



UNIVERSIDAD NACIONAL DEL ALTIPLANO
FACULTAD DE INGENIERÍA ECONÓMICA
ESCUELA PROFESIONAL DE INGENIERÍA ECONÓMICA



**INFLUENCIA DE LA POLÍTICA MONETARIA DE ESTADOS
UNIDOS EN EL COMPORTAMIENTO DE ECONOMÍAS
LATINOAMERICANAS ENTRE 2009 Y 2019**

TESIS

PRESENTADA POR:

KAREN SHULSSY LUJANO CRUZ

PARA OPTAR EL TÍTULO PROFESIONAL DE:

INGENIERO ECONOMISTA

PUNO – PERÚ

2024



Reporte de similitud

NOMBRE DEL TRABAJO

INFLUENCIA DE LA POLÍTICA MONETARIA DE ESTADOS UNIDOS EN EL COMPORTAMIENTO DE ECONOMÍAS LATINOAMERICANAS

AUTOR

KAREN SHULSSY LUJANO CRUZ

RECuento de palabras

62141 Words

RECuento de caracteres

297187 Characters

RECuento de páginas

283 Pages

Tamaño del archivo

3.2MB

FECHA DE ENTREGA

Jan 15, 2024 9:03 PM GMT+7

FECHA DEL INFORME

Jan 15, 2024 9:08 PM GMT+7

● **7% de similitud general**

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para cada base de datos

- 6% Base de datos de Internet
- 1% Base de datos de publicaciones
- Base de datos de Crossref
- Base de datos de contenido publicado de Crossref
- 6% Base de datos de trabajos entregados

● **Excluir del Reporte de Similitud**

- Material bibliográfico
- Material citado
- Bloques de texto excluidos manualmente
- Material citado
- Coincidencia baja (menos de 12 palabras)


Dr. Ronald Paul Avila Choque
COLEGIATURA C.E.P. N° 120




Dr. Sabino Edgar Mamani Choque
Director de la Unidad de Investigación - FIE
UNA - PUNO



DEDICATORIA

A Doña Bertha mi amiga incondicional.

Karen Lujano



AGRADECIMIENTOS

A los docentes de la Facultad de Ingeniería Económica de la Universidad Nacional del Altiplano, quienes siempre mostraron su disposición para enseñar.

Karen Lujano



ÍNDICE GENERAL

	Pág.
DEDICATORIA	
AGRADECIMIENTOS	
ÍNDICE GENERAL	
ÍNDICE DE TABLAS	
ÍNDICE DE FIGURAS	
INDICE DE ACRÓNIMOS	
RESUMEN	16
ABSTRACT.....	17
CAPÍTULO I	
INTRODUCCIÓN	
1.1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA.....	20
1.2. FORMULACIÓN DEL PROBLEMA	22
1.3. OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN.....	22
1.4. JUSTIFICACIÓN DE LA INVESTIGACIÓN	23
CAPÍTULO II	
REVISIÓN DE LITERATURA	
2.1. ANTECEDENTES DE LA INVESTIGACIÓN	25
2.2. MARCO TEÓRICO	32
2.2.1. Marco teórico económico	32
2.2.1.1. Mecanismos de transmisión.....	32
2.2.1.2. Modelo Nekeynesiano.....	34
2.2.2. Marco teórico matemático	56
2.2.2.1. Análisis SVAR (<i>Structural Vector Autoregressions</i>)	56



2.2.2.2.1. Funciones impulso-respuesta	59
2.2.2.2.2. Descomposición de la Varianza del Error de Predicción	60
2.2.2.2.3. Descomposición histórica	61
2.3. HIPÓTESIS DE LA INVESTIGACIÓN	61
CAPÍTULO III	
MATERIALES Y MÉTODOS	
3.1. TIPO DE INVESTIGACIÓN	63
3.2. DISEÑO DE INVESTIGACIÓN	64
3.3. ENFOQUE DE INVESTIGACIÓN	64
3.4. ALCANCE DE LA INVESTIGACIÓN	64
3.5. TÉCNICAS E INSTRUMENTOS DE RECOLECCIÓN	64
3.6. VARIABLES	65
3.7. POBLACIÓN	68
3.8. MUESTRA	68
3.8.1. Frecuencia	68
3.8.2. Estructura	68
3.9. UNIDAD DE ANÁLISIS	70
3.9.1. Estados Unidos	70
3.9.2. Latinoamérica	75
3.10. PLAN DE ANÁLISIS SEGÚN METODOLOGÍA POR OBJETIVOS.....	81
3.10.1. Para el objetivo general	81
3.10.1.1. Análisis del canal comercial	82
3.10.1.2. Análisis del canal financiero	100
3.10.2. Para el objetivo específico 1.....	113
3.10.3. Para el objetivo específico 2.....	118



CAPÍTULO IV

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1. PRESENTACIÓN SEGÚN METODOLOGÍA POR OBJETIVOS	119
4.1.1. Para el objetivo general.....	119
4.1.1.1. Resultados del análisis del canal comercial	119
4.1.1.2. Resultados del análisis del canal financiero.....	151
4.1.2. Para el objetivo específico 1	181
4.1.3. Para el objetivo específico 2	185
V. CONCLUSIONES	189
VI. RECOMENDACIONES	193
VII. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	195
ANEXOS.....	203

ÁREA: Ciencias Económico Empresariales

LÍNEA: Políticas Públicas

FECHA DE SUSTENTACIÓN: 22 de enero del 2024



ÍNDICE DE TABLAS

	Pág.
Tabla 1 Operacionalización de variables	66
Tabla 2 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Brasil – Canal comercial.....	121
Tabla 3 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Brasil – Canal comercial.....	122
Tabla 4 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Brasil – Canal comercial	122
Tabla 5 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Chile – Canal comercial.....	127
Tabla 6 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Chile – Canal comercial.....	128
Tabla 7 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Chile – Canal comercial	128
Tabla 8 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Colombia – Canal comercial.....	133
Tabla 9 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Colombia – Canal comercial.....	134
Tabla 10 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Colombia – Canal comercial.....	134
Tabla 11 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Perú – Canal comercial	139
Tabla 12 Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Perú – Canal comercial	140



Tabla 13	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Perú – Canal comercial	140
Tabla 14	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de México– Canal comercial	147
Tabla 15	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de México– Canal comercial	148
Tabla 16	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de México – Canal comercial.....	148
Tabla 17	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Brasil – Canal financiero.....	153
Tabla 18	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Brasil – Canal financiero.....	154
Tabla 19	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Brasil – Canal financiero.....	154
Tabla 20	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Chile – Canal financiero.....	159
Tabla 21	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Chile – Canal financiero	160
Tabla 22	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Chile – Canal financiero	160
Tabla 23	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Colombia – Canal financiero.....	165
Tabla 24	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Colombia – Canal financiero	166



Tabla 25	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Colombia – Canal financiero	166
Tabla 26	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Perú – Canal financiero	171
Tabla 27	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Perú – Canal financiero.....	172
Tabla 28	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Perú – Canal financiero.....	172
Tabla 29	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de México– Canal financiero	177
Tabla 30	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de México– Canal comercial	178
Tabla 31	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de México – Canal comercial	178
Tabla 32	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de EE.UU.....	183
Tabla 33	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de EE.UU.....	183
Tabla 34	Efectos teóricos frente a un choque de política monetaria contractiva – Canal comercial.....	186
Tabla 35	Efectos empíricos frente a un choque de política monetaria contractiva – Canal comercial.....	186
Tabla 36	Efectos teóricos frente a un choque de política monetaria contractiva – Canal financiero	187



Tabla 37	Efectos empíricos frente a un choque de política monetaria contractiva –	
	Canal financiero	188



ÍNDICE DE FIGURAS

	Pág.
Figura 1 Curva de bienes y servicios	43
Figura 2 Curva del mercado monetario	45
Figura 3 Recta del mercado de bonos	48
Figura 4 Equilibrio general	49
Figura 5 Curva de Phillips	50
Figura 6 Proceso del análisis de un modelo VAR	59
Figura 7 Comportamiento del índice de producción industrial (2007=100) de EE.UU.	71
Figura 8 Comportamiento del Índice de Precios al Consumidor (1982-1984=100) de EE.UU.	73
Figura 9 Comportamiento de la tasa efectiva de fondos federales de EE.UU.	75
Figura 10 Comportamiento del nivel de producción de países Latinoamericanos	76
Figura 11 Comportamiento de la inflación de países Latinoamericanos	79
Figura 12 Comportamiento de las tasas de interés de países Latinoamericanos	80
Figura 13 Impulso-Respuesta de Brasil ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal comercial	120
Figura 14 Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Brasil – Canal comercial	123
Figura 15 Descomposición histórica de la producción de Brasil – Canal comercial	124
Figura 16 Descomposición histórica de la inflación de Brasil – Canal comercial ...	124
Figura 17 Impulso-Respuesta de Chile ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal comercial	126
Figura 18 Descomposición histórica de la inflación de Chile – Canal comercial	129
Figura 19 Descomposición histórica de la producción de Chile – Canal comercial.	130
Figura 20 Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Chile – Canal comercial	130
Figura 21 Impulso-Respuesta de Colombia ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal comercial	132
Figura 22 Descomposición histórica de la producción de Colombia – Canal comercial	135



Figura 23	Descomposición histórica de la inflación de Colombia – Canal comercial	136
Figura 24	Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Colombia – Canal comercial	136
Figura 25	Impulso-Respuesta de Perú ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal comercial	138
Figura 26	Descomposición histórica de la producción de Perú – Canal comercial..	141
Figura 27	Descomposición histórica de la inflación de Perú – Canal comercial.....	142
Figura 28	Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Perú – Canal comercial	142
Figura 29	Impulso-Respuesta de México ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal comercial	146
Figura 30	Descomposición histórica de la producción de México – Canal comercial	149
Figura 31	Descomposición histórica de la inflación de México – Canal comercial.	150
Figura 32	Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de México – Canal comercial	150
Figura 33	Impulso-Respuesta de Brasil ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal financiero	152
Figura 34	Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Brasil – Canal financiero	155
Figura 35	Descomposición histórica de la producción de Brasil – Canal financiero	156
Figura 36	Descomposición histórica de la inflación de Brasil – Canal financiero...	156
Figura 37	Impulso-Respuesta de Chile ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal financiero.....	158
Figura 38	Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Chile – Canal financiero	161
Figura 39	Descomposición histórica de la producción de Chile – Canal financiero	162
Figura 40	Descomposición histórica de la inflación de Chile – Canal financiero....	162
Figura 41	Impulso-Respuesta de Colombia ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal financiero	164
Figura 42	Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Colombia – Canal financiero.....	167



Figura 43	Descomposición histórica de la producción de Colombia – Canal financiero	168
Figura 44	Descomposición histórica de la inflación de Colombia – Canal financiero	168
Figura 45	Impulso-Respuesta de Perú ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal comercial	170
Figura 46	Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Perú – Canal financiero	173
Figura 47	Descomposición histórica de la producción de Perú – Canal financiero .	174
Figura 48	Descomposición histórica de la inflación de Perú – Canal financiero	174
Figura 49	Impulso-Respuesta de México ante un choque de política monetaria de EE.UU. – Canal comercial	176
Figura 50	Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de México – Canal financiero	179
Figura 51	Descomposición histórica de la producción de México – Canal financiero	180
Figura 52	Descomposición histórica de la inflación de México – Canal financiero	180
Figura 53	Impulso-Respuesta de EE.UU. ante un choque en su política monetaria.	182
Figura 54	Descomposición histórica de la producción de EE.UU.....	184
Figura 55	Descomposición histórica de la inflación de EE.UU.	185



INDICE DE ACRÓNIMOS

EE.UU.:	Estados Unidos
SVAR:	Vectores Autorregresivos Estructurales
FED:	Sistema de Reserva Federal (<i>Federal Reserve System</i>)
FRED:	Datos Económicos de la Reserva Federal (<i>Federal Reserve Economic Data</i>)
BR:	Banca de la República – Colombia
BCB:	Banco Central de Brasil
BCC:	Banco Central de Chile
BCRP:	Banco Central de Reserva del Perú
BM:	Banco de México
IPC:	Índice de Precios al Consumidor
FMI:	Fondo Monetario Internacional



RESUMEN

La política monetaria de Estados Unidos es determinante en el destino mundial y se ha demostrado que tiene distintos efectos sobre economías emergentes. En tal sentido, el objetivo principal de la investigación fue analizar el efecto de un choque de política monetaria expansivo en Estados Unidos sobre las variables económicas de determinados países en América Latina entre los años 2009 y 2019. Para ello, se aplicó una metodología descriptiva y correlacional, y se utilizó un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) que permitió mostrar los efectos de un choque de política monetaria de Estados Unidos sobre las variables económicas de cinco países en América Latina que se guían por un esquema de metas de inflación: Brasil, Colombia, Chile, México y Perú; donde los datos se recopilaron de la Reserva Federal y Bancos Centrales, y se utilizó el programa EViews 12 para la contrastación de hipótesis. El resultado obtenido fue que un choque de política monetaria expansivo en Estados Unidos tuvo un impacto significativo sobre los países de América latina y dependiendo del canal analizado (comercial o financiero) causó determinado impacto en la producción, inflación y tasas de política monetaria, coincidiendo en su mayoría con la teoría económica. Por tanto, estos hallazgos resaltaron la importancia y efectividad del Modelo Neo Keynesiano como un recurso analítico para entender cómo los cambios en la política monetaria de Estados Unidos afectan la producción y los niveles de precios en diferentes economías, aportando al conocimiento teórico y a la comprensión de las conexiones económicas a nivel mundial.

Palabras clave: Economías emergentes, Mecanismos de transmisión, Nivel de precios, Política monetaria expansiva, Producción y Tasa de interés.



ABSTRACT

The monetary policy of the United States is a determining factor in world destiny and has been shown to have different effects on emerging economies. In this sense, the main objective of the research was to analyze the effect of an expansionary monetary policy shock in the United States on the economic variables of certain countries in Latin America between the years 2009 and 2019. To this end, an explanatory methodology and correlational, and a Structural Vector Autoregressive (SVAR) model was used to show the effects of a US monetary policy shock on the economic variables of five countries in Latin America that are guided by an inflation targeting scheme: Brazil , Colombia, Chile, Mexico and Peru; where the data were collected from the Federal Reserve and Central Banks, and the Eviews 12 program was used to contrast hypotheses. The result obtained was that an expansive monetary policy shock in the United States had a significant impact on the Latin American countries and depending on the channel analyzed (commercial or financial) caused a certain impact on production, inflation and monetary policy rates, coinciding in mostly with economic theory. Therefore, these findings highlighted the importance and effectiveness of the Neo Keynesian Model as an analytical resource to understand how changes in US monetary policy affect production and price levels in different economies, contributing to theoretical knowledge and understanding of global economic connections.

Keywords: Emerging economies, Transmission mechanisms, Price level, Expansive monetary policy, Production and Interest rate.



CAPÍTULO I

INTRODUCCIÓN

Hoy en día el mundo tiende hacia la globalización entendida como la interconexión política, social, tecnológica, económica y financiera entre los distintos países, lo que explica la existencia de los impactos que causan las decisiones de cualquier país sobre los demás. Ante ello, se hace necesario realizar un análisis detallado -en el campo económico- con el fin de que los responsables de las políticas públicas puedan tomar las medidas adecuadas frente a los impactos que tienen los choques externos sobre las variables nacionales.

Un caso particular es la influencia que podría llegar a tener un cambio en la política monetaria de Estados Unidos en países emergentes, como son los de América Latina, autores como Mackowiak (2007) o Arias et al. (2018) se preguntan en qué medida un choque de política monetaria en EE.UU. podría afectar las fluctuaciones macroeconómicas o si esa transmisión es inmediata o lenta en países emergentes. La mayoría de estudios, como el de Sims (1980) o Rodríguez (2018) usan una metodología guiada por los Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR), encontrando en su mayoría relaciones inversas, así por ejemplo, un choque de política monetaria contractiva en EE.UU. causaría una reducción del producto en el país impactado.

Pese a la unicidad en los resultados del impacto final, temas como la magnitud del impacto, canales de transmisión que priman o el momento del impacto en el tiempo no tienen una respuesta única, tal diferencia se explica básicamente por las distintas metodologías, periodos de análisis o proxis de la política monetaria de EE.UU. que usan las variadas investigaciones (Quintero, 2015).



De ahí que, el presente trabajo de investigación tiene como objetivo principal: analizar el efecto de un choque de política monetaria expansivo en Estados Unidos sobre las variables económicas de determinados países en América Latina: Brasil, Colombia, Chile, México y Perú. Además, determinar el efecto de un choque de política monetaria expansivo de EE.UU. sobre sus propias variables económicas e identificar el canal de transmisión de política monetaria que mejor opera sobre cada uno de los países.

A diferencia de otros estudios, el presente analiza un periodo de tiempo relativamente estable, dejando de lado la crisis financiera ocurrida en 2008 y la crisis por el COVID-19 con consecuencias evidentes desde el 2020. Además, se han elegido países con una historia monetaria parecida, principalmente por la adopción del esquema de metas explícitas de inflación y, en general, bancos centrales estables y con prestigio.

La hipótesis que se pretende demostrar es que una política monetaria expansiva en EE.UU. impacta de forma positiva y significativa sobre la producción de determinados países de América latina, tras causar la caída de sus tasas de interés, lo que al final les genera un alza en el nivel de precios. Sin embargo, este resultado dependerá del tipo de canal (comercial o financiero) a analizar. En cuanto a la metodología, se hará uso de un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR).

Para una mejor comprensión, la investigación se ha dividido en cuatro capítulos. Primero, se muestra la presente introducción, con el fin de dar un panorama general del tema, se suma a esta sección, el planteamiento y formulación del problema, objetivos, hipótesis y justificación del estudio. Segundo, se expone la revisión de la literatura, a modo de dar a conocer de forma detallada los trabajos que preceden a este estudio; así como, el marco



teórico que respaldará los resultados. Tercero, se explica la metodología que se seguirá en el desarrollo de los modelos a estimar, los mismos que serán contrastados con las hipótesis planteadas. Cuarto, se presentan los resultados y discusión de la investigación, que responden a los objetivos propuestos y, finalmente, se exponen las conclusiones.

