



Incidencia de la política monetaria y los indicadores de crecimiento económico sobre el riesgo de liquidez en instituciones financieras de Colombia

Impact of monetary policy and economic growth indicators on the liquidity risk indicator in Colombian financial institutions

Por
Giovanny Cardona Baquero¹

Trabajo de grado presentado como requisito parcial para obtener el título de
Magíster en Administración Financiera – MAF

Asesora
Ph. D. Vivian Cruz Castañeda

Universidad EAFIT
Escuela de Finanzas, Economía y Gobierno
Maestría en Administración Financiera – MAF
Pereira
2025

¹ gcardona@eafit.edu.co

© 2025 Giovanni Cardona.
Todos los Derechos Reservados.

Resumen

Esta investigación analiza la incidencia de los cambios en la política monetaria y los indicadores de crecimiento económico sobre el indicador de riesgo de liquidez (IRL) en instituciones financieras de Colombia, considerando sus repercusiones en la liquidez bancaria y la estabilidad financiera. Se utilizó una base de datos con información macroeconómica e informes financieros de los bancos seleccionados en el período marzo de 2020-diciembre de 2024, y se implementaron técnicas estadísticas y econométricas como la regresión múltiple y los modelos de vectores auto-regresivos (VAR), con el objetivo de examinar cómo los indicadores macroeconómicos inciden en la liquidez de estas instituciones. Los resultados evidencian que el riesgo de liquidez en Colombia está fuertemente influenciado por factores macroeconómicos y que, en particular, las tasas de interés y la inflación generan efectos significativos sobre el IRL, mientras que el índice de cartera vencida (ICV) refleja la incidencia del entorno económico general. En contraste, variables como la tasa de depósitos a término fijo (DTF) y el desempleo no presentan efectos estadísticamente significativos. Estos hallazgos demuestran la importancia de mantener la estabilidad macroeconómica para reducir el riesgo de liquidez en las instituciones financieras.

Palabras claves: macroeconomía, riesgo de liquidez, política monetaria, bancos, instituciones financieras, vectores auto-regresivos, regulación.

Abstract

This research analyzes the impact of changes in monetary policy and economic growth indicators on the Liquidity Risk Index (IRL) of financial institutions in Colombia, considering their implications for banking liquidity and financial stability. A database containing macroeconomic information and financial reports from selected banks for the period March 2020–December 2024 was used. Statistical and econometric techniques, such as multiple regression and vector autoregressive (VAR) models, were applied to examine how macroeconomic indicators affect the liquidity of these institutions. The results show that liquidity risk in Colombia is strongly influenced by macroeconomic factors, particularly interest rates and inflation, which exert significant effects on the IRL, while the non-performing loan ratio (ICV) reflects the influence of the general economic environment. In contrast, variables such as the fixed-term deposit rate (DTF) and unemployment do not show statistically significant effects. These findings highlight the importance of maintaining macroeconomic stability to reduce liquidity risk in financial institutions.

Keywords: Macroeconomics, liquidity risk, monetary policy, banks, financial institutions, autoregressive vectors, regulation.

Contenido

1. Introducción	1
2. Revisión de la literatura	3
3. Datos	7
4. Metodología	9
4.1 Modelo	10
5. Resultados	12
5.1 Resultados de los bancos grandes	14
5.2 Resultados de los bancos medianos	16
5.3 Resultado de los bancos pequeños	17
6. Conclusiones	19
Referencias.....	21

Índice de tablas

Tabla 1. Bancos seleccionados	7
Tabla 2. Tamaño de los bancos de la muestra	8
Tabla 3. Estadística descriptiva de la variable indicador de riesgo de liquidez (IRL).....	12
Tabla 4. Estadística descriptiva de las variables macroeconómicas analizadas	13
Tabla 5. Resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) para cada serie	13
Tabla 6. Resultados de los bancos grandes.....	15
Tabla 7. Resultados de los bancos medianos.....	17
Tabla 8. Resultado de los bancos pequeños.....	18

Índice de figuras

Figura 1. Participación de los bancos seleccionados	8
---	---

1. Introducción

En el contexto de la actual incertidumbre económica y financiera global, los países latinoamericanos se enfrentan a un entorno macroeconómico caracterizado por una alta volatilidad, los cambios en las políticas monetarias y condiciones económicas inestables. En este escenario resulta fundamental comprender cómo estas políticas influyen directamente en la liquidez bancaria, en tanto afectan la capacidad de las instituciones del sector para cumplir con sus obligaciones a corto plazo sin incurrir en pérdidas significativas. Por estas razones, la presente investigación tiene como objetivo general analizar la incidencia de la política monetaria y los indicadores de crecimiento económico sobre el índice de *riesgo de liquidez* —en adelante RL— en instituciones financieras —en adelante IF— de Colombia.

En entornos financieros estables, las IF gestionan su liquidez de manera eficiente (Sevilla Arias, s. f.), asegurando el cumplimiento de sus compromisos sin generar costos excesivos. Sin embargo, este equilibrio puede verse comprometido por factores exógenos como variaciones en la inflación, cambios abruptos en las políticas monetarias o fluctuaciones en el producto interno bruto (PIB), que impactan directamente en la confianza de los consumidores y en la dinámica del mercado financiero. Por ejemplo, políticas monetarias restrictivas como el aumento de las tasas de interés pueden reducir la liquidez disponible en el sistema bancario, afectando la capacidad para financiar sus operaciones sin incurrir en mayores costos. De igual manera, los cambios en indicadores macroeconómicos como crecimiento del PIB, inflación y desempleo pueden alterar las condiciones de liquidez. En conjunto, estos elementos afectan el *IRL* y, por tanto, inciden en la gestión operativa de las IF.

Desde una perspectiva teórica, esta investigación busca contribuir al entendimiento de las interacciones entre las variables macroeconómicas y el RL en economías emergentes como es el caso colombiano, donde, en comparación con contextos más desarrollados, la literatura aún es limitada. En el plano práctico, la investigación resulta de especial relevancia para los responsables de la gestión del riesgo y los entes reguladores, dado que una adecuada gestión del RL puede prevenir crisis financieras tanto a nivel institucional como sistémico.

En este contexto juega un papel fundamental el marco regulatorio que orienta la gestión del RL a nivel internacional y de la región, específicamente los Acuerdos de Basilea II y III (Basel Committee on Banking Supervision, BCSC, 2000), que han establecido lineamientos específicos para la gestión y el control del RL tales como el coeficiente de cobertura de liquidez (LCR, *liquidity coverage ratio*) y el índice de financiación estable neta (NSFR, *net stable funding ratio*), que buscan garantizar que las IF mantengan niveles adecuados de liquidez para enfrentar escenarios de tensión. En Colombia, la Superintendencia Financiera ha adoptado estos lineamientos internacionales, obligando a los bancos a implementar prácticas más rigurosas para mitigar el RL (SFC, 1995; SFC, s. f.).

El análisis de la investigación se desarrolla a partir de datos históricos mensuales correspondientes al período marzo de 2020-diciembre de 2024, incluyendo como variables de

estudio el IRL de los bancos seleccionados e indicadores macroeconómicos como la tasa de intervención del Banco de la República (tasa BanRep), la inflación (IPC, índice de precios al consumidor), la tasa interbancaria (IBR, indicador bancario de referencia), el flujo diario de operaciones (DTF, *daily trading flow*), la tasa de desempleo y el índice de cartera vencida (ICV).

Para el procesamiento de la información se aplican técnicas econométricas como la regresión múltiple y los modelos de vectores auto-regresivos (VAR), que permiten explorar las relaciones causales entre dichas variables.

La muestra está compuesta por los bancos comerciales más grandes del país, debido a su importancia sistémica y a la disponibilidad de información confiable.

Las principales limitaciones de la investigación se relacionan con la disponibilidad y la calidad de los datos, así como con la dificultad de controlar las variables exógenas.

