

20/19

NOVIEMBRE



DOCUMENTOS FCE-CID

# Econografos

Escuela de Economía



N.º  
**144**

## Impactos y canales de transmisión de la política monetaria en Colombia: 2008-2019

*Impacts and transmission channels of monetary policy in Colombia: 2008-2019*

NICOLÁS RIVERA GARZÓN

FCE - CID

Facultad de Ciencias Económicas  
Centro de Investigaciones para el Desarrollo - CID  
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD  
**NACIONAL**  
DE COLOMBIA

# IMPACTOS Y CANALES DE TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA: 2008-2019\*

*Nicolás Rivera Garzón*<sup>1</sup>

## Resumen

El objetivo del artículo es identificar los impactos y los canales de transmisión de la política monetaria en la economía colombiana para el periodo 2008:M2 a 2019:M2. Para ello, se estima un modelo de vectores autorregresivos aumentado con variables exógenas (VAR-X) para cada canal con sus respectivas funciones de impulso respuesta y pruebas de causalidad de Granger. Los resultados obtenidos demuestran la existencia de los canales de transmisión de tasa de interés, tipo de cambio y préstamo bancario; además, niegan la existencia del canal de hoja de balance. Los impactos más significativos sobre la producción industrial y la variación porcentual del IPC son generados por el canal de tipo de cambio; seguidos en magnitud por los canales de tasa de interés y préstamo bancario.

**Palabras Clave:** política monetaria, canales de transmisión, impactos monetarios, vectores autorregresivos.

**Clasificación JEL:** C32, E52, N16.

---

<sup>1</sup>Estudiante de Economía de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Bogotá; Asistente de Investigación del Grupo de Investigación en Modelos Económicos y Métodos Cuantitativos (IMEMC) de la Facultad de Ciencias Económicas. Correo: [nriverag@unal.edu.co](mailto:nriverag@unal.edu.co)

\*Agradezco los comentarios de Álvaro Moreno, Héctor Cárdenas, Oscar Espinosa, Miller Rivera y Federico Medina.

Documento finalista en el XVIII Concurso Nacional de Ponencias "Jesús Antonio Bejarano".

# IMPACTS AND TRANSMISSION CHANNELS OF MONETARY POLICY IN COLOMBIA: 2008-2019

## Abstract

The objective of the article is to identify the impacts and transmission channels of monetary policy in the Colombian economy for the period 2008:M2 to 2019:M2. With this objective in mind, we estimate a model of autoregressive vectors augmented with two exogenous variables (VAR-X) for each channel with their respective impulse response functions and Granger causality tests. The results obtained show the existence of transmission channels of interest rate, exchange rate and bank loan; in addition, they deny the existence of the balance sheet channel. The most significant impacts on industrial production and the percentage variation of the CPI are generated by the exchange rate channel; followed in magnitude by the interest rate and bank loan channels.

**Keywords:** monetary policy, transmission channels, monetary impacts, autoregressive vectors.

**JEL Code:** C32, E52, N16.



DOCUMENTOS FCE-CID

# Econografos

Escuela de Economía

La serie Documentos FCE considera para publicación manuscritos originales de estudiantes de maestría o doctorado, de docentes y de investigadores de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia; resultado del trabajo colectivo o individual y que hayan sido propuestos, programados, producidos y evaluados en una asignatura, en un grupo de investigación o en otra instancia académica

Documentos FCE-CID Escuela de Economía  
ISSN 2011-6322

La serie Documentos FCE-CID puede ser consultada en el portal virtual:  
[www.http://fce.unal.edu.co/centro-editorial/documentos.html](http://fce.unal.edu.co/centro-editorial/documentos.html)

**Director Centro Editorial-FCE**

Álvaro Zerda Sarmiento

**Equipo Centro Editorial-FCE**

Nadeyda Suárez Morales

Marisol del Rosario Vallejo

Yuly Rocío Orjuela Rozo

**Centro Editorial FCE-CID**

publicac\_fcebog@unal.edu.co

*Este documento puede ser reproducido citando la fuente. El contenido y la forma del presente material es responsabilidad exclusiva de sus autores y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.*

**Rectora**

Dolly Montoya Castaño

**Vicerector General**

Pablo Enrique Abril Contreras

**Facultad de Ciencias Económicas**

**Decano**

Jorge Armando Rodríguez

**Vicedecano**

Germán Enrique Nova Caldas

**Escuela de Economía**

**Directora**

Marta Juanita Villaveces Niño

**Coordinador Programa**

**Curricular de Economía**

Raúl Alberto Chamorro Narváez

**Centro de Investigaciones  
para el Desarrollo CID**

**Director**

Francesco Bogliacino

**Subdirectora**

Vilma Narváez

## Contenido

1. Introducción .....	6
2. Revisión de Literatura .....	7
3. Marco Teórico.....	10
3.1. Canal de tasa de interés .....	11
3.2. Canal de tipo de cambio.....	11
3.3. Canal de precio de los activos o capital inversión .....	12
3.4. Canal del préstamo bancario .....	13
3.5. Canal de hoja de balance.....	14
4. Metodología .....	15
4.1. Datos .....	17
4.3. Modelos a estimar.....	19
5. Resultados.....	20
5.1. Pruebas de raíz unitaria y cointegración .....	20
5.2. Canal de tasa de interés .....	21
5.3. Canal de tipo de cambio.....	23
5.4. Canal de préstamo bancario.....	26
5.5. Canal de hoja de balance.....	27
6. Conclusiones .....	29
7. Referencias .....	30
8. Anexo 1: Contraste de hipótesis sobre los supuestos los errores.....	33

## 1. Introducción

Desde la pérdida de importancia de la política fiscal en los años 1960, la política monetaria ha tomado el lugar principal para lograr estabilidad en el producto y la inflación. Para tener éxito en su tarea, los bancos centrales deben tener una evaluación precisa del momento y el efecto de sus políticas en la economía, lo que requiere una comprensión de los mecanismos a través de los cuales la política monetaria afecta el sistema (Mishkin, 1995). Estos canales de transmisión incluyen el canal de tasa de interés, de otros precios de activos y de crédito.

Los impactos de la política monetaria y sus canales de transmisión se basan en los trabajos seminales de Sims (1980) y Christiano, Eichenbaum, & Evans (1999). Los autores argumentan que los efectos reales provocados, por un choque exógeno a la política monetaria, se pueden medir con el uso de modelos de vectores autorregresivos (VAR), específicamente, con sus respectivas funciones impulso respuesta, las cuales permiten analizar las interacciones dinámicas del sistema propuesto e identificar las variables fundamentales para el sistema.

En particular para la región de América Latina, Quintero (2015) tiene como objetivos comparar el efecto de un choque de política monetaria en la actividad económica sobre Chile, Brasil, Colombia, Perú y México e identificar los canales de transmisión que mejor operan en cada uno de los países para el periodo 2003:M1 a 2013:M6. El autor hace uso de dos modelos estructurales de vectores autorregresivos (S-VAR): uno para medir el impacto de choques monetarios y otro para identificar el canal de transmisión monetaria que mejor opera en cada país. Para Colombia, el principal resultado es la importancia del canal de tasa de interés debido a la débil operación del canal de tasa de tipo de cambio y los asociados con la visión del crédito y a que los impactos monetarios sobre la producción son débiles. Esto se debe a la forma como la estructura de la economía absorbe estos choques; es decir, los sectores más sensibles a la política monetaria deben ser los que tienen una elasticidad de la demanda más alta.

Teniendo en cuenta el contexto anterior, el objetivo del artículo es identificar los impactos y los canales de transmisión de la política monetaria en la economía colombiana para el periodo 2008:M2 a 2019:M2. Con dicho objetivo en mente, se estima un modelo de vectores autorregresivos aumentado con dos variables exógenas (VAR-X) para cada canal con sus respectivas funciones de impulso respuesta y pruebas de causalidad de Granger.

El artículo se divide en tres secciones, además de introducción y conclusión. En la primera se realiza una revisión de literatura internacional y nacional sobre los principales aportes a la determinación de impactos monetarios y canales de transmisión. La segunda expone el marco teórico sobre el funcionamiento de los cinco canales de transmisión monetaria. En la tercera se presenta la metodología econométrica utilizada, la definición de las variables y los modelos a estimar. Por último, la sección cuatro presenta los resultados del trabajo econométrico realizado con su respectivo análisis para cada canal.

## 2. Revisión de Literatura

Para empezar, Ganley y Salmon (1998) investigan el efecto desagregado de choques de contracción monetaria en el producto de 24 sectores de la economía de Reino Unido en distintos periodos por medio de un VAR y sus funciones impulso respuesta. Los autores concluyen que el tiempo y el tamaño del choque dependen del sector. Específicamente, los sectores de construcción y manufactura muestran una disminución muy rápida y pronunciada en su producto, mientras que el sector de servicios y las utilidades de algunos sectores industriales (comida, bebidas y tabaco) exhiben una respuesta menor.

De manera similar, Peersman y Smets (2001) usan un modelo estructural de vectores autorregresivos con variables exógenas (SVAR-X) en un conjunto de países de la eurozona de 1980 a 1998. Su objetivo es estudiar los efectos macroeconómicos de cambios no anticipados en la política monetaria. Los autores encuentran la existencia del canal tradicional y de tipo de cambio en los países analizados, y argumentan que los efectos de la política monetaria en variables reales se manifiestan parcialmente a través de la inversión, cuya respuesta es tres veces más grande que la del PIB y se comporta de forma procíclica con respecto al nivel de empleo.

