEC
Agricultura, Silvicultura Caza y Pesca

AUTOCORRELACIÓN				HETEROSCEDASTICIDAD		
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Joint test:		
1	21.11052	9	0.0122	Chi-sq	df	Prob.
2	11.76577	9	0.2268	98.80767	96	0.4018
3	20.24739	9	0.0164			

Industria

AUTOCORRELACIÓN				HETEROSCEDASTICIDAD		
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Joint test:		
1	7.529617	9	0.5822	Chi-sq	df	Prob.
2	10.84577	9	0.2864	108.1814	108	0.4770
3	7.582664	9	0.5767			

Comercio

AUTOCORRELACIÓN				HETEROSCEDASTICIDAD		
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Joint test:		
1	13.75234	9	0.1314	Chi-sq	df	Prob.
2	14.60885	9	0.1023	88.82156	114	0.9611

Servicios

AUTOCORRELACIÓN				HETEROSCEDASTICIDAD		
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Joint test:		
1	57.07275	16	0.0000	Chi-sq	df	Prob.
2	28.89761	16	0.0246	660.7529	620	0.1247
3	21.95968	16	0.1445			
4	11.86307	16	0.7534			
5	21.94829	16	0.1449			
6	11.59429	16	0.7714			

Fuente: Elaboración Propia

Gráfico B.3: PRUEBA DE NORMALIDAD - VEC**Agricultura, Silvicultura Caza y Pesca**

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	204.7267	2	0.0100
2	122.6780	2	0.0263
3	88.72984	2	0.0550
Joint	416.1345	6	0.0158

Industria

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.324162	2	0.3128
2	8.054686	2	0.0178
3	2.471303	2	0.2906
Joint	12.85015	6	0.0455

Comercio

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	200.6986	2	0.0002
2	621.1082	2	0.0046
3	3.705870	2	0.1568
Joint	825.5126	6	0.0034

Servicios

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.673299	2	0.2627
2	5.910609	2	0.0521
3	2.112998	2	0.3477
4	2.317598	2	0.3139
Joint	13.01450	8	0.1114

Fuente: Elaboración Propia

Apéndice C

Tabla C.1: SELECCIÓN DE REZAGOS ÓPTIMOS

Selection order criteria

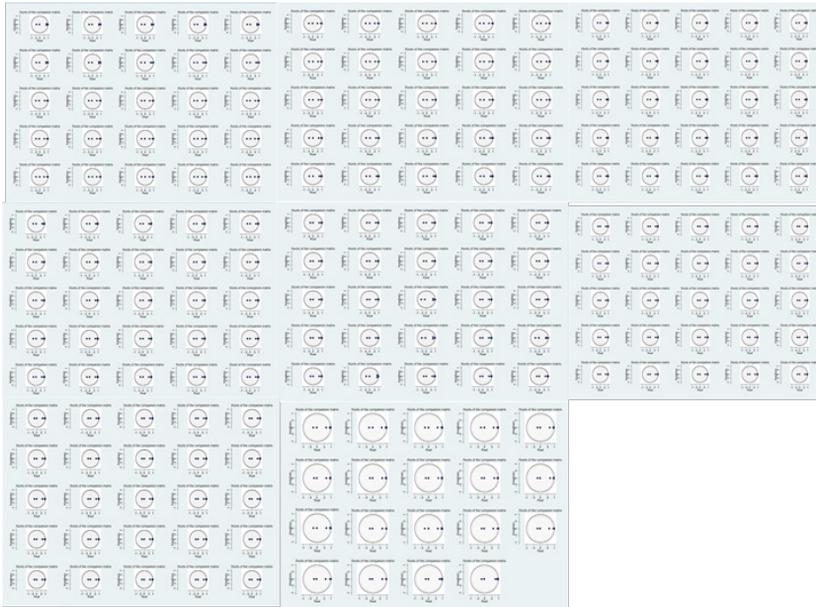
Sample: 509 - 736

No. of obs = 1824
 No. of panels = 8
 Ave. no. of T = 228.000

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9992498	164.2986	1.24e-21	-38.4387	110.2986	55.43056
2	.9995291	52.58332	.0000304	-82.57485	16.58332	-19.99534
3	.9995379	31.45656	.0002471	-36.12252	13.45656	-4.832769

Fuente: Elaboración Propia

Gráfico C.1: ESTABILIDAD DE LOS MODELOS



Fuente: Elaboración Propia