Estabilidad financiera y crédito en la economía colombiana*

Juan Camilo Galvis Ciro**
Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín

Claudio Oliveira de Moraes***
Universidad Federal de Río de Janeiro (Brasil)

https://doi.org/10.15446/ede.v35n67.113006

Resumen
Este artículo analiza las relaciones entre crédito, estabilidad financiera y capital regulatorio desde una visión macroeconómica con series de tiempo. Para ello, se analizan la evolución de la relación de solvencia y el crédito en la economía colombiana durante el período 2010-2023. Se realiza un ejercicio econométrico para analizar los efectos que trae el capital regulatorio sobre el crédito y su crecimiento. Los resultados dan cuenta de que un mayor capital regulatorio disminuye el ritmo de crecimiento de los préstamos en la economía colombiana.

Palabras clave: crédito; capital; regulación; estabilidad financiera; econometría.

JEL: E51; E58; E60; G18.

Financial Stability and Credit in the Colombian Economy

Abstract
This paper analyzes the relations between credit, financial stability and regulatory capital from a macroeconomic vision with time series. To do this, we analyze the evolution of solvency and credit in the Colombian economy during the 2010-2023 period. An economic exercise is carried out to analyze the effects that the regulatory capital brings on credit. The results show that larger regulatory capital decreases the growth rate of loans in the economy.

Keywords: credit; capital; regulation; financial stability; econometrics.

---

* **Artículo recibido:** 16 de febrero de 2024/ **Aceptado:** 16 de julio de 2025 / **Modificado:** 29 de julio de 2025. Este es un artículo de investigación. No contó con fuentes de financiación.

** Profesor Universidad Nacional de Colombia, Grupo de Investigación en Finanzas y Sostenibilidad, Facultad de Ciencias Humanas y Económicas (Medellín, Colombia). Correo electrónico: jcgalvis@unal.edu.co https://orcid.org/0000-0001-6680-275X

*** Funcionario del Banco Central de Brasil, profesor de la Universidad Federal de Río de Janeiro (Rio de Janeiro, Brasil). Correo electrónico: Claudio.moraes@coppead.ufrj.br https://orcid.org/0000-0002-9746-8106

Cómo citar/ How to cite this item:
Galvis-Ciro, J. C., & de Moraes, C. O. (2025). Estabilidad financiera y crédito en la economía colombiana. *Ensayos de Economía*, 35(67), 14-29. https://doi.org/10.15446/ede.v35n67.113006

Introducción

En economías que operan con el esquema de metas de inflación, es muy importante el control de precios y el equilibrio fiscal, una combinación particular de políticas conocidas como política monetaria activa y política fiscal pasiva (Leeper, 1991). No obstante, durante los últimos años se ha sumado un tercer pilar a la política económica: la estabilidad financiera (Deli & Hasan, 2017; Klein & Turk-Ariss, 2022). Es fundamental señalar que, según lo explicado por de Moraes y de Mendonça (2019), la estabilidad financiera se define como el funcionamiento regular del sistema de intermediación financiera entre familias, empresas y gobierno a lo largo del tiempo y en cualquier contexto económico; es un sistema que hace la intermediación financiera sin pausas. Por esta razón, una de las fuentes de la inestabilidad financiera proviene de vulnerabilidades en el sistema bancario, ya que este es uno de los principales intermediarios, lo que hace relevante analizar sus dinámicas (de Moraes & Costa, 2023).

Para lograr la estabilidad financiera, los acuerdos de Basilea en sus diferentes versiones han promovido diversos marcos regulatorios. El foco ha cambiado desde una visión microprudencial donde los bancos eran los encargados de autorregularse, hacia una macroprudencial que establece algunos mínimos de capital regulatorios que son monitoreados por las autoridades. En particular, desde la crisis *subprime* de 2008-2009, se propuso la creación de políticas macroprudenciales, las cuales poseen como instrumento reservas de capital anticíclico, además del capital mínimo regulatorio (*buffer* o colchón de capital), para garantizar la solvencia bancaria y la exigencia de crear reservas adicionales como principal herramienta regulatoria (de Moraes & Costa, 2023).

De este modo, el marco actual de regulación macroprudencial del sistema financiero se enfoca en los requisitos de capital variables en el tiempo. Estos buscan reducir al mínimo las quiebras bancarias y el riesgo sistémico generados por la prociclicidad del sistema bancario a lo largo del ciclo económico (Deli & Hasan, 2017). Ante el aumento de los activos en sus hojas de balance, causado en parte por el aumento del crédito generado en la economía, los bancos deben formar reservas de capital. No obstante, el aumento de los requerimientos de capital trae consecuencias en la oferta de préstamos que pueden dar los bancos, debido a que, una vez que aumentan las reservas de capital requeridas, deben administrar sus activos para hacer frente a las exigencias, manejarlos de una forma más conservativa y rebalancear sus portafolios hacia posiciones menos riesgosas, lo que puede provocar que disminuyan la oferta futura de crédito (Bridges et al. 2015).

La regulación actual implica, entonces, que existe un *trade-off* entre los requerimientos de capital y el crédito creado por los bancos. Adicionalmente, de acuerdo con De Nicolò (2015), los incrementos significativos en los requerimientos de capital pueden resultar tanto en caídas del crédito como en crecimiento económico; es decir, los mínimos de capital regulatorios tienen efectos reales en la economía. Este tema es relevante para países como Colombia, ya que tiene un historial de volumen de crédito que no es alto y, por ende, presenta un

bajo apalancamiento bancario. Teniendo en cuenta lo anterior, el objetivo de este artículo es aproximarse a las relaciones entre capital bancario, crédito y crecimiento económico para el caso colombiano.

El artículo está organizado de la siguiente manera, considerando esta introducción: la segunda sección presenta los datos y el modelo propuesto; la tercera presenta las estimaciones econométricas y evalúa los resultados; y, finalmente, la cuarta sección presenta las conclusiones.