En conjunto, la investigación busca aportar evidencia empírica que contribuya al fortalecimiento de la gestión del RL en el sistema financiero colombiano, promoviendo una mayor estabilidad y resiliencia frente a los cambios en el entorno macroeconómico y monetario.

2. Revisión de la literatura

Por su estrecha conexión con la estabilidad financiera, el RL se ha convertido en un eje central del debate académico y regulatorio. En términos generales, el *riesgo de liquidez* se entiende como la incapacidad de una IF para hacer frente oportunamente a sus obligaciones de corto plazo sin incurrir en pérdidas materiales, deterioro patrimonial o medidas extraordinarias de financiamiento.

La experiencia de los últimos quince años, post crisis de 2007 y 2008, confirma que una gestión inadecuada de la liquidez puede comprometer la solvencia de las IF y propagar efectos sistémicos en su régimen. Desde el punto de vista microeconómico, los bancos asumen la tarea de convertir el dinero disponible a corto plazo en préstamos e inversiones de largo plazo. Esta transformación impulsa la economía al canalizar recursos hacia sectores productivos, pero también produce vulnerabilidad ante episodios de inestabilidad o contracción macroeconómica que afecten su capacidad de obtener fondos.

Autores clásicos han reconocido este dilema. Para Keynes (1971), en contextos de incertidumbre, los agentes privilegian la liquidez restringiendo la inversión y moderando el crecimiento. Desde una óptica monetarista, Friedman (1970) subrayó que los desajustes persistentes entre la oferta de dinero y la demanda de saldos líquidos distorsionan los precios relativos y las condiciones de financiación, afectando la liquidez agregada. Y Stiglitz (2010) advirtió que la integración financiera sin salvaguardas adecuadas amplifica la transmisión de choques y, con ella, la fragilidad de la liquidez.

Las lecciones de la crisis financiera global de 2007 y 2008 cristalizaron esa intuición. El congelamiento del mercado interbancario, el aumento abrupto de las primas por riesgo y las pérdidas en las carteras de crédito e inversiones revelaron cuán rápidamente la liquidez de mercado podía evaporarse. La respuesta regulatoria —particularmente bajo el paraguas de los Acuerdos de Basilea III— puso el acento en construir colchones de liquidez y en gestionar el descalce de plazos mediante métricas como el *liquidity coverage ratio* (LCR) y el *net stable funding ratio* (NSFR) (Basel Committee on Banking Supervision, BCSC, 2000). No obstante, más allá de los requisitos prudenciales, la literatura muestra que el comportamiento de la liquidez bancaria depende críticamente del ciclo macroeconómico y de la orientación de las políticas monetarias, así como de las características estructurales del sistema financiero.

La evidencia internacional posterior a la crisis ofreció resultados consistentes sobre el papel de los factores macroeconómicos. El influyente estudio de Trenca *et al.* (2015) examinó cuarenta bancos de economías europeas sometidas a tensiones —Grecia, Portugal, España, Italia, Croacia y Chipre— en el período 2005-2011, y encontró que la inflación y el déficit público se asociaban con menores niveles de liquidez, mientras que el PIB exhibía un efecto más moderado; además, evidenció que, al reflejar debilidad de la demanda y deterioro de la calidad crediticia, el desempleo estaba relacionado con presiones de liquidez más intensas. La metodología dinámica GMM (*generalized method of moments*, método generalizado de momentos) empleada por estos autores

capturó adecuadamente la persistencia de la liquidez y la endogeneidad entre variables macro y bancarias, reforzando la validez de los hallazgos.

Resultados similares han emergido en contextos de Europa del Este y los Balcanes. Para el caso albanés en el período 2010-2014, Madhi (2017) señaló que la inflación elevada y el aumento del déficit fiscal deterioraban la liquidez, mientras que el mayor crecimiento del PIB contribuía a fortalecerla; su estudio también resaltó el papel del mercado interbancario como mecanismo de ajuste: mayores tasas interbancarias incentivaban a los bancos a recomponer posiciones líquidas, aun a costa de moderar el crédito.

En Túnez, Zaghoudi y Hakimi (2017) señalaron que la exposición al RL dependía de la interacción entre las características internas —capitalización, tamaño y especialización en el crédito— y el entorno macroeconómico: el crecimiento económico mejoraba la liquidez y la inflación, aunque no siempre de manera significativa.

En el África subsahariana, Mugenyah (2015) analizó cuarenta y tres bancos comerciales en Kenia en el período 2010-2014, y halló que una mayor adecuación de capital se asociaba con un menor RL, en tanto que su tamaño y apalancamiento lo incrementaban; sin embargo, el propio estudio reconoció que estos determinantes internos no actuaban en el vacío y que su efecto se veía condicionado por el ciclo macroeconómico y el costo del fondeo.

La evaluación de Qehaja *et al.* (2022) sobre veintiocho países de la Unión Europea, Turquía y Suiza en el período 2008-2020 confirmó que la inflación tenía un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la liquidez bancaria, al tiempo que el PIB per cápita y el desempleo exhibían una relación positiva con la liquidez en el agregado analizado, sugiriendo que, en fases de debilidad laboral, los bancos mantenían un alto índice de liquidez como precaución o enfrentaban una menor demanda de crédito, y en fases de bonanza reducían su «colchón» para brindarles mayor flujo de efectivo a sus clientes.

Más allá de los indicadores de actividad y precios, existe consenso en que la política monetaria opera como un canal decisivo. Drehmann y Nikolaou (2013) distinguieron entre liquidez de fondeo y liquidez de mercado, al señalar que el endurecimiento de las políticas macroeconómicas por vía de las tasas de intervención encarecía y restringía el acceso a los fondos, provocando un ajuste de los portafolios hacia activos más líquidos y, con ello, una presión a la baja sobre la intermediación.

Bonner *et al.* (2015) complementaron esta perspectiva al demostrar que las condiciones macro —volatilidad, inflación, estrés de mercado— modificaban el tamaño óptimo del índice de liquidez, de modo que los bancos aceleraban la acumulación de activos líquidos en entornos volátiles y la reducían cuando las condiciones eran favorables. Y Horváth *et al.* (2014) documentaron interacciones entre el capital y la creación de liquidez, subrayando la importancia de colchones de capital suficientes para sostener la oferta de crédito sin comprometer la liquidez.

El vínculo entre las variables macroeconómicas y los indicadores de liquidez también ha sido explorado desde la perspectiva de la creación de liquidez y su prociclicidad. Fungáčová y Weill (2018) señalaron que, para los bancos rusos en el período 2004-2015, la concentración de

liquidez exhibía un comportamiento procíclico, expandiéndose en tiempos favorables, contrayéndose en tiempos de recesión y amplificando las fluctuaciones.

Berger y Sedunov (2017) aportaron evidencia para Estados Unidos, señalando que la *liquidity creation* (creación de liquidez) se asociaba positivamente con el PIB, aunque la elasticidad era mayor en los bancos pequeños, ya que los bancos grandes, por volumen, ejercían el mayor efecto agregado.

Con evidencia de Vietnam, Dang V. D. y Dang V. C. (2021) confirmaron la existencia del canal de política monetaria sobre la creación de liquidez y señalaron que, bajo posturas expansivas, los bancos pequeños incrementaban más la creación de liquidez que los grandes.

Horváth *et al.* (2013) y Drehmann y Nikolaou (2013) evidenciaron que las tasas restrictivas y la inflación elevada tensionaban la liquidez y, en algunos casos, magnificaban el riesgo sistémico.

Otros estudios enriquecen el panorama al estudiar determinantes y consecuencias específicas. Davydov *et al.* (2021) encontraron que, si bien la creación de liquidez puede reducir los riesgos, también fortalece el acoplamiento de los bancos frente a choques macroeconómicos. El de Hsieh y Lee (2020), para veintisiete países asiáticos, identificó, como determinantes institucionales del proceso de creación de liquidez al riesgo crediticio, el seguro de depósitos, la regulación y las reformas bancarias, confirmando su relación con el crecimiento del PIB.