Por otro lado, Acosta-Ormaechea y Coble (2011) realizan un estudio comparativo de los mecanismos de transmisión monetaria, específicamente el de tasa de interés y el de tasa de cambio, entre Chile y Nueva Zelanda como países con régimen de inflación objetivo bien establecido, y con Perú y Uruguay como economías con régimen de inflación nuevo. Su metodología consiste en estimar un SVAR y sus respectivas funciones de impulso respuesta para evaluar cómo cambios en la tasa de interés del mercado de dinero afectan el producto y la inflación. Los resultados muestran que el canal de tasa de interés es efectivo en Chile y Nueva Zelanda, mientras que el de tipo de cambio es más relevante en Perú y Uruguay.

En cuanto a estudios sectoriales, Quintero (2017) tiene como objetivo determinar la importancia que tiene la estructura industrial en la transmisión de la política monetaria para Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, todos países con esquema de inflación objetivo. Para ello, el autor usa un modelo de retardos distribuidos (ADL) de 2003 a 2013 para analizar los impactos de variables monetarias sobre el índice de producción industrial. Sus resultados muestran que en los países donde el canal de tasa de interés es más significativo, el impacto de un choque monetario sobre la producción industrial es mayor. Específicamente, en Colombia un incremento inesperado de 1% en la tasa de interés de referencia del banco central lleva a una contracción acumulada de 13 puntos porcentuales en la producción industrial en 22 meses. El autor también argumenta que, en Colombia, los sectores productores de bienes durables y de capital presentan una respuesta excesivamente negativa, lo que demuestra la importancia del canal tradicional de transmisión monetaria.

Para Colombia abundan los estudios que han aplicado diferentes metodologías para identificar los canales e impactos de la política monetaria. Por ejemplo, Iregui y Melo (2009) realizan la construcción de un modelo que combina elementos del modelo de ciclo de vida de Ando y Modigliani (1963) con la hipótesis de ingreso permanente, para el periodo 1996-2006, con información trimestral. Ello, con el objetivo de medir el impacto de la política monetaria sobre el consumo de los hogares colombianos a través del canal tradicional de tasa de interés. Manteniendo todo lo demás constante, las autoras encuentran que el consumo corriente disminuye 0,41% ante un choque inesperado de un punto porcentual en la tasa de interés cuando los consumidores tienen acceso al sistema financiero.

Desde otro punto de vista, Becerra y Melo (2008) estiman un modelo de vectores de corrección de error multivariados con correlación condicional (VECX-MGARCH<sup>2</sup>) para 2001-2008, con el objetivo de describir la dinámica de transmisión monetaria de las políticas implementadas por el Banco de la República hacia las demás tasas de interés. Los resultados implican que un cambio en la tasa de interés de referencia se transmite completamente a las demás tasas de interés del mercado. Sin embargo, los efectos de la política monetaria sobre la tasa de créditos son pequeños y sobre la tasa de depósitos a término fijo no significativos. Dicho resultado

---

<sup>2</sup> Estos modelos permiten evaluar los efectos generados por un choque de política monetaria en las tasas de interés y en su volatilidad.



implica que el Banco de la República tiene una política efectiva y creíble para el manejo de la inflación, pero su efecto sobre la volatilidad en la actividad económica es reducido.

Por su lado, Villegas (2009) especifica una función de inversión para las empresas no financieras entre 1995 a 2007 con el propósito de mostrar que la estructura de inversión de las empresas colombianas respalda la existencia del canal de transmisión de la hoja de balance. Sus resultados revelan que las asimetrías en el mercado de crédito y la capacidad que tienen las firmas de señalizarse son determinantes a la hora de buscar financiamiento. Más aún, se demuestra que las empresas que enfrentan mayores problemas asociados a la asimetría de la información en el mercado de crédito, el costo de capital y los recursos propios o autogenerados tienen un peso mayor en la inversión que en las empresas que no enfrentan estas asimetrías. Así, la evidencia apoya la existencia del canal de hoja de balance.

Vargas, Hamann y González, (2010) tienen como objetivo presentar un análisis cuantitativo del impacto de la política monetaria sobre la tasas de interés de los créditos hipotecarios (TICH) entre 2003 y 2009 con el uso de un modelo VAR con variables cointegradas. Los principales resultados encuentran la existencia de una relación de cointegración de los TICH y los rendimientos de los títulos de deuda pública (TES). En el corto plazo, se encuentra que una innovación de 100 puntos base a la tasa de interés de política del Banco de la República se transmite al spread TICH-TES con un rezago de seis a 10 meses y tiene un efecto máximo de 40-60 pb, después de controlar por sus efectos sobre otras variables macroeconómicas.

López, Tenjo y Zárate (2011) encuentran una relación significativa entre la toma de riesgos por los bancos y los bajos niveles de tasa de interés, demostrando así la existencia del canal de toma de riesgo en Colombia para el periodo 2000-2008. Tasas de interés bajas aumentan la probabilidad de suspender los pagos de los créditos nuevos y reducen la de los créditos vigentes. Además, este canal de transmisión depende de las características de los bancos, de los créditos y de los deudores, así como de las condiciones macroeconómicas. En la misma línea, Tenjo, López y Rodríguez, (2012) usan un modelo FAVAR<sup>3</sup> (*Factor Augmented Vector Autoregression*) para el periodo 2002-2010, con el objetivo de examinar cuál es el papel que cumplen las condiciones financieras de los bancos a nivel individual en la transmisión de la política monetaria. Los resultados muestran que la transmisión de choques de política

---

<sup>3</sup> Para la construcción del modelo, la información se clasificó en dos bloques: uno con 121 variables macroeconómicas y otro con indicadores de 15 bancos con razones de liquidez, solvencia y apalancamiento.

monetaria en la economía depende, en gran medida, de la liquidez de los bancos en ellas. La respuesta es heterogénea y depende de las características de los balances de las entidades crediticias que afectan el impacto del choque de la política sobre sus costos de fondeo.

Por último, López (2017) tiene como objetivo estudiar qué sectores en la economía colombiana son más vulnerables al canal de toma de riesgos de la política monetaria durante el periodo de 2005:M1 a 2014:M3 para 3019 firmas. Para este propósito, se estima un modelo de datos de panel por mínimos cuadrados robustos con efectos fijos, controlando por características de los bancos y condiciones macroeconómicas<sup>4</sup>. La autora concluye que hay evidencia clara de la operación del canal de toma de riesgos en la economía del país a nivel agregado; además, tiene efectos más fuertes en el sector agrícola y de servicios. En general, las empresas más afectadas son las menos rentables y las menos apalancadas financieramente.

### 3. Marco Teórico

En septiembre de 1999, el Banco de la República adoptó oficialmente el esquema de inflación objetivo. El esquema se basa en el anuncio de una meta de inflación del banco central y el uso de una tasa de interés de referencia como instrumento, mientras los otros agregados monetarios y el tipo de cambio son, en su mayoría, determinados por el mercado efectivo. En este entorno, las decisiones políticas se transmiten con un retraso en la inflación, ya que tienden a afectar diferentes variables y solo después, a través de varios canales, la tasa de inflación. (Acosta-Ormaechea & Coble, 2011). Teniendo en cuenta el contexto anterior, los mecanismos de transmisión monetaria describen cómo los cambios en el stock de dinero nominal o en la tasa de interés, provocados por la política monetaria, afectan variables reales como la producción agregada o la inversión (Ireland, 2005).

Los canales de transmisión monetaria se clasifican en el canal tradicional keynesiano de tasa de interés; los canales de otros precios de los activos de la visión monetarista donde se encuentran el canal de tipo de cambio y de precio de los activos o capital inversión, y la visión del canal de crédito donde se encuentra el canal de préstamo bancario y de hoja de balance. El segundo grupo de canales surge de las críticas monetaristas a la visión keynesiana fundada en el modelo IS-LM. Los monetaristas, como Meltzer (1995), argumentan que la política monetaria afecta

---

<sup>4</sup> La variable endógena es el monto del préstamo otorgado por el banco  $b$  a la empresa  $f$  en el trimestre  $t$  y las exógenas son el riesgo de una firma por incurrir en default, la desviación de la tasa de interés de la política monetaria de su regla de Taylor, el patrimonio total del banco  $b$ , más variables de control bancarias y macroeconómicas.

simultáneamente los precios de los mercados de capitales financieros, de bienes durables o inmuebles y de renta variables o *equities*, asimismo argumentan que el canal tradicional no logra capturar la totalidad de efectos riqueza. La visión de crédito surge de Bernanke y Gertler (1995), quienes argumentan que los bancos juegan un papel especial en la economía ya que emiten pasivos (depósitos bancarios) y mantienen activos (préstamos bancarios) sin sustitutos cercanos. Así, los préstamos bancarios representan la fuente principal de financiamiento para empresas pequeñas y hogares sin excesiva riqueza financiera; cualquier cambio que afecte el balance de los bancos lleva a un cambio más que proporcional en el balance de estos agentes. La siguiente exposición se basa en los aportes de Bernanke y Gertler (1995) y Mishkin (1995, 2004), quienes resumen los impactos de la política monetaria sobre las variables reales de inversión y producto.