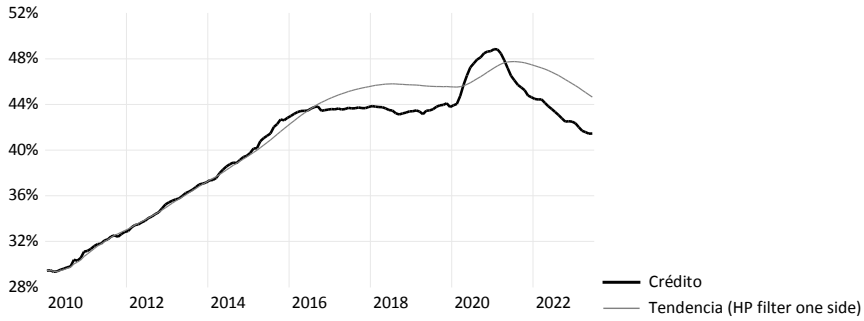
Metodología y datos

La gran crisis financiera de 2008 demostró que el crecimiento excesivo del crédito, a menudo, conduce a la acumulación de riesgos para la estabilidad financiera, los cuales pueden materializarse en crisis bancarias sistémicas (Jordà et al., 2010; Schularick & Taylor, 2012). Durante los auges, los bancos pueden tener un crecimiento excesivo del crédito, lo que conduce a una mayor inestabilidad financiera. Para hacer frente a esto, los acuerdos de Basilea III (BCBS, 2017) proponen que, durante los auges económicos, cuando sube el crédito en la economía, aumente el mínimo de capital exigido a los bancos (*buffer* anticíclico); y, por otra parte, en los momentos de desaceleración, cuando disminuyen el crédito otorgado, baje el capital mínimo regulatorio. Así, los niveles de capital regulatorio exigidos a los bancos envían un mensaje de solidez al mercado.

La exigencia de un capital anticíclico como instrumento de regulación busca proteger al sistema bancario de una crisis financiera. Una forma de analizar cuando existe o no un crecimiento excesivo del crédito es mediante la brecha de crédito (*Credit_Gap*), que se define como la diferencia entre el indicador crédito-PIB y su tendencia a largo plazo (BCBS, 2010). Conceptualmente, la brecha de crédito refleja las ideas del trabajo seminal de Kaminsky y Reinhart (1999), quienes sostienen que las crisis financieras tienden a ser precedidas por expansiones rápidas del crédito. En un artículo fundamental, Borio y Lowe (2002) sugieren que la brecha de crédito es el mejor indicador de alerta temprana para las crisis bancarias.

En la figura 1 se muestra el comportamiento del crédito de forma mensual para la economía colombiana durante el período 2010:01-2023:06, datos mensuales. El crédito es aproximado en función de la cartera total de préstamos otorgados al sector privado y se mide como proporción del PIB. Por su parte, la tendencia del crédito en la economía fue calculada con el filtro Hodrick-Prescott. Se observa que hubo un crecimiento anormal del crédito en el año 2015 y con especial fuerza en el período 2020-2021.

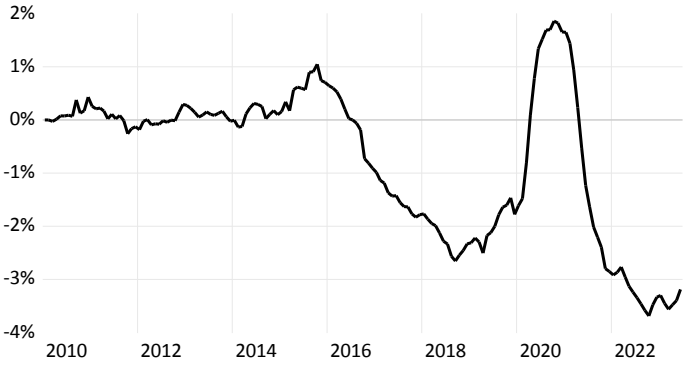
Figura 1. Crédito en Colombia (como % del PIB) y su tendencia



Fuente: Cálculos propio con datos de la Superintendencia Financiera de Colombia (s.f.a.; s.f.b).

En la figura 2 se muestra la brecha de crédito a partir de restar el crédito en la economía de su tendencia observada. Se indica que hubo dos momentos en que se presentó una brecha de crédito positiva: la primera ocurrió entre 2015-2018, que alcanzó a tener un pico de 1%; la siguiente, fue entre 2020 y finales de 2021, cuando la brecha aumentó y alcanzó un pico de casi 2%.

Figura 2. Brecha de crédito en Colombia



Fuente: Cálculos propio con datos de la Superintendencia Financiera de Colombia (s.f.a.; s.f.b.).

De acuerdo con Klein y Turk-Ariss (2022), el capital mínimo exigido a los bancos actúa como un colchón frente a futuras pérdidas, mejora la estabilidad financiera e impulsa la fortaleza del sistema bancario frente a posibles choques económicos. De ahí la importancia de analizar su relación con la brecha de crédito en la economía.

A partir de este planteamiento, una vez diseñado el comportamiento de la brecha de crédito, se procede a analizar el *buffer* o colchón, además del capital mínimo regulatorio. Este se construye por medio del índice de solvencia total (patrimonio/activos) dividido sobre un 9%, el nivel de solvencia mínimo exigido en Colombia como capital regulatorio[1]1. Según Clavijo (2018), este mínimo de capital exigido es una forma de poner la economía colombiana en dirección a las propuestas regulatorias de los acuerdos de Basilea III.

Figura 3. *Buffer* de capital en el caso colombiano

Fuente: elaboración propia con datos de la Superintendencia Financiera de Colombia (s.f.a.; s.f.b.).