En mercados desarrollados, Switzer y Picard (2016) señalaron que la liquidez de mercado presentaba dinámicas no lineales a lo largo del ciclo, mientras que Galariotis y Giouvriss (2015) examinaron la interacción de variables macro en economías del G7 y encontraron efectos diferenciales por la estructura y la profundidad de mercado.

La literatura en los países emergentes converge en que la menor profundidad financiera y la mayor dependencia del sistema bancario de las políticas monetarias de los Gobiernos intensifican el papel de los agregados macroeconómicos en la dinámica de liquidez. En este sentido, la inflación persistente erosiona el valor real de los activos líquidos y encarece el fondeo, los ciclos de actividad volátiles modifican la demanda de crédito y la composición de activos, y la postura monetaria determina los costos marginales de liquidez. Así, variables como tasa de interés de referencia, inflación, PIB y desempleo operan como canales de transmisión que explican la evolución del RL bancario. Si a ello se le agregan factores micro —capitalización, tamaño, calidad de los activos y estructura de fondeo—, el resultado es una sensibilidad marcada de la liquidez ante choques macro que difiere entre los sistemas financieros.

En síntesis, la revisión de la literatura expuesta evidencia tres regularidades, a saber: 1) la política monetaria condiciona el acceso y el costo del fondeo bancario, modulando el apetito por activos líquidos y el ritmo de la intermediación financiera (Drehmann & Nikolaou, 2013; Bonner *et al.*, 2015); 2) la inflación deteriora la liquidez al reducir el poder adquisitivo de los saldos líquidos y elevar el costo del fondeo; en contraste, el crecimiento del PIB tiende a fortalecerla (Trenca *et al.*, 2015; Madhi, 2017; Qehaja *et al.*, 2022); y 3) la respuesta de la liquidez al ciclo financiero puede ser asimétrica: en expansiones, los bancos reducen las holguras para expandir el

crédito, mientras que en contracciones recomponen los activos líquidos y restringen los préstamos, acentuando la prociclicidad (Fungáčová & Weill, 2018; Berger & Sedunov, 2017).

A pesar del cúmulo de evidencia, subsisten vacíos en las economías latinoamericanas: la heterogeneidad estructural del sistema financiero, la participación relativa de la banca pública y privada, y las características del mercado de capitales sugieren que la magnitud y la dirección de los efectos macro sobre el RL pueden diferir de la experiencia europea, asiática o africana. Este vacío justifica análisis empíricos que relacionen explícitamente la tasa de interés, la inflación, el PIB y el desempleo con métricas del RL bancario, utilizando técnicas que aborden la endogeneidad y la persistencia.

Finalmente, cabe anotar que la narrativa aquí integrada conserva los aportes conceptuales y empíricos recogidos en la literatura previa: la centralidad de la preferencia por la liquidez (Keynes, 1971), los mecanismos monetarios sobre los saldos líquidos (Friedman, 1969), la importancia del capital y la liquidez en entornos volátiles (Horváth *et al.*, 2014; Bonner *et al.*, 2015) y la evidencia de distintos contextos (Trenca *et al.*, 2015; Madhi, 2017; Zaghdoudi & Hakimi, 2017; Mugenyah, 2015; Qehaja *et al.*, 2022), todos ellos alineados con el hilo conductor de esta revisión: la influencia de los factores macroeconómicos sobre el RL en IF colombianas.

3. Datos

Esta investigación empleó datos macroeconómicos y financieros de frecuencia mensual correspondientes al período marzo de 2020-diciembre de 2024, lo que representa un total de cincuenta y ocho observaciones por variable. La información incluye datos de treinta y un bancos, reportados por la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC, s. f.-b). Las series de tiempo del IRL y del índice de cartera vencida (ICV) fueron extraídas de los registros de dicha entidad. Los datos del índice de precios al consumidor (IPC) y la tasa de desempleo fueron tomados del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Colombia, DANE, s. f.-a; Colombia, DANE, s. f.-b), y la tasa de depósitos a término fijo (DTF) y el indicador bancario de referencia (IBR), del Banco de la República (Colombia, s. f.).

Para realizar un análisis representativo de la incidencia de las variables macroeconómicas sobre el RL en IF colombianas, se seleccionaron diez bancos aplicando un criterio de segmentación por tamaño. Esta estrategia permite observar el comportamiento del IRL en función de su magnitud operativa, reconociendo que las respuestas a condiciones macroeconómicas pueden diferir significativamente entre instituciones grandes, medianas y pequeñas.

La clasificación se basó en el nivel de los activos totales reportados por la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC, s. f.-b), agrupando los bancos en tres categorías: grandes, medianos y pequeños, y a partir de esta clasificación se seleccionaron las instituciones objeto de análisis.

La Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de los activos totales de cada grupo. Nótese que los bancos grandes concentran en promedio la mayor proporción de activos, mientras que los bancos pequeños tienen una participación marginal.

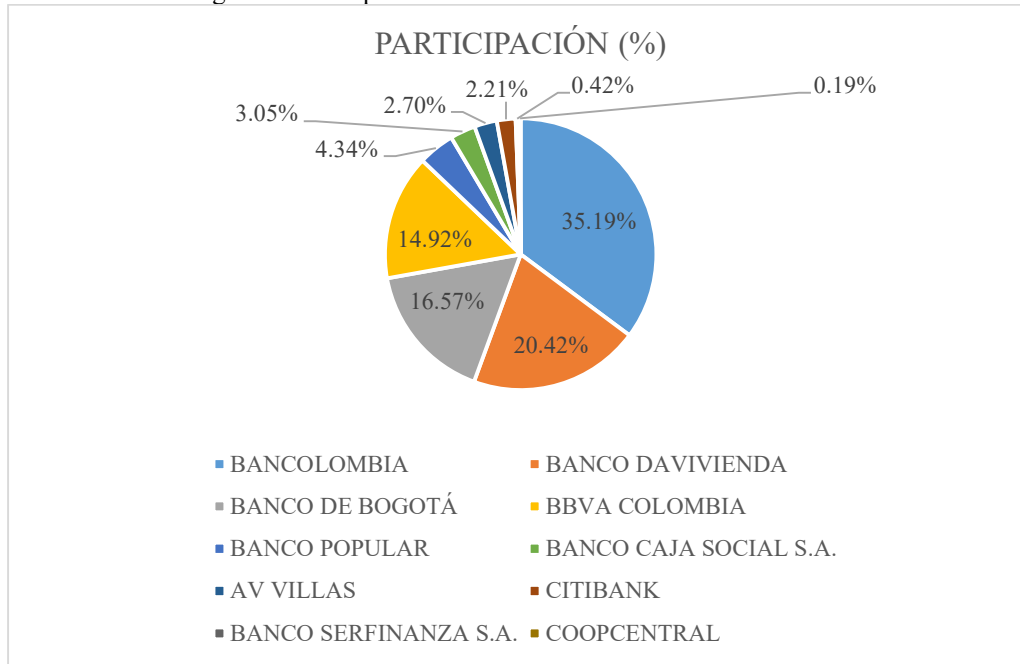
Tabla 1. Bancos seleccionados

NÚMERO	INSTITUCIÓN BANCARIA	ACTIVOS TOTALES (COP)	PARTICIPACIÓN (%)	ACUMULADO (%)
1	Bancolombia	244 301 944 512	35,19	35,19
2	Banco Davivienda	141 749 242 301	20,42	55,61
3	Banco de Bogotá	115 042 252 247	16,57	72,18
4	BBVA Colombia	103 581 515 006	14,92	87,09
5	Banco Popular	30 132 509 988	4,34	91,43
6	Banco Caja Social S. A.	21 160 782 899	3,05	94,48
7	AV Villas	18 716 960 465	2,70	97,18
8	Citibank	15 325 185 768	2,21	99,39
9	Banco Serfinanza S. A.	2 934 256 473	0,42	99,81
10	Coopcentral	1 327 535 036	0,19	100,00
	TOTAL	694 272 184 695		

Fuente: elaboración del autor a partir de Colombia, Superintendencia Financiera, SFC (s. f.-b).