1.1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

Como es sabido, la política económica se utiliza para lograr metas, objetivos y planes estratégicos (Navarrete, 2012), por lo que, el diseño de dicha política es un trabajo especializado cuyo enfoque se basa en el uso de modelos de decisión que permiten obtener resultados concretos y fiables, esto mediante reglas y principios para evitar o disminuir el impacto negativo de las crisis (Gutiérrez, 2009). Dentro de la política económica podemos encontrar a la política fiscal, laboral, social y monetaria.

Por su parte, la política monetaria representa un lado instrumental de la política económica, mediante la cual se pueden provocar efectos generales sobre los variables económicas de un país. Así que, la política monetaria es el rol que cumplen las autoridades monetarias dirigido a controlar las variaciones en la cantidad total de dinero, en los tipos de interés y en el tipo de cambio, con el fin de colaborar con el control de la inflación, la reducción del desempleo, la consecución de una mayor tasa de crecimiento de la economía y una mejora del saldo en la balanza de pagos (Mesa, 2000).

Un caso particularmente interesante para estudio es la política monetaria de EE.UU., pues tras la crisis financiera del 2008 una serie de bancos centrales de países desarrollados, como la Reserva Federal, disminuyeron inesperadamente sus tasas de interés, llegando a niveles cercanos a cero (política de flexibilización monetaria) y, por ende, desapareció como



instrumento guía por excelencia (Duque, 2019). Es por ello que se habla de un cambio de política monetaria en EE.UU. pasando de un régimen convencional a uno no convencional, en otras palabras, de tener como instrumento de política monetaria la tasa de interés a implementar el Programa de Alivio Cuantitativo (QE) (Montoya, 2017).

Este problema monetario, que cubre el periodo de estudio de la presente investigación (2009-2019), afectó a distintos países en vías de desarrollo debido a la existencia de fuertes canales de transmisión como el comercial y financiero, siendo estos los mecanismos más estudiados por los que se transmitieron los choques de política monetaria de EE.UU. a economías emergentes, mostrando, por lo general, efectos positivos en distintas variables económicas como la producción, inflación, tipo de cambio, tasa de interés y otros (Rodríguez, 2018). A partir de esta presentación histórica podemos entender el problema económico que enfrentaron algunos países ante el cambio repentino en el régimen de la política monetaria de EE.UU.

Desde una perspectiva económica, ante un choque de política monetaria en EE.UU. se generan dos canales de transmisión: el canal comercial y el canal financiero. El canal comercial nos indica que ante un choque de política monetaria expansivo en EE.UU. aumenta el producto de la economía emergente, influyendo de forma positiva en su inflación y, finalmente, causa una suba en su tasa de interés. Por otro lado, el canal financiero nos dice que ante un aumento en la base monetaria de EE.UU. la economía emergente experimenta una caída en su tasa de interés, causando una presión al alza de su producto y, al final, aumenta su inflación.



A priori, se debería esperar que ambos canales de transmisión desempeñen un papel relevante; sin embargo, según Canova (2005) su importancia puede haber cambiado con el tiempo, dado el proceso de liberalización financiera que tuvo lugar en muchas economías latinoamericanas. Por lo que, existe una discrepancia respecto a los efectos de un choque de política monetaria expansivo de una economía grande y abierta sobre las variables económicas de economías emergentes y como consecuencia dichas economías emergentes se encuentran expuestas ante un cambio repentino en la política monetaria de EE.UU.

1.2. FORMULACIÓN DEL PROBLEMA

En tal sentido, se plantean las siguientes interrogantes:

Problema General

¿De qué manera un choque de política monetaria expansivo en EE.UU. influye en las variables económicas de Brasil, Colombia, Chile, México y Perú?

Problemas Específicos

- ¿Cuál es el efecto de un choque de política monetaria expansivo de EE.UU. sobre las variables económicas de dicho país?
- ¿A través de qué canal se transmite la política monetaria de EE.UU. a Brasil, Colombia, Chile, México y Perú?

1.3. OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN

Objetivo general

Analizar el efecto de un choque de política monetaria expansivo en EE.UU. sobre las variables económicas de Brasil, Colombia, Chile, México y Perú.



Objetivos específicos

- Determinar el efecto de un choque de política monetaria expansivo de EE.UU. sobre sus variables económicas.
- Identificar el canal de transmisión de política monetaria que mejor opera sobre Brasil, Colombia, Chile, México y Perú.

1.4. JUSTIFICACIÓN DE LA INVESTIGACIÓN

La importancia fundamental de esta investigación radica en su contribución directa a la comprensión detallada de cómo determinadas economías emergentes en América Latina se ven afectadas por las decisiones de política monetaria de EE.UU. De forma precisa, permitirá conocer la importancia de un choque expansivo de política monetaria de una economía desarrollada sobre economías emergentes, y poder determinar si tal efecto es positivo o no, su duración y los canales más importantes por los que se transmite dicho choque.

Al enfocarse en un período de política monetaria no convencional y tener como unidades de análisis a países (Brasil, Colombia, Chile, México y Perú) con significativas relaciones económicas con EE.UU. y con una amplia disponibilidad de datos confiables provenientes de sus Bancos Centrales, los mismos que siguen el mismo esquema de Metas Explícitas de Inflación, se busca identificar y analizar minuciosamente los efectos de un choque en la política monetaria de una economía desarrollada en estas economías emergentes.

Es relevante destacar que la selección de los países objeto de estudio está cuidadosamente fundamentada en su representatividad y susceptibilidad a este tipo de



influencias externas. Al detallar y analizar los impactos de las decisiones monetarias estadounidenses en estas economías específicas, se aspira a proporcionar información concreta y útil que oriente la formulación y ejecución de políticas más efectivas y adaptadas a estas realidades económicas.

El presente estudio tiene como objetivo principal no solo revelar la magnitud y naturaleza de estos efectos, sino también comprender a profundidad los canales de transmisión mediante los cuales estos impactos se materializan. Específicamente, determinar si estos efectos son de naturaleza positiva o negativa, su duración en el tiempo y, crucialmente, identificar los canales principales a través de los cuales se propagan estos choques.

En resumen, este estudio no solo ampliará la literatura existente y el conocimiento científico en este campo, sino que también buscará ser una herramienta práctica y esclarecedora para los encargados de la toma de decisiones, contribuyendo así a una mejor coordinación y aplicación de políticas económicas.



CAPÍTULO II

REVISIÓN DE LITERATURA

En la presente sección se analiza los distintos aportes empíricos.

2.1. ANTECEDENTES DE LA INVESTIGACIÓN

Los siguientes trabajos de investigación están estrechamente vinculados con el presente estudio. En primera instancia, se presentan los antecedentes internacionales.

Para comenzar, Duque (2019) analiza el efecto del régimen de la política monetaria no convencional de EE.UU., Quantitative Easing (QE), sobre el mercado de valores en cinco economías emergentes de América Latina, durante el periodo 2006 – 2016. Respecto a su metodología, primero, estimó un modelo VAR para EE.UU. y luego utilizó los choques resultantes en un panel VAR para las economías latinoamericanas. Al final, concluye que la política monetaria de EE.UU. tiene un efecto positivo en las variables reales de dicho país y, también, que tiene efectos positivos en México y Perú, negativos en Brasil y ningún efecto en Colombia y Chile.

Así también, durante ese periodo de estudio, Hernández et al. (2015) analizaron la política monetaria no convencional aplicada en EE.UU. a partir de la crisis global del 2008; así como, sus efectos económicos. En cuanto a su metodología, es una investigación de tipo descriptivo – analítico, que gira en torno a la política monetaria denominada Quantitative Easing (QE), considerando el estudio de determinadas variables como el rendimiento de los T-Note, la producción, inflación, tasa de interés y el índice Dow Jones. Concluyen que la



aplicación de dicha política monetaria contribuyó con el crecimiento de la economía y contrarrestó el proceso deflacionario de EE.UU.

Siguiendo a Ammer et al. (2010), analizan los cambios intradías en los precios de las acciones de empresas con el fin de evaluar la transmisión de la política monetaria de EE.UU. a la economía global. En cuanto a su metodología, construyen un proxy unidimensional (Cycle i, j) para la sensibilidad del ciclo económico de una empresa i de la industria j , lo que explica la variación de la industria en la muestra de acciones extranjeras. Concluyen que las empresas extranjeras, en promedio, son tan sensibles a la política monetaria de EE.UU. como las propias empresas estadounidenses. Además, la transmisión de la política estadounidense parece ser más fuerte para las economías con tipos de cambio fijos.

Por otro lado, en un régimen de tipo de cambio flexible, Kim (2001) examina el mecanismo por el cual las perturbaciones de la política monetaria de EE.UU. se transmiten internacionalmente. Para ello, utiliza modelos VAR sobre la identificación de choques de política monetaria. Además, utiliza el método "marginal" y agrega cada variable extranjera – una por una – al modelo básico. Resulta que los choques expansivos de la política monetaria de EE.UU. conducen a auges en los demás países. Si un choque eleva el nivel de precios de EE.UU., ello debería conllevar a un deterioro de los términos de intercambio en Latinoamérica.

Respecto a Canova (2005), estudia la transmisión de las perturbaciones de EE.UU. a ocho economías latinoamericanas. Para la metodología, especifica un modelo multipaís, ejecutando un VAR para cada par: país – EE.UU. y examina la exogeneidad del bloque de EE.UU. con respecto al bloque de variables latinoamericanas. Como resultado, las



perturbaciones monetarias de los EE.UU. producen fluctuaciones significativas en América Latina, a diferencias de las perturbaciones reales de demanda y oferta. Además, la influencia en las varianzas de residuos de ocho variables latinoamericanas se ubica entre 19% y 56%. El canal que prima de acuerdo a la investigación es el financiero.

El efecto de un choque de política monetaria sobre la actividad económica en cinco países de América Latina que más tiempo llevan operando bajo el esquema de inflación objetivo, es estudiado por Quintero (2015), quien pretende identificar los canales de transmisión que mejor operan en cada país. Para cada país estimó un modelo VAR estructural con similares variables, para el segundo objetivo estimó otro modelo VAR estructural pero ampliado. Encontró que el mayor impacto en todos los países es mediante el canal de tasa de interés, el canal de tasa de cambio muestra ser importante principalmente en México, mientras que los canales asociados a la visión del crédito son relevantes principalmente en Perú.

Mientras que Uribe & Yue (2006) evalúan el impacto de las perturbaciones de los diferenciales de EE.UU. y la tasa de interés mundial sobre la actividad agregada de economías emergentes. El modelo empírico toma la forma de un sistema VAR de primer orden, utilizando datos de panel dinámico. Los resultados muestran que las perturbaciones en las tasas de interés de EE.UU. explican aproximadamente el 20% de los movimientos en la actividad agregada en las economías emergentes.

Los choques externos son estudiados por Rincón & Velasco (2013), quienes buscan cuantificar el comportamiento de los flujos de capitales en las economías avanzadas y su efecto sobre las economías emergentes. Respecto a su metodología, recopilaron artículos



(2007–2009) que hacen uso de modelos VAR-GARCH, de corte transversal y datos panel. Consiguen demostrar que los flujos de capitales y choques externos son determinantes del comportamiento de las principales variables macroeconómicas de los países emergentes y, por tanto, sus efectos se convierten en un reto constante de política para las autoridades económicas.

La sensibilidad del crecimiento del PBI latinoamericano ante los cambios externos es estudiada por Zettelmeyer & Osterholm (2007), quienes utilizan un modelo VAR bayesiano con antecedentes informativos de estado estacionario. Concluyen que, del 50% al 60% de la variación en el crecimiento del PIB latinoamericano se debe a las conmociones externas. Los pronósticos condicionales para una variedad de escenarios externos sugieren que el crecimiento de América Latina es sensible a choques más extremos, particularmente una desaceleración externa combinada y un endurecimiento de las condiciones financieras mundiales.

Del mismo modo, la relevancia de factores externos en el crecimiento del PBI es estudiado por Izquierdo et al. (2008), quienes analizan la relevancia de los factores externos en el crecimiento trimestral promedio del PIB para 1990-2006 en siete países de América Latina. Respecto a su metodología, modelan en un VECM el comportamiento agregado de siete países de la región con los países del grupo G7. Obtienen que una parte significativa del crecimiento de los países latinoamericanos puede explicarse por un factor externo y que los choques externos producen respuestas significativas. Enfatizan la relevancia de estos hallazgos para la evaluación de políticas. Además, que un periodo de estancamiento o crisis no necesariamente es resultado de malas políticas económicas, sino de condiciones externas desfavorables.



En cuanto a los antecedentes nacionales se encuentran los siguientes:

Castillo et al. (2011), buscan identificar choques de política monetaria para medir apropiadamente los mecanismos de transmisión de política monetaria en economías parcialmente dolarizadas como la peruana. La metodología responde a un modelo propuesto por Bernanke y Mihov (1998) considerando características particulares de una economía con dolarización financiera, para ello, estiman un modelo VAR. Concluyen que, ante un choque expansivo de política monetaria, las tasas de interés de corto plazo se reducen, la demanda por fondos líquidos de los bancos se incrementa, el tipo de cambio se deprecia, aumenta el producto y la inflación.

Así también, Flores (2016) estudia la transmisión de choques de política monetaria de EE.UU. sobre algunos países de América Latina (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), utilizando un modelo GVAR para analizar la interdependencia a nivel de países y variables. Concluye que un choque de política monetaria contractivo en EE.UU. produce una disminución significativa y persistente de la actividad económica y de los precios en los países de la región. Respecto a los canales comercial y financiero, sugiere que ambos tienen el mismo efecto. Así, la actividad económica ha disminuido por la desaceleración en EE. UU. y China, además de la baja en los precios del petróleo en ciertos países de la región. Esto se debe a dos aspectos distintos: la reducción en el comercio internacional, conocido como canal comercial, y la fuga de capitales desde América Latina hacia EE. UU., que representa el canal financiero.

Se suma Rodríguez (2018), quien analiza la transmisión de la política monetaria de los EE.UU. a cinco economías latinoamericanas (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) y



examina los canales de transmisión. En cuanto a su metodología, estima un modelo SVAR con restricciones de cero utilizando el paradigma bayesiano. Concluye que un choque de política monetaria contractivo en EE.UU. tiene un efecto contractivo en el producto en dicho país y uno expansivo en las economías latinoamericanas. También, que el canal financiero domina al canal comercial ya que los países latinoamericanos evidencian un efecto inicial expansivo sobre sus tasas de interés. Para el caso peruano, la tasa de interés reacciona menos que la tasa de EE.UU.

De la misma forma, Nolzco et al. (2016) buscan identificar la contribución del sector externo en el crecimiento de la economía peruana entre 1996 y 2015. Sobre la metodología utilizada, optan por el Método Generalizado de Momentos para la estimación y lo trabajan en dos etapas. Determinan que la contribución varía según el periodo analizado, así, si entre el 2007 y el 2015 la tasa de la Fed se mantenía en 5.25%, el Perú hubiera dejado de crecer 1.6 pp. Respecto a la inflación peruana, esta se mantuvo casi sin ningún efecto. Al final, encuentran que, en ciertos periodos, el impacto del sector externo llegó a representar el 50% del crecimiento económico peruano, considerando cuatro canales de transmisión: canal comercial, términos de intercambio, tipo de cambio real y financiero, modelados de forma conjunta.

Mientras que el Ministerio de Economía y Finanzas (2014) investiga las razones detrás de los cambios en el crecimiento económico del Perú durante las últimas dos décadas. Se destaca que el 55 % de estos cambios está relacionado con factores externos: un 25 % se atribuye a la influencia de los términos de intercambio, el 20 % está asociado con aspectos financieros, y un 10 % se vincula con el crecimiento global. Para esta conclusión, aunque el informe no detalla explícitamente su metodología, es plausible inferir que la elaboración del



Marco Macroeconómico Multianual implicó el empleo de enfoques analíticos robustos y modelos econométricos.

La tesis de Jurado & Ramos (2021) muestra también cómo los eventos externos influyeron en el rendimiento económico de Perú entre 2003 y 2018. Se aplicó la metodología del modelo SVAR, basada en la teoría de Mundell-Fleming adaptada a una situación de flotación cambiaria. Se encontró que el crecimiento del PBI en China y Estados Unidos, junto con los términos de intercambio, tuvieron un impacto positivo en el PBI peruano. Sin embargo, la tasa de política monetaria de la FED tuvo un efecto negativo. Respecto al tipo de cambio, los crecimientos negativos en China y Estados Unidos, así como los términos de intercambio, provocaron un impacto adverso, excepto la tasa de política monetaria de la FED. El estudio prioriza el análisis del canal financiero y comercial, señalan que EE.UU. tiene un efecto menos oscilante cercano -0.5 y 0,5 hasta el periodo final del estudio sobre el PBI peruano.

Finalmente, Rodríguez & Vasallo (2021) analizan cómo los shocks económicos externos han afectado la economía peruana, centrándose principalmente en el crecimiento del PBI. Utilizando modelos de Vectores Autorregresivos con inferencia bayesiana, se observan cambios en el impacto a lo largo del tiempo: los choques de política monetaria de la Fed se redujeron a la mitad para mediados de los 90. La influencia de las condiciones internacionales en la variabilidad del crecimiento peruano ha disminuido levemente, representando alrededor del 65 % hacia finales de 2019, con factores domésticos ganando mayor relevancia relativa. Los cambios en la política monetaria de EE.UU. tienen un impacto notable y de larga duración en Perú. Sin embargo, este estudio revela que su efecto en la producción nacional ha disminuido en casi un 50 % en los últimos 25 años.



2.2. MARCO TEÓRICO

2.2.1. Marco teórico económico

El enfoque teórico buscará saber cuál es la relación causa-efecto entre un choque de política monetaria expansiva de EE.UU. sobre el comportamiento económico de ciertos países latinoamericanos, analizando sus niveles de producción, tasas de interés e inflaciones.