El propósito al imponer un capital mínimo de reserva a los bancos es absorber las posibles pérdidas futuras ante la expansión del crédito (BCBS, 2017). En la figura 3 se observa que en promedio el *buffer* de capital es 1,84 para el período 2010-2023, es decir, el capital mínimo mantenido por los bancos fue en promedio 84% superior al mínimo exigido. Se destaca que, durante el auge de la brecha de crédito entre 2020 y finales de 2021, el *buffer* creció y alcanzó un pico de 2,44, para lo que los acuerdos de Basilea recomiendan que, al pasar la brecha del crédito de 2%, se debe evaluar la aplicación de un colchón o *buffer* de capital adicional. Por esto es posible que los aumentos del capital regulatorio estén cumpliendo con crecer frente a la excesiva expansión del crédito. No obstante, permanece la incógnita de qué tanto capital deben tener los bancos para minimizar las pérdidas (Dagher et al, 2016).

La estabilidad financiera se define como la capacidad de las instituciones de desarrollar sus funciones básicas, esto significa la canalización de fondos entre agentes. Por ende, la posibilidad de quiebra de los bancos es considerada una señal de alerta para los reguladores, ya que

1 Es decir, en el caso colombiano se establece que la relación de solvencia total debe ser superior a 9%.

lleva a que los recursos de los ahorradores se pierdan y se paralice la inversión. De acuerdo con de Moraes y de Mendonça (2019) existen varias formas de medir el riesgo de quiebra de un banco, una de las métricas más utilizadas es el Z-score la cual mide la distancia hacia el *default* o quiebra que presenta un banco.

El Z-score se calcula de la siguiente manera:

$$Z - score_{i,t} = \frac{ROA_{i,t} + SOLVENCIA_{i,t}}{\sigma_{ROA_{i,t}}}, \qquad (1)$$

donde ROA es la relación de retorno sobre activos, $Solvencia$ es el índice de solvencia de cada banco (patrimonio/activos) y σ_{ROA} es la desviación estándar del ROA en el último año.

El Z-score es una medida de estabilidad bancaria y mide la probabilidad de insolvencia de un banco a partir de información contable fácil de computar. Lepetit y Strobel (2015) refieren que, un aumento de esta métrica, se puede interpretar como una medida de la distancia a la situación de *default* o de bancarrota. Así pues, bancos con un Z-score mayor presentan menores riesgos de llegar a ser insolventes.

Conforme a lo mencionado por Cerutti et al. (2017), debe existir una relación entre el crédito y la estabilidad financiera. El crédito no puede crecer de manera insostenible, puesto que sería una señal de una regulación inadecuada. Por lo tanto, como una medida de la estabilidad financiera, se presenta la evolución del índice Z-score.

Figura 4. Índice de estabilidad financiera para el caso colombiano

Fuente: elaboración propia con datos de la Superintendencia Financiera de Colombia (s.f.a.; s.f.b.).

La figura 4 evidencia que durante el período de 2010-2023 el Z-score fue en promedio de 48,84. El índice aumentó con fuerza entre 2020 y finales de 2021, cuando alcanzó un máximo

de 63,30. En consecuencia, es posible que las medidas regulatorias de capital mínimo tengan incidencia en la estabilidad financiera y eviten la quiebra bancaria en los momentos de fuerte expansión del crédito en la economía. La correlación entre el Z-score y el *buffer* de capital es igual a 0,97, lo que comprueba de manera inicial la hipótesis que apunta la literatura acerca de una relación positiva entre la estabilidad financiera y los niveles de capital regulatorios.

Ha sido realizada una primera aproximación a la relación entre crédito, capital regulatorio y estabilidad financiera para la economía colombiana. Ahora, Klein y Turk-Ariss (2022) indican que los ratios de capital exigido, si bien mejoran la estabilidad financiera, traen otras consecuencias. En particular, altos requerimientos de capital pueden provocar que los bancos disminuyan la probabilidad de otorgar préstamos a futuro. Esto se debe a que los altos requerimientos reducen la liquidez bancaria y los servicios de intermediación ofrecidos, afectando la actividad crediticia, pues los bancos deben gestionar sus activos para cumplir con los mínimos de capital exigidos.

Surge así otra hipótesis que debe ser verificada: un aumento del capital mínimo puede aumentar la estabilidad financiera, pero disminuye la generación de crédito en la economía (canal del crédito de la regulación macroprudencial). Con el fin de analizar la relación entre el *buffer* de capital y el crédito en la economía, se propone el siguiente modelo:

$$\Delta L_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta L_{t-1} + \alpha_2 BUFFER_{t-1} + \alpha_3 X_{t-1} + \varepsilon_t \,, \qquad (2)$$

donde ΔL es la tasa de crecimiento anual de la cartera de crédito en la economía, $BUFFER_t$ es el *buffer* de capital (Solvencia / 9%), X_t es un grupo de variables control y ε_t es el término de error.

Como una primera variable control explicativa del crecimiento del crédito se postula el retorno sobre activos (ROA), una medida de la eficiencia administrativa de los bancos. De acuerdo con de Moraes y de Mendonça (2019), bancos con mejor gestión administrativa pueden expandir su oferta de crédito al tener mejores rendimientos a escala y competitividad al momento de fijar sus tasas activas de interés.

El ambiente macroeconómico en el que realizan operaciones los bancos es importante (de Moraes & Costa, 2023). La tasa de política monetaria refleja las condiciones de liquidez de la economía y es fundamental para que los bancos fijen sus tasas de colocación (tasa pasiva) en los préstamos. Por ende, como una segunda variable explicativa del crecimiento del crédito es utilizada la tasa de política del banco central (r_{pm}).