Para ilustrar visualmente esta distribución, la Figura 1 muestra la participación de cada banco en el total de activos.

Figura 1. Participación de los activos de bancos seleccionados



Fuente: elaboración del autor a partir de Colombia, Superintendencia Financiera, SFC (s. f.-b).

La Tabla 2 muestra el tamaño de los bancos seleccionados. Esta selección permite contrastar los resultados entre aquellos de alta importancia sistémica, instituciones de tamaño medio con participación relevante e instituciones de menor escala que atienden nichos de mercado específicos.

Tabla 2. Tamaño de los bancos de la muestra

BANCOS GRANDES	BANCOS MEDIANOS	BANCOS PEQUEÑOS
Bancolombia	Banco Popular	Coopcentral
Banco Davivienda	Banco Caja Social S. A.	Banco Serfinanza S. A.
Banco de Bogotá	Banco AV Villas	
BBVA Colombia	Citibank	

Fuente: elaboración del autor.

4. Metodología

Para analizar la relación dinámica entre un conjunto de variables macroeconómicas y el IRL de las instituciones bancarias seleccionadas en Colombia se empleó un modelo auto-regresivo vectorial (VAR) estimado en niveles, partiendo de la verificación del supuesto de estacionariedad en las series de tiempo.

Los modelos VAR son una extensión multivariada del modelo auto-regresivo univariado (AR) que permite capturar la interacción dinámica entre múltiples variables endógenas (Zivot & Wang, 2006). En esta investigación, cada IRL de los bancos seleccionados es modelado como una función lineal de sus propios rezagos y de los rezagos de las variables macroeconómicas seleccionadas: IPC, DTF, tasa de desempleo, tasa de intervención del Banco de la República (tasa BanRep) e IBR.

Todas las series se expresaron en niveles y se verificó su estacionariedad mediante la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF, *augmented Dickey-Fuller test*). La selección del orden de rezagos p se realizó individualmente para cada modelo, usando los criterios de información AIC (*Akaike information criterion*, criterios de información de Akaike) y BIC (*Bayesian information criterion*, criterios de información bayesianos), garantizando la parsimonia sin sacrificar la calidad del ajuste.

A partir de los modelos estimados se generaron funciones de impulso-respuesta (IRF, *impulse response functions*) y descomposición de varianza para cada banco, que permiten identificar el impacto dinámico de choques macroeconómicos sobre el RL individual.

La estimación de los sistemas VAR se realizó mediante la técnica de regresión lineal de mínimos cuadrados ordinarios (OLS, *ordinary least squares*), dado que no existe endogeneidad cruzada que afecte la consistencia de los estimadores. Cabe anotar que, a fin de capturar sus particularidades dinámicas frente a los choques macroeconómicos y evitar problemas de heterogeneidad, se optó por estimar un VAR individual para cada banco en lugar de un panel VAR (PVAR). Este enfoque permite, además, realizar análisis diferenciados según el tamaño de los bancos.

Se excluyeron observaciones con información incompleta o inconsistente, asegurando la calidad y homogeneidad temporal de la muestra. El modelo se basa en supuestos de homocedasticidad, perturbaciones con media cero y ausencia de correlación, así como estabilidad de los coeficientes en el tiempo.

Finalmente, los resultados se complementaron con funciones de impulso-respuesta (IRF) y descomposición de varianza (FEVD, *forecast error variance decomposition*), unas herramientas que permiten analizar el impacto dinámico de los choques macroeconómicos y cuantificar la proporción de la variabilidad del IRL explicada por cada variable.

Formalmente, y siguiendo a Zivot y Wang (2006), un modelo VAR se puede representar de la siguiente manera:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + T_t$$

donde

- Y_t : vector de columna que contiene las variables endógenas del sistema en el tiempo t .
- c : vector de constantes.
- A_i : matrices de coeficientes.
- u_t : vector de errores con media cero, sin correlación serial y con matriz de varianzas y covarianzas constante.

La estimación del modelo se realizó mediante la técnica de regresión lineal de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), dado que cada ecuación del sistema posee la misma estructura explicativa.

4.1 Modelo

Se realiza a continuación una estimación individual para cada banco utilizando su correspondiente serie IRL como variable dependiente principal.

La forma general del modelo VAR (p) es la siguiente:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(1)} & a_{12}^{(1)} & \dots & a_{1k}^{(1)} \\ a_{21}^{(1)} & a_{22}^{(1)} & \dots & a_{2k}^{(1)} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ a_{k1}^{(1)} & a_{k2}^{(1)} & \dots & a_{kk}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{1,t-2} \\ \vdots \\ y_{k,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^{(p)} & a_{12}^{(p)} & \dots & a_{1k}^{(p)} \\ a_{21}^{(p)} & a_{22}^{(p)} & \dots & a_{2k}^{(p)} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ a_{k1}^{(p)} & a_{k2}^{(p)} & \dots & a_{kk}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{1,t-p} \\ \vdots \\ y_{k,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{kt} \end{bmatrix}$$

donde

- Y_t : vector de variables endógenas (dimensión $k \times 1$).
- c : vector de constantes.
- A_i : matrices de coeficientes ($k \times k$).
- u_t : vector de perturbaciones ($k \times 1$).

Cada modelo VAR se construyó incluyendo el IRL de cada una de los diez bancos analizados, acompañado por las mismas variables macroeconómicas comunes en todos los modelos, a saber:

- Tasa de intervención del Banco de la República (tasa BanRep).
- Índice de precios al consumidor (IPC).
- Tasa de desempleo (Desempleo).
- Índice de cartera vencida (ICV).

- Tasa de depósito a término fijo (DTF).
- Indicador bancario de referencia (IBR).

donde

Y_t es un vector de columna (7 x 1) de variables endógenas en el periodo t , definido como

$$T_t = \begin{bmatrix} IRL_{it} \\ IPC_{it} \\ DTF_{it} \\ TasaBanRep_{it} \\ Desempleo_{it} \\ ICV_{it} \\ IBR_{it} \end{bmatrix}$$

- c : vector de constantes.
- A_j : matrices (7 x 7) de coeficientes asociados al rezago j , con $j = 1, \dots, p$.
- u_t : vector de perturbaciones aleatorias con media cero y matriz de covarianzas constante Σ_u .

Cada modelo VAR se estimó individualmente para los diez bancos seleccionados, utilizando su respectiva serie temporal del IRL junto con las variables macroeconómicas comunes a todo el sistema financiero.

5. Resultados

La Tabla 3 muestra la estadística descriptiva —media, mediana, desviación estándar, mínimo, máximo y número de observaciones— del IRL de los bancos seleccionados. Nótese la marcada heterogeneidad entre ellos: los grandes y tradicionales, como Banco de Bogotá, BBVA Colombia, Banco Popular y Bancolombia, presentan niveles bajos y estables de riesgo con poca dispersión; en contraste, los bancos medianos exhiben valores moderados con mayor volatilidad; mientras que los pequeños como Coopcentral y Citibank reflejan niveles de riesgo más altos y con mayor sensibilidad a choques. En conjunto, estos hallazgos evidencian que la estabilidad de la liquidez bancaria en Colombia varía según el tamaño y el perfil de cada institución, lo que justifica el análisis diferenciado por grupos de bancos en el modelo VAR.

Tabla 3. Estadística descriptiva de la variable indicador de riesgo de liquidez (IRL)

	MEDIA	MEDIANA	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	VALOR MÍNIMO	VALOR MÁXIMO	NÚMERO DE OBSERVACIONES
Banco de Bogotá	1,396922	1,347954	0,228131	1,137095	2,560334	58
Banco Davivienda	1,728340	1,727498	0,274361	1,176296	2,387432	58
Bancolombia	1,959942	1,940046	0,338236	1,415323	2,931151	58
BBVA Colombia	1,925938	1,895006	0,245577	1,542694	2,529079	58
Banco Popular	1,578616	1,589809	0,179074	1,235267	2,175414	58
Banco Caja Social S. A.	3,142233	2,775778	1,254464	1,563983	5,830723	58
AV Villas	1,578809	1,586577	0,246811	1,172542	2,137296	58
Citibank	4,893061	4,604713	1,225117	2,778160	7,676403	58
Banco Serfinanza S. A.	5,367024	5,042782	1,584981	2,249783	8,691185	58
Coopcentral	1,973346	1,914074	0,495026	1,200589	2,985245	58

Fuente: elaboración del autor.