### 3.1. Canal de tasa de interés

El mecanismo tradicional keynesiano sigue el siguiente esquema:

$$\text{TIBR}\downarrow \Rightarrow \text{M}\uparrow \Rightarrow i_r\downarrow \Rightarrow \text{I}\uparrow \Rightarrow \text{Y}\uparrow \quad (1)$$

Donde, (M↑) representa una política monetaria expansiva originada por operaciones de mercado abierto (OMAs) de compra de activos financieros o disminución de la tasa de interés de intervención del Banco de la República (TIBR↓). Así, se genera a una disminución en el interés real de mercado ( $i_r \Rightarrow [i - \pi_e]\downarrow$ ), y se provoca una disminución en el costo de capital que lleva a un aumento del gasto en inversión de las empresas y del gasto en bienes durables y en vivienda de los hogares (I↑); lo que a su vez lleva a un aumento en la demanda agregada y en el producto (Y↑). Como resultado del canal, los movimientos en las tasa de interés nominales se traducen en variaciones en las tasas de interés real que disminuyen el costo real de endeudarse, en este y todos los periodos siguientes. Con esto, las empresas aumentan sus gastos en inversión y los hogares en endeudamiento y compra de bienes durables (Ireland, 2005).

### 3.2. Canal de tipo de cambio

El presente mecanismo captura los efectos de la integración económica de las economías con el resto del mundo a través de variaciones en el tipo de cambio. Para que este canal funcione se requiere que se cumpla la condición de paridad descubierta del tipo de interés:

$$i = i^* + (e_{t+1}^e - e_t) \quad (2)$$

Donde se parte de que hay perfecta movilidad de capitales, sustitución perfecta entre activos nacionales e internacionales, neutralidad al riesgo de los inversionistas, nulo costo de arbitraje y el inversionista no se cubre frente al riesgo cambiario. Para el inversionista le es indiferente depositar su capital en el país o en el extranjero si el rendimiento interno ( $i$ ) es igual al rendimiento externo ( $i^*$ ). La situación anterior solo se da cuando el tipo de cambio esperado en el siguiente periodo ( $e_{t+1}^e$ ) es igual al tipo de cambio actual ( $e_t$ ); es decir, la depreciación o apreciación esperada es cero. Una vez que no se cumpla la totalidad de la condición de paridad descubierta del tipo de interés, el inversionista llevará su dinero a donde las ganancias de capital sean mayores.

Teniendo en cuenta lo anterior, si se cumple la condición de paridad descubierta del tipo de interés, el canal de tipo de cambio opera de la siguiente forma:

$$\text{TIBR} \downarrow \Rightarrow M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow E \downarrow \Rightarrow \text{NX} \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (3)$$

Donde una disminución de la tasa de interés de intervención del Banco de la República ( $\text{TIBR} \downarrow$ ) genera una expansión monetaria ( $M \uparrow$ ) que lleva a una disminución en la tasa de interés real de mercado ( $i_r \downarrow$ ). De esta forma, los activos financieros domésticos se hacen menos atractivos frente a los activos internacionales en moneda extranjera; los inversionistas llevan sus capitales y provocan una escasez de moneda divisa (generalmente dólares) que, a su vez, lleva a una depreciación en el tipo de cambio de la moneda local. Los bienes y servicios domésticos tienen ahora un menor valor frente a los bienes extranjeros, lo que motiva un aumento de las exportaciones netas ( $\text{NX} \uparrow$ ) y de la demanda agregada aumentando el PIB ( $Y \uparrow$ ). El efecto final sobre el tipo de cambio es más complejo de predecir, ya que no depende solamente de las decisiones de los agentes de este canal en específico, sino que es afectado por las decisiones de otros agentes dentro de la economía nacional e internacional.

### 3.3. Canal de precio de los activos o capital inversión

Los efectos de este canal se pueden dividir en los efectos causados por la  $q$  de James Tobin y por el ciclo de vida de Franco Modigliani; a nivel agregado, sus efectos se pueden resumir en el capital inversión o *private equity*. La  $q$  de Tobin se define como la proporción entre el valor de mercado de las firmas y el costo de reposición del capital (Tobin, 1969). Si una economía tiene un valor de  $q$  alto, el precio de mercado de las firmas es relativamente alto en relación con los costos de reposición del capital; además, el costo de adquirir nuevas plantas y capital

productivos es bajo en relación con el valor de las firmas. De esta forma, las empresas pueden emitir acciones y obtener un precio alto ( $P_a$ ) por ellas con relación al equipamiento que están adquiriendo; por consiguiente, se provoca una relación positiva entre el valor de  $q$  y el gasto en inversión ( $I$ ). Si se da una política monetaria expansiva, el exceso de liquidez llevará a los individuos a deshacerse de este sobrante a través del gasto, ya que los individuos desean mantener demandas de dinero óptimas. Un porcentaje de individuos decide demandar acciones, lo cual aumenta el precio de estas ( $P_a \uparrow$ ). Dicha valorización lleva a un valor más alto de  $q$  y por ende a un aumento en la inversión:

$$\text{TIBR} \downarrow \Rightarrow M \uparrow \Rightarrow P_a \uparrow \Rightarrow q \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (4)$$

Por otro lado, el modelo de ciclo de vida de Ando y Modigliani (1969) expone que los consumidores “suavizan” su gasto en consumo de bienes y servicios no durables a lo largo de su vida; es decir, los individuos no se privan totalmente de consumo actual para aumentar su consumo futuro. Así, los consumidores encuentran un equilibrio intertemporal donde su gasto en consumo está determinado por su ingreso presente y todos sus ingresos futuros. Dentro de sus ingresos, se destaca su riqueza financiera ( $W$ ) compuesta fundamentalmente de acciones. Teniendo en cuenta lo anterior, el mecanismo sigue la lógica expuesta a continuación:

$$\text{TIBR} \downarrow \Rightarrow M \uparrow \Rightarrow P_a \uparrow \Rightarrow W \uparrow \Rightarrow \text{gasto en consumo} \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (5)$$

Cuando los precios de las acciones aumentan ( $P_a \uparrow$ ) a causa de una política monetaria expansiva, la riqueza ( $W \uparrow$ ) que tienen los individuos aumenta; lo que provoca un aumento en el gasto en consumo y, por ende, en la demanda agregada de la economía.

### 3.4. Canal del préstamo bancario

Los bancos se encargan de captar los excedentes monetarios de algunos agentes y colocarlos por medio de préstamos a agentes que demandan dichos excedentes; lo anterior implica que los bancos tienen la capacidad de crear dinero a partir de los depósitos pertenecientes a sus pasivos. Es así como el objetivo de los bancos es maximizar sus pasivos para tener aún más activos. En primer lugar, los activos de un banco comercial están compuestos por la suma de reserva bancaria ( $R$ ), en posesión del banco central<sup>5</sup>, y los préstamos a otros agentes no financieros ( $PB$ ); sus pasivos son la suma del crédito recibido por el banco central y los

<sup>5</sup>El banco central solo puede controlar el coeficiente de reservas, ya que el tamaño de la reserva bancaria depende de las decisiones descentralizadas de todos los agentes dentro de la economía.

depósitos bancarios (D). Es importante destacar que las firmas pequeñas y medianas son las que buscan mayor financiamiento a partir de préstamos bancarios (PB), ya que no tienen la estructura financiera suficiente para acceder al mercado de capital a través de ventas de bonos de deuda o acciones. El canal de préstamo bancario opera de la siguiente forma:

$$\text{TIBR}\downarrow \Rightarrow \text{M}\uparrow \Rightarrow \text{D}\uparrow \Rightarrow \text{R}\uparrow \Rightarrow \text{PB}\uparrow \Rightarrow \text{I}\uparrow \Rightarrow \text{Y}\uparrow \quad (6)$$

Donde una política monetaria expansiva debido a ( $\text{TIBR}\downarrow$ ) lleva a un aumento en los depósitos bancarios (D) que permite que los bancos puedan aumentar su volumen de préstamos ( $\text{PB}\uparrow$ ); en general, los préstamos bancarios son usados con fines de inversión ( $\text{I}\uparrow$ ) que tienen un impacto positivo en el PIB ( $\text{Y}\uparrow$ ).

### 3.5. Canal de hoja de balance

Los efectos de la política monetaria a través de este canal se pueden dividir en tres cuentas: patrimonio neto, flujo de caja neto de las firmas y liquidez de los hogares. El canal de hoja de balance tiene su origen en las asimetrías de información en los mercados de crédito, selección adversa, riesgo moral, y en la conformación del patrimonio neto (PN) de las empresas. Cuando las empresas piden un préstamo, es necesario que tengan un activo –llamado colateral– como garantía; la calidad de este activo determina la calificación crediticia de la firma deudora. Cuando el patrimonio neto de una firma disminuye, se crean problemas de selección adversa y riesgo moral en el otorgamiento de préstamos; es decir, los prestamistas, en general bancos, tienen menos garantías de que la firma pueda pagar el contrato financiero en el que incurrió. Además, los administradores de las firmas tienen incentivos a invertir en proyectos cada vez más riesgosos, lo que aumenta el riesgo moral de no pago a los acreedores. Teniendo en cuenta lo anterior, el canal básico de hoja de balance opera de la siguiente forma:

$$\text{TIBR}\downarrow \Rightarrow \text{M}\uparrow \Rightarrow \text{P}_a\uparrow \Rightarrow \text{PN}\uparrow \Rightarrow \text{selección adversa}\downarrow, \text{ riesgo moral}\downarrow \Rightarrow \text{PB}\uparrow \Rightarrow \text{I}\uparrow \Rightarrow \text{Y}\uparrow \quad (7)$$

Donde una disminución de la tasa de interés de intervención del Banco de la República ( $\text{TIBR}\downarrow$ ) lleva a un aumento en los precios de las acciones ( $\text{P}_a\uparrow$ ). De manera equivalente, el patrimonio neto ( $\text{PN}\uparrow$ ) de las firmas aumenta, lo que disminuye los efectos negativos surgidos de la asimetría de la información y aumenta los préstamos bancarios ( $\text{PB}\uparrow$ ) de la forma ya descrita. Como se dijo en secciones anteriores, dichos préstamos se usan con fines de inversión ( $\text{I}\uparrow$ ), lo que aumenta la demanda agregada ( $\text{Y}\uparrow$ ).