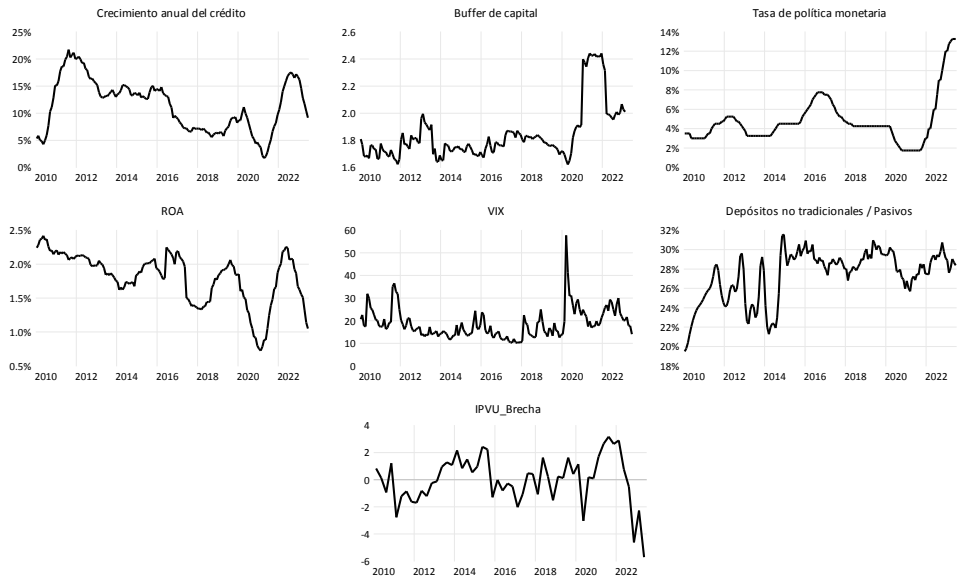
El riesgo internacional aumenta el riesgo de mercado de los bancos por medio de sus efectos en los precios de la economía, como la tasa de cambio y las tasas de interés (Kennedy & Palerm, 2014). Ante este peligro, los bancos pueden ver afectada su rentabilidad y tener menor disposición a expandir el crédito en la economía, por lo que es utilizado el índice VIX como una tercera variable control, el cual mide la volatilidad esperada del mercado de valores de Estados Unidos en sus principales empresas.

Según Lozano y Guarín (2014), en los períodos de crecimiento del crédito, los bancos buscan fuentes de financiamiento alternativas a los depósitos tradicionales. En los momentos de auge económico la emisión de bonos, los depósitos de otros intermediarios, los créditos externos y los pasivos interbancarios de corto plazo (repos) cobran relevancia para financiar la cartera de préstamos. Estos pasivos traen fondos para financiar los préstamos; sin embargo, son menos estables que los depósitos tradicionales (cuentas de ahorro o CDT) y conllevan mayores riesgos para la estabilidad financiera. Por esto, como una variable adicional para explicar el crédito, se postula la ratio de depósitos no tradicionales/pasivos (*DEP_NT*).

Considerando lo anterior, el precio de los activos impacta el crecimiento del crédito en la economía. De acuerdo con Gil (2015), el aumento del precio de la vivienda usada mejora la riqueza de los hogares, incrementa el consumo y la inversión de las empresas. Los precios más altos de los activos mejoran las garantías de los hogares para adquirir préstamos y acelera el crecimiento del crédito del sistema financiero. Debido a esto, se toma la brecha del índice del precio de la vivienda usada (*IPVU_brecha*) como quinta y última variable control para explicar el crecimiento de los préstamos.

En la figura 5 se muestran las variables, y en la tabla 1 se presentan las estadísticas descriptivas.

Figura 5. Variables del modelo



Fuente: elaboración propia con datos de la Superintendencia Financiera de Colombia (s.f.a.; s.f.b.) y Banco de la República (s.f.a.; s.f.b.).

Tabla 1. Estadísticas Descriptivas

Variable	Mean	Min.	Max.	St. Deviation	Kurtosis
ΔL_t	0,11	0,01	0,21	0,04	2,06
BUFFER	1,84	1,62	2,44	0,19	5,98
r_{pm}	4,75	1,75	13,25	2,38	6,77
ROA	1,80	2,41	0,72	0,37	3,40
VIX	18,69	10,13	57,75	6,62	10,04
DEP_NT	0,27	0,19	0,31	0,02	3,21
IPVU_brecha	1,11E-11	3,35	6,62	1,80	4,17

Fuente: elaboración propia.

Estimaciones y resultados

Este artículo usa series de tiempo para el período 2010-2023, datos con frecuencia mensual (ver tabla A.2 en el apéndice para la fuente de las variables), por lo cual es necesario verificar si existen problemas de raíces unitarias. Así, antes de realizar las estimaciones de todos los modelos, fueron realizados los siguientes tests: raíz unitaria Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) y estacionariedad Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), los cuales se presentan en el anexo (tabla A.1). El criterio de decisión fue que cada serie pasara mínimo dos de las tres pruebas estimadas. Todas las series son estacionarias.

Luego de este procedimiento, los diferentes modelos que agregan una a una las variables control fueros estimados mediante dos métodos: el método de mínimos cuadrados ordinarios con matriz de corrección Newey-West (OLS) y el método GMM con matriz de ponderación y covarianzas Newey-West (GMM-HAC). Con base en Wooldridge (2003), la principal razón para utilizar el método GMM se origina en que el estimador de mínimos cuadrados pierde sus propiedades en presencia de problemas de autocorrelación serial, heterocedasticidad o endogeneidad, que son usuales cuando se utilizan series de tiempo. Ante dichos problemas, el estimador GMM es más adecuado y, para que sea eficiente, se deben tener en cuenta restricciones de sobre identificación. Por consiguiente, fue verificado el test J de sobreidentificación de Hansen (1982).