La Tabla 4 muestra las estadísticas descriptivas de las variables macroeconómicas —tasa BanRep, IPC, DTF, IBR, Desempleo e ICV—. Nótese que el análisis descriptivo revela un comportamiento estable en la mayoría de los indicadores. El IPC (0,07 promedio) y el IBR (0,07) muestran baja dispersión, lo que indica estabilidad en la inflación y en la tasa de referencia interbancaria. La DTF (0,32 promedio) y una desviación relativamente alta (0,20) refleja mayor volatilidad, lo que sugiere que las tasas de captación han sido sensibles a las condiciones de liquidez del mercado. La tasa BanRep mantiene valores bajos y estables (media de 0,07), en línea con la política monetaria durante el período evaluado, mientras que la variable Desempleo registra un promedio de 0,12 con ligeras fluctuaciones, lo que denota cierta persistencia estructural. Finalmente, el ICV se muestra muy estable (0,04 con mínima variación), lo que indica un comportamiento homogéneo en la calidad de la cartera.

En conjunto, estos resultados evidencian que, salvo la DTF, las variables macroeconómicas utilizadas presentan consistencia y baja variabilidad, lo que fortalece la confiabilidad del modelo VAR para analizar sus impactos en el RL bancario.

Tabla 4. Estadística descriptiva de las variables macroeconómicas analizadas

	MEDIA	MEDIANA	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	VALOR MÍNIMO	VALOR MÁXIMO	NÚMERO DE OBSERVACIONES
IPC	0,070281	0,070500	0,038967	0,014600	0,133400	58
DTF	0,327307	0,374250	0,202498	0,071700	0,684300	58
Tasa BanRep	0,074353	0,082500	0,047671	0,017500	0,132500	58
Desempleo	0,123035	0,112500	0,031509	0,082000	0,214000	58
ICV	0,044848	0,045823	0,005508	0,035773	0,052400	58
IBR	0,069536	0,078950	0,043761	0,017000	0,123380	58

Fuente: elaboración del autor.

La Tabla 5 muestra los resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) para cada serie. En general, algunas variables no resultan estacionarias en niveles, pero alcanzan estacionariedad en la primera diferencia, por lo que, dada la naturaleza de corto plazo e interpretación dinámica, se procede con la especificación VAR estándar con variables en niveles y se verifica la estabilidad del sistema y la ausencia de raíces fuera del círculo unitario. Estos diagnósticos garantizan la validez de los impulsos-respuesta y la descomposición de varianza — que se reportan más adelante.

Tabla 5. Resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) para cada serie

VARIABLE	PRUEBA DICKEY-FULLER	ESTADÍSTICA	1 %	5 %	10 %	APROXIMACIÓN DE DAVIDSON MACKINNON ² P-VALOR PARA $Z(t)$	
IPC	Rezago (1)	$Z(t)$	-1,436	-3,572	-2,925	-2,598	0,5650
DTF	Rezago (1)	$Z(t)$	-1,009	-3,572	-2,925	-2,598	0,7501
Tasa BanRep	Rezago (1)	$Z(t)$	-0,939	-3,572	-2,925	-2,598	0,7748
Desempleo	Rezago (1)	$Z(t)$	-2,592	-3,572	-2,925	-2,598	0,0946
ICV	Rezago (1)	$Z(t)$	-1,612	-3,572	-2,925	-2,598	0,4769
IBR	Rezago (1)	$Z(t)$	-0,985	-3,572	-2,925	-2,598	0,7586

Fuente: elaboración del autor.

Nótese en la Figura 5 que la prueba ADF muestra que la mayoría de las variables macroeconómicas —IPC, DTF, tasa BanRep, ICV e IBR— presentan estadísticos de prueba mayores en valor absoluto a los valores críticos, pero con p -valores muy superiores a 0,05, lo que indica que no son estacionarias en nivel y, por tanto, siguen un proceso de raíz unitaria.

² La prueba J de Davidson-MacKinnon, un método basado en regresión para comparar modelos no anidados, evalúa qué modelo se ajusta mejor a los datos incorporando los valores predichos del modelo competidor como regresor adicional (Bookdown.org. https://bookdown.org/mike/data_analysis/non-nested-model-tests.html).

Únicamente la variable Desempleo muestra un estadístico cercano al valor crítico al 10 % ($p = 0,0946$), lo que sugiere una estacionariedad marginal en este nivel de significancia.

En conclusión, en su mayoría, las variables analizadas son no estacionarias en nivel y se deben transformar generalmente mediante primeras diferencias para poder ser utilizadas adecuadamente en los modelos VAR y garantizar resultados consistentes.

5.1 Resultados de los bancos grandes

Los resultados del modelo VAR aplicado a los bancos de mayor tamaño —Bancolombia, Davivienda, Banco de Bogotá y BBVA Colombia— muestran que el IRL responde de manera significativa a los choques en la tasa de intervención del Banco de la República y en el IPC. En las funciones de impulso-respuesta se observa que un aumento inesperado de la tasa de política monetaria genera un incremento en el IRL durante los primeros períodos, mientras que un choque inflacionario también eleva el RL, aunque con un efecto más transitorio.

La descomposición de la varianza (FEVD) confirma estos hallazgos: en promedio, la tasa BanRep y el IPC explican conjuntamente más del 40 % de la variabilidad del IRL en el horizonte de diez períodos. En contraste, variables como DTF y Desempleo muestran un aporte marginal, con contribuciones inferiores al 5 %. Estos resultados sugieren que la liquidez de los bancos grandes está altamente condicionada por las políticas monetarias y las presiones inflacionarias.

El modelo VAR estimado para los bancos de mayor tamaño presenta una alta capacidad explicativa, con coeficientes de determinación (R^2) superiores a 0,74 en todos los casos y valores de probabilidad asociados a los estadísticos χ^2 menores que 0,01, lo que confirma la significancia global de los modelos.

Los indicadores de ajuste —criterios de información AIC, BIC y HQI (Hannan-Quinn)— muestran niveles consistentes con un modelo parsimonioso y estable. Estos resultados sugieren que las variaciones del IRL en los bancos de mayor tamaño están fuertemente determinadas por la dinámica propia de este indicador y por los efectos rezagados de las variables macroeconómicas incluidas, en especial las relacionadas con las políticas monetarias y las condiciones del mercado financiero.

En la descomposición de la varianza (FEVD) se observa que, en el corto plazo, la mayor proporción de la varianza del IRL es explicada por su propia inercia: entre el 85 y el 90 %. Sin embargo, en el horizonte de diez meses, la influencia de variables como tasa BanRep y DTF aumenta progresivamente, alcanzando contribuciones cercanas al 10 % en Bancolombia y Davivienda, lo que evidencia un efecto acumulativo de las políticas monetarias sobre la liquidez bancaria. Estos hallazgos son coherentes con la teoría financiera y con las hipótesis planteadas en la investigación, ya que confirman que los ajustes en las tasas de interés generan impactos diferidos en la posición de liquidez de los bancos.

En general, los resultados obtenidos se consideran consistentes con lo esperado: la liquidez de los bancos grandes es sensible a las condiciones macroeconómicas, pero mantiene una elevada capacidad de autorregulación debido a su tamaño, diversificación y acceso a fuentes de fondeo más amplias.

Al comparar los resultados entre los cuatro bancos, se evidencian diferencias sutiles pero significativas en la magnitud de la sensibilidad del RL frente a los choques macroeconómicos. Bancolombia y Davivienda presentan una respuesta más marcada ante las variaciones de tasa BanRep y DTF, lo que sugiere una mayor exposición a las decisiones del Banco de la República, probablemente asociada a su alta participación en el mercado de crédito y depósitos.