Para ello, es necesario realizar una revisión de los mecanismos de transmisión que operan actualmente y que se analizarán en este estudio. Así como, el modelo Nekeynesiano y todos sus componentes.

2.2.1.1. Mecanismos de transmisión

La teoría sugiere que un choque de política monetaria ocurrido en una economía grande y abierta podría afectar el tipo de cambio, la demanda exterior neta, la producción y precios de economías pequeñas (Argandoña, 1997), esto a través de varios canales, incluidos los flujos de capitales, los precios de los activos y el comportamiento de fijación de tipos de interés de los bancos centrales (Canova, 2005). Sin embargo, los canales más discutidos y que se profundizarán en esta investigación son el comercial y el financiero.

Canal comercial:

Teóricamente, los choques estadounidenses pueden transmitirse a economías en desarrollo a través de mercados de bienes integrados (Canova, 2005). En los libros de texto de macroeconomía se suele encontrar que un choque de política monetaria



expansiva causa la devaluación en el tipo de cambio de determinado país y según la condición Marshall-Lerner, si la suma de las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones son mayores a uno, dicha devaluación del tipo de cambio generaría un efecto expansivo en dicha economía.

Un enfoque similar plantea Dornbusch (1976), en cuyo modelo –una extensión del modelo Mundell-Fleming– afirma que una expansión monetaria no anticipada produce una sobre-reacción inmediata del tipo de cambio, por tanto, la moneda nacional entra en un proceso de depreciación instantáneo. Tras la pérdida de valor de la moneda nacional, el precio de las exportaciones cae generando una caída de los términos de intercambio. Lo que desemboca en un aumento de las exportaciones y caída de importaciones, es decir, tiene un efecto positivo en la balanza comercial. Este mecanismo descrito por Dornbusch, es conocido como el efecto desviación del gasto.

En otro sentido, el enfoque del efecto absorción del ingreso plantea que el mencionado aumento de exportaciones impulsaría al producto doméstico al alza, motivando un aumento de las importaciones (Rodríguez, 2018), en este punto se debe aclarar que se sigue la hipótesis “Growth-driven imports” (GDI), el mismo que sustenta que el crecimiento económico es el que impulsa al alza a las importaciones, lo que termina afectando negativamente a la balanza comercial (Gómez & Ramírez, 2017).

Canal financiero:



Desde la perspectiva de una transmisión a través de los mercados financieros, Frankel (1988) y Hicks (1988) plantean que una expansión monetaria en una economía grande y abierta, causa una caída en su tasa de interés. Como consecuencia, las monedas de las economías pequeñas deberían apreciarse (Kim & Roubini, 2000) y, cuando esto no sea posible, su nivel de precios debería aumentar haciendo que sus tasas de interés locales bajen, lo que genera un aumento del consumo e inversión. Luego, las exportaciones e importaciones en el mundo aumentan y la balanza comercial podría no tener variación. También se menciona que, teóricamente, si el tipo de cambio se ajusta total e instantáneamente, no se deben observar cambios en las variables macroeconómicas. Cuando este no es el caso, la producción y los precios de los países pequeños pueden aumentar. Pero, al final, ante un choque monetario expansivo se tiene un impacto positivo sobre las economías latinoamericanas.

Sobre qué efecto prevalece, Canova (2005) argumenta que se debería esperar que ambos mecanismos de transmisión cumplan un rol importante, pero, su importancia se ha modificado con el tiempo por la evolución constante de temas financieros y comerciales.

2.2.1.2. Modelo Neokeynesiano

Para aplicar adecuadamente la metodología VAR estructural es necesario tener como base un modelo teórico, en ese sentido, el que mejor se ajusta para cumplir el objetivo de la presente investigación será un modelo Neokeynesiano, presentado en investigaciones con el mismo objetivo de esta tesis, como Heidari (2010) y



Rodriguez (2018). Además, los canales de transmisión explicados anteriormente se pueden ilustrar mejor con este modelo.

El modelo explica el mecanismo de transmisión a partir del cual un choque positivo sobre la cantidad de dinero en EE.UU. (política monetaria expansiva) tiene efectos sobre la tasa de interés, producción y el nivel de precios de las economías emergentes en América Latina.

Algunos de sus supuestos son:

No existe impacto desde América Latina a EE.UU.

Uno de los principales supuestos plantea que la "economía grande" como es EE.UU. se modela como una economía cerrada, lo que significa que no se ve afectada por las variables o influencias provenientes de la "economía pequeña" como son los países de América Latina (Rodriguez, 2018).

Cuando se menciona que una economía es cerrada, se está indicando que no hay intercambio de bienes, servicios, capitales o información con otras economías. En este caso, se asume que la "economía grande" opera de manera independiente y no se ve influenciada por las condiciones o variables de la "economía pequeña".

Es importante tener en cuenta que esta afirmación representa una simplificación teórica y no necesariamente refleja la complejidad de la realidad económica. En la práctica, las economías están interconectadas y se influyen mutuamente a través del comercio internacional, los flujos de capital y otros factores.



Por lo tanto, la realidad económica es más compleja y tanto las economías grandes como las pequeñas están sujetas a influencias externas.

Rigidez nominal de precios

Se postula que los precios no se ajustan instantáneamente a cambios en la oferta y la demanda, lo que implica rigidez nominal de precios y puede generar desequilibrios y fluctuaciones en la economía. Esta situación toma sentido en el contexto de un mercado en competencia imperfecta y lo difícil que es para las empresas ajustar rápidamente sus precios (Borondo, 1994).

Competencia imperfecta

Los modelos neokeynesianos a menudo incorporan la idea de que los mercados no son perfectamente competitivos, lo que significa que existen barreras a la entrada, poder de mercado y la posibilidad de que las empresas fijen precios en lugar de ser tomadores de precios (Palacios, 2008). Además, implica que las empresas pueden tener cierto poder de mercado y capacidad para fijar precios.

Política monetaria y fiscal

Los modelos neokeynesianos consideran el papel de la política monetaria y fiscal para influir en la actividad económica. Se analiza cómo la política monetaria (a través de la manipulación de las tasas de interés o la oferta monetaria) y la política fiscal (a través del gasto público o la modificación de impuestos) pueden tener efectos sobre la demanda agregada, el empleo y la inflación.

Expectativas adaptativas o racionales



Los modelos neokeynesianos pueden emplear diferentes supuestos sobre las expectativas de los agentes económicos. Algunos modelos asumen expectativas adaptativas, donde las expectativas se basan en información pasada, mientras que otros asumen expectativas racionales, donde los agentes formulan expectativas utilizando toda la información disponible.

Otros conceptos teóricos a desarrollar para entender mejor el desarrollo del modelo neokeynesiano son los que se explican a continuación:

Paridad descubierta de tasas de interés

La implementación del concepto de equiparación de rendimientos anticipados plantea que el valor de un instrumento financiero, vinculado a los precios de otros activos, debe ajustarse de manera que sea imposible obtener ganancias seguras en el futuro sin asumir costos equivalentes en el presente. Esto establece la condición conocida como Paridad Descubierta de Interés (PDT) (Neyro, 2017):

$$\frac{s_{t,t+k}^e}{s_t} = \frac{(1+i)}{(1+i_f)} \quad (1)$$

Donde:

s_t : *Tipo de cambio efectivo*

$s_{t,t+k}^e$: *Tipo de cambio esperado, k periodos por delante*

i : *Tasa de interés local*

i_f : *Tasa de interés extranjera*

Para que esta conexión pueda ser válida, se requiere que las limitaciones a la transferencia de fondos se reduzcan, permitiendo así la posibilidad de arbitraje entre diferentes activos financieros.

Condición de Marshall-Lerner

Originalmente, el estudio del sector exterior en la teoría económica ha estado centrado en la verificación de la condición conocida como Marshall-Lerner. Esta condición establece que una depreciación del tipo de cambio resultará en un impacto positivo en la balanza comercial, siempre y cuando la suma de las elasticidades-precio de las exportaciones e importaciones sea mayor que uno (Sastre, 2010).

Es conocida la siguiente inecuación de Marshall-Lerner que resume lo anterior:

$$\varepsilon_{X,e} + |\varepsilon_{M,e}| > 1 \quad (2)$$

Siendo:

$\varepsilon_{X,e}$: *Elasticidad entre exportación sobre el tipo de cambio*

$\varepsilon_{M,e}$: *Elasticidad entre importación sobre el tipo de cambio*

Respecto a los efectos de corto plazo, la depreciación planteada genera un empeoramiento de la balanza comercial, explicado por el hecho de que, tras la depreciación, el precio de las importaciones tiende al alza, superando al de las exportaciones. El efecto contrario se tiene a largo plazo, debido a que hay un ajuste de las cantidades, por lo que se genera un crecimiento de las exportaciones y caída de las importaciones, desembocando en una mejora de la balanza comercial. Esta



diferencia en el corto y largo plazo genera la famosa curva J ubicado en un plano cartesiano (Pupuche, 2019).

Régimen cambiario de flotación sucia

Un concepto claro es presentado por Mendoza (2017), quien menciona que el sistema de tipo de cambio en Perú se caracteriza por no ser ni fijo ni flotante. El Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) adopta una posición contraria a la tendencia en el mercado cambiario, interviniendo comprando dólares cuando el tipo de cambio descende y vendiéndolos cuando aumenta. Esta estrategia se considera una forma de flotación administrada.

De la misma forma, Seminario (2006) señala que en este régimen monetario el BCRP modifica el impacto de los flujos cambiarios, manejando a su favor los encajes en moneda extranjera. En la porción no dolarizada del sistema, se emplea el esquema de flotación administrada o sucia, permitiendo que la autoridad monetaria tenga un control sin restricciones sobre la emisión. Para gestionar la parte denominada en moneda local, el BCRP optó por una aproximación que se asemeja al enfoque adoptado por los bancos centrales de naciones desarrolladas a finales de los años setenta. En aquel entonces, estos bancos dejaron atrás el sistema de Bretton Woods para adoptar sistemas de flotación administrada.

Perfecta movilidad de capitales

La perfecta movilidad de fondos es una condición óptima donde los flujos de capital, como inversiones financieras y préstamos, pueden desplazarse sin trabas entre naciones, sin enfrentar limitaciones ni obstáculos, como controles cambiarios o



gravámenes sobre la entrada/salida de recursos. Este supuesto significa que siempre se cumple que $i = i^*$, es decir, la tasa de interés del país extranjero es igual a la tasa del país nacional (De Gregorio, 2007).

Curva IS

La curva IS, planteada por primera vez por Hicks, nos muestra los puntos en los cuales una combinación de la tasa de interés y producción alcanzan el equilibrio en el mercado de bienes. (Jiménez, 2012).

Para la solución matemática de este modelo, se parte de la idea de que un equilibrio en el mercado de bienes tiene como fundamento la igualdad entre el flujo real de producto y el flujo de gasto, tal como sigue:

$$Y = DA \quad (3)$$

Donde:

$$Y = C + I + G + X - M \quad (4)$$

Además, cada variable es influenciada por las siguientes:

$$Y = C(Y_d, i) + I(i^*) + G + XN(e, Y^*, Y_d) \quad (5)$$

$$Y = \textit{Producción}$$

$$C = \textit{Consumo privado}$$

$$Y_d = \textit{Ingreso disponible}$$

$$i = \textit{Tasa de interés del país}$$



$i^* = \text{Tasa de interés del resto del mundo}$

$I = \text{Inversión privada}$

$G = \text{Gasto del gobierno, considerado como variable exógena}$

$XN = \text{Exportaciones netas}$

$e = \text{Tipo de cambio}$

$Y^* = \text{Ingreso del resto del mundo}$

$Y = \text{Ingreso del país}$

Sobre la dirección de sus relaciones, el ingreso disponible y el consumo tienen una relación positiva, si el ingreso aumenta el consumo también. Mientras que la relación consumo y tasas de interés es inversa, si la tasa de interés tiende al alza, el consumo tiende a la baja. En cuanto a la influencia de la tasa de interés del resto del mundo – igual a la tasa de interés del país, tras asumir perfecta movilidad de capitales – sobre la inversión privada, es inversa, así, si aumenta la tasa, incrementa el costo y se reducen las ganancias. Sobre las exportaciones netas, una tendencia incremental del tipo de cambio causa un incremento de las exportaciones y una caída en las importaciones. Finalmente, tras un aumento del consumo del resto del mundo aumenta el ingreso del resto del mundo, por tanto, las exportaciones del país se elevan. Mientras que las importaciones también se elevan pero no al mismo nivel que las exportaciones (Pupuche, 2019).

Asimismo, una vez que se cumple esa ecuación, por consecuencia, se cumple la igualdad ahorro-inversión. En este modelo el ahorro privado está representado por:

$$S_p = Y - T - C \quad (6)$$

Donde:

$$Y = \text{Ingreso}$$

$$T = \text{Impuestos}$$

$$C = \text{Consumo}$$

Para evidenciar la relación ahorro-inversión, reemplazamos el valor del ingreso disponible, a partir de la ecuación del ahorro privado:

$$S_p = (C + I + G + X - M) - T - C$$

$$S_p = I + G + X - M - T \quad (6)$$

$$S_p + S_g + S_e = I \quad (7)$$

$$S = I \quad (8)$$

Continuando con lo presentado por Jiménez (2012), la curva IS se puede obtener reemplazando las variables generales por sus formas funcionales y reduciendo matemáticamente, resultando lo siguiente:

$$r = \frac{[C_0 + I_0 + G + x_1 Y^* + (x_2 + m_2)e_0 + \rho(x_2 + m_2)r^*]}{[h + \rho(x_2 + m_2)]} - \frac{[1 - (b - m_1)(1 - t)]}{[h + \rho(x_3 + m_2)]} Y \quad (9)$$

Para presentar esta ecuación de forma reducida se consideran las siguientes variables, la primera es el intercepto (β_0) y la segunda ($-\beta_1$) es la pendiente:

$$\beta_0 = \frac{[C_0 + I_0 + G + x_1 Y^* + (x_2 + m_2)e_0 + \rho(x_2 + m_2)r^*]}{[h + \rho(x_2 + m_2)]} \quad (10)$$

$$-\beta_1 = -\frac{[1 - (b - m_1)(1 - t)]}{[h + \rho(x_3 + m_2)]} < 0 \quad (11)$$

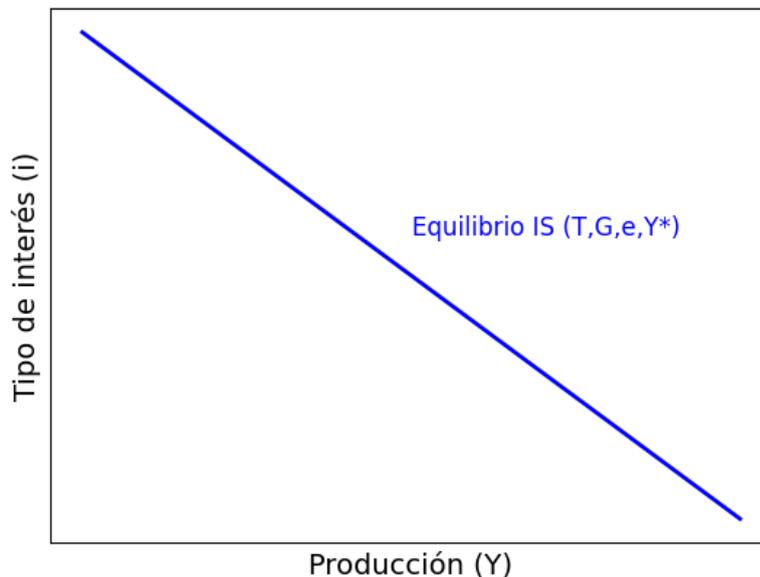
Quedando la ecuación como:

$$r = \beta_0 - \beta_1 Y \quad (12)$$

Donde se observa la relación entre el producto (Y) y la tasa de interés (r). Así, aquellos puntos en los que estas variables se equilibran terminan construyendo la curva IS, que, dicho sea de paso, tiene pendiente negativa (Ver Figura 1).

Figura 1

Curva de bienes y servicios



Fuente: Elaboración propia



Curva LM

La curva LM representa el equilibrio en el mercado de dinero, donde la oferta y demanda de dinero determinan la tasa de interés y el nivel de ingresos. Este concepto es fundamental para el análisis macroeconómico y permite entender cómo las políticas fiscales y monetarias pueden influir en el crecimiento económico y la estabilidad financiera (De Gregorio, 2007).

En el modelo IS-LM, la curva LM muestra todas las combinaciones de la tasa de interés y el ingreso donde el mercado de dinero está en equilibrio, es decir, la demanda de dinero es igual a la oferta de dinero (Ver Figura 2). La demanda de dinero depende positivamente del ingreso, ya que a medida que el ingreso aumenta, las personas desean mantener más dinero en efectivo para transacciones. Además, la demanda de dinero depende negativamente de la tasa de interés, ya que, a medida que la tasa de interés sube, las personas prefieren mantener menos dinero en forma líquida y buscan oportunidades de inversión con rendimientos más altos (Jiménez, 2012).