En la tabla 2 son presentadas las estimaciones. En el caso de las estimaciones OLS, existen problemas de autocorrelación, por lo que serán analizados los resultados GMM. El modelo es estimado con las variables normalizadas (entre 0 y 1) con el fin de poder comparar los parámetros[2]2. De acuerdo con las estimaciones, el parámetro asociado a los requerimientos de capital (*BUFFER*) es negativo y significativo. Según los resultados del modelo 1, se observa que un aumento de una unidad en el capital (espontáneo o exigido), disminuye la tasa de crecimiento de los préstamos en 6,3%. A partir de los diferentes modelos estimados, la disminución se puede ubicar en un rango entre 4,40% y 11,22%. Este resultado se ubica en los límites estimados por Aiyar et al. (2014), Deli y Hasan (2017) y De Nicolò (2015).

2 Las variables se normalizaron con la siguiente fórmula: $z = \frac{X - X_{min}}{X_{max} - X_{min}}$, donde X es la variable que se desea normalizar en función de sus valores máximos y mínimos.

Tabla 2. Estimaciones OLS y GMM

Var. Dependiente. ΔL	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
Constante	0,1116***	0,0810***	0,1589***	0,1618***	0,0931***	0,0698***	0,0593***	0,0466**	0,2337***	0,2809**	0,2611***	0,2703*
	(0,0107)	(0,0234)	(0,0084)	(0,0202)	(0,0134)	(0,0180)	(0,0157)	(0,0238)	(0,0697)	(0,1190)	(0,0779)	(0,1501)
	[10,3452]	[3,4552]	[18,8449]	[8,0065]	[6,9447]	[3,8745]	[3,7647]	[1,9567]	[3,3504]	[2,3590]	[3,3524]	[1,8011]
ΔL_{t-1}	0,2225***	0,4110***	0,3733***	0,3826***	0,3210***	0,3151***	0,3514***	0,3355***	0,3464***	0,3737***	0,3537***	0,3554***
	(0,0747)	(0,1452)	(0,0535)	(0,1094)	(0,0489)	(0,0935)	(0,0476)	(0,0924)	(0,0455)	(0,0763)	(0,0474)	(0,0895)
	[2,9785]	[2,8237]	[6,9705]	[3,4972]	[6,5575]	[3,3685]	[7,3725]	[3,6313]	[7,5988]	[4,8971]	[7,4520]	[3,9699]
$BUFFER_{t-1}$	-0,0683***	-0,0632**	-0,0974***	-0,1122***	-0,0606***	-0,0422***	-0,0514***	-0,0444***	-0,0406***	-0,0477***	-0,0375***	-0,0468***
	(0,0146)	(0,0265)	(0,0105)	(0,0208)	(0,0112)	(0,0149)	(0,0111)	(0,0149)	(0,0106)	(0,0116)	(0,0108)	(0,0111)
	[-4,6602]	[-2,3831]	[-9,2765]	[-5,3971]	[-5,3742]	[-2,8197]	[-4,6262]	[-2,9654]	[-3,8117]	[-4,0959]	[-3,4714]	[-4,2213]
$r_{PM_{t-1}}$			-0,2592***	-0,2655***	-0,1975***	-0,1716***	-0,1603***	-0,1285***	-0,0102***	-0,0077**	-0,0090***	-0,0076**
			(0,0207)	(0,0447)	(0,02137)	(0,0420)	(0,0228)	(0,0422)	(0,0020)	(0,0031)	(0,0021)	(0,0032)
			[-12,4742]	[-5,9397]	[-9,2424]	[-4,0824]	[-7,0215]	[-3,0409]	[-5,0563]	[-2,4876]	[-4,2044]	[-2,3133]
ROA_{t-1}					0,0776***	0,0936***	0,0913***	0,0968***	0,0827***	0,0793***	0,0843***	0,0808***
					(0,0130)	(0,0169)	(0,0130)	(0,0184)	(0,0121)	(0,0131)	(0,0122)	(0,0137)
					[5,9548]	[5,5209]	[7,0050]	[5,2628]	[6,8065]	[6,0508]	[6,8869]	[5,8638]
VIX_{t-1}							0,0648***	0,0735**	0,0795***	0,0827***	0,0819***	0,0800***
							(0,0175)	(0,0373)	(0,0169)	(0,0257)	(0,0170)	(0,0252)
							[3,6960]	[1,9678]	[4,6915]	[3,2076]	[4,8088]	[3,1679]
DEP_NT_{t-1}							0,0648***	0,0735**	-0,3604***	-0,4635***	-0,4664***	-0,3253**
							(0,0175)	(0,0373)	(0,0099)	(0,1642)	(0,1103)	(0,1058)
							[3,6960]	[1,9678]	[-3,6066]	[-2,8225]	[3,8634]	[-3,0746]
$IPVU_brecha_{t-1}$							0,0648***	0,0735**			0,0036**	0,0209***
							(0,0175)	(0,0373)			(0,0015)	(0,0066)
							[3,6960]	[1,9678]			[2,3683]	[3,1462]
R^2_{adj}	0,20	0,15	0,61	0,60	0,68	0,69	0,71	0,71	0,74	0,73	0,74	0,73
F-stat	20,17		79,46		82,52		74,51		74,48		62,63	
P(F-stat)	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
P(LM)	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
P(B-P-G)	0,13		0,11		0,14		0,20		0,09		0,10	
P(J-Stat)		0,12		0,22		0,23		0,21		0,13		0,15
Cragg-Donald F-stat		243,19		208,47		109,32		19,31		93,444		61,19
Stock-Yogo value		10,83		6,61		7,77		8,50		9,92		9,64
No. Instrumentos		6		6		8		10		12		12
Observaciones	148	148	148	148	148	148	148	148	148	148	148	148

Notas: Nivel de significancia: (***) denota significancia a 0,01, (**) denota significancia a 0,05, (*) denota significancia a 0,1. Desviación estándar entre paréntesis y estadística-t entre corchetes. F-Stat denota el test de significancia de la regresión. P(LM) denota el valor p del test de autocorrelación LM. P(B-P-G) denota el valor p del test de heteroscedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey. J-statistic es el estadístico J de las estimaciones GMM. Cragg-Donald F-stat denota el F-estadístico del test de debilidad de los instrumentos. Stock-Yogo value denota el valor crítico para decidir sobre la debilidad de los instrumentos. No. Instrumentos denota el número instrumentos utilizados.