En segundo lugar, el flujo de caja neto (FCN) es la diferencia entre los ingresos y los gastos y determina la capacidad que tiene una firma o un proyecto para pagar sus deudas. El mecanismo sigue el siguiente esquema:

$$\text{TIBR}\downarrow \Rightarrow \text{M}\uparrow \Rightarrow \text{i}\downarrow \Rightarrow \text{FCN}\uparrow \Rightarrow \text{selección adversa}\downarrow, \text{riesgo moral}\downarrow \Rightarrow \text{PB}\uparrow \Rightarrow \text{I}\uparrow \Rightarrow \text{Y}\uparrow \quad (8)$$

Donde la tasa de interés nominal disminuye ( $i\downarrow$ ) como resultado de una política monetaria expansiva; lo cual provoca una mejora en el flujo de caja neto ( $\text{FCN}\uparrow$ ) de las firmas. Esta mayor liquidez disminuye los problemas asociados con información asimétrica, ya que, ahora, para los bancos es más sencillo saber si la firma o el hogar podrán pagar sus deudas. De esta forma, la inversión y la actividad económica aumentan.

Por último, los efectos de la política monetaria también afectan el gasto en consumo durable y en vivienda de los hogares (CD). Por ejemplo, una disminución en los préstamos bancarios debería llevar a una disminución en el gasto en bienes durables y vivienda de los hogares que no tienen otra fuente de financiamiento además de los préstamos. Los hogares y los consumidores mantienen activos financieros (AF) como dinero en el banco, acciones ( $P_a$ ) o bonos que pueden vender si necesitan efectivo; así, la proporción entre activos financieros y deudas es una estimación de la probabilidad de estrés financiero. Teniendo en cuenta lo anterior, el canal básico de la hoja de balance opera de la siguiente forma:

$$\text{TIBR}\downarrow \Rightarrow \text{M}\uparrow \Rightarrow P_a\uparrow \Rightarrow \text{AF}\uparrow \Rightarrow \text{probabilidad de estrés financiero}\downarrow \Rightarrow \text{PB}\uparrow \Rightarrow \text{CD}\uparrow \Rightarrow \text{Y}\uparrow \quad (9)$$

Donde un aumento en el precio de las acciones ( $P_a\uparrow$ ) aumenta el valor de los activos financieros en posesión de los hogares ( $\text{AF}\uparrow$ ), lo que disminuye la probabilidad de estrés financiero y aumenta el colateral disponible para la demanda de nuevos préstamos ( $\text{PB}\uparrow$ ). De esta forma, el gasto en consumo durable aumenta ( $\text{CD}\uparrow$ ) y de igual forma, la demanda agregada ( $\text{Y}\uparrow$ ). Se debe aclarar que el mecanismo anterior opera en el lado del gasto y no en el de los prestamistas.

#### 4. Metodología Estadística

Un modelo de vectores autorregresivos (VAR) es un sistema de regresiones en el que cada variable es estimada a partir de los valores rezagados de sí misma y las otras variables en conjunto. Estos modelos han demostrado ser capaces de resumir las relaciones dinámicas entre las variables, ya que pueden simular la respuesta de cualquier variable ante una perturbación

del sistema (Bernanke & Gertler, 1995). Un modelo VAR, solo con variables endógenas y con constante ( $C_0$ ), se puede generalizar, como lo muestra Enders (2015):

$$Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + U_t \quad (10)$$

Donde  $Y_t$  es un vector de tamaño  $N \times 1$  que contiene las  $N$  variables endógenas incluidas en el modelo;  $C_0$  es un vector de términos de intercepto de tamaño  $N \times 1$ ;  $A_i$  es una matriz de tamaño  $N \times N$  polinomial en el operador de rezago  $L$  que contiene los coeficientes de cada variable endógena  $t-i$  hasta  $p$ ; y  $U_t$  es un vector de tamaño  $N \times 1$  que contiene los residuos del modelo. Para el objetivo de esta investigación, a la forma de la ecuación (10) se le agrega un vector de variables exógenas  $X_t$  de tamaño  $N \times 1$  de la siguiente forma:

$$Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + U_t \quad (11)$$

Donde  $B_i$  es una matriz de tamaño  $N \times N$  polinomial en el operador de rezago  $L$  que contiene los coeficientes de cada variable exógena  $t-i$  hasta  $p$ . Una vez estimado el modelo VAR-X( $p$ ), se procede a verificar las pruebas usuales de ausencia de autocorrelación, normalidad y homocedasticidad en el proceso de error. De igual forma, se hace inferencia causal por medio de las pruebas de causalidad de Granger y funciones de impulso respuesta<sup>6</sup>.

Las series de tiempo elegidas son desestacionalizadas utilizando el método de ajuste estacional Census X13-Arima<sup>7</sup> para poder realizar comparaciones arbitrarias y eliminar los efectos que tiene el ciclo económico a lo largo del año. Con las variables ya sin efectos de estacionalidad, se verifica el supuesto de estacionariedad con la prueba de raíz unitaria ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) con y sin constante para todas las variables. Además, se utiliza el criterio de información de Akaike (AIC) para decidir el número de rezagos óptimos, y se tiene como máxima cantidad de rezagos permitidos 12. La prueba ADF permite verificar qué orden de integración tiene la variable  $Y_t$  o  $X_t$ ; así, la serie es integrada de orden  $d$  ( $I(d)$ ) si su diferencia  $d$  es estacionaria. Una vez realizada la prueba anterior, se procede con una prueba de Cointegración de Johansen para evaluar la presencia de vectores de cointegración en cada canal individualmente.

<sup>6</sup> Los procedimientos econométricos de este documento son realizados en los programas RStudio y Eviews 10.

<sup>7</sup> A excepción de la cantidad de dinero (M1) que es proporcionada ya desestacionalizada por el Banco de la República.



El concepto de causalidad, propuesto por Granger (1969), es susceptible de ser evaluado en un entorno de vectores autorregresivos. Lütkepohl (2005) ejemplifica la causalidad de Granger de la siguiente forma: una variable  $M_t$  no causa, en el sentido de Granger, a la variable  $L_t$ , si al añadir valores pasados de la variable  $M_t$  no mejoran los pronósticos de la variable  $L_t$ . La hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger se rechaza con nivel de significancia alfa con los mismos rezagos del modelo VAR-X(p) por estimar.

Para complementar los resultados de la prueba de causalidad de Granger se usan las funciones de impulso respuesta<sup>8</sup>. Ellas evalúan la respuesta de la variable  $j$  al impulso o *shock* en una unidad de la variable  $k$  del sistema, y se presentan de manera gráfica con un nivel de significancia del 5%. Si las variables tienen diferentes escalas de medida, Lütkepohl (2005) y Enders (2015) sugieren considerar choques de una desviación estándar en vez de una unidad. Una dificultad exclusiva del tipo de análisis de impulso-respuesta es la forma como el orden de las variables en el vector de variables endógenas  $Y_t$  afecta la simulación, ya que la matriz con que se realizan las simulaciones es triangular inferior (descomposición de Cholesky). Christiano *et al.* (1999) argumentan que el ordenamiento de las variables en este vector debe seguir la siguiente lógica: la primera variable  $Y_{1t}$  debe ser la única con capacidad de tener un efecto inmediato sobre las siguientes  $N-1$ ;  $Y_{2t}$  solo tiene efectos inmediatos sobre las siguientes  $N-2$  variables y no sobre  $Y_{1t}$ ; la lógica continua así con todas las  $N$  variables.

En este punto, el marco teórico expuesto en la sección anterior cobra importancia para seleccionar un ordenamiento correcto del vector de variables endógenas que permita identificar el efecto de cada canal de transmisión monetaria sobre las variables de interés. Además, Sims (1980) argumenta la anterior es la forma correcta de especificar un modelo macroeconómico, dado que se basa en teoría económica y no solamente en herramientas estadísticas.

#### 4.1. Datos

A partir del marco teórico y la revisión de literatura, se identificaron las variables endógenas que llevan a cabo el proceso de transmisión monetaria en cada canal. Para el canal de tasa de

---

<sup>8</sup> La interpretación de funciones impulso respuesta se realiza en términos de desviaciones estándar, por ejemplo, un choque de una desviación estándar de la variable  $j$  provoca una reacción de  $m$  desviaciones estándar en la variable  $i$ . Por facilidad en la lectura, la sección de resultados no hace esta salvedad; sin embargo se debe tener en cuenta a la hora de interpretar los resultados mostrados.

interés, se identificó la tasa de interés de colocación ( $i_{\text{colocación}}$ ) definida como la tasa aplicada para los diferentes tipos de créditos y productos<sup>9</sup> que otorgan las diferentes entidades financieras a sus clientes, y medida como el promedio mensual. En el canal de tipo de cambio, se toma la cotización del dólar (E) definida como el promedio mensual simple de la tasa representativa del mercado de los días hábiles únicamente. Para el canal de préstamo bancario, se usa el crecimiento mensual de la cartera ( $g_{\text{cartera}}$ ) calculado a partir del total de cartera bruta sin ajuste por titularización. Finalmente, para el canal de hoja de balance<sup>10</sup>, se toma la variación porcentual mensual del índice accionario de capitalización (COLCAP), que refleja las variaciones de los precios de las 20 acciones más líquidas de la Bolsa de Valores de Colombia (BVC).