Su representación matemática viene dada por:

$$\frac{M}{P} = L(i, Y) \quad (13)$$

Donde:

M = Dinero ofertado

L = Dinero demandado

P = Nivel de precios

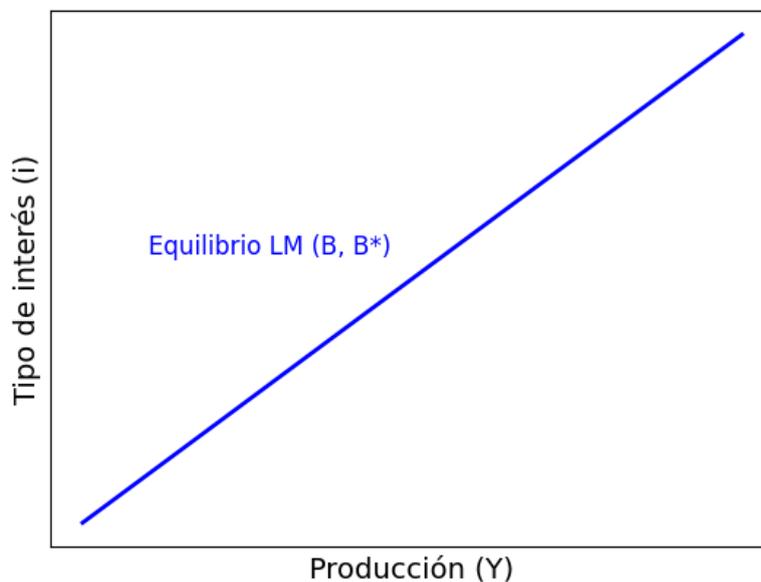
$i = \text{Tasa de interés}$

$Y = \text{Producción}$

Si la producción aumenta, también aumenta la demanda de dinero. Sin embargo, la oferta de dinero permanece constante. Por lo tanto, la tasa de interés debería aumentar hasta que no se produzcan efectos negativos en el nivel de liquidez (L). En este escenario, los individuos en la economía requerirán más dinero debido al aumento en la producción (Y) y demandarán menos dinero si la tasa de interés sube. En consecuencia, podemos observar una correlación positiva entre la tasa de interés y el nivel de producción (Pupuche, 2019).

Figura 2

Curva del mercado monetario¹



Fuente: Elaboración propia

¹ Donde $B = \text{Bonos en moneda nacional}$ y $B^* = \text{Bonos en moneda extranjera}$, elementos por los cuales el Banco Central puede controlar la oferta de dinero de su país.



Balanza de pagos

La balanza de pagos representa el registro sistemático de todas las transacciones económicas que se llevan a cabo entre los residentes de una nación y el resto del mundo durante un periodo determinado (Ver Figura 3). Estas transacciones se dividen en dos cuentas principales: la cuenta corriente y la cuenta de capital y financiera.

Al relacionar la balanza de pagos con el modelo IS-LM, es importante destacar que los cambios en el saldo de la cuenta corriente pueden influir en la demanda agregada y, por ende, en el nivel de producción y empleo de la economía. Por ejemplo, un déficit en la cuenta corriente puede indicar que el país está gastando más en bienes y servicios extranjeros de lo que está ganando con sus exportaciones, lo que podría afectar negativamente el ingreso y el empleo doméstico. Esto, a su vez, podría tener implicaciones en el equilibrio entre la oferta y la demanda agregada, lo que se representa a través de las curvas IS y LM del modelo.

Así, la balanza de pagos y el modelo IS-LM se entrelazan, y su análisis conjunto permite entender las interacciones entre la economía nacional y la economía global, lo cual es esencial para tomar decisiones de política económica adecuadas y promover el desarrollo sostenible.

Por otro lado, tal como señalan Herrera et al. (2003), en equilibrio no debería importar si se compran bonos extranjeros o nacionales, matemáticamente esta idea se representa por:

$$(1 + i) = \frac{E^e}{E} (1 + i^*) \quad (14)$$

Igualdad que también se conoce como Condición de Arbitraje. Además, se ha demostrado que es equivalente a:

$$i \approx i^* + \frac{E^e - E}{E} \quad (15)$$

Si se considera a la expresión $\frac{E^e - E}{E}$ como la tasa de devaluación esperada, esta representaría la ganancia (rendimiento) por invertir en bonos extranjeros, quedando así la igualdad entre la tasa de interés del bono en moneda nacional y la extranjera.

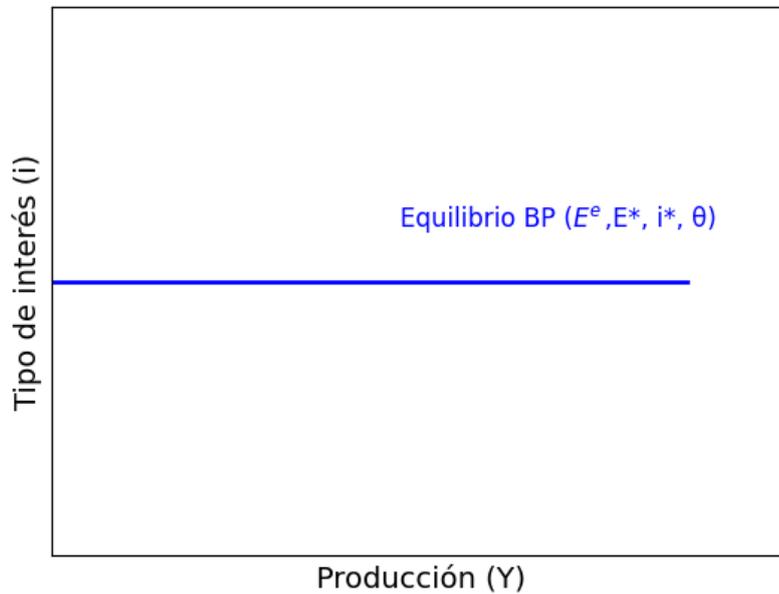
Pero, la elección entre ambos bonos también depende del nivel de riesgo, que se puede representar por θ en la igualdad mostrada:

$$i \approx i^* + \frac{E^e - E}{E} + \theta \quad (16)$$

El impacto de un aumento de la tasa de interés de bonos en moneda extranjera (i^*) depende del tipo de régimen manejado por el país nacional, si es un régimen con tipo de cambio flexible, la depreciación esperada cae, la tasa de interés de bonos nacionales no varía (i) y la expresión de la devaluación esperada cae. Por otro lado, si fuese un régimen de tipo de cambio fijo, la tasa de interés nacional también debería aumentar para mantener el equilibrio.

Figura 3

Recta del mercado de bonos



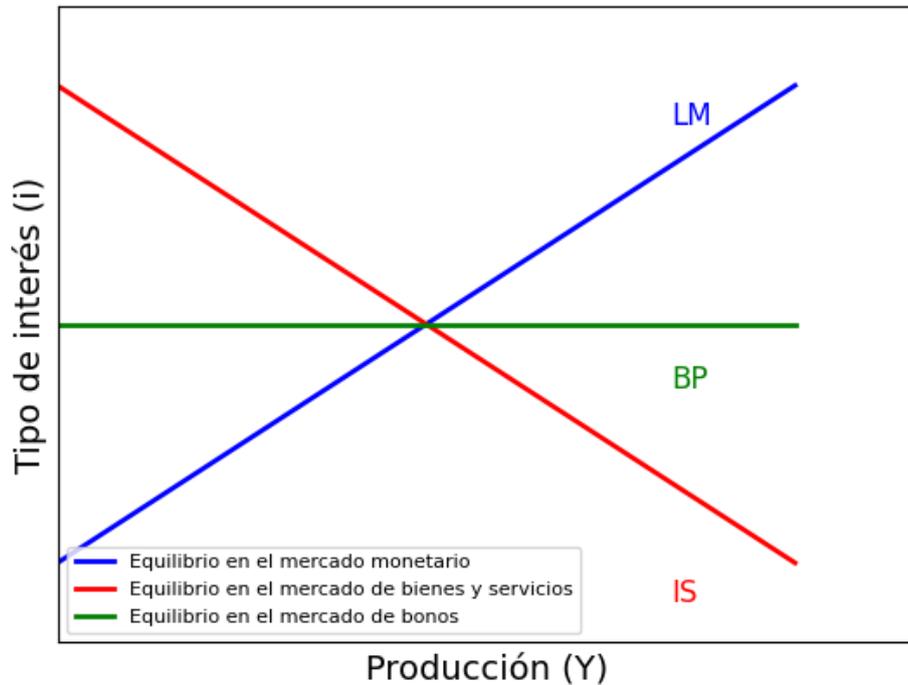
Fuente: Elaboración propia

Equilibrio general

Cuando se combinan las curvas IS (que representa el equilibrio en el mercado de bienes), LM (equilibrio en el mercado de dinero) y BP (equilibrio del mercado de bonos), el punto de intersección de las tres curvas determina el nivel de ingreso y la tasa de interés que están en equilibrio simultáneamente en la economía. Los cambios en la política fiscal (desplazamientos de la curva IS) y la política monetaria (cambios en la oferta de dinero) pueden afectar esta intersección y, por lo tanto, el equilibrio económico general (Ver Figura 4).

Figura 4

Equilibrio general



Fuente: Elaboración propia

Curva de Phillips

La curva de Phillips es una herramienta clave en economía que explora la relación entre la inflación y el desempleo en una economía (Ver Figura 5). Propuesta por el economista A.W. Phillips en la década de 1950, sugiere que existe una relación inversa entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación: cuando el desempleo es bajo, la inflación tiende a ser más alta y viceversa. Sin embargo, a lo largo del tiempo, esta relación ha demostrado ser más compleja debido a diversos factores económicos y estructurales que pueden afectar estas variables. A pesar de las críticas y ajustes realizados a lo largo de los años, la curva de Phillips sigue siendo un concepto

relevante para entender las dinámicas económicas y las políticas monetarias implementadas por los bancos centrales en todo el mundo (Jiménez, 2012).

Matemáticamente, la variación de los salarios nominales depende del desempleo:

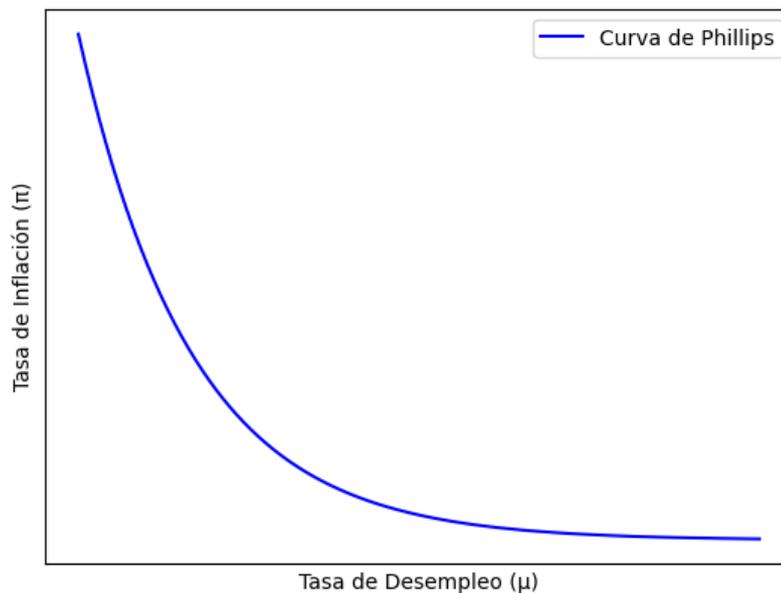
$$\Delta W = f(\mu_n - \mu) \quad (17)$$

Dicha variación puede ser un proxy de la inflación:

$$\pi = f(\mu_n - \mu) \quad (18)$$

Figura 5

Curva de Phillips



Fuente: Elaboración propia

Regla de política monetaria de Taylor



Una regla de política monetaria consiste básicamente en un plan de contingencia que detalla de manera clara las condiciones en las que un banco central debe ajustar los instrumentos de política monetaria.

La discusión acerca del empleo de directrices recupera relevancia entre los exponentes de la Nueva Economía Keynesiana y los representantes de la corriente más reciente del pensamiento ortodoxo: la Nueva Síntesis Neoclásica o Nuevo Modelo Keynesiano. En la actualidad, la herramienta más comúnmente utilizada por la mayoría de los bancos centrales es la tasa de interés a corto plazo. No obstante, como se expondrá en este trabajo, esta situación no siempre fue así, ya que, en numerosos estudios sobre la influencia del dinero en la economía, la política monetaria estaba vinculada a las fluctuaciones en la cantidad de dinero (León, 2012).

La Regla de Taylor es un parámetro que ayuda a establecer el tipo de interés requerido para estabilizar una economía a corto plazo, al mismo tiempo que se preserva el crecimiento económico a largo plazo (buscando un balance entre la inflación y el crecimiento). Es importante destacar que la Regla de Taylor no es considerada como una normativa en los Bancos Centrales, sino que se utiliza ampliamente para evaluar su política monetaria y determinar su posición actual. Desde 1992, ha sido empleada no solo como una guía para equilibrar las tasas de interés, sino también como una referencia para orientar la oferta de dinero (Ore et al., 2019).



Matemáticamente, se sigue a Mankiw (2014), quien plantea ciertas ecuaciones que terminan construyendo la famosa Regla de Taylor para una economía abierta y grande:

La primera ecuación representa la demanda de bienes y servicios:

$$Y_t = \bar{Y}_t - \alpha(rt - p) + E_t \quad (19)$$

La segunda, es la ecuación de Fisher:

$$r_t = i_t - E_t \pi_{t+1} \quad (20)$$

La tercera, es la curva de Phillips:

$$\pi_t = E_{t-1} \pi_t + \phi(Y_t - \bar{Y}_t) + V_t \quad (21)$$

La cuarta, son las expectativas adaptativas:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} \quad (22)$$

La última ecuación es la regla de política monetaria:

$$i_t = \pi_t + P_t + \theta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \theta_Y(Y_t - \bar{Y}_t) \quad (23)$$

Finalmente, la Regla de Taylor resulta estar representada por:

$$R_t = \bar{r} + \alpha_1(\pi_t - \bar{\pi}) + \alpha_2(Y_t - \bar{Y}) \quad (24)$$

Donde:

$$R_t = \textit{Tasa de interés real}$$

$$\bar{r} = \textit{Tasa natural de interés}$$

$$(\pi_t - \bar{\pi}) = \text{Brecha inflacionaria}$$

$$(Y_t - \bar{Y}) = \text{Brecha producto}$$

Caracterización del modelo NeoKeynesiano

Ahora bien, para desarrollar el modelo, es necesario comenzar caracterizando el comportamiento de la economía grande (EE.UU.) mediante las tres ecuaciones siguientes:

Curva de Phillips:

$$\pi_{t+1}^* = \alpha_{\pi^*} \pi_t^* + (1 - \alpha_{\pi^*}) E_t \pi_{t+2}^* + \alpha_{x^*} x_{t+1}^* + \varepsilon_{t+1}^{CP^*} \quad (25)$$

Donde:

$$\pi_t^* = \text{Inflación de la economía grande.}$$

$$x_t^* = \text{Brecha del producto de la economía grande.}$$

$$\varepsilon_{t+1}^{CP^*}: \text{Choque gaussiano.}$$

Curva IS:

$$x_{t+1}^* = \beta_{x^*} x_t^* + (1 - \beta_{x^*}) E_t x_{t+2}^* - \beta_{i^*} (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_{t+1}^{DA^*}$$

Donde:

$$i_t^* = \text{Tasa de interés de política monetaria de la economía grande.}$$

$x_t^* = \text{Brecha de producto de la economía grande.}$

Regla de política monetaria de Taylor:

$$i_{t+1}^* = \rho_{i^*} i_t^* + (1 - \rho_{i^*})(\gamma_{x^*} x_{t+1}^* + \gamma_{\pi^*} \pi_{t+1}^* + \gamma_i) + \varepsilon_{t+1}^{PM^*} \quad (27)$$

De acuerdo a este modelo, un choque expansivo de política monetaria en EE.UU., representado por la disminución del error ($\varepsilon_{t+1}^{PM^*}$) en la ecuación 27, tiene como efecto directo una caída de la tasa de interés (i_{t+1}^*). Luego, el efecto pasa a la ecuación 26, donde la mencionada caída de la tasa de interés traerá como consecuencia un aumento de su producto doméstico (x_{t+1}^*). Esta expansión afecta a la ecuación 25, generando un aumento en el nivel de precios (π_{t+1}^*) de EE.UU.

La transmisión de estos efectos a la economía pequeña (países latinoamericanos) se da a través de los parámetros: β_{x^*} (si se trata de un canal comercial) y γ_{i^*} (si se trata de un canal financiero). Las siguientes ecuaciones modelan el comportamiento de la economía pequeña:

Curva de Phillips:

$$\pi_{t+1} = \alpha_{\pi} \pi_t + (1 - \alpha_{\pi}) E_t \pi_{t+2} + \alpha_x x_{t+1} + \alpha_q (q_t - q_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}^{CP} \quad (28)$$

Donde:

$q_t = \text{Tipo de cambio real de la economía pequeña.}$

$\pi_t = \text{Inflación de la economía pequeña.}$

$x_t = \text{Brecha del producto de la economía pequeña.}$

Curva IS:

$$x_{t+1} = \beta_x x_t + (1 - \beta_x) E_t x_{t+2} - \beta_i (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \beta_x^* x_t^* + \beta_q E_t q_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^{DA} \quad (29)$$

En este punto se debe mencionar que a causa de la condición que indica que los coeficientes en la Curva de Phillips son no negativos, entonces, el tipo de cambio se alinea a la paridad descubierta de tasas de interés.

Paridad descubierta de tasas de interés:

$$(i_t - E_t \pi_{t+1}) - (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) = E_t q_{t+1} - q_t \quad (30)$$

La paridad descubierta de tasas de interés proporciona una explicación de cómo las disparidades en las tasas de interés entre dos naciones pueden influir en los tipos de cambio de sus monedas respectivas. Sin embargo, es importante tener en cuenta que la economía real es más compleja y está sujeta a otros factores, como el riesgo político, las expectativas de inflación y los flujos comerciales, que también pueden impactar en los tipos de cambio.

Regla de política monetaria de Taylor:

$$i_{t+1} = \rho_i i_t + (1 - \rho_i) (\gamma_x x_{t+1} + \gamma_\pi \pi_{t+1} + \gamma_i^* i_{t+1}^* + \gamma_x x_{t+1}^* + \gamma_{\pi^*} \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_{t+1}^{PM} \quad (31)$$

Si prima el canal comercial, la respuesta esperada ante un choque expansivo de política monetaria de EE.UU. se refleja inmediatamente en la ecuación 29, siguiendo esta ecuación, tras un aumento del coeficiente (β_x^*) se expande el producto

doméstico (x_{t+1}) por tener una relación positiva. Además, teóricamente, cuando la demanda agregada del país grande aumenta también lo hace el de la economía pequeña, siempre que ambos no produzcan productos similares, ni estén compitiendo en los mercados internacionales. Este aumento del producto, de acuerdo a la ecuación 28, impacta positivamente a la inflación y, al final, este aumento de los precios, según la ecuación 31, tiene un impacto positivo en la tasa de interés.