En contraste, Banco de Bogotá muestra un ajuste más rápido, con una reducción más pronunciada en la influencia de su propio RL a lo largo del horizonte temporal, reflejando una gestión más activa de liquidez frente a las condiciones cambiantes del entorno. BBVA Colombia, por su parte, mantiene una estructura de liquidez relativamente estable con menor varianza, explicada por factores externos y un predominio de la autorregulación interna.

En conjunto, estos resultados confirman que, aunque estos bancos comparten unas altas resiliencia y estabilidad estructural, existen diferencias en su grado de dependencia frente a las variables macroeconómicas derivadas de sus estrategias de fondeo, la diversificación de sus portafolios y su posicionamiento en el sistema financiero colombiano.

Tabla 6. Resultados de los bancos grandes

VARIABLE	REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR		Z	P-VALOR	SIGNO	SIGNIFICANCIA
Bancolombia	L1	-0,1618	0,0480		-3,37	0,001	-	$p < 0,05$
Bancolombia	L2	-0,2903	0,0581		-4,99	0	-	$p < 0,01$
Bancolombia	L4	-0,2034	0,0447		-4,55	0	-	$p < 0,01$
Davivienda	L1	0,6569	0,0854		7,69	0	+	$p < 0,01$
Davivienda	L4	0,2553	0,0923		2,77	0,006	+	$p < 0,05$
Banco de Bogotá	L1	0,4534	0,078		5,81	0	+	$p < 0,01$
Banco de Bogotá	L2	-0,4284	0,104		-4,12	0	-	$p < 0,01$
Banco de Bogotá	L3	-0,5936	0,1115		-5,32	0	-	$p < 0,01$
Banco de Bogotá	L4	0,3762	0,0823		4,57	0	+	$p < 0,01$
BBVA Colombia	L1	-0,258	0,0718		-3,59	0	-	$p < 0,01$
BBVA Colombia	L2	-0,393	0,0766		-5,13	0	-	$p < 0,01$
BBVA Colombia	L3	-0,1786	0,069		-2,59	0,01	-	$p < 0,05$
BBVA Colombia	L4	-0,4279	0,0791		-5,59	0	-	$p < 0,01$
IPC	L3	14,7938	4,6202		3,2	0,001	+	$p < 0,01$
IPC	L4	-16,912	2,8032		-6,03	0	-	$p < 0,01$
DTF	L1	1,0528	0,3992		2,64	0,008	+	$p < 0,05$
DTF	L2	1,5258	0,3163		4,82	0	+	$p < 0,01$
DTF	L3	0,9637	0,2857		3,37	0,001	+	$p < 0,01$
Tasa BanRep	L2	-9,988	4,777		-2,09	0,037	-	$p < 0,05$
Tasa BanRep	L3	-18,0052	4,767		-3,78	0	-	$p < 0,01$
Tasa BanRep	L4	-10,5014	4,5906		2,29	0,022	+	$p < 0,05$
Desempleo	L1	12,3027	0,9974		12,34	0	+	$p < 0,01$
ICV	L3	-34,3506	11,2747		-3,05	0,002	-	$p < 0,01$
IBR	L1	-20,2809	5,7986		-3,5	0	-	$p < 0,01$
IBR	L3	17,8037	6,3708		2,79	0,005	+	$p < 0,05$
IBR	L4	14,3711	6,6326		2,17	0,03	+	$p < 0,05$

Fuente: elaboración del autor.

5.2 Resultados de los bancos medianos

El modelo VAR estimado para los bancos de tamaño medio —Banco Caja Social, AV Villas, Citibank y Banco Popular— refleja una buena capacidad explicativa con valores de R^2 entre 0,66 y 0,93 y estadísticos χ^2 altamente significativos ($p < 0,01$), lo que confirma la adecuación del modelo para capturar las relaciones dinámicas entre el IRL y las variables macroeconómicas. En todos los casos, los criterios de información —AIC, HQI y BIC— mantienen valores negativos, lo que indica parsimonia y estabilidad del sistema, respaldadas por el cumplimiento de la condición de estabilidad: todas las raíces permanecen dentro del círculo unitario. Estos resultados sugieren que, aunque estas instituciones presentan un nivel de vulnerabilidad moderado ante los cambios en el entorno financiero, su liquidez conserva una dinámica endógena relevante, modulada por choques rezagados en las tasas de interés y las variaciones de los precios.

La descomposición de la varianza (FEVD) evidencia que la mayor parte de la varianza del IRL en los bancos medianos sigue siendo explicada por su propia inercia: entre el 70 y el 90 % durante los primeros diez pasos, aunque se observa una contribución creciente de tasa BanRep y DTF a medida que avanza el horizonte temporal. En particular, los resultados del Banco Caja Social y AV Villas muestran una respuesta más marcada frente a las políticas monetarias, reflejando su dependencia del fondeo de corto plazo, mientras que Citibank presenta una sensibilidad más alta a los movimientos de tasas internacionales (IBR y DTF), coherente con su perfil de banco transnacional. El comportamiento del Banco Popular muestra una estabilidad relativa del IRL ante choques externos, lo que sugiere políticas conservadoras de liquidez y una cartera más diversificada en activos líquidos.

En conjunto, los resultados de este grupo confirman las expectativas teóricas: al no contar con la misma profundidad de mercado y el acceso a fuentes de fondeo que los grandes bancos, estas instituciones muestran una mayor sensibilidad a las condiciones monetarias y crediticias del entorno. No obstante, el modelo revela también una capacidad de ajuste paulatina y un proceso de aprendizaje institucional donde las políticas internas de liquidez tienden a adaptarse con rezagos ante los cambios macroeconómicos. En este sentido, la estructura de resultados sugiere que estas instituciones operan en un equilibrio intermedio —menos resilientes que las grandes, pero más estables que las pequeñas—, manteniendo una relación estrecha entre su desempeño en liquidez y las políticas del Banco de la República.

Tabla 7. Resultados de los bancos medianos

VARIABLE	REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	Z	P-VALOR	SIGNO	SIGNIFICANCIA
Banco Popular	L2	0,3149	0,1141	2,76	0,0060	+	$p < 0,05$
Banco Popular	L4	-0,2114	0,1012	-2,09	0,0370	-	$p < 0,05$
Banco Caja Social S. A.	L2	-0,1358	0,0410	-3,31	0,0010	-	$p < 0,01$
Banco Caja Social S. A.	L3	-0,0803	0,0366	-2,20	0,0280	-	$p < 0,05$
Banco Caja Social S. A.	L4	0,0881	0,0349	2,52	0,0120	+	$p < 0,05$
AV Villas	L3	0,9959	0,1991	5,00	0	+	$p < 0,01$
IPC	L1	20,0936	5,6126	3,58	0	+	$p < 0,01$
IPC	L2	-23,2145	6,9077	-3,36	0,0010	-	$p < 0,01$
DTF	L3	-1,5722	0,5716	-2,75	0,0060	-	$p < 0,05$
DTF	L4	-1,4745	0,5582	-2,64	0,0080	-	$p < 0,05$
Desempleo	L2	5,6584	2,0244	2,80	0,0050	+	$p < 0,05$
Desempleo	L3	-7,0752	1,9234	-3,68	0	-	$p < 0,01$
ICV	L1	-31,3473	14,8201	-2,12	0,0340	-	$p < 0,05$
ICV	L2	60,4386	17,9856	3,36	0,0010	+	$p < 0,01$
ICV	L3	-39,0537	19,5792	-1,99	0,0460	-	$p < 0,05$
ICV	L4	-26,5890	13,3569	-1,99	0,0470	-	$p < 0,05$
IBR	L3	-36,3570	10,7247	-3,39	0,0010	-	$p < 0,01$
IBR	L4	31,8990	12,8033	2,49	0,0130	+	$p < 0,05$

Fuente: elaboración del autor.