Las demás variables endógenas son el índice de producción industrial (IPI), definido según el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) como una estimación de la evolución del sector industrial en el corto plazo a través de la variable de producción real a nivel nacional –incluyendo en la industria los sectores de minas y canteras, manufacturero, electricidad, gas y agua–, medido con base en diciembre de 2018. También se toma la variación mensual porcentual del índice de precio al consumidor (IPCm) con base en diciembre de 2018. De igual forma, se elige el dato de los últimos días del mes de la tasa de intervención del Banco de la República (TIBR). El indicador de cantidad de dinero en la economía (M1) definido como efectivo más depósitos en cuenta corriente y expresado en miles de millones de pesos colombianos. Por último, el vector de variables exógenas se compone de la tasa de interés de intervención de corto plazo de la Reserva Federal (FED) y el precio mundial del petróleo West Texas Intermediate (WTI) en dólares.

Las variables E, TIBR y COLCAP son tomadas del Banco de la República. IPI e IPCm tomadas del DANE. Las variables  $i_{\text{colocación}}$ ,  $g_{\text{cartera}}$  y M1 de la información de la Superintendencia Financiera de Colombia con los cálculos del Banco de la República. Por último, FED de la base de datos de la Reserva Federal, y WTI de los datos de precios de *commodities* del Banco Mundial.

<sup>9</sup>Según el Banco de la República, los productos referenciados son: créditos de vivienda, créditos de consumo, créditos comerciales (ordinario, preferencial y tesorería), microcrédito, tarjetas de crédito, sobregiros, créditos especiales, depósitos y cuentas de ahorro, así como certificados de ahorro de valor real (CAVR).

<sup>10</sup>El canal de hoja de balance puede probar simultáneamente la existencia del canal de capital inversión, ya que los efectos de ambos canales se dan en los precios de las acciones. Realizar una evaluación individual canal de capital inversión requiere la estimación de una serie de Q, dicho procedimiento se sale de los lineamientos del presente artículo.

### 4.3. Modelos por estimar

Dado que el objetivo del artículo es identificar los impactos y los canales de transmisión de la política monetaria en la economía colombiana para el periodo 2008:M2 a 2019:M2, se estima un modelo VAR-X para cada canal. Lo anterior se hace con el ánimo de evitar casos de especificación errónea, ya que para realizar un modelo de este tipo las relaciones causales y dinámicas entre variables son complejas de deducir. Además, estimar un modelo con variables de todos los canales es equivalente a evaluar un gran canal agregado de transmisión monetaria, y no cada uno individualmente.

El vector  $X_t$  de variables exógenas es el mismo para los cuatro modelos a estimar; esto es, FED y WTI para permitir interacciones con la economía mundial; mientras que el vector de variables endógenas varía según el canal. Las variables endógenas elegidas para el canal de tasa de interés se encuentran en la ecuación (12) y se componen del índice de producción industrial, variación mensual porcentual del índice de precio al consumidor, tasa de intervención del Banco de la República, tasa de colocación y cantidad de dinero en la economía. Con lo anterior, el vector de variables para el primer modelo es:

$$Y_t = [\text{IPI IPCm TIBR M1 } i_{\text{colocación}}] \quad (12)$$

Para evaluar el canal de tipo de cambio, solo se modifica la tasa de colocación por la cotización del dólar como instrumento propio del canal:

$$Y_t = [\text{IPI IPCm TIBR E M1 E}] \quad (13)$$

Ahora se introduce el crecimiento de la cartera para evaluar el canal de préstamos bancarios:

$$Y_t = [\text{IPI IPCm TIBR M1 } g_{\text{cartera}}] \quad (14)$$

Finalmente, en la ecuación (15) se agrega la variación porcentual de COLCAP para evaluar el canal de hoja de balance:

$$Y_t = [\text{IPI IPCm TIB R M1 COLCAP}] \quad (15)$$

El ordenamiento de las variables se construye a partir del marco teórico ya presentado; específicamente el orden de las variables IPI e IPCm se debe al supuesto de que los choques de política monetaria no tienen efectos inmediatos y contemporáneos sobre el producto y los

precios. Además, se supone que el índice de precios al consumidor y el índice de producción industrial son variables que entran en la función de reacción de la política monetaria.

## 5. Resultados

### 5.1. Pruebas de raíz unitaria y cointegración

En la tabla 1 se encuentran los resultados de la prueba de raíz unitaria especificando el número de rezagos elegidos por el criterio de información de Akaike. Se observa que a excepción de TIBR y COLCAP, todas las variables son integradas de orden 1 (I (1)). Dado esto, se procede a realizar la prueba en primeras diferencias logrando cumplir la condición de estacionariedad, con y sin constante en todas las variables.

**Tabla 1.** Prueba de raíz unitaria ADF con y sin constante para todas las variables

Variables	Nivel				Diferencias			
	Con constante		Sin constante		Con constante		Sin constante	
	Rezagos	Valor p	Rezagos	Valor p	Rezagos	Valor p	Rezagos	Valor p
M1	3	0,89	3	0,99	2	0,01	6	0,20
TIBR	4	0,01	3	0,09	2	0,02	2	0,01
IPCm	9	0,13	9	0,22	8	0,01	8	0,01
IPI	11	0,76	11	0,99	10	0,01	10	0,01
E	7	0,91	7	0,87	6	0,01	6	0,01
Índice de colocación	10	0,03	10	0,38	12	0,02	12	0,01
COLCAP	5	0,01	5	0,01	6	0,01	6	0,01
$\bar{g}_{cartera}$	12	0,50	12	0,52	12	0,02	12	0,01
WTI	12	0,57	12	0,52	11	0,01	11	0,01
FED	9	0,99	9	0,99	8	0,01	8	0,01

**Fuente:** Construcción Propia.

En principio, las pruebas ADF en la tabla 1 indican que los modelos deben ser estimados en primeras diferencias para todas las variables y así no incumplir ningún supuesto estándar; sin embargo, se procede a realizar una prueba de Johansen para evaluar las condiciones de cointegración. Los resultados se encuentran en la tabla 2, estos indican la presencia de relaciones de cointegración en los canales evaluados.

Como ya se mencionó, usualmente las variables en un VAR deben ser estacionarias; sin embargo, Sims (1980), Sims, Stock y Watson (1990), Christiano *et al.* (1999) y Enders (2015) argumentan que no es necesario diferenciar las variables a pesar de que contengan raíces

unitarias; es decir, que no cumplan el supuesto de estacionariedad. Ello se debe a que el objetivo de este tipo de modelos es determinar relaciones entre variables y no hacer análisis estructural de los parámetros estimados; además, diferenciar las variables hace que se pierda información y relaciones de cointegración entre ellas. El mismo argumento va en contra de eliminar el comportamiento tendencial de las variables. Específicamente, Sims *et al.* (1990) demuestran que cuando alguna o todas las variables en el vector de variables endógenas tienen órdenes de integración y cointegración arbitrarios<sup>11</sup>, los coeficientes son consistentes y tienen distribuciones normales asintóticas. De esta forma, las pruebas que se basan en estadísticos t, F y  $\chi^2$  son asintóticamente válidas. Teniendo en cuenta lo anterior, los modelos son estimados en niveles con la estructura inicialmente propuesta.

**Tabla 2.** Prueba de cointegración de Johansen por cada canal<sup>12</sup>

Número de ecuaciones cointegración	Canal de transmisión			
	Tasa de interés	Tipo de cambio	Préstamo bancario	Hoja de balance
Ninguna	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Máximo 1	0,0002	0,0091	0,0000	0,0001
Máximo 2	0,0117	0,0410	0,0195	0,0102
Máximo 3	0,3685	0,2396	0,3058	0,5974
Máximo 5	0,5803	0,2803	0,7050	0,6644

Fuente: Construcción Propia.

**Nota:** Valores P de la prueba de la traza con rango de cointegración no restringido

## 5.2. Canal de tasa de interés

A modo de aclaración, para todos los modelos, se elige entre el criterio de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ); los rezagos elegidos son aquellos que mejor cumplen los supuestos de no autocorrelación, normalidad<sup>13</sup> y varianza constante en los errores. Los resultados de estas pruebas se encuentran en el Anexo 1. Los modelos para el canal de tasa de interés, de préstamo bancario y de hoja de balance cumplen los tres supuestos a un nivel de significancia del 5%. El modelo para el canal de tipo de cambio cumple el supuesto de no

<sup>11</sup> Por esta razón se omite la prueba de cointegración de Johansen y la posibilidad de estimar un modelo de vector de corrección de errores.

<sup>12</sup> Prueba realizada a todas la series en conjunto.

<sup>13</sup> Se realiza la prueba de normalidad de Urzua (1996). Según el autor, dicha prueba es el mejor método para evaluar normalidad, multivariada, ya que usa cuatro momentos finitos y puede aproximarse a la familia de distribución de multivariada de Pearson.

autocorrelación, pero incumple los de normalidad y homocedasticidad. El incumplimiento de estas condiciones no implica que el modelo no sea de utilidad, ya que las funciones de impulso respuesta son correctas debido a la mínima presencia de autocorrelación; además, como ya se mencionó, los estimadores son consistentes y tienen una distribución asintóticamente normal.