Fuente: elaboración propia.

Con respecto a los otros parámetros, el asociado a la tasa de interés del banco central (r_{pm}) es negativo y es significativo. De esta manera se comprueba el llamado canal del crédito de la política monetaria y los resultados van en línea a los reportados por Gambacorta y Marques-Ibanez (2011), Galvis e Hincapié (2018) y Ramos-Tallada (2015). Según los resultados, un aumento de una unidad de la tasa de interés lleva a una reducción de la tasa de crecimiento de los préstamos entre 7,6% y 26%.

Con relación a la rentabilidad (*ROA*), el parámetro es positivo y significativo. Es decir, se observa una relación positiva entre el *ROA* y la tasa de crecimiento de los préstamos. Tal y como sugiere De Nicolò (2015), el crecimiento de la cartera de crédito está asociada a buscar mayores rendimientos y oportunidades de los bancos por expandir las actividades. Sin embargo, esa conducta también aumenta el riesgo de crédito, por lo que cobra importancia el *buffer* de capital para evitar los riesgos.

Respecto al parámetro asociado al riesgo internacional (*VIX*), es positivo y significativo. Esto indica que los momentos de riesgo internacional tienen asociado un crecimiento de la cartera de créditos de los bancos en Colombia. Contrario a lo esperado, no indica que el mayor riesgo internacional disminuya el crecimiento de la cartera de préstamos de los bancos en Colombia. Por ende, es posible afirmar que existe cierta conducta expansiva de los bancos en momentos de riesgo internacional, ya sea para recuperar la economía colombiana o por una mayor búsqueda de ganancias en el mercado local.

En cuanto al impacto de los depósitos no tradicionales (*DEP_NT*), el parámetro es negativo y significativo. En otras palabras, un aumento de aquellos fondos diferentes a los depósitos tradicionales está asociado a caídas en la tasa de crecimiento de los préstamos. Según los resultados, un crecimiento de los depósitos no tradicionales/pasivos lleva a una reducción de la tasa de crecimiento de los préstamos entre 32% y 46%. Esto quiere decir que la hipótesis que postulan Lozano y Guarín (2014) no se confirma en el presente artículo y, contrario a ello, serían los depósitos tradicionales (cuentas de ahorro o CDT) los que explicarían el crédito y su crecimiento en Colombia. Es posible, además, que el aumento de los depósitos diferentes a los tradicionales esté seguido por aumento en las inversiones de los bancos y no en la colocación de mayores préstamos bancarios.

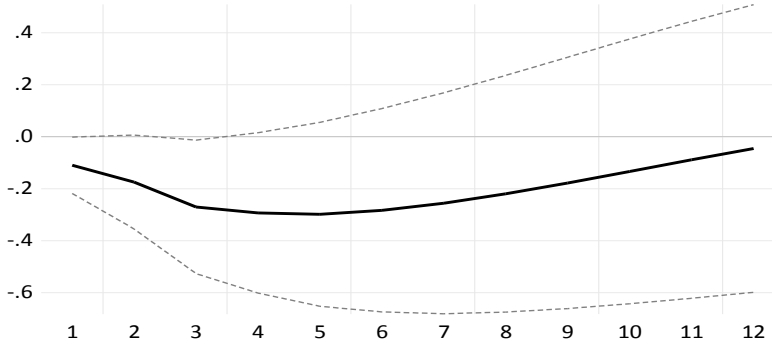
El parámetro asociado a la brecha del índice de precios de la vivienda usada (*IPVU_brecha*) es positivo y significativo. Con esto se verifica la hipótesis de Gil (2015) que relaciona el aumento del precio de los activos con la expansión del crédito en la economía colombiana. El incremento del precio de los activos permite a las familias tener respaldo financiero para solicitar préstamos y esto incentiva la emisión del crédito bancario. Debido a esto, el índice del precio de la vivienda usada debería ser un indicador para monitorear la expansión del crédito y las posibles fragilidades financieras en Colombia.

Como análisis adicional, se estimó un VAR y se hizo un análisis de impulso-respuesta, el cual permite evaluar el cambio de una variable frente a choques o innovaciones provocados por innovaciones en otras variables a lo largo del tiempo (Sims, 1980). De acuerdo con Koop,

Pesaran, y Potter (1996) y Pesaran y Shin (1998), es utilizada una función impulso-respuesta generalizada que elimina el problema del orden de las variables en el VAR.

En la figura 6 se muestra la respuesta la tasa de crecimiento de los préstamos frente a una innovación del *buffer* del capital. En general, la respuesta es negativa y significativa por cuatro períodos. Luego del choque, la tasa de crecimiento de los préstamos vuelve a su nivel de equilibrio. Por tanto, se comprueba que los aumentos en el capital regulatorio mantienen su efecto negativo en la expansión del crédito en la economía colombiana.

Figura 6. Respuesta del crédito frente a los requerimientos de capital



Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

Este artículo examinó los efectos de los requerimientos de capital sobre el crecimiento del crédito en la economía colombiana, a través de lo cual se halló que los aumentos del *buffer* del capital tienen un efecto negativo en el crecimiento de los préstamos. Los resultados están alineados con las premisas regulatorias de Basilea que proponen fijar unos capitales mínimos exigidos para detener el crecimiento excesivo del crédito.