5.3 Resultado de los bancos pequeños

El modelo VAR estimado para los bancos de menor tamaño —Serfinanza S. A. y Coopcentral— muestra un adecuado ajuste estadístico con valores de R^2 superiores a 0,95 en la mayoría de las ecuaciones, lo que refleja una buena capacidad explicativa del sistema en la dinámica del RL. Los estadísticos de significancia (χ^2 , $p < 0,01$) confirman la solidez del modelo, mientras que la condición de estabilidad se cumple plenamente con todas las raíces dentro del círculo unitario. Esto sugiere que, pese a su tamaño reducido, estas instituciones mantienen una estructura de liquidez estable a lo largo del período evaluado. Los resultados de los criterios de información (AIC = -48,90; HQI = -46,01; y BIC = -41,42) y el bajo error medio cuadrático (RMSE = 0,148) respaldan la consistencia del modelo y la ausencia de auto-correlación en los residuos, confirmada por la prueba LM (multiplicador de Lagrange).

El análisis de los coeficientes muestra que la variable rezagada del RL posee una influencia significativa y persistente sobre su propio comportamiento ($p < 0,01$ en los primeros tres rezagos), lo que indica una marcada inercia interna en la evolución del RL. En relación con las variables macroeconómicas, tasa BanRep y DTF presentan efectos relevantes y estadísticamente significativos en distintos rezagos, evidenciando la sensibilidad de estos bancos ante los cambios de las políticas monetarias. Asimismo, los resultados asociados a IPC e ICV muestran relaciones significativas en determinados períodos, lo que sugiere que las presiones inflacionarias y la calidad

de la cartera influyen en su gestión de liquidez, aunque con efectos más transitorios que en los bancos de mayor tamaño.

La descomposición de la varianza (FEVD) evidencia que, durante los primeros diez pasos, entre el 60 y el 70 % de la varianza del RL es explicada por el propio IRL, lo que confirma una fuerte dependencia interna. No obstante, la participación de tasa BanRep, DTF e IBR aumenta gradualmente en horizontes más largos, alcanzando en conjunto cerca del 30 % de la varianza explicada, lo que indica una mayor exposición de los bancos pequeños a las condiciones del entorno monetario y financiero. En este sentido, el comportamiento de Serfinanza S. A. se destaca por su mayor sensibilidad ante las políticas monetarias, mientras que Coopcentral presenta una respuesta más amortiguada, reflejando una estructura de fondeo menos dependiente del mercado interbancario.

En conjunto, los resultados confirman que, aunque estos bancos mantienen estabilidad en el corto plazo, su RL se encuentra altamente condicionado por los cambios de las tasas y la evolución macroeconómica, lo que limita su resiliencia frente a choques externos.

Tabla 8. Resultado de los bancos pequeños

VARIABLE	REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	Z	P-VALOR	SIGNO	SIGNIFICANCIA
Coopcentral	L1	0,5345	0,1225	4,36	0	+	$p < 0,01$
Coopcentral	L2	-0,2440	0,0947	-2,58	0,0100	-	$p < 0,05$
Coopcentral	L3	0,7142	0,0891	8,02	0	+	$p < 0,01$
Coopcentral	L4	-0,3787	0,1267	-2,99	0,0030	-	$p < 0,01$
Banco Serfinanza S. A.	L3	1,4703	0,6033	2,44	0,0150	+	$p < 0,05$
Banco Serfinanza S. A.	L1	0,5200	0,1088	4,78	0	+	$p < 0,01$
Desempleo	L1	32,5115	13,8624	2,35	0,0190	+	$p < 0,05$
Desempleo	L2	-45,3662	12,9605	-3,50	0	-	$p < 0,01$
Desempleo	L3	43,9518	12,5359	3,51	0	+	$p < 0,01$
DTF	L4	1,0929	0,5496	1,99	0,0470	+	$p < 0,05$
IBR	L2	-20,6697	9,8299	-2,10	0,0350	-	$p < 0,05$
IBR	L4	-27,8659	10,2923	-2,71	0,0070	-	$p < 0,01$
IBR	L3	132,5417	67,2687	1,97	0,0490	+	$p < 0,05$
ICV	L3	-403,0429	145,7052	-2,77	0,0060	-	$p < 0,01$
ICV	L4	-449,4506	92,0293	4,88	0	+	$p < 0,01$
IPC	L1	-13,8696	6,0343	-2,30	0,0220	-	$p < 0,05$
IPC	L2	175,5897	54,8316	3,20	0,0010	+	$p < 0,01$
IPC	L3	18,8905	7,6965	2,45	0,0140	+	$p < 0,05$
IPC	L4	-136,1070	52,1319	-2,61	0,0090	-	$p < 0,01$
Tasa BanRep	L2	33,1912	8,9464	3,71	0	+	$p < 0,01$
Tasa BanRep	L4	18,2052	7,1324	2,55	0,0110	+	$p < 0,05$

Fuente: elaboración del autor.

6. Conclusiones

De las tres hipótesis planteadas basadas en evidencia empírica, respecto al impacto de las variables macroeconómicas sobre el IRL de los bancos colombianos seleccionados, se presentan a continuación las siguientes conclusiones:

Las políticas monetarias medidas a través de la tasa de intervención del Banco de la República (tasa BanRep) y el indicador bancario de referencia (IBR) tienen un efecto positivo y persistente sobre el RL bancario. Esta relación ha sido documentada por estudios como los de Berger y Bouwman (2009) y Fidrmuc *et al.* (2015), que señalaron que un endurecimiento monetario eleva los costos de fondeo y reduce la creación de liquidez.

La inflación (IPC) incide de forma positiva y de corto plazo sobre el IRL, dado que las presiones inflacionarias tienden a aumentar los costos operativos, la demanda de efectivo y la morosidad crediticia, reduciendo los saldos líquidos disponibles. Este efecto coincide con la evidencia encontrada por Hsieh y Lee (2020) para mercados asiáticos y por Davydov *et al.* (2021) para bancos europeos.

La estimación de los modelos VAR para los bancos seleccionados confirma de manera consistente las hipótesis planteadas. En promedio, las ecuaciones del IRL presentan un ajuste estadísticamente sólido, con un R^2 superior al 75 % y p -valores menores que 0,01. Los resultados de las funciones de impulso-respuesta (IRF) evidencian que choques positivos en las variables tasa BanRep e IBR provocan incrementos inmediatos en el RL, alcanzando su mayor efecto entre los tres y cinco primeros períodos, para luego estabilizarse gradualmente. La descomposición de la varianza (FEVD) muestra que tasas de interés explican entre el 10 y el 20 % de la variabilidad del IRL, mientras que IPC e ICV aportan en conjunto cerca del 10 %, confirmando su influencia sostenida sobre la liquidez bancaria.

Por grupos, los bancos grandes evidencian una mayor capacidad de absorción de choques monetarios y macroeconómicos, sustentada en su diversificación de fuentes de fondeo y su estructura de activos líquidos. En contraste, los bancos medianos presentan una mayor sensibilidad a las variaciones de las tasas y la inflación, lo que refleja su dependencia del fondeo de corto plazo. En el caso de los bancos pequeños se observa la mayor exposición a las fluctuaciones de las tasas y los indicadores de vulnerabilidad económica, con efectos que explican hasta el 30 % de su varianza, revelando una menor resiliencia ante los cambios de las políticas monetarias y el entorno macroeconómico.

En conjunto, los resultados demuestran que la liquidez bancaria en Colombia está fuertemente condicionada por las políticas monetarias, la inflación y las condiciones del ciclo

económico. Estas evidencias respaldan la necesidad de fortalecer su gestión prudencial, incorporando el monitoreo permanente de variables macroeconómicas y el uso de pruebas de estrés que simulen escenarios de variaciones simultáneas en las tasas de interés, los precios y el crecimiento. Tales medidas permitirían anticipar tensiones en el fondeo, optimizar la planeación financiera y contribuir a la estabilidad del sistema bancario nacional.