Ahora bien, para evaluar el canal tradicional de tasa de interés se usa el criterio de información de (HQ) con un valor igual a siete. La tabla 3 muestra los resultados de las pruebas de causalidad de Granger. En primer lugar, se evidencia que individualmente las variables IPCm, TIBR e  $i_{\text{colocación}}$  causan en el sentido de Granger (de ahora en adelante g-causan) a IPI. Lo anterior da a entender que una política monetaria expansiva disminuye el costo de capital y permite aumentar la capacidad instalada del sector industrial. De dicho modo, existe una relación inversa entre la tasa de interés de colocación y el índice de producción industrial.

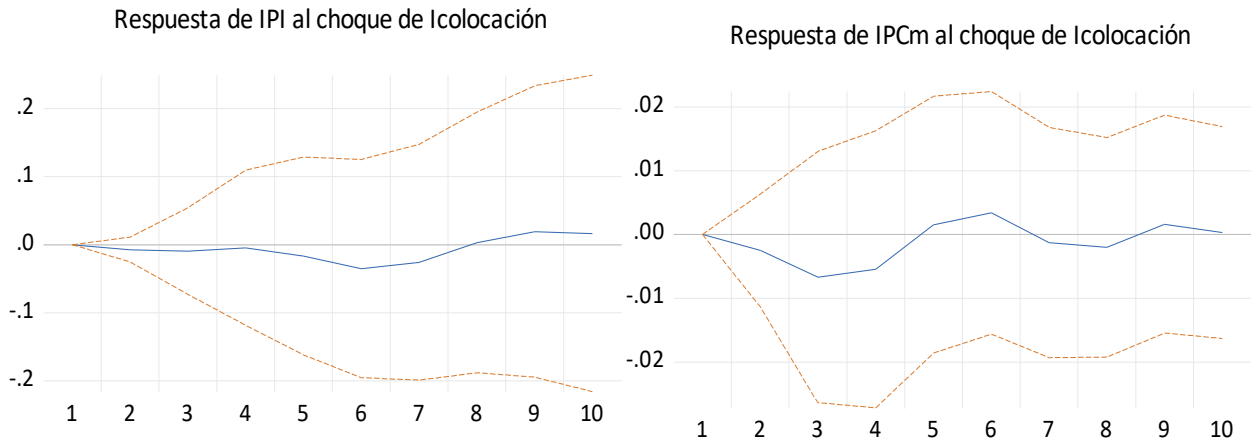
**Tabla 3.** VAR Causalidad de Granger para el canal de tasa de interés

Variable dependiente: IPI		
Variable	Chi-cuadrado	Valor p
IPCm	12,32131	0,0905
TIBR	23,75915	0,0013
M1	6,176887	0,5193
$i_{\text{colocación}}$	23,60049	0,0013
Todas	79,70187	0,0000
Variable dependiente: IPCm		
Variable	Chi-cuadrado	Valor p
IPI	4.399.174	0.7328
TIBR	5.136.224	0.6433
M1	1.096.508	0.1401
$i_{\text{colocación}}$	5.983.932	0.5416
Todas	29.08789	0.4081

Fuente: Construcción Propia.

Por otro lado, a nivel de significancia del 5% no es posible rechazar la hipótesis nula de no causalidad hacia la variable IPCm. Lo anterior implicaría que cambios en las variables analizadas no generan variaciones porcentuales en el índice de precios. Esto puede ser una conclusión errada por las limitaciones de la prueba de causalidad de Granger, debido a lo anterior, se deben analizar también las gráficas de impulso-respuesta. Además, los impactos del canal agregado en IPI, que funciona como proxy de la actividad económica, son significativos.

**Gráfico 1.** Impacto de un choque de 1 DE<sup>14</sup> en la tasa de interés de colocación sobre el índice de producción industrial y la variación mensual porcentual del índice de precio al consumidor



Fuente: Construcción Propia.

El gráfico 1 muestra la respuesta de IPI e IPCm ante un choque positivo de una desviación estándar en  $i_{colocación}$ . La respuesta máxima del índice de producción industrial es de -0,0353 en el periodo seis para luego tener una respuesta positiva máxima de 0,019 en el periodo 9; mientras que la respuesta acumulada es de -0,06024. Lo anterior muestra que la reacción es mínima en los 10 periodos analizados. Además, las respuestas en la producción industrial no son automáticas debido a que los empresarios ajustan en nivel de producción lentamente; y la inversión o destrucción de capital implica un proceso de planeación en las firmas. Por otro lado, en los primeros cuatro periodos la variación del índice de precios al consumidor es negativa llegando a la máxima respuesta de -0,00667% en el periodo 3 para después absorber el choque lentamente desde el periodo siete en adelante, la respuesta acumulada es de -0,011036%. Lo anterior implica que un aumento en la TIBR genera cambios en el nivel de precio de la economía a través de la tasa de interés de colocación. Además, cambios en la variación del nivel de precios representan cambios más que proporcionales en el índice bruto.

### 5.3. Canal de tipo de cambio

Se usa el criterio de información de HQ y SC con un valor de cuatro rezagos. La tabla 4 muestra los resultados de causalidad para el canal de tipo de cambio. La variable industria es g-causada por todas las variables en conjunto; y a nivel individual, solo por la tasa de interés de intervención del Banco de la República. Sin embargo, las interacciones entre todas las variables

<sup>14</sup> La desviación estándar (DE) de E es 520,0806747, de colocación es 2,15584025, de cartera de 0,329649977 y de COLCAP es 4,06685757.

del canal explican significativamente la producción industrial. Esto implica que los bienes y servicios domésticos tienen ahora un menor valor frente a los bienes extranjeros, lo que motiva un aumento de las exportaciones netas. Además, la producción y comercialización de bienes y servicios para mercados externos no se empieza automáticamente, el impacto de cambios en la cotización del dólar debe afectar la producción industrial colombiana con un rezago<sup>15</sup> mayor a 4.

**Tabla 4.** VAR Causalidad de Granger para el canal de tipo de cambio

Variable dependiente: IPI		
Variable	Chi-cuadrado	Valor p
IPCM	4.795207	0.3090
TIBR	12.07146	0.0168
M1	4.789534	0.3096
E	0.996311	0.9104
Todas	40.49116	0.0007
Variable dependiente: IPCm		
Variable	Chi-cuadrado	Valor p
IPI	9.879232	0.0425
TIBR	4.341604	0.3617
M1	3.020747	0.5544
E	12.24722	0.0156
Todas	30.79538	0.0143

Fuente: Construcción Propia.

A diferencia del modelo del canal de tasa de interés, la variación en los precios es g-causada por cambios en la producción industrial y la cotización del dólar, justamente la variable del canal asociado. Lo anterior confirma el lugar en la explicación causal de la inflación producida por una devaluación de la moneda doméstica, que toma la condición de paridad descubierta de tipos de interés, y cualquier otro fenómeno que genere escasez de divisas en el mercado cambiario colombiano. A manera de conclusión parcial, variaciones en la cantidad de divisas producen una respuesta significativa en el nivel de precio de la economía.

En el gráfico 2, se observa la marcada respuesta de la producción industrial ante un choque positivo en la cotización del dólar. La respuesta del índice de producción industrial empieza con

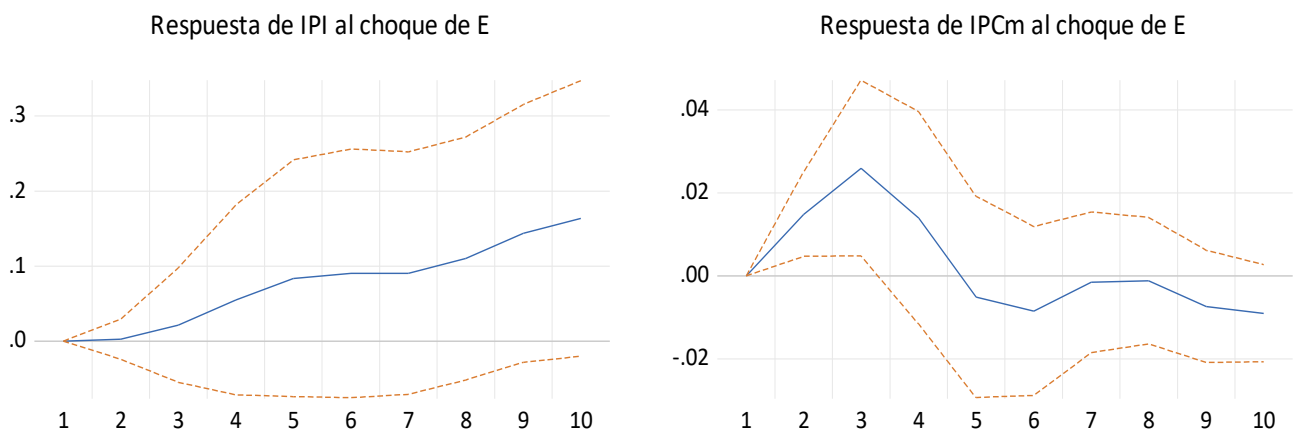
<sup>15</sup> Es necesario recalcar que las pruebas de causalidad de Granger toman el mismo número de rezagos que el modelo VAR-X estimado



0,00265 en el periodo 2, para ir creciendo de forma sostenida hasta 0,16355 en el periodo 10 y llegar a una respuesta acumulada de en el 0,76117. Lo anterior sugiere de alguna forma la existencia de la devaluación competitiva y la forma como el choque es asimilado por las firmas industriales. El sistema no reacciona de manera inmediata ante el choque en E, pero lo va incorporando lentamente; lo cual tiene como resultado un aumento continuo en el nivel de producción industrial. De ninguna forma el resultado anterior es sostenible en el tiempo, ya que el sistema genera un proceso de retroalimentación negativa que frena este aumento y lo lleva a ser de nuevo estable. Para el canal de tipo de cambio en específico, dicho mecanismo es la escasez de divisas que genera inflación, ella entorpece la asignación eficiente de recursos y detiene la expansión en la producción.