Por otro lado, si el que prima es el canal financiero, entonces, ante un choque de política monetaria expansiva de EE.UU., el efecto más directo comienza en la ecuación 31, donde cae la tasa de interés de la economía pequeña (i_{t+1}) debido a que cayó la tasa de interés de la economía grande (reducción del parámetro γ_i^*). Esto tiene un efecto en la ecuación 29, donde la mencionada reducción de la tasa de interés causaría una presión al alza sobre el producto (x_{t+1}) y, posteriormente, se genera una presión al alza sobre la inflación (π_{t+1}), según la ecuación 28.

2.2.2. Marco teórico matemático

2.2.2.1. Análisis SVAR (*Structural Vector Autoregressions*)

Los vectores autorregresivos estructurales fueron presentados por primera vez por Christopher Sims en su artículo *Macroeconomics and Reality* publicado en 1980. Esa investigación apareció en un contexto en el que había una insatisfacción generalizada de las técnicas econométricas existentes por distintos motivos. Primero, debido al uso excesivo pero necesario de ecuaciones y variables. Segundo, falta de atención en la condición de expectativas de los agentes. Tercero, inexistencia de modelos estadísticos para identificar las variables exógenas y endógenas de una

ecuación. Cuarto, excesivo uso de restricciones y suposiciones arbitrarias en las estimaciones.

Este tipo de modelos son útiles para el análisis macroeconómico, en especial para estudiar temas vinculados a los mecanismos de transmisión, presentes en el impacto que causan las decisiones de la política monetaria en los países. Este modelo consta de un grupo de ecuaciones autorregresivas lineales, con variables multivariantes, que caracterizan la dinámica conjunta de las variables económicas. Los residuos de cada ecuación representan las combinaciones de los factores estructurales subyacentes, choques económicos, cumpliendo la condición de ortogonalidad.

Según Gambetti (2020), usando un conjunto mínimo de restricciones se pueden estimar estas relaciones, lo que se conoce como identificación del choque. Los coeficientes de estas ecuaciones son las funciones impulso respuesta y representan la respuesta dinámica de las variables del modelo a los choques.

Formalmente, y con la nomenclatura usada en Quintero (2015), sea la ecuación 32:

$$AZ_t = B(L)Z_{t-1} + e_t \quad (32)$$

Donde:

A: Matriz ($n * n$) con las relaciones contemporáneas entre variables

Z_t: Vector ($n * 1$) de variables endógenas

B(L): Matriz ($n * n$) de coeficientes de los rezagos

e_t : Vector de residuos estructurales

La matriz $B(L)$ contiene las funciones impulso-respuesta y el vector e_t contiene los choques económicos estructurales.

Este modelo estructural también se puede presentar en su forma reducida.

$$Z_t = C(L)Z_{t-1} + u_t \quad (33)$$

Donde:

$$C(L) = \frac{B(L)}{A}$$

$$u_t = \frac{e_t}{A}$$

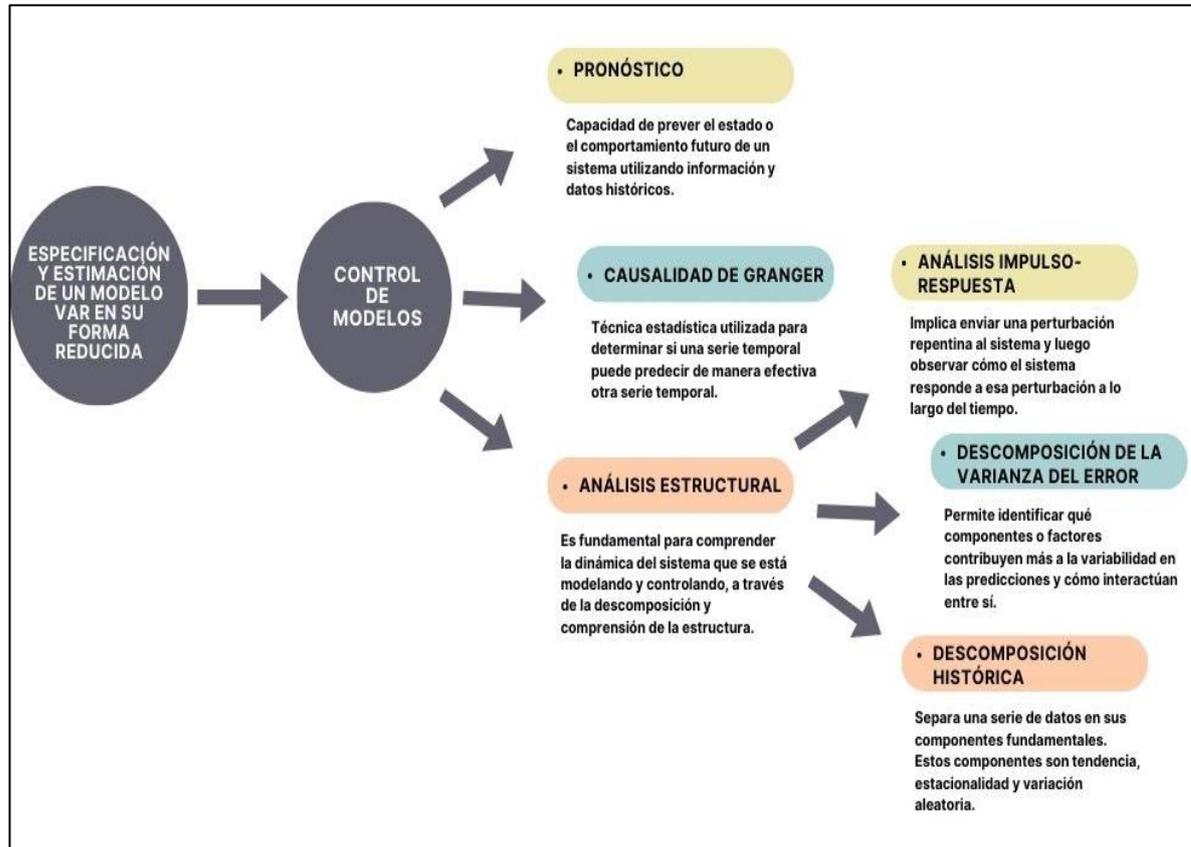
Si extendemos el modelo resumido en la ecuación hasta llegar a su forma matricial tendríamos:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{11} \\ -\alpha_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{22} & \alpha_{23} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (34)$$

Los modelos SVAR tienen aplicación en la evaluación de relaciones causales, sensibilidad y reacción ante modificaciones en las variables de estudio. Dado que todas las variables se consideran endógenas, cada variable ejerce influencia sobre las demás y a su vez es influenciada por otras variables. En la figura 6, tomada de Pupuche (2019), se muestran las herramientas primordiales de este enfoque metodológico, que también son aplicadas en la presente tesis.

Figura 6

Proceso del análisis de un modelo VAR



Fuente: Elaboración propia tomado de Pupuche (2019).

2.2.2.2.1. Funciones impulso-respuesta

Las funciones impulso-respuesta son una herramienta importante en el análisis de los modelos SVAR (*Structural Vector Autoregression*). Se utilizan para examinar el efecto dinámico de una perturbación en una de las variables del sistema en las otras variables. Un impulso puede ser una perturbación positiva (como un incremento repentino en una variable) o una perturbación negativa (como una disminución súbita en una variable). Las respuestas a estos impulsos se calculan a lo largo del tiempo para ver cómo las variables del sistema reaccionan entre sí tras la perturbación inicial. En la presente tesis se mostrarán las respuestas gráficas de una perturbación en la



política monetaria de EE.UU. sobre la producción, inflación y tasa de interés de cinco países de América Latina.

Este enfoque utilizado permite examinar cómo las variables responden a choques en una variable específica, como la política monetaria de Estados Unidos. Se estiman, de forma principal, las respuestas de las variables de América Latina ante cambios en la política monetaria y se examina la magnitud y la duración de esos efectos. Este enfoque es útil para capturar los patrones de respuesta en el tiempo y proporciona información sobre los canales de transmisión y las dinámicas de ajuste.

Estas funciones son útiles para comprender la dinámica del sistema y evaluar la propagación de los efectos a lo largo del tiempo, lo que permite realizar análisis de políticas o proyecciones sobre cómo un cambio en una variable puede afectar a otras en el sistema económico (Ezequiel, 2005).

2.2.2.2.2. Descomposición de la Varianza del Error de Predicción

La descomposición de la varianza del error de predicción es una técnica utilizada en los modelos SVAR (*Structural Vector Autoregression*) para descomponer y analizar la varianza de las predicciones de las variables endógenas en el modelo. Este enfoque permite comprender mejor la contribución relativa de diferentes perturbaciones a la variabilidad de las variables en el sistema (Sánchez & Vassallo, 2023).

En este tipo de modelos las variables están interrelacionadas y pueden influenciarse mutuamente. La descomposición de la varianza del error de predicción ayuda a identificar y cuantificar la importancia relativa de cada variable exógena



(fuente de perturbación) en la explicación de la variabilidad en las variables endógenas del sistema.

Esto contribuye a evaluar la importancia relativa de diferentes perturbaciones y a comprender mejor cómo se propagan los efectos de esos shocks en cualquier sistema modelado por un SVAR.

2.2.2.2.3. Descomposición histórica

La descomposición histórica es una técnica utilizada en los modelos SVAR (*Structural Vector Autoregression*) para retroceder en el tiempo y analizar cómo las distintas variables endógenas del modelo respondieron a determinadas perturbaciones. Es una forma de analizar y cuantificar la contribución de cada variable exógena (fuente de shock) a las fluctuaciones observadas en las variables endógenas del modelo a lo largo de un período de tiempo específico.

A través de este análisis se comprende cómo shocks específicos han afectado a las variables en el pasado, lo que puede proporcionar información útil sobre las relaciones dinámicas entre las variables económicas o cualquier otro conjunto de variables modeladas por un SVAR.

2.3. HIPÓTESIS DE LA INVESTIGACIÓN

Hipótesis general

Un choque de política monetaria expansivo en EE.UU. impacta de forma positiva y significativa sobre la producción, tasas de interés y nivel de precios de Brasil, Colombia, Chile, México y Perú.



Hipótesis específicas

- Un choque de política monetaria expansivo de EE.UU. impacta de forma positiva en su producto doméstico, con una inicial caída de su tasa de interés y, al final, se genera un aumento en su nivel de precios.
- El canal financiero es el mecanismo de transmisión de política monetaria que mejor opera sobre Brasil, Colombia, Chile, México y Perú.



CAPÍTULO III

MATERIALES Y MÉTODOS

3.1. TIPO DE INVESTIGACIÓN

El tipo de investigación que sigue este trabajo es descriptivo – correlacional. Por un lado, es descriptivo porque trata de encontrar y mostrar las características de las variables de estudio y unidades de análisis (Hernández et al., 2014), en este caso se describe y se recoge información sobre los países en análisis (Brasil, Colombia, Chile, México y Perú) con sus respectivas variables, tales como PBI, inflación y tasas de interés de política monetaria. Por otro lado, es correlacional debido a que la investigación tiene como fin identificar el grado de impacto que tienen las variables de la política monetaria de Estados Unidos, como la tasa de interés, sobre las variables de los países latinoamericanos (PBI, inflación, tasa de interés) y precisamente este tipo de investigación analiza el nivel de conexión o relación existente entre dos o más variables (Hernández et al., 2014).

Adicionalmente, la metodología que sigue esta investigación es hipotético – deductiva, según Mendoza (2014) este tipo de metodología se usa cuando el modelo teórico existe, por lo que queda corroborarlo y la base de datos está completa. En tal sentido, la investigación parte del modelo teórico sostenido por una extensión del modelo Mundell – Fleming y la base de datos está completa gracias a fuentes confiables como los Bancos Centrales de los países en análisis. Además, se puede mencionar que a este tipo de investigación se le conoce como investigación científica o básica (Figuroa 2012).



3.2. DISEÑO DE INVESTIGACIÓN

Tras seguir la idea de Hernández et al. (2014), este trabajo tiene como diseño de investigación uno no experimental – longitudinal. En primer lugar, es no experimental pues no varía la naturaleza de las variables para evaluar su impacto sobre otras, así, el PBI o la inflación son algunas de las variables que no se han modificado para ser analizadas. En segundo lugar, es longitudinal ya que permite analizar la evolución de nuestras variables a través del tiempo, en este caso desde el 2009 al 2019.

3.3. ENFOQUE DE INVESTIGACIÓN

El enfoque de la presente investigación es de carácter cuantitativo debido a que utiliza la recolección de datos de fuentes secundarias para probar hipótesis y determinar variables teniendo como base la medición numérica y el análisis estadístico (R. Hernández, 2014).

3.4. ALCANCE DE LA INVESTIGACIÓN

El presente estudio es de alcance correlacional debido a que tiene como finalidad analizar la relación entre un choque de política monetaria expansivo en EE.UU. y las variables económicas de determinados países en América Latina.

3.5. TÉCNICAS E INSTRUMENTOS DE RECOLECCIÓN

Para realizar el modelo econométrico se utilizaron datos de frecuencia mensual obtenidos de los bancos centrales de los países en análisis. Luego, se procesaron en el programa Eviews 12 considerando las herramientas que posee como las funciones impulso-respuesta, así como la descomposición de varianza e histórica, sin dejar de lado la previa corrección de modelos iniciales.



3.6. VARIABLES

Las variables analizadas en esta investigación se dividen en endógenas, tales como: la tasa de política monetaria (*tasa_eeuu*), producción (*prod_eeuu*) e inflación de EE.UU. (*infl_eeuu*). Y, producción nacional (*prod_latino*), nivel de precios (*infl_latino*) y tasa de interés de cada país de Latinoamérica (*tasa_latino*). Un análisis detallado se plasma en la Tabla 1.

Además, para corregir problemas de normalidad, heterocedasticidad y/o correlación se adicionaron variables dummies, representadas por la letra (*d*) precedidas por un número en forma ascendente, la intuición para su creación estuvo centrada en la identificación de valores atípicos vistos en los gráficos de los residuos del modelo.

Tabla 1

Operacionalización de variables

Variables	Descripción	Definición Operacional	Indicadores	Fuentes de información
Tasa de interés de EE.UU. tasa_eeuu	Los datos fueron tomados de la serie denominada <i>Federal Funds Effective Rate</i> , que se considera como el instrumento de política monetaria de EE.UU. El uso de esta variable se ubicará en todas las estimaciones por tener el carácter más exógeno.	Variable cuantitativa y continua, de frecuencia mensual desde 2009M01 al 2019M12.	Porcentaje (%)	Federal Reserve Economic Data (FRED) St. Louis Fed
Producción económica de EE.UU. prod_eeuu	Los datos fueron tomados de la serie denominada <i>Producción Industrial (índice 2017=100)</i> . El uso de esta variable también se ubicará en todas las estimaciones	Variable cuantitativa y continua, de frecuencia mensual desde 2009M01 al 2019M12.	Índice (2017=100)	Federal Reserve Economic Data (FRED) St. Louis Fed
Inflación de EE.UU. infl_eeuu	Los datos fueron tomados de la serie denominada <i>IPC Index (1982-1984=100)</i> . El uso de esta variable también se ubicará en todas las estimaciones.	Variable cuantitativa y continua, de frecuencia mensual desde 2009M01 al 2019M12.	Índice (1982-1984=100).	Federal Reserve Economic Data (FRED) St. Louis Fed
Tasa de interés de los países latinoamericanos tasa_bra tasa_chl tasa_col tasa_mex tasa_per	Necesario para estimar el SVAR con el que se determinará el efecto que tiene un choque de política monetaria expansivo de EE.UU. en las principales variables económicas de países latinoamericanos. Los datos de Brasil fueron tomados de la serie denominada <i>Tasa de juros - Selic acumulada no mês anualizada</i> . Los datos de Chile fueron tomados de la serie denominada <i>Tasa de política monetaria (TPM)</i> . Los datos de Colombia fueron tomados de la serie denominada <i>Tasa de intervención de política monetaria</i> . Los datos de México fueron tomados de la serie denominada <i>Tasa de interés interbancaria de equilibrio THIE a 28 días, Tasa de interés promedio mensual</i> . Los datos de Perú fueron tomados de la serie denominada <i>Tasa de Referencia de la Política Monetaria</i> .	Variable cuantitativa y continua, de frecuencia mensual desde 2009M01 al 2019M12.	Para Brasil en porcentaje (%) Para Chile en porcentaje (%) Para Colombia en porcentaje (%) Para México en porcentaje (%) Para Perú en porcentaje (%)	Para Brasil del Banco Central do Brasil. Para Chile del Banco Central de Chile. Para Colombia del Banco de la República Colombia. Para México el Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Para Perú del Banco Central de Reserva del Perú.
Producción económica de los países latinoamericanos prod_bra prod_chl prod_col prod_mex prod_per	Necesario para estimar el SVAR con el que se determinará el efecto que tiene un choque de política monetaria expansivo de EE.UU. en las principales variables económicas de países latinoamericanos. Los datos de Brasil fueron tomados de la serie denominada <i>Índice de Atividade Econômica do Banco Central</i> .	Variable cuantitativa y continua, de frecuencia mensual desde 2009M01 al 2019M12.	Para Brasil índice (2002=100). Para Chile índice (2013=100). Para Colombia (Base promedio mes 1990 = 100).	Para Brasil del Banco Central do Brasil. Para Chile del Banco Central de Chile. Para Colombia del Banco de la República Colombia.