Referencias

- Aglietta, M. (1979). *Regulación y crisis del capitalismo. La experiencia de los Estados Unidos*. México: Siglo XXI.
- Basel Committee on Banking Supervision, BCSC. (2000). *Principles for the Management of Credit Risk*. Bank of International Settlements, BIS. <https://www.bis.org/bcbs/publ/d591.htm>
- Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2009). Bank liquidity creation. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3779-3837. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn104>
- Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2017). Bank liquidity creation, monetary policy, and financial crises. *Journal of Financial Stability*, 30, 139-155. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2017.05.001>
- Berger, A. M., & Sedunov, J. (2017). Bank liquidity creation and real economic output. *Journal of Banking & Finance*, 81, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.04.005>
- Bonner, C., Lelyveld, I., & Zymek, R. (2015). Banks' liquidity buffers and the role of liquidity regulation. *Journal of Financial Services Research*, 48(3), 215-234. DOI 10.1007/s10693-014-0207-5
- Chipaumire, G., & Ngirande, H. (2014). How stock market liquidity impact economic growth in South Africa. *Journal of Economics*, 5(2), 185-192. DOI 10.1080/09765239.2014.11884995
- Chowdhury, A., Uddin, M., & Anderson, K. (2017). Liquidity and macroeconomic management in emerging markets. *Emerging Markets Review*, 34, 1-24. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.10.001>
- Colombia, Banco de la República. (s. f.). *Series estadísticas históricas de Colombia*. <https://www.banrep.gov.co/es/estadisticas-economicas/series-estadisticas-historicas-colombia>
- Colombia, Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE. (s. f.-a). *IPC, Índice de precios al consumidor*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/precios-y-costos/indice-de-precios-al-consumidor-ipc/ipc-historico>
- Colombia, Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE. (s. f.-b). *Información histórica del mercado laboral*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/mercado-laboral/empleo-y-desempleo/geih-historicos>
- Colombia, Superintendencia Financiera, SFC. (1995). *Circular Básica Contable y Financiera (Circular Externa 100 de 1995)*. SFC. <https://www.superfinanciera.gov.co/publicaciones/15466/normativanormativa-generalcircular-basica-contable-y-financiera-circular-externa-de-15466/>
- Colombia, Superintendencia Financiera, SFC. (s. f.-a). *Capítulo XXXI. Sistema integral de administración de riesgos (SIAR)*. SFC. <https://alertas-v3.directoriolegislativo.org/wp-content/uploads/2022/03/Cap%C3%ADtulo-SIAR-RTILB.pdf?x32394>

- Colombia, Superintendencia Financiera, SFC. (s. f.-b). *Lista general de entidades vigiladas por la Superintendencia Financiera de Colombia*.
<https://www.superfinanciera.gov.co/publicaciones/61694/industrias-supervisadasentidades-vigiladas-por-la-superintendencia-financiera-de-colombialista-general-de-entidades-vigiladas-por-la-superintendencia-financiera-de-colombia-61694/>
- Dang, V. D., & Dang, V. C. (2021). How do bank characteristics affect the bank liquidity creation channel of monetary policy? *Finance Research Letters*, 43, s. pp. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.101984>
- Davidson, P. (1978). *Why money matters: Lessons from a half-century of monetary theory*. Londres: Taylor & Francis, Ltd.
- Davydov, D., Fungáčová, Z., & Weill, L. (2018). Cyclicity of bank liquidity creation. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 55, 81-93. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.02.014>
- Davydov, D., Vähämaa, S., & Yasar, S. (2021). Bank liquidity creation and systemic risk. *Journal of Banking & Finance*, 123, s. pp. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2020.106031>
- Drehmann, M., & Nikolaou, K. (2013) Funding liquidity risk. Definition and measurement. *Journal of Banking and Finance*, 37, s. pp. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.01.002>
- Fidrmuc, J., Fungáčová, Z., & Weill, L. (2015). Does bank liquidity creation contribute to economic growth? Evidence from Russia. *Open Economies Review*, 26(3), 479-496. <https://doi.org/10.1007/s11079-015-9352-1>
- Friedman, M. (1970). A theoretical framework for monetary analysis. *Journal of Political Economy*, 78(2), 193-238. <https://www.jstor.org/stable/1830684>
- Fungáčová, Z., & Weill, L. (2018). Trusting banks in China. *Pacific Economic Review*, 23(2), 131-149. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12265>
- Galariotis, E., & Giouvriss, E. (2015). On the stock market liquidity and the business cycle: A multi country approach. *International Review of Financial Analysis*, 38, 44-69. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2718857
- Horváth, R., Seidler, J., & Laurent Weill. (2013). Bank capital and liquidity creation: Granger-causality evidence. *Journal of Financial Services Research*, 45, 341-361. <https://doi.org/10.1007/s10693-013-0164-4>
- Hsieh, M., & Lee, C. (2020). Bank liquidity creation, regulations, and credit risk. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 49(3), 368-409. <https://doi.org/10.1111/ajfs.12295>
- Keynes, J. M. (1936). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Keynes, J. M. (1971). *A treatise on money. Vol. 1: The pure theory of money*. Londres: Palgrave Macmillan.
- Madhi, D. (2017). The macroeconomic factors impact on liquidity risk: The Albanian banking system case. *European Journal of Economics and Business Studies*, 7(1), 32-39. DOI 10.26417/ejes.v7i1.p32-39

- Mugenyah, L. O. (2015). *Determinants of liquidity risk of commercial banks in Kenya* [tesis doctoral, University of Nairobi, Kenia]. <https://sl1nk.com/225He>
- Qehaja, D., Gashi, M., & Hoti, A. (2022). The impact of macroeconomic factors on banks' liquidity from 2008 to 2020. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 12(2), 69-77. <https://doi.org/10.33094/ijaefa.v12i2.559>
- Rivot, S. (2013). Gentlemen prefer liquidity: Evidence from Keynes. *Journal of the History of Economic Thought*, 35(3), 397-422. DOI 10.1017/S1053837213000230
- Runde, J. (1994). Keynesian uncertainty and liquidity preference. *Cambridge Journal of Economics*, 18(2), 129-144. <https://www.jstor.org/stable/24231904>
- Sevilla Arias, A. (2024). *Liquidez: qué es, ratios y ejemplos*. Economipedia. <https://economipedia.com/definiciones/liquidez.html>
- Shi, S. (2015). Liquidity, assets and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 70, 116-132. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.10.002>
- Smith, A. (1976). *La riqueza de las naciones*. Madrid: Alianza. <https://url-shortener.me/55OD>
- Stiglitz, J. (2010). Regulación y fallas. *Revista de Economía Institucional*, 12(23), s. pp. <https://revistas.uexternado.edu.co/index.php/ecoins/article/view/2495>
- Switzer, L. N., & Picard, A. (2016). Stock market liquidity and economic cycles: A non-linear approach. *Economic Modelling*, 57, 106-119. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.04.006>
- Trenca, I., Petria, N., & Corovei, E. A. (2015). Impact of macroeconomic variables upon the banking system liquidity. *Procedia Economics and Finance*, 32, 1170-1177. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01583-X](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01583-X)
- Van den End, W. A. (2011). *Credit and liquidity risk of banks in stress conditions: Analyses from a macro perspective* [tesis doctoral, University of Groningen, Países Bajos]. <https://pure.rug.nl/ws/portalfiles/portal/10468038/01c1.pdf>
- Zaghdoudi, K., & Hakimi, A. (2017). The determinants of liquidity risk: Evidence from Tunisian banks. *Journal of Applied Finance and Banking*, 7(2), 71. https://ideas.repec.org/a/spt/apfiba/v7y2017i2f7_2_5.html
- Zaratiegui, J. M. (2002). *Alfred Marshall y la teoría económica del empresario*. Madrid: Universidad de Navarra.
- Zivot, E., & Wang, J. (2006). *Modeling financial time series with S-Plus®*. Ciudad de Nueva York, NY: Springer.