La respuesta de IPCm es marcada ante un choque de E: en los primeros cinco meses los precios aumentan de forma pronunciada, luego el sistema asimila el choque en los seis meses restantes al impulso. El impacto positivo máximo es de 0,02593% en el periodo 3, luego, el sistema lo absorbe y disminuye a -0,00904% el 10, con una respuesta acumulada de 0,02189%. La absorción del choque se debe al régimen cambiario que posee Colombia. El tipo de cambio flotante permite al Banco de la República actuar de manera independiente sin tener que lidiar con el trilema de la política monetaria, y no permite la acumulación de desequilibrios en la balanza de pagos; sino que se le da estabilidad al sistema con pequeños ajustes todos los días.

**Gráfico 2:** Impacto de un choque de 1 DE en cotización del dólar sobre el índice de producción industrial y la variación mensual porcentual del índice de precio al consumidor



Fuente: Construcción Propia.

#### 5.4. Canal de préstamo bancario

Según el criterio (HQ), se eligen como óptimos ocho rezagos. En la tabla 5, se evidencia que IPCM y TIBR g-causan a IPI; mientras que no se puede rechazar la hipótesis nula para  $g_{\text{cartera}}$ . Sin embargo, el modelo en su conjunto g-causa cambios en la producción industrial, esto se puede interpretar de dos formas: 1. El mecanismo específico del canal de préstamo (crecimiento en la cartera) es importante a la hora de explicar la variación del producto industrial, pero su efecto no se ve reflejado estadísticamente o no es capturado por el modelo propuesto 2. La variación en la industria es explicada por las variables asociadas a la política monetaria en general (TIBR y M1) y no por el canal de préstamo bancario.

A diferencia de la industria, la variación porcentual en el índice de precios es g-causada por el crecimiento en la cartera y las variables en su conjunto. Lo anterior confirma el hecho teórico: un aumento en los préstamos bancarios lleva a un aumento en el dinero en circulación de la economía, mediado por el multiplicador bancario, lo cual afecta el nivel de precios.

**Tabla 5:** VAR Causalidad de Granger para el canal de préstamo bancario

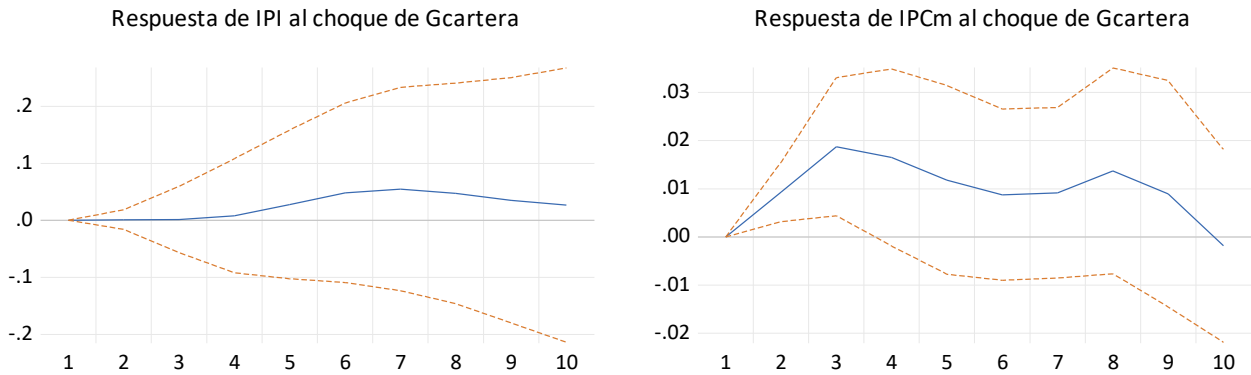
Variable dependiente: IPI		
Variable	Chi-cuadrado	Valor p
IPCM	17.67676	0.0238
TIBR	25.28430	0.0014
M1	5.271807	0.7282
$g_{\text{cartera}}$	10.01473	0.2640
Todas	74.11817	0.0000
Variable dependiente: IPCM		
Variable	Chi-cuadrado	Valor p
IPI	11.55476	0.1722
TIBR	6.960680	0.5409
M1	13.12450	0.1076
$g_{\text{cartera}}$	15.13756	0.0565
Todas	42.87579	0.0948

Fuente: Construcción Propia.

En el gráfico 3 se encuentran las respuestas de producción industrial y variación porcentual mensual del índice de precios al choque positivo del crecimiento de la cartera. La respuesta del

índice de producción industrial es mínima y solo se manifiesta siete periodos después del choque monetario con un valor de 0,0547 y una respuesta acumulada de 0,2509. Lo anterior confirma la inexistente g-causalidad entre el crecimiento de la cartera y la producción industrial. Por otra parte, IPCm responde rápidamente a un aumento de una desviación estándar de gcartera; esto se da a través del multiplicador bancario que aumenta más que proporcionalmente el dinero en circulación en la economía ante una política monetaria expansiva. El comportamiento de la función de impulso respuesta es variable y se tienen dos máximos locales, uno en el periodo tres con 0,0187% y otro en el periodo ocho 0,0137%; mientras que la respuesta acumulada es de 0,0949%.

**Gráfico 3:** Impacto de un choque de 1 DE en el crecimiento mensual de la cartera sobre el índice de producción industrial y la variación mensual porcentual del índice de precio al consumidor



Fuente: Construcción Propia.

### 5.5. Canal de hoja de balance

Para evaluar este canal se eligen nueve rezagos como óptimos según el criterio de información (AIC). Antes de exponer el resultado asociado al canal de hoja de balance, se debe tener en cuenta que el desarrollo financiero colombiano es aún modesto; ello se ve reflejado en que solo las 20 acciones más líquidas de la Bolsa de Valores de Colombia (BVC) son consideradas por el índice de capitalización accionario (COLCAP).

El hecho anterior limita las conclusiones que se puedan obtener del ejercicio econométrico, ya que la mayoría de firmas colombianas son pequeñas y medianas y su mayor fuente de financiamiento son los préstamos; además, no tienen la estructura financiera suficiente para acceder al mercado de capital a través de ventas de bonos de deuda o acciones. Teniendo en cuenta lo anterior, la tabla 6 muestra que la producción industrial no se ve afectada por cambios

en las variables del canal; más aún, el índice de capitalización accionario está muy lejos de ser significativo, y el modelo no puede rechazar la hipótesis nula de no g-causalidad a nivel de significancia del 5%. De aquí se infiere que, debido al tamaño del mercado financiero colombiano, el canal de hoja de balance no opera de manera importante, al menos en los impactos en las variables industriales.

**Tabla 6:** VAR Causalidad de Granger para el canal de hoja de balance

Variable dependiente: IPI		
Variable	Chi-cuadrado	Valor p
IPCM	14.70276	0.0994
TIBR	8.540106	0.4808
M1	2.885894	0.9686
COLCAP	2.825182	0.9708
Todas	42.04511	0.2255
Variable dependiente: IPCm		
Variable	Chi-cuadrado	Valor p
IPI	14.81227	0.0962
TIBR	3.290281	0.9517
M1	8.787437	0.4571
COLCAP	8.691432	0.4662
Todas	53.79981	0.0286

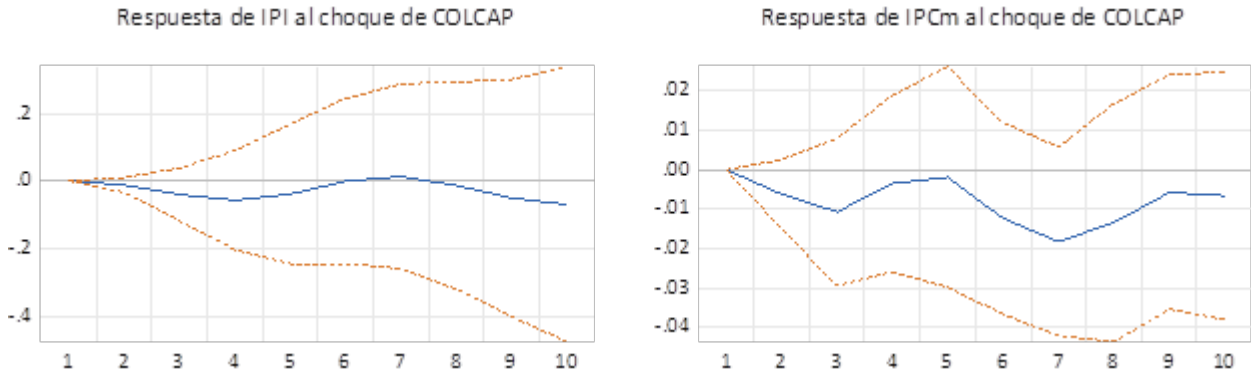
Fuente: Construcción Propia.

Con el índice de precios sucede lo mismo que con la industria, ninguna variable logra rechazar la hipótesis nula al nivel de significancia del 5%; lo cual confirma, de manera preliminar, la no existencia del canal de hoja de balance. La significancia de las variables en conjunto se debe a que no solamente se hace la regresión de COLCAP en términos de los rezagos de las variables restantes, sino también en los de ella misma, esto implica la importancia de las expectativas de los agentes financieros a la hora de tomar decisiones, y, por ello, se basan en los resultados pasados.