Variables	Descripción	Definición Operacional	Indicadores	Fuentes de información
	Los datos de Chile fueron tomados de la serie denominada <i>Indicador mensual de actividad económica (IMACEC)</i> , (<i>índice 2013=100</i>).		Para México Índice (2018=100). Para Perú índice (2007=100).	Para México el Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Para Perú del Banco Central de Reserva del Perú.
	Los datos de Colombia fueron tomados de la serie denominada <i>Índice de producción real de la industria manufacturera colombiana (Base promedio mes 1990 = 100)</i> .			
	Los datos de México fueron tomados de la serie denominada <i>Indicador Global de la Actividad Económica</i> .			
	Los datos de Perú fueron tomados de la serie denominada <i>Producto bruto interno y demanda interna (índice 2007=100)</i> .			
Inflación de los países latinoamericanos	Necesario para estimar el SVAR con el que se determinará el efecto que tiene un choque de política monetaria expansivo de EE.UU. en las principales variables económicas de países latinoamericanos.	Variable cuantitativa y continua, de frecuencia mensual desde 2009M01 al 2019M12.	Para Brasil Índice (1993 = 100). Para Chile índice base Promedio (2009=100). Para Colombia (2003=100). Para México (2018=100). Para Perú Índice (2009=100).	Para Brasil del Banco Central do Brasil. Para Chile del Banco Central de Chile. Para Colombia del Banco de la República Colombia. Para México el Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Para Perú del Banco Central de Reserva del Perú.
<i>infl_bra</i>				
<i>infl_chl</i>				
<i>infl_col</i>				
<i>infl_mex</i>				
<i>infl_per</i>				
Dummies	Variables dicotómicas con el valor de cero y uno, se crearon para corregir problemas de normalidad, heterocedasticidad y/o correlación, considerándose como variables exógenas.	Variable dicotómica de frecuencia mensual desde 2009M01 al 2019M12.	Valor 0 y 1	No tiene fuente.
<i>d1, d2, d3, d4, etc.</i>				

Fuente: Elaboración propia.



3.7. POBLACIÓN

La población objetivo de esta investigación son los países a analizar: Brasil, Colombia, Chile, México y Perú, estos fueron considerados porque demostraron tener significativas relaciones económicas con EE.UU. Además, por poseer un amplio grado de exposición a la política monetaria de EE.UU. Y, por su amplia disponibilidad de datos confiables provenientes de sus Bancos Centrales, los mismos que siguen el mismo esquema de Metas Explícitas de Inflación.

3.8. MUESTRA

3.8.1. Frecuencia

Se utilizó una muestra de frecuencia mensual, desde enero del 2009 a diciembre del 2019 para todos los países. El motivo de este periodo de análisis radica en la intención de evitar choques motivados por crisis financieras como la del 2008 o el COVID-19 en el 2020, que podrían causar sesgos en los resultados.

3.8.2. Estructura

Por otro lado, como se mencionó en el apartado de Población, se elige como muestra representativa de Latinoamérica a cinco países: Brasil, Colombia, Chile, México y Perú, además de los motivos explicados, estos países usan como instrumento de política monetaria la tasa de interés y evalúan su efecto en la actividad económica y en el nivel de precios a mediano plazo (Perez-Forero, 2016). Por otro lado, según Carabenciov et al. (2013), en el Modelo de Proyección Mundial del FMI, a estos países se les conoce como “LA5” siendo los más distintivos del continente.



Se tienen solo variables endógenas. Las variables endógenas en un SVAR son aquellas cuyos valores están determinados por las relaciones dentro del sistema, y el modelo se utiliza principalmente para analizar cómo se propagan los shocks o perturbaciones a lo largo del tiempo entre estas variables endógenas. Así, se tienen variables económicas de los cinco países latinoamericanos conformado por la producción (*prod_bra*, *prod_chl*, *prod_col*, *prod_mex*, *prod_per*), inflación (*infl_bra*, *infl_chl*, *infl_col*, *infl_mex*, *infl_per*) y tasas de política monetaria (*tasa_bra*, *tasa_chl*, *tasa_col*, *tasa_mex*, *tasa_per*). De la misma forma, se utilizan las siguientes variables para EE.UU.: su tasa de referencia de política monetaria. (*tasa_eeuu*), producción nacional (*prod_eeuu*) y nivel de precios (*infl_eeuu*). Las estimaciones se realizan por país, resultando seis variables por cada análisis y un total de 126 observaciones para cada caso.

Comportamiento de los variables

La construcción gráfica de las variables en niveles y diferencias se realizó con el objetivo de observar el comportamiento de las mismas (Ver anexo 1).

Estadísticos descriptivos de las variables

Se calculan con el programa Eviews 12 los principales estadísticos de las variables a utilizar durante la investigación (estadísticos descriptivos de la tasa de interés, producción e inflación), se consideran la media, mediana, máximo, mínimo, desviación estándar, asimetría, kurtosis, Jarque-Bera, etc. (Ver anexo 2).



3.9. UNIDAD DE ANÁLISIS

Las unidades de análisis son los seis países presentes en la investigación: Estados Unidos, Brasil, Chile, México, Colombia y Perú.

3.9.1. Estados Unidos

Estados Unidos se considera una economía grande y abierta, y durante el periodo de estudio de la presente investigación ha aplicado un régimen de política monetaria no convencional, Quantitative Easing (QE). Respecto a su producción, esta cayó radicalmente en el 2009, luego tuvo una tendencia positiva hasta el 2015 y luego vuelve a caer (Ver Figura 6).

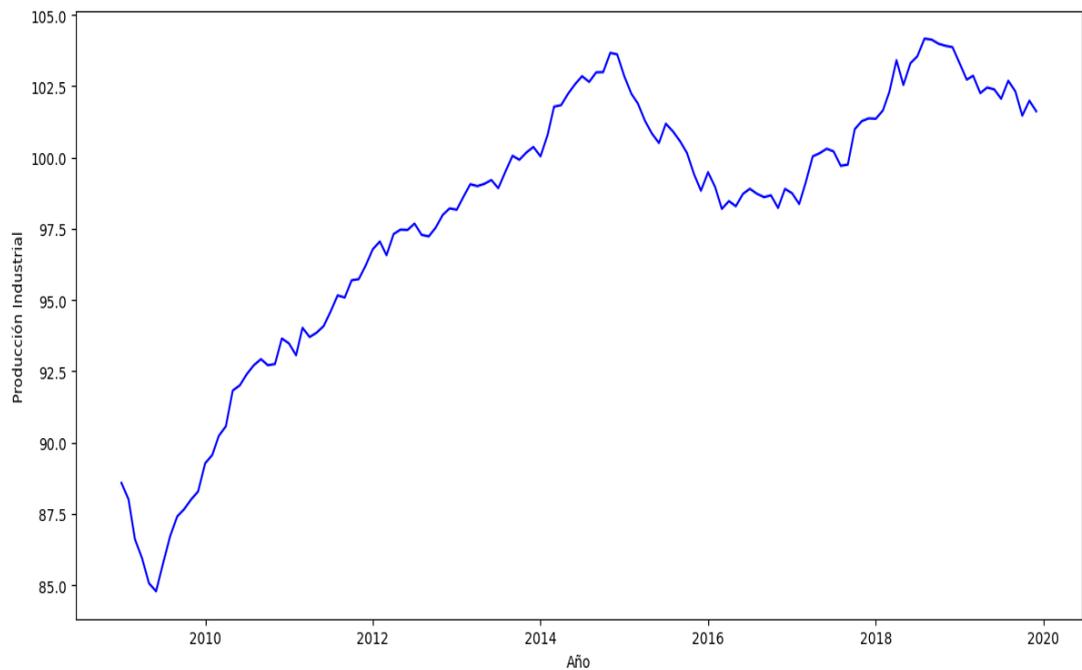
La producción industrial en Estados Unidos ha sido objeto de análisis a través del índice base 2017=100, que se utiliza para medir su comportamiento en relación con un punto de referencia. Este índice refleja la evolución de la producción industrial a lo largo del tiempo, tomando el año 2017 como el punto de partida con un valor base de 100. A medida que la economía estadounidense crece y se desarrolla, se espera que su producción industrial también aumente, lo que llevaría a un incremento en el valor de su índice. Por otro lado, factores como recesiones, crisis económicas o cambios en la demanda explican las fluctuaciones a la baja de su índice.

Es importante mencionar que la producción industrial, variable elegida para representar la producción de EE.UU., está estrechamente vinculada a diversos sectores de la economía, como manufactura, minería y construcción, y su desempeño es un indicador clave del estado general de la actividad económica del país. Un índice que muestra una tendencia creciente puede interpretarse como una señal positiva de

un mercado en expansión, mientras que una tendencia descendente puede reflejar desafíos y desequilibrios económicos.

Figura 7

Comportamiento del índice de producción industrial (2007=100) de EE.UU.



Fuente: Elaboración Propia

En cuanto a su inflación, se analiza el IPC (Índice de Precios al Consumidor) para todos los consumidores urbanos de EE.UU., ajustado estacionalmente, como es sabido se observa una tendencia con comportamiento creciente y sostenido (Ver Figura 7). Este es un índice de precios de una canasta de bienes y servicios pagados por los consumidores urbanos, representando sus hábitos de compra. Este índice en particular incluye aproximadamente el 88 por ciento de la población total, lo que representa a asalariados, trabajadores de oficina, trabajadores técnicos, trabajadores por cuenta propia, trabajadores a corto plazo, desempleados, jubilados y aquellos que



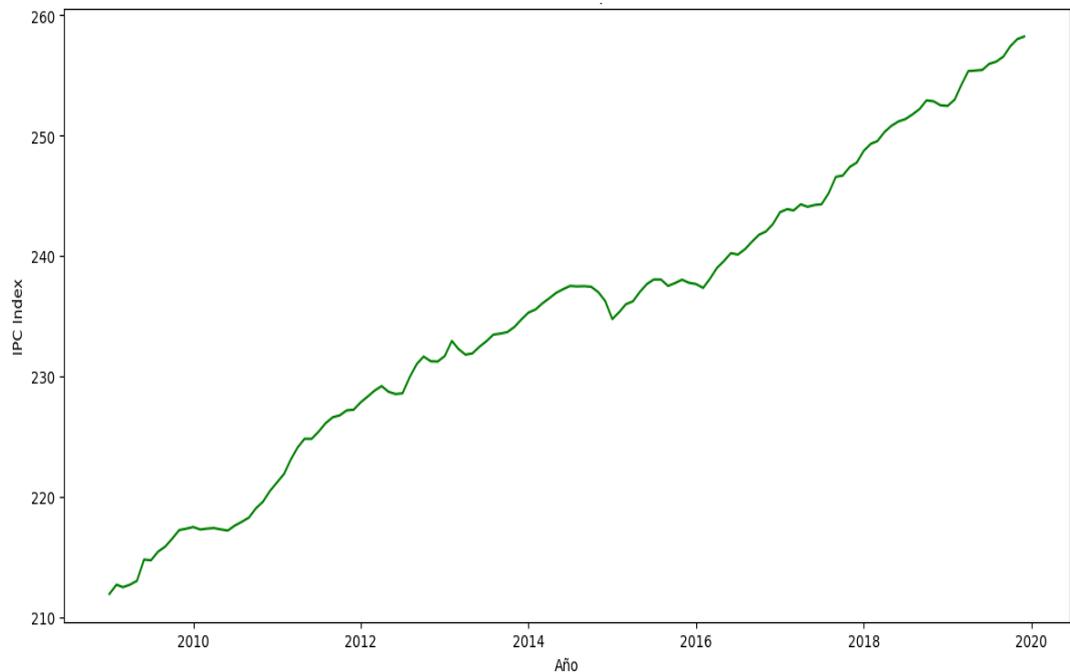
no forman parte de la fuerza laboral. La base del índice se estableció en 1982-1984 con un valor de referencia de 100, lo que permite comparar los cambios en el costo de vida y la inflación a lo largo del tiempo.

Por otro lado, este índice se basa en los precios de los alimentos, la ropa, la vivienda y los combustibles; tarifas de transporte; tarifas de servicio (por ejemplo, servicio de agua y alcantarillado); e impuestos sobre las ventas. Los precios se recopilan mensualmente de aproximadamente 4000 unidades de vivienda y aproximadamente 26 000 establecimientos minoristas en 87 áreas urbanas. Para calcular el índice, los cambios de precios se promedian con ponderaciones que representan su importancia en el gasto del grupo en particular. El índice mide los cambios de precios (como un cambio porcentual) a partir de una fecha de referencia predeterminada.

Sin embargo, se debe considerar que al usar este índice se está ignorando a algunos consumidores. Además, el IPC es una medida estadística vulnerable al error de muestreo ya que se basa en una muestra de precios y no en el promedio completo. Pese a ello, sigue siendo una herramienta valiosa para comprender la evolución de los precios y su impacto en la vida cotidiana de los ciudadanos (Federal Reserve Economic Data, 2023a).

Figura 8

Comportamiento del Índice de Precios al Consumidor (1982-1984=100) de EE.UU.



Fuente: Elaboración propia

Finalmente, el análisis de la tasa de interés, representada por el Federal Funds Effective Rate, tuvo una tendencia estable hasta principios del 2016, periodo que estuvo marcado por el uso de un régimen no convencional con tasas extremadamente bajas. Posteriormente, el comportamiento tiende al alza (Ver Figura 8).

Dicha variable es una herramienta clave utilizada por la Reserva Federal de Estados Unidos para influir en las condiciones monetarias y financieras de la economía. Esta tasa representa el costo que los bancos se cobran entre sí por préstamos a muy corto plazo, generalmente de un día para otro, para cumplir con los requisitos de reservas y mantener el equilibrio entre sus activos y pasivos. La Reserva Federal utiliza la tasa de fondos federales como una palanca para ajustar la oferta de



dinero en la economía y, por lo tanto, influir en las tasas de interés más amplias, como las tasas de préstamos hipotecarios, tarjetas de crédito y préstamos para empresas.

Cuando la Reserva Federal quiere estimular la economía, puede reducir la tasa de fondos federales, lo que hace que el crédito sea más barato y accesible, fomentando así el gasto y la inversión. Por otro lado, si la economía está experimentando un rápido crecimiento y existe el riesgo de que la inflación aumente, la Reserva Federal puede aumentar la tasa de fondos federales para enfriar la actividad económica y controlar la inflación (Hodge, 2022).

A lo largo del tiempo, el comportamiento de esta tasa ha sido un reflejo de las condiciones económicas y las prioridades de política monetaria de la Reserva Federal. Así, en nuestro periodo de análisis fue normal ver que la tasa de fondos federales se reduzca (llegando casi a cero) para estimular el gasto y el endeudamiento.

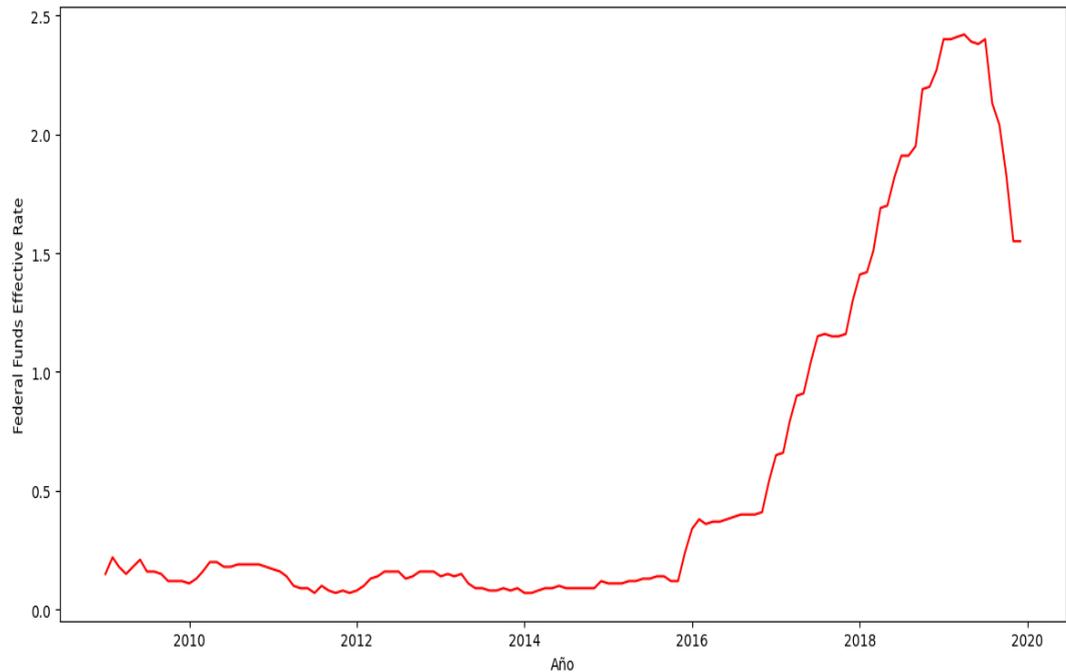
Es esencial para los inversores, empresas y consumidores seguir de cerca las decisiones de la Reserva Federal sobre la tasa de fondos federales, ya que estas determinaciones pueden tener un impacto significativo en los mercados financieros y las condiciones de endeudamiento en la economía en general (Federal Reserve Economic Data, 2023b).

En resumen, la Tasa Efectiva de Fondos Federales es una herramienta poderosa que la Reserva Federal utiliza para influir en la economía, y su comportamiento a lo largo del tiempo refleja la evolución económica y las decisiones de política monetaria. Su estudio y comprensión son cruciales para tomar decisiones

financieras informadas y anticipar posibles cambios en las condiciones económicas y los mercados.

Figura 9

Comportamiento de la tasa efectiva de fondos federales de EE.UU.