Es posible que el efecto de detener el crédito en el sistema bancario que traen los requerimientos de capital genere otras consecuencias, y que esta conducta regulatoria cause un freno en la economía una vez que la desaceleración de los préstamos lleve a la caída de la inversión. Por ende, es necesario estudiar con mayor detenimiento cuál es el nivel de capital regulatorio óptimo compatible con una economía estable y que crezca próximo a sus niveles de pleno empleo.

Adicionalmente, es probable que la menor oferta de crédito en la economía incremente el margen de intermediación (*spread*). Existen costos asociados a mantener la estabilidad financiera

que traen los mínimos de capital exigido. El menor crédito en la economía puede provocar consecuencias económicas adversas, y la cuestión de qué tanto capital debe ser exigido es una pregunta importante para ser debatida.

Este artículo también analizó qué otras variables inciden en el crecimiento del crédito en la economía colombiana. La tasa de política monetaria tiene la capacidad de reducir los préstamos en Colombia y eso corrobora la existencia de llamado canal del crédito. Asimismo, se verificó que la brecha del precio de los activos tiene cierta relación con el crédito en Colombia. Ambas variables son procíclicas y es posible que esto sea una evidencia para la hipótesis de la fragilidad financiera en momentos de un crecimiento alto en la economía colombiana.

Referencias

[1] Aiyar, S., Calomiris, C., & Wieladek, T. (2014). Does Macro-Prudential Regulation Leak? Evidence from a UK Policy Experiment. *Journal of Money, Credit and Banking*, *46*(1), 181-214. https://doi.org/10.1111/jmcb.12086

[2] Banco de la República. (s.f.a.). Tasas de interés de política monetaria. Consultado el 20 de julio de 2025. https://suameca.banrep.gov.co/estadisticas-economicas/informacionSerie/59/tasas_interes_politica_monetaria

[3] Banco de la República. (s.f.b.). Índice de precios de la vivienda usada (IPVU). Consultado el de julio de 2025. https://suameca.banrep.gov.co/estadisticas-economicas/informacionSerie/100004/indice_precios_vivienda_usada_ipvu

[4] Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) (2010). *Countercyclical Capital Buffer Proposal.* Bank for International Settlements. https://www.bis.org/publ/bcbs172.htm

[5] Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) (2017). *Basel III: Finalising post-crisis reforms*. 1-162. https://www.bis.org/bcbs/publ/d424.htm

[6] Borio, C., & Lowe, P. (2002). Assessing the Risk of Banking Crises. *BIS Quarterly Review*, 43-54. https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0212e.pdf

[7] Bridges, J., Gregory, D., Nielsen, M., Pezzini, S., Radia, A., & Spaltro, M. (2015). *The Impact of Capital Requirements on Bank Lending* [Bank of England, Working Paper, No. 486], 1-36. https://www.bankofengland.co.uk/working-paper/2014/the-impact-of-capital-requirements-on-bank-lending

[8] Cerutti, E., Correa, R., Fiorentino, E., & Segalla, E. (2017). Changes in Prudential Policy Instruments - A New Cross-Country Database. *International Journal of Central Banking*, 13(1), 477-503. https://www.ijcb.org/journal/ijcb17q1a17.htm

[9] Clavijo, S. (2018). *Regulación y gestión de los riesgos financieros: una visión comparada*. Asobancaria. https://www.asobancaria.com/biblioteca/regulacion-y-gestion-de-riesgos-financieros/

[10] Dagher, J., Dell'Arriccia, G., Laeven, L., Ratnovski, L., & Tong, H. (2016). *Benefits and Costs of Bank Capital* [IMF Staff Discussion Note, No. 04], 1-38. https://www.imf.org/en/Publications/Staff-Discussion-Notes/Issues/2016/12/31/Benefits-and-Costs-of-Bank-Capital-43710

[11] Deli, Y., & Hasan, I. (2017). Real Effects of Bank Capital Regulations: Global Evidence. *Journal of Banking & Finance*, *82*, 217-228. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.11.022

[12] De Moraes, C., & de Mendonça, H. (2019). Bank's Risk Measures and Monetary Policy: Evidence From a Large Emerging Economy. The *North American Journal of Economics and Finance*, *49*, 121-132. https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.04.002

[13] De Moraes, C., & Costa, A. (2023). Credit Behavior and Financial Stability in an Emerging Economy. *Economic Systems*, *47*(2), 100999. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2022.100999

[14] De Nicolò, G. (2015). Revisiting the Impact of Bank Capital Requirements on Lending and Real Activity. *SSRN Electronic Journal, International Monetary Fund and CESifo*. 1-37. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2688110

[15] Galvis, J. C., & Hincapié, G. (2018). Effect of Banking Concentration on the Lending Channel: Evidence from Colombia. *Economic Bulletin*, *38*(4), 2254-2265. http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2018/Volume38/EB-18-V38-I4-P205.pdf

[16] Gambacorta, L., & Marques-Ibanez, D. (2011). The Bank Lending Channel: Lessons from the Crisis. *Economic Policy*, *26*(66), 135-182. https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2011.00261.x

[17] Gil, J. M. (2015). Relación entre política monetaria y estabilidad financiera: un análisis aplicado para Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, *33*(77), 133-148. https://doi.org/10.1016/j.espe.2015.04.001

[18] Jordà, Ò., Schularick, M., & Taylor, A. M. (2010). Financial Crises, Credit Booms, and External Imbalances: 140 years of lessons. *IMF Economic Review*, *59*(2), 340-378. https://www.imf.org/external/np/res/seminars/2010/arc/pdf/lt.pdf

[19] Kaminsky, G., & Reinhart, C. (1999). The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. *American Economic Review*, *89*(3), 473-500. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.89.3.473