Al igual que en el canal de préstamo bancario, el gráfico 4 muestra que la respuesta del índice de producción industrial es mínima y su respuesta acumulada es de -0,2658; además, tiene el

signo contrario al esperado en el marco teórico ante los choques especificados. Mientras que la variación porcentual del IPCm es mayor y negativa, primero con un mínimo de  $-0,010677\%$  en el periodo tres, luego de  $-0,019213\%$  en el periodo siete. La respuesta acumulada es de  $-0,0784\%$ .

**Gráfico 4:** Impacto de un choque de 1 DE en el índice accionario de capitalización sobre el índice de producción industrial y la variación mensual porcentual del índice de precio al consumidor



Fuente: Construcción Propia.

## 6. Conclusiones

Este documento presenta el proceso de identificación de los canales de transmisión monetaria y sus impactos dentro de la economía colombiana para el periodo 2008:M2 a 2019:M2. El análisis conducido se guía explícitamente en el marco teórico y la revisión de literatura presentada, ello con el fin de identificar exitosamente las relaciones dinámicas que se dan entre las variables elegidas. Metodológicamente, se acude al uso de un modelo de vectores autorregresivos aumentado con variables exógenas (VAR-X). De igual forma, se toman sus respectivas funciones de impulso respuesta y pruebas de causalidad de Granger.

Para el canal de tasa de interés, los impactos de política monetaria del Banco de la República tienen una transmisión completa a través de la tasa de interés de colocación, hasta afectar la producción industrial y la variación porcentual mensual del índice de precios al consumidor. La respuesta de la industria ante un choque monetario es mínima y el sistema es capaz de absorberla rápidamente; mientras que la respuesta del índice de precios es más marcada. La respuesta de las variables muestra que la economía colombiana posee mecanismos de ajuste y de balance para absorber choques monetarios; es decir, los logros del Banco de la República están anclados a las expectativas, preferencias y decisiones de la sociedad.

Con respecto al canal de tipo de cambio, se encuentra que la producción industrial está determinada en gran medida por el funcionamiento en conjunto del canal, y su respuesta ante un choque en la cotización del dólar es marcada y duradera. De igual forma, las pruebas de causalidad de Granger y funciones impulso respuesta permiten concluir que las políticas monetarias implementadas que se transmitan por este medio producen resultados palpables en el nivel de inflación y de producto en la economía en pocos periodos. Los resultados obtenidos sugieren que un proceso de devaluación acelerada frente al dólar provoca un aumento significativo en la inflación observada; hecho que obliga al Banco de la República a adoptar una postura de subida de tasas de interés, o a suspender la acumulación de reservas internacionales para evitar la escasez de divisas. Además, el índice de producción industrial está anclado al comportamiento del precio WTI del petróleo y la tasa de intervención de la FED.

En tercer lugar, los resultados del canal de préstamos bancario se traducen a través del multiplicador bancario que aumenta la oferta monetaria. Su impacto sobre el nivel de precios es duradero y el sistema tarda más de ocho periodos en asimilarlo por completo. En cuanto al canal de hoja de balance, el modelo propuesto demuestra que dicho canal no funciona correctamente en la economía colombiana para el periodo analizado; más aún su efecto se limita a un número limitado de firmas con respecto al número total.

A nivel general, se dan suficientes argumentos para demostrar la existencia de los canales de transmisión de tasa de interés, tipo de cambio y préstamo bancario; además, se niega la existencia del canal de hoja de balance. Los impactos más significativos sobre la producción industrial y la variación porcentual del IPC son generados por el canal de tipo de cambio; seguidos en magnitud por los canales de tasa de interés y préstamo bancario.

## 7. Referencias

- Acosta-Ormaechea, S., & Coble, D. (2011). The Monetary Transmission in Dollarized and Non-Dollarized Economies: The Cases of Chile, New Zealand, Peru and Uruguay. *IMF Working Papers 11/87*, International Monetary Fund.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, 53, 55-84.

- Becerra, Ó., & Melo, L. F. (2008). Transmisión de tasas de interés bajo el esquema de metas de inflación: evidencia para Colombia. *Borradores de Economía* 519, Banco de la República.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2138389>
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In J. B. Woodford, *Handbook of Macroeconomics, Volume 1, Part A* (pp. 65–148). Elsevier Science Publishers.
- Enders, W. (2015). *Applied econometric time series*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Ganley, J., & Salmon, C. (1998). The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts. *Bank of England Working Paper No. 68*.
- Granger, C. (1969). "Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method", *Econometrica* 37: 424–438
- Iregui, A. M., & Melo, L. A. (2009). La transmisión de la política monetaria sobre el consumo en presencia de restricciones de liquidez. *Borradores de Economía* 547, Banco de la República.
- Ireland, P. N. (2005). The Monetary Transmission Mechanism. *Working Papers 06-1, Federal Reserve Bank of Boston*.
- López, M. (2017). Economic Sectors and the Risk-taking Channel of Monetary Policy. *Borradores de Economía* 1029, Banco de la República.
- López, M., Tenjo, F., & Zárate, H. (2011). The risk-taking channel and monetary transmission in Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 29(64), 212-287.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: New York Springer.
- Meltzer, A. H. (1995). Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 49-72.
- Mishkin, F. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2138387>

- Mishkin, F. (2004). *The economics of money, banking, and financial markets*. Boston: Pearson.
- Peersman, G., & Smets, F. (2001). The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis. *ECB Working Paper No. 91*. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=356269>
- Quintero, J. D. (2015). Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(2015), 61-75.
- Quintero, J. D. (2017). Industrial structure and transmission of monetary policy in Latin American countries. *Investigación Económica*, LXXVI(302), 103-129.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality. *Econometric Society*, 48(1), 1-48.
- Sims, C., Stock, J., & Watson, M. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58(1), 113-144.
- Tenjo, F., López, E., & Rodríguez, D. (2012). El canal de préstamos de la política monetaria en Colombia. Un enfoque FAVAR. *Ensayos sobre Política Económica*, 30(69), 195-256.
- Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach To Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.
- Urzúa, C. (1996). Omnibus Tests for Multivariate Normality of Observations and Residuals. EGAP Working Papers 200304, Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México.
- Vargas, H., Hamann, F., & González, A. (2010). Efectos de la política monetaria sobre las tasas de interés de los créditos hipotecarios en Colombia. *Borradores de Economía* 592, Banco de la República.
- Villegas, S. (2009). Evidencia del canal de la hoja de balance a través de la inversión de las empresas colombianas (1995-2007). *Ensayos sobre política económica*, 27(60), 168-215.



## 8. Anexo 1: Contraste de hipótesis sobre los supuestos los errores

**Tabla 7.** Prueba LM para autocorrelación de todos los modelos estimados

Rezago	Canal							
	Tasa de interés		Tasa de cambio		Préstamo Bancario		Hoja de balance	
	LM-Stat	Valor p	LM-Stat	Valor p	LM-Stat	Valor p	LM-Stat	Valor p
1	51,98796	0,0012	58,99537	0,0001	45,59950	0,0071	24,00957	0,5198
2	51,98973	0,0012	57,40540	0,0002	35,91659	0,0729	21,58409	0,6605
3	30,50174	0,2061	37,68700	0,0496	35,97421	0,0720	31,47149	0,1747
4	46,39361	0,0058	29,77918	0,2327	45,75080	0,0069	39,12263	0,0361
5	25,19010	0,4518	37,35443	0,0534	32,37485	0,1474	29,98494	0,2258
6	37,93565	0,0469	22,72699	0,5935	21,25842	0,6781	23,80220	0,5318
7	23,18605	0,5667	23,68516	0,5376	26,13116	0,4006	31,35972	0,1782
8	25,78475	0,4192	28,70539	0,2764	32,76756	0,1370	39,45893	0,0334
9	24,62612	0,4835	13,85948	0,9641	20,18178	0,7372	19,52460	0,7719

Fuente: Construcción Propia.

**Tabla 8.** Prueba de normalidad sobre los residuales (Urzua) con hipótesis nula de distribución normal de los residuos multivariados con estadístico Jarque-Bera (JB)

Componente	Canal							
	Tasa de interés		Tasa de cambio		Préstamo Bancario		Hoja de balance	
	JB	Valor p	JB	Valor p	JB	Valor p	JB	Valor p
1	0.027033	0.9866	5.175899	0.0752	3.274051	0.1946	2.602947	0.2721
2	2.130061	0.3447	1.994794	0.3688	0.812590	0.6661	0.887208	0.6417
3	26.03232	0.0000	47.28284	0.0000	16.21973	0.0003	13.80259	0.0010
4	3.992405	0.1359	5.760958	0.0561	14.80188	0.0006	5.159284	0.0758
5	3.124419	0.2097	12.80731	0.0017	0.738789	0.6912	1.388281	0.4995
Conjunta	1.085.694	0.3861	234.9720	0.0000	121.2185	0.1331	97.06201	0.6970

Fuente: Construcción Propia.

**Tabla 9.** Pruebas de heterocedasticidad residual VAR con hipótesis nula de residuos multivariados con varianza constante con estadístico Chi-cuadrado ( $\chi^2$ )

Canal							
Tasa de interés		Tasa de cambio		Préstamo Bancario		Hoja de balance	
$\chi^2$	Valor p	$\chi^2$	Valor p	$\chi^2$	Valor p	$\chi^2$	Valor p
1138,492	0,2697	754,0293	0,0063	1271,93	0,4012	1440,392	0,2807

Fuente: Construcción Propia.