Fuente: Elaboración propia

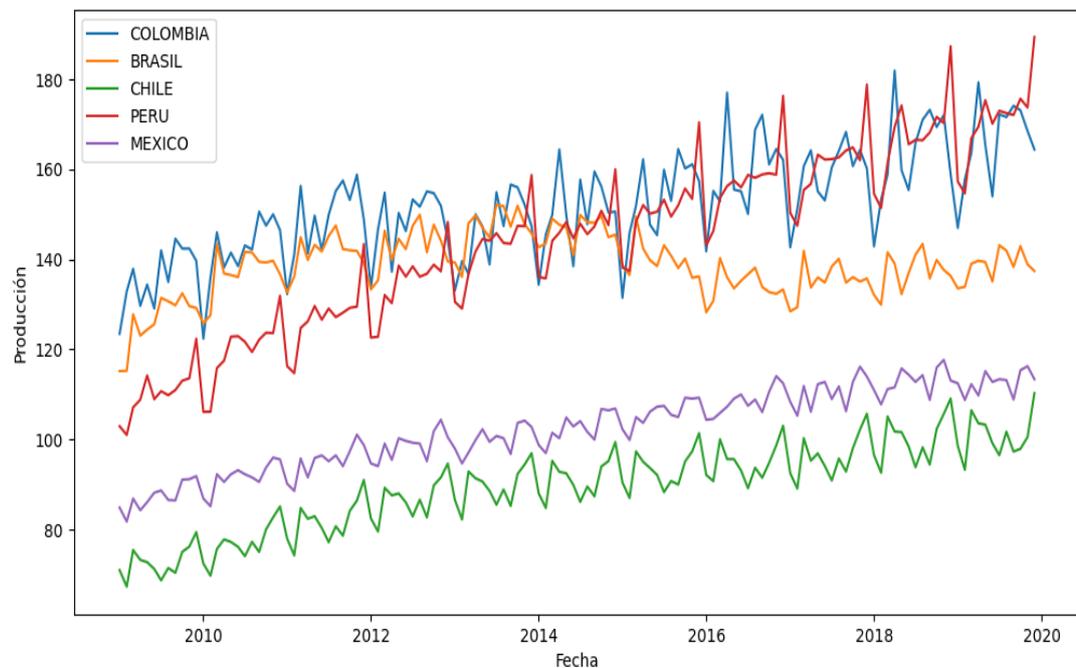
3.9.2. Latinoamérica

En cuanto a los países de América Latina, tienen ciertas características en común, como el régimen de política monetaria que emplean: inflation targeting. También, son economías emergentes, abiertas y pequeñas. Además, todas experimentaron un proceso de liberalización financiera a finales de la década de los noventa (Canova, 2005). Finalmente, tienen una fuerte relación comercial con EE.UU. y con el resto del mundo, a diferencia de años anteriores (Vega & Flores, 2016).

Por otro lado, sus diferencias radican en el comportamiento de las tres variables en análisis: producción nacional, inflación y tasa de interés. En primer lugar, el comportamiento de la producción nacional de Colombia, Perú, Chile y México mostraron un crecimiento sostenido junto a ciertas oscilaciones; mientras que, Brasil tuvo un crecimiento inicial fuerte, pero aproximadamente a partir del 2012 siguió una tendencia decreciente (Ver Figura 9).

Figura 10

Comportamiento del nivel de producción de países Latinoamericanos



Fuente: Elaboración propia

A manera de desagregar la forma de medición del nivel de producción de cada país, se debe mencionar que para Colombia se utilizó el Índice de Producción Real de la Industria Manufacturera Colombiana (Base promedio mes 1990 = 100). Este índice es una herramienta valiosa para medir la actividad industrial en Colombia y



proporciona una visión general del desempeño del sector manufacturero a lo largo del tiempo, lo que contribuye a una toma de decisiones más informada tanto para el gobierno como para las empresas privadas.

Asimismo, para Brasil se utilizó el *Índice de Atividade Econômica do Banco Central*, este índice se construye a partir de una amplia variedad de datos económicos, incluyendo la producción industrial, el comercio minorista, la actividad agrícola, el consumo de energía eléctrica y otros indicadores relevantes. Estos datos son ponderados y procesados mediante técnicas estadísticas para obtener un indicador compuesto que refleje el comportamiento general de la economía (Banco Central do Brasil, 2022).

Para Chile se hizo uso del Indicador Mensual de Actividad Económica (IMACEC) presentado como una serie empalmada (2018=100). Este índice es una medida estimada que resume la actividad de los diversos sectores económicos durante un mes específico, considerando los precios del año anterior. Su variación interanual se utiliza como una aproximación de cómo ha evolucionado el Producto Interno Bruto (PIB). La metodología para calcular el Imacec se basa en varios indicadores de oferta, los cuales son ponderados según la participación de cada actividad económica en el PIB del año anterior (Banco Central de Chile, 2023).

Mientras tanto para Perú se utilizó la serie denominada Producto bruto interno y demanda interna (índice 2007=100). La evaluación minuciosa de esta serie, junto con otros indicadores económicos, proporciona un mayor entendimiento de la situación económica en Perú. Esto permite que quienes toman decisiones en el ámbito



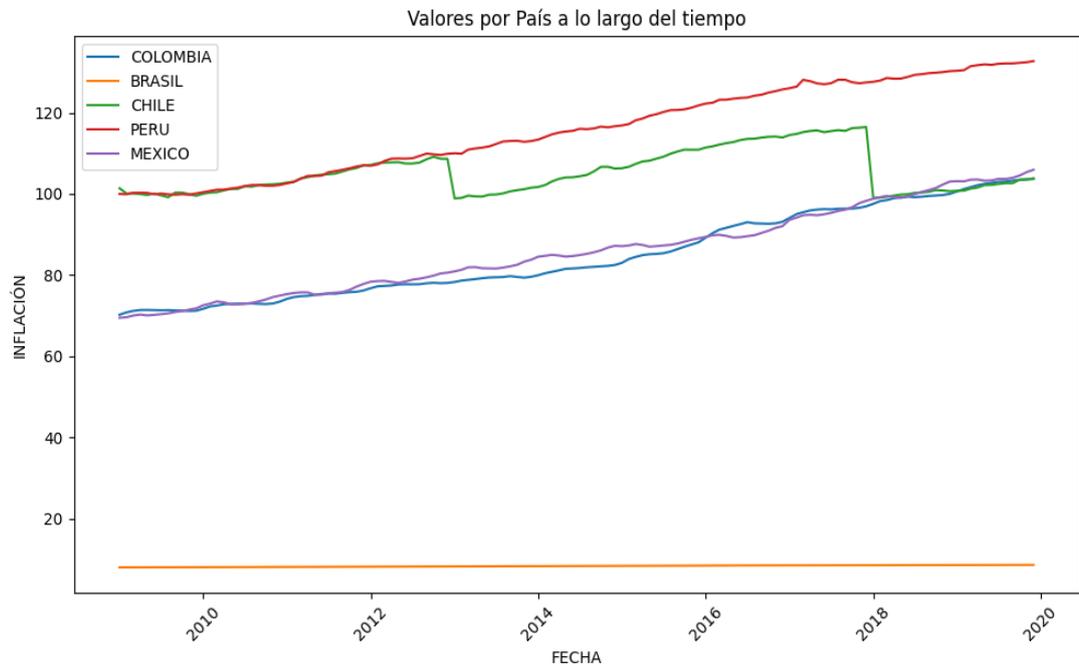
gubernamental, analistas económicos y empresas puedan hacer elecciones informadas y desarrollar estrategias para fomentar el crecimiento y mejorar el bienestar económico del país.

Finalmente, para México se usó el Indicador Global de la Actividad Económica, con números ajustados por estacionalidad para las principales categorías de actividades económicas, el mismo que facilita la comprensión y monitoreo de cómo se comporta el sector real de la economía mexicana en el corto plazo, ofreciendo información valiosa para tomar decisiones informadas (INEGI, 2023).

En segundo lugar, sobre la inflación, tanto Perú, Colombia y México tuvieron una tendencia creciente, por otro lado, Brasil mostró un comportamiento constante, sin mucha fluctuación, mientras que Chile tuvo una caída durante el 2012 y otra, a finales del 2017 (Banco Mundial, 2021). La variable utilizada para Colombia es el índice de precios al consumidor - Serie de empalme 2003-2023; para Brasil, el Índice Nacional de Precios al Consumidor Ampliado (93 = 100); para Chile, el IPC general con base Promedio 2009=100; para Perú, el Índice de precios Lima Metropolitana (índice 2009 = 100) y para México el Índice nacional de precios al consumidor, base segunda quincena de Julio 2018 (mensual).

Figura 11

Comportamiento de la inflación de países Latinoamericanos



Fuente: Elaboración propia

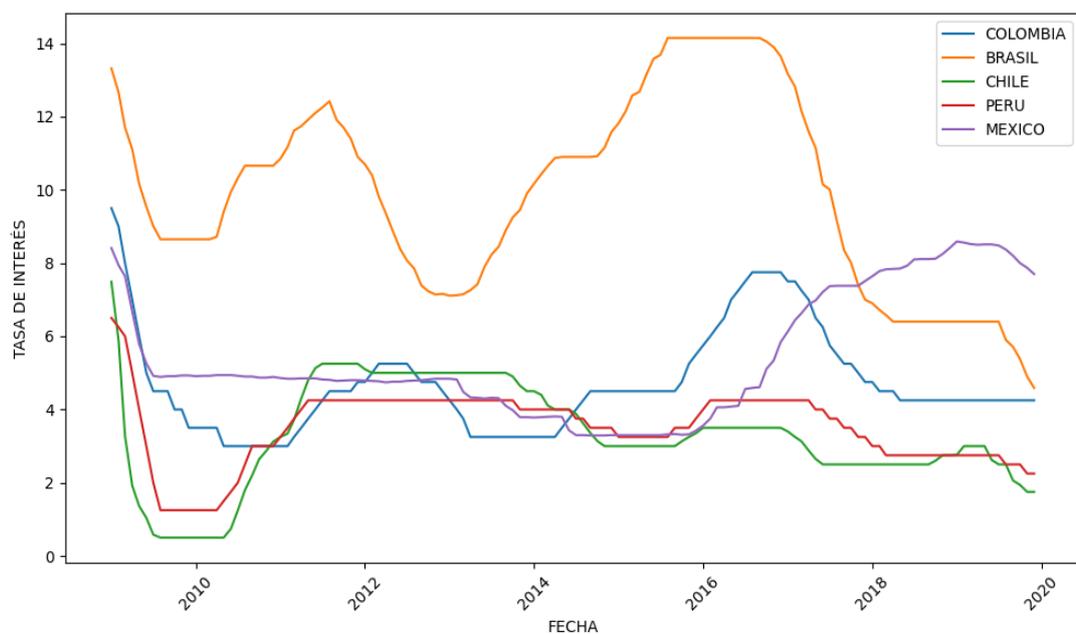
Los cinco países latinoamericanos en análisis tienen un comportamiento similar hasta el 2017, posteriormente, México evidencia un crecimiento constante de su tasa de interés a diferencia de los demás. Durante esos años, México enfrentó diversos desafíos económicos y políticos, como la renegociación del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) y la incertidumbre sobre las políticas del gobierno de Estados Unidos, bajo la administración de Donald Trump. Además, la inflación en México experimentó aumentos durante esos años, lo que podría haber llevado al Banco de México a aumentar las tasas de interés para controlarla. Asimismo, las presiones sobre el tipo de cambio y la volatilidad financiera internacional podrían haber influido en las decisiones de política monetaria.

Por otro lado, Brasil, siempre tuvo un comportamiento por encima de los demás países, esto debido a que Brasil ha enfrentado desafíos persistentes en términos de inflación. La historia económica del país ha incluido episodios de alta inflación y volatilidad de precios. Para controlar la inflación y mantener la estabilidad económica, el Banco Central de Brasil ha optado en ocasiones por mantener tasas de interés más altas. Pese a ello, a partir del 2018 entró en el rango en el que fluctúan las demás economías de América Latina.

La variable utilizada para México fue la tasa de interés interbancaria de equilibrio TIIE a 28 días, promedio mensual, en por ciento anual; para Perú, Colombia y Chile se usó la tasa de referencia de la Política Monetaria y para Brasil, la tasa de interés - Selic acumulada en el mes anualizada base 252.

Figura 12

Comportamiento de las tasas de interés de países Latinoamericanos



Fuente: Elaboración propia

3.10. PLAN DE ANÁLISIS SEGÚN METODOLOGÍA POR OBJETIVOS

3.10.1. Para el objetivo general

Se hará uso de una metodología correlacional y descriptiva. Además, se aplicará un modelo empírico SVAR (Vectores Autorregresivos Estructurales) del tipo K^2 , como Ramirez & Rodriguez (2013), donde $K = A_0$ representará una matriz de coeficientes contemporáneos para las variables en análisis, donde están las restricciones estructurales, las mismas que al ser multiplicadas por cada uno de los componentes de un VAR estándar lo transforman en un VAR estructural:

$$x_t = A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (35)$$

$$x_t - A_1x_{t-1} - A_2x_{t-2} - \dots = \varepsilon_t \quad (36)$$

Para reducir la expresión se factoriza x_t , obteniendo un operador $A(L)$ para los rezagos:

$$A(L) = 1 - A_1L^1 - A_2L^2 - \dots \quad (37)$$

$$A(L)x_t = \varepsilon_t \quad (38)$$

Ahora, se incluye $K = A_0$ para obtener la forma SVAR:

$$A_0A(L)x_t = A_0\varepsilon_t \quad (39)$$

Las variables endógenas usadas para estimar el SVAR serán:

² De acuerdo a Amisano & Giannini (1997) existen tres tipos de SVAR, los modelos K, los modelos C y los modelos AB.



$$x_t = [tasa_{eeuu}, prod_{eeuu}, infl_{eeuu}, productolatinol, infl_{latino}, tasa_{latino},]^3$$

Donde, "latino" representa a cada uno de los cinco países analizados en América Latina: Brasil, Colombia, Chile, Perú y México. La variable $tasa_{eeuu}$ representa la tasa de interés como instrumento de política monetaria de EE.UU., $prod_{eeuu}$ a la producción de EE.UU. e $infl_{eeuu}$ el nivel de precios de la EE.UU.

Tratamiento en Eviews:

Este tratamiento responde a la lógica planteada anteriormente. En primera instancia se estima un modelo VAR convencional, el mismo que se convierte en un modelo SVAR. Después, se utilizan técnicas de identificación para analizar el impacto de la política monetaria de Estados Unidos en América Latina. Algunas técnicas comunes incluyen la descomposición de la varianza, análisis impulso-respuesta y descomposición histórica.

Además, se identifican restricciones adicionales como la especificación del orden de rezago y otras consideraciones relacionadas con la identificación de las variables estructurales. Estas decisiones dependen de la naturaleza de los datos procesados y del enfoque teórico utilizado. Al aplicar un modelo SVAR se encuentran diferentes enfoques teóricos que se pueden considerar para identificar el impacto de la política monetaria de Estados Unidos en América Latina.

3.10.1.1. Análisis del canal comercial

³ El orden variará en función del canal a analizar: comercial o financiero. Así como del test de causalidad de Granger y otras pruebas.

El análisis en este apartado estará dividido en cinco estimaciones correspondientes al impacto de la política monetaria de EE.UU. en cada uno de los cinco países analizados.

En todos los casos el número de restricciones impuestas fueron quince, a partir de:

$$N^{\circ} \text{ de restricciones} = \frac{k(k-1)}{2} = 15$$

Considerando como $k = 6$.

Además, el ordenamiento según la teoría económica del canal comercial sería el siguiente⁴:

$$tasa_{eeuu} \rightarrow prod_{eeuu} \rightarrow infl_{eeuu} \rightarrow prod_{latino} \rightarrow infl_{latino} \rightarrow tasa_{latino}$$

Siendo "*latino*" la representación de cada país latinoamericano analizado.

Por otro lado, la forma del esquema de restricciones para la estimación del modelo SVAR que vincula los errores de la forma reducida junto a los choques estructurales es:

$$Ae_t = Bu_t \quad (40)$$

Y según el esquema de descomposición de Cholesky se extiende en la siguiente expresión:

⁴ Tras revisar las investigaciones realizadas por Rodríguez (2018), Canova (2005) y Kim (2001).

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{tasa_eeuu_t} \\ e_{prod_eeuu_t} \\ e_{infl_eeuu_t} \\ e_{prod_latino_t} \\ e_{infl_latino_t} \\ e_{tasa_latino_t} \end{bmatrix} \\ = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{tasa_eeuu_t} \\ u_{prod_eeuu_t} \\ u_{infl_eeuu_t} \\ u_{prod_latino_t} \\ u_{infl_latino_t} \\ u_{tasa_latino_t} \end{bmatrix}$$

De ahí que se forma el siguiente sistema de ecuaciones que vincula e_t y u_t :

$$e_{tasa_eeuu_t} = b_{11}u_{tasa_eeuu_t}$$

$$e_{prod_eeuu_t} = -a_{21}e_{tasa_eeuu_t} + b_{22}u_{prod_eeuu_t}$$

$$e_{infl_eeuu_t} = -a_{31}e_{tasa_eeuu_t} - a_{32}e_{prod_eeuu_t} + b_{33}u_{infl_eeuu_t}$$

$$e_{prod_latino_t} = -a_{41}e_{tasa_eeuu_t} - a_{42}e_{prod_eeuu_t} - a_{43}e_{infl_eeuu_t} + b_{44}u_{prod_latino_t}$$

$$e_{infl_latino_t} = -a_{51}e_{tasa_eeuu_t} - a_{52}e_{prod_eeuu_t} - a_{53}e_{infl_eeuu_t} - a_{54}e_{prod_latino_t} \\ + b_{55}u_{infl_latino_t}$$

$$e_{tasa_latino_t} = -a_{61}e_{tasa_eeuu_t} - a_{62}e_{prod_eeuu_t} - a_{63}e_{infl_eeuu_t} - a_{64}e_{prod_latino_t} \\ - a_{65}e_{infl_latino_t} + b_{66}u_{tasa_latino_t}$$

En cumplimiento con el objetivo general, estas ecuaciones permiten identificar la respuesta de las economías latinoamericanas frente a choques de las variables estadounidenses que representan su política monetaria.

Finalmente, como condición básica para realizar el análisis econométrico se requiere de variables estacionarias, por lo que se realizaron dos pruebas de raíz unitaria que incluyen el Test de Phillip-Perron (PP) y Dickey-Fuller Aumentado (ADF) considerando un resultado con intercepto, tendencia e intercepto y con ninguno, además de una significancia al 5%, los resultados se observan en el Anexo 4.