[20] Kennedy, M., & Palerm, A. (2014). Emerging Market Bond Spreads: The Role of Global and Domestic Factors from 2002 to 2011. *Journal of International Money and Finance*, *43*, 70-87. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.12.008

[21] Klein, P. O., & Turk-Ariss, R. (2022). Bank Capital and Economic Activity. *Journal of Financial Stability*, *62*, 1-19. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2022.101068

[22] Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, *74*(1), 119-147. https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4

[23] Leeper, E. (1991). Equilibria Under 'Active' and 'Passive' Monetary Policies. *Journal of Monetary Economics*, *27*(1), 129-147. https://doi.org/10.1016/0304-3932(91)90007-B

[24] Lepetit, L., & Strobel, F. (2015). Bank Insolvency Risk and Z-score Measures: A Refinement. *Finance Research Letters*, *13*, 214-224. https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.01.001

[25] Lozano, I., & Guarín, A. (2014). Banking Fragility in Colombia: An Empirical Analysis Based on Balance Sheets. *Ensayos sobre Política Económica*, *32*(75), 48-63. http://dx.doi.org/10.1016/j.espe.2014.10.001

[26] Ramos-Tallada, J. (2015). Bank Risks, Monetary Shocks and the Credit Channel in Brazil: Identification and Evidence from Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, *55*(April), 135-161. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.02.014

[27] Reserva Federal de St. Louis (s.f.). CBOE Volatility Index: VIX (VIXCLS). Consultado el 20 de julio de 2025. https://fred.stlouisfed.org/series/VIXCLS

[28] Schularick, M., & Taylor, A. M. (2012). Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870–2008. *American Economic Review*, *102*(2), 1029-1061. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.102.2.1029

[29] Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, *48*(1), 1–48. https://doi.org/10.2307/1912017

[30] Superintendencia Financiera de Colombia. (s.f.a.). Información periódica. Mensual. Consultado el 20 de julio de 2025. https://www.superfinanciera.gov.co/publicaciones/60826/informes-y-cifrascifrasestablecimientos-de-creditoinformacion-periodicamensual-60826/

[31] Superintendencia Financiera de Colombia. (s.f.b.). Indicadores gerenciales - NIIF. Consultado el 20 de julio de 2025. https://www.superfinanciera.gov.co/publicaciones/10084493/informes-y-cifrascifrasestablecimientos-de-creditoinformacion-periodicamensualindicadores-gerenciales-niif-10084493/

[32] Pesaran, H., & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, *58*(1), 17-29. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0

[33] Wooldridge, J. M. 2003. Applications of Generalized Method of Moments Estimation. *Journal of Economics Perspectives*, *15*(4), 87-100. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.15.4.87

Anexo

Tabla A.1. Test de Raíz Unitaria y Estacionariedad

Series	ADF				PP				KPSS			
	Lags	Esp.	Test	C. V (5%)	Band	Esp.	Test	CV (5%)	Band	Esp.	Test	C. V (5%)
ΔL_t	4	C,T	-4,45	−3,43	5	N	-0,60	-1,94	10	C, T	0,12	0,14
BUFFER	1	N	-1,08	-1,94	2	T,C	-9,80	-4,01	10	C,T	0,12	0,14
r_{pm}	3	C,T	-3,61	-3,43	9	N	-0,88	-1,94	10	C,T	0,09	0,14
ROA	12	C,T	-3,81	-3,44	8	N	-1,07	-1,94	10	C,T	0,04	0,14
VIX	0	C	-4,80	-2,87	3	C	-4,76	-2,87	9	C	0,29	0,46
DEP_NT	4	C	-3,38	-2,87	15	C	3,34	2,87	5	C,T	0,21	0,21
IPVU_brecha	13	N	-3,16	-1,94	42	N	-1,31	-1,94	8	C	0,08	0,46

Nota: C.V. = valor crítico. Tendencia (T), y/o constante (C), o Ni tendencia ni Constante (N) son incluidas con base en el criterio de información de Schwarz. El test KPSS fue utilizado con banda Newey-West.

Fuente: elaboración propia.

Tabla A.2. Fuente de las variables

Variable	Descripción	Fuente
ΔL_t	• Tasa de crecimiento anual del crédito en Colombia. • La serie tiene frecuencia mensual y se utiliza la variación de la cartera bruta con respecto al mes del año anterior.	Superintendencia Financiera de Colombia. https://www.superfinanciera.gov.co/ Consultado el 20 de julio de 2025
BUFFER	*Buffer* de capital. Se utiliza la relación de solvencia básica (patrimonio/activos) y se divide por 9%, el mínimo exigido. Se utiliza el dato para el total de bancos.	Superintendencia Financiera de Colombia. https://www.superfinanciera.gov.co/ Consultado el 20 de julio de 2025
r_{pm}	Tasa de política monetaria. Corresponde a la tasa REPO de subastas del banco central.	Banco de la República. https://www.banrep.gov.co/es Consultado el 20 de julio de 2025
ROA	Retorno sobre activos. Corresponde a la utilidad neta/activos para el sistema bancario colombiano.	Superintendencia Financiera de Colombia. https://www.superfinanciera.gov.co/ Consultado el 20 de julio de 2025
VIX	Volatilidad del mercado de valores S&P 500. Mide el riesgo internacional.	Reserva Federal de St. Lois. https://fred.stlouisfed.org/ Consultado el 20 de julio de 2025
DEP_NT	Depósitos no tradicionales/pasivos. Se calculó para el total de bancos.	Superintendencia Financiera de Colombia. https://www.superfinanciera.gov.co/ Consultado el 20 de julio de 2025
IPVU_brecha	• Brecha del índice de precios de la vivienda usada. • Se utilizó el filtro Hodrick Prescott para calcular la tendencia.	Banco de la República. https://www.banrep.gov.co/es Consultado el 20 de julio de 2025.

Fuente: elaboración propia.