Brasil

El primer país latinoamericano a analizar es Brasil. Se parte de identificar el correcto ordenamiento de las variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para el caso brasileño ver el Anexo 3⁵. El orden inicia de la variable más exógena. Así, $tasa_eeuu_t$ es la primera variable debido a que impacta en las siguientes variables. Luego, $prod_eeuu_t$ que influye en $infl_eeuu_t$. Estas variables afectarán a las de la economía brasileña, en un análisis del canal comercial debería seguir $prod_bra_t$, el mismo que afectará a $infl_bra_t$ y al final a $tasa_bra_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad la $tasa_eeuu_t$ y $prod_bra_t$ son estacionarias en segundas diferencias I(2), mientras que $prod_eeuu_t$, $infl_eeuu_t$, $infl_bra_t$ y $tasa_bra_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

⁵ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.



Posteriormente, se halló la longitud de retraso óptimo para estimar adecuadamente el modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Dos de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era cuatro, mientras que los demás criterios sugirieron entre 1, 2 y 6, según Pupuche (2019) se debe considerar un número que alcance a constituir ruido blanco individual por parte de los residuos de la estimación, por lo que se analizó el modelo con cuatro rezagos (Ver Anexo 5).

Luego, se tuvo que aplicar la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky dentro del programa Eviews 12, el resultado contenía Simetría y Curtosis. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, rechazando así la hipótesis nula (Ver Anexo 6). Entonces, se tuvo que identificar los puntos atípicos – casi todos los componentes, con excepción del segundo (residuos de la producción de EE.UU.) – tenían una probabilidad individual menor al 5%, por lo que habría que corregirlos (Ver Anexo 7).

La siguiente prueba se realizó con el fin de comprobar la homocedasticidad del modelo VAR estándar, con un resultado de (35.74%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica. (Ver Anexo 8)⁶.

Finalmente, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se

⁶ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.



concluye que no existe correlación serial entre los errores del modelo, debido a que todas las probabilidades superan el 5% (Ver Anexo 9).

Corrección del modelo

A partir de las pruebas realizadas se concluyó que este modelo tenía problemas de no normalidad. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados gracias a los gráficos de los residuos, al final se requirieron 23 variables dummies para corregir el error (Ver Anexo 7).

Además de considerar únicamente los gráficos, también se tomaron en cuenta los eventos en Brasil que pudieron afectar el correcto desempeño de su economía. Por ejemplo, para la variable $d18$ (2018M06) se identificó la intensa huelga de camioneros iniciada en mayo del 2018 tras el aumento en los precios de los combustibles, este hecho paralizó el sector transporte del país, teniendo efectos en el adecuado suministro de productos, resultando en escasez de los mismos y aumento de precios.

Se suma a ello, la dummy 19 (2018M10) donde se evidenciaron los resultados de los problemas económicos del 2018 mediante la devaluación real, el real, la moneda de Brasil, sufrió inestabilidad y depreciación en comparación con el dólar, empujando al alza de la inflación. Todas las dummies se observan en el Anexo 10.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 11), ni con la normalidad (Ver Anexo 12) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 13). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo

modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 14).

Chile

En cuanto a Chile, primero, se identifica el correcto ordenamiento de sus variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para el caso chileno ver el Anexo 15⁷. De igual forma, el ordenamiento inicia de la variable más exógena. Así, parte de $tasa_eeuu_t$, seguido por $prod_eeuu_t$ que impacta en $infl_eeuu_t$. Estas variables se transmiten a la economía chilena por el canal comercial afectando a $prod_chl_t$, el mismo que afectará a $infl_chl_t$ y al final a $tasa_chl_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad solo la $tasa_eeuu_t$ es estacionaria en segundas diferencias I(2), mientras que $prod_eeuu_t$, $infl_eeuu_t$, $infl_chl_t$, $prod_chl_t$ y $tasa_chl_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Luego, se halló la longitud de retraso óptimo para la correcta estimación del modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Dos de estos concluyeron

⁷ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.



que el número de rezagos óptimo era uno, mientras que los tres restantes sugirieron que seis, siguiendo el mismo criterio que se planteó para Brasil, se analizó el modelo con seis rezagos (Ver Anexo 16).

Luego, se aplicó la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, se rechaza la hipótesis nula (Ver Anexo 17). Así, se tuvo que identificar los puntos atípicos – casi todos los componentes, con excepción del cuarto (residuos de la producción de Brasil) – tenían una probabilidad individual menor al 5%, por lo que habría que corregirlos (Ver Anexo 18).

Con la siguiente prueba se comprobó la homocedasticidad del modelo VAR estándar, sin términos cruzados, con un resultado de (76.36%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica. (Ver Anexo 19)⁸.

Para finalizar, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que existe correlación serial entre algunos errores del modelo, debido a que algunas probabilidades de la prueba no superaban el 5%, por lo que habría que corregirlo (Ver Anexo 20).

Corrección del modelo

⁸ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.



Este modelo solo evidenció problemas de no normalidad. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados en los gráficos de los residuos, al final se requirieron 23 variables dummies para corregir el error (Ver Anexo 21). La mayoría de estas dummies se identificaron tras ver datos atípicos en la tasa de política monetaria de EE.UU. y la producción de Chile.

También se tomaron en cuenta eventos atípicos en Chile que pudieron afectar el correcto desempeño de su economía. Por ejemplo, para las variables incluidas del 2019 ($d1$, $d12$, $d21$ y $d23$) se sustentan en situaciones significativas ocurridas en Chile ese año, como las protestas sociales en octubre del 2019, debido al aumento en el precio del transporte público en Santiago, calando en temas como la desigualdad social, sistema de pensiones, educación y temas transversales. Lo que tuvo efecto en la confianza de los inversores y, por ende, en la actividad económica. Se sumó a ello, el debate sobre la reforma tributaria que pretendía incrementar los impuestos a las empresas, teniendo impacto negativo en las inversiones. No se puede dejar de lado, el impacto que dejó en Chile la tensión comercial entre EE.UU. y China, importantes socios comerciales de dicho país.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 22), ni con la normalidad (Ver Anexo 23) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 24). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 25).

Colombia

Respecto a Colombia, se identifica inicialmente el correcto ordenamiento de sus variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para el caso colombiano ver el Anexo 26⁹. De igual forma, el ordenamiento inicia de la variable más exógena. Así, parte de $tasa_eeuu_t$, seguido por $prod_eeuu_t$ que impacta en $infl_eeuu_t$. Estas variables se transmiten a la economía de Colombia por el canal comercial afectando a $prod_col_t$, el mismo que afectará a $infl_col_t$ y al final a $tasa_col_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad tanto la $tasa_eeuu_t$ como la $infl_col_t$ son estacionarias en segundas diferencias I(2), mientras que $prod_eeuu_t$, $infl_eeuu_t$, $prod_col_t$ y $tasa_col_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Después, se halló la longitud de retraso óptimo para la correcta estimación del modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Tres de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era dos (FPE, AIC y HQ), otro sugirió que era cero

⁹ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.



(SC) y otro que era seis (LR) siguiendo el mismo criterio que se planteó para los países anteriores, se analizó el modelo con dos rezagos (Ver Anexo 27).

Luego, se aplicó la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, se rechaza la hipótesis nula (Ver Anexo 28). Así, se tuvo que identificar los puntos atípicos – casi todos los componentes, con excepción del segundo y cuarto (residuos de la producción de EE.UU. y producción de Colombia) – que tenían una probabilidad individual menor al 5%, para corregirlos (Ver Anexo 29).

Con la siguiente prueba se comprobó la homocedasticidad del modelo VAR estándar, sin términos cruzados, con un resultado de (1.66%) se rechaza la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es heteroscedástica y habría que corregir el modelo. (Ver Anexo 30)¹⁰.

Para finalizar, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que existe correlación serial entre los errores del modelo, debido a que algunas probabilidades no superaban el 5% (Ver Anexo 31).

Corrección del modelo

¹⁰ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.



Este modelo evidenció problemas de no normalidad, heterocedasticidad y correlación serial. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados en los gráficos de los residuos, al final se introdujeron 11 variables dummies para corregir el error (Ver Anexo 32). La mayoría de estas dummies se identificaron tras ver datos atípicos en la tasa de política monetaria de EE.UU. y la tasa de política de Colombia.

También se tomaron en cuenta eventos atípicos en Colombia que pudieron afectar el correcto desempeño de su economía. Por ejemplo, para las variables incluidas del 2019 ($d1$, $d7$ y $d8$) representando a los meses de agosto, octubre y diciembre, se explican por las protestas y el paro nacional en este país, que abarcó diferentes segmentos de la población, entre ellos empleados, estudiantes y comunidades indígenas. Las protestas estuvieron vinculadas a diversas exigencias, como cambios en las políticas laborales y de pensiones, así como inquietudes respecto a la violencia y la ejecución de acuerdos de paz. Estas manifestaciones ocasionaron alteraciones en la dinámica económica y, en ciertos casos, resultaron en el cierre temporal de negocios.

En este periodo la inflación en Colombia estuvo dentro de los objetivos establecidos por el Banco de la República, pero las autoridades debieron ajustar la política monetaria para hacer frente a las presiones inflacionarias y garantizar la estabilidad macroeconómica.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 33), ni

con la normalidad (Ver Anexo 34) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 35). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 36).

Perú

Para el análisis del caso peruano, primero, se identifica el correcto ordenamiento de sus variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para este caso ver el Anexo 37¹¹. De igual forma, el ordenamiento inicia de la variable más exógena. Así, parte de $tasa_eeuu_t$, seguido por $prod_eeuu_t$ que impacta en $infl_eeuu_t$. Estas variables se transmiten a la economía de Perú por el canal comercial afectando a $prod_per_t$, el mismo que afectará a $infl_per_t$ y al final a $tasa_per_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad tanto la $tasa_eeuu_t$, $prod_per_t$ y $tasa_per_t$ son estacionarias en segundas diferencias I(2), mientras que $prod_eeuu_t$, $infl_eeuu_t$ e $infl_per_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Después, se halló la longitud de retraso óptimo para la correcta estimación del modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el

¹¹ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.



criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Tres de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era seis (LR, FPE y AIC), otro sugirió que era uno (SC) y otro que era dos (HQ) siguiendo el mismo criterio que se planteó para los países anteriores, se analizó el modelo con seis rezagos (Ver Anexo 38).

Luego, se aplicó la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, se rechaza la hipótesis nula (Ver Anexo 39). Así, se tuvo que identificar los puntos atípicos, casi todos los componentes eran significativos con excepción del primero y segundo (residuos de la tasa de interés y producción de EE.UU.) que tenían una probabilidad individual menor al 5%, por lo que había que corregirlos (Ver Anexo 40).

Con la siguiente prueba se comprobó la homocedasticidad del modelo VAR estándar, sin términos cruzados, con un resultado de (76.45%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica. (Ver Anexo 41)¹².

Para finalizar, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que existe correlación serial entre los errores del modelo, debido a que algunas probabilidades no superaban el 5% (Ver Anexo 42).

¹² Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.



Corrección del modelo

Este modelo evidenció problemas de no normalidad y correlación serial. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados en los gráficos de los residuos, al final se introdujeron 17 variables dummies para corregir el error (Ver Anexo 43). La mayoría de estas dummies se identificaron tras ver datos atípicos en la tasa de política monetaria de EE.UU. y la inflación de Perú.

También se tomaron en cuenta eventos atípicos en Perú que pudieron afectar el correcto desempeño de su economía, principalmente aquellos ocurridos en el 2019 ($d1$, $d6$, $d15$ y $d16$). Por ejemplo, las fluctuaciones en los precios de los metales a nivel internacional que afectaron los ingresos por exportaciones y la inversión en el sector. Además, las protestas y conflictos sociales que ocurrieron en diversas regiones del país, relacionados con temas ambientales, derechos indígenas y disputas por recursos naturales, afectaron la inversión y la operación de proyectos extractivos, especialmente en el sector minero.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 44), ni con la normalidad (Ver Anexo 45) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 46). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 47).

México

Para el análisis del caso mexicano, primero, se identifica el correcto ordenamiento de sus variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para este caso ver el Anexo 48¹³. De igual forma, el ordenamiento inicia de la variable más exógena. Así, parte de $tasa_eeuu_t$, seguido por $prod_eeuu_t$ que impacta en $infl_eeuu_t$. Estas variables se transmiten a la economía de México por el canal comercial afectando a $prod_mex_t$, el mismo que afectará a $infl_mex_t$ y al final a $tasa_mex_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad tanto la $tasa_eeuu_t$, $infl_mex_t$ y $prod_mex_t$ son estacionarias en segundas diferencias I(2), mientras que $infl_eeuu_t$, $tasa_mex_t$ y $prod_eeuu_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Después, se halló la longitud de retraso óptimo para la correcta estimación del modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Tres de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era ocho (LR, FPE y AIC), otro sugirió que era cero (SC) y otro que era dos (HQ), siguiendo el mismo criterio que se planteó para los países anteriores, se analizó el modelo con ocho rezagos (Ver Anexo 49).

¹³ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.



Luego, se aplicó la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, se rechaza la hipótesis nula (Ver Anexo 50). Así, se tuvo que identificar los puntos atípicos, los residuos de la producción de EE.UU., producción de México e inflación de México sí superaban el 5%, por lo que quedaba corregir los demás componentes (Ver Anexo 51).

Con la siguiente prueba se comprobó la homocedasticidad del modelo VAR estándar, sin términos cruzados, con un resultado de (51.49%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica. (Ver Anexo 52)¹⁴.

Para finalizar, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que existe correlación serial entre los errores del modelo, debido a que algunas probabilidades no superaban el 5% (Ver Anexo 53).

Corrección del modelo

Este modelo evidenció problemas de no normalidad y correlación serial. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados en los gráficos de los residuos, al final se introdujeron 10 variables dummies para corregir el error (Ver Anexo 54). La mayoría de estas dummies se identificaron tras ver datos atípicos en la tasa de política monetaria de EE.UU. y la inflación de México.

¹⁴ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.



Además, se tomaron en cuenta eventos atípicos en México que pudieron afectar el correcto desempeño de su economía, principalmente aquellos ocurridos en el 2016 (*d3, d7 y d9*), por ejemplo, la elección de Donald Trump como presidente de EE.UU. en noviembre de ese año, lo que tuvo importantes repercusiones en la economía mexicana. Las propuestas de Trump relacionadas con el comercio y la inmigración generaron incertidumbre y afectaron negativamente la confianza de los inversionistas.

La incertidumbre global, incluyendo eventos como el Brexit y la elección presidencial en Estados Unidos, contribuyó a la volatilidad en los mercados financieros internacionales. Esto afectó las tasas de cambio, las inversiones extranjeras y la confianza de los inversores en México.

Finalmente, durante 2016, México experimentó un aumento en los niveles de inflación. El Banco de México respondió con ajustes en la política monetaria para controlar la inflación y mantener la estabilidad macroeconómica.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 55), ni con la normalidad (Ver Anexo 56) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 57). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 58).

3.10.1.2. Análisis del canal financiero

El análisis en este apartado también estará dividido en cinco estimaciones correspondientes al impacto de la política monetaria de EE.UU. en cada uno de los cinco países analizados.

Brasil

La principal diferencia con el anterior apartado es la identificación del ordenamiento de las variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para el caso brasileño ver el Anexo 59¹⁵. El orden inicia de la variable más exógena. Así, $tasa_eeuu_t$ es la primera variable debido a que impacta en las siguientes variables. Luego, $prod_eeuu_t$ que influye en $infl_eeuu_t$. Estas variables afectarán a la economía brasileña a través de un canal financiero que evidencia un primer efecto sobre $tasa_bra_t$, el mismo que afectará a $prod_bra_t$ y, al final, sobre $infl_bra_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad la $tasa_eeuu_t$ y $prod_bra_t$ son estacionarias en segundas diferencias I(2), mientras que $prod_eeuu_t$, $infl_eeuu_t$, $infl_bra_t$ y $tasa_bra_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

¹⁵ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.



Posteriormente, se halló la longitud de retraso óptimo para estimar adecuadamente el modelo VAR inicial. El resultado y la lógica son los mismos que en el canal comercial, por tanto, se analizó el modelo con cuatro rezagos (Ver Anexo 5).

Luego, se tuvo que aplicar la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky, el resultado contenía Simetría y Curtosis. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, rechazando así la hipótesis nula (Ver Anexo 60). Entonces, se tuvo que identificar los puntos atípicos, casi todos los componentes, con excepción del segundo (residuos de la producción de EE.UU.), tenían una probabilidad individual menor al 5%, por lo que habría que corregirlos (Ver Anexo 61).

La siguiente prueba se realizó con el fin de comprobar la homocedasticidad del modelo VAR estándar, con un resultado de (35.74%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica, el resultado coincide con el obtenido en el apartado del análisis del canal comercial (Ver Anexo 8)¹⁶.

De la misma forma, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. La conclusión y los resultados son los mismos que en el canal comercial, que no existe

¹⁶ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.



correlación serial entre los errores del modelo, debido a que todas las probabilidades superan el 5% (Ver Anexo 9).

Corrección del modelo

Este modelo tenía problemas de no normalidad. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados gracias a los gráficos de los residuos, al final se requirieron 23 variables dummies para corregir el error, al igual que en el canal comercial, pero en diferentes periodos, principalmente en los residuos de la tasa de política monetaria de EE.UU. y producción de Brasil (Ver Anexo 61).

Además de considerar únicamente los gráficos, también se tomaron en cuenta los eventos en Brasil que pudieron afectar el correcto desempeño de su economía¹⁷. Todas las dummies se observan en el Anexo 62.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 63), ni con la normalidad (Ver Anexo 64) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 65). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 66).

¹⁷ Estos fueron descritos en el análisis del canal comercial.

Chile

En cuanto al ordenamiento de las variables para el caso chileno ver el Anexo 67¹⁸. De igual forma, el ordenamiento inicia de la variable más exógena. Así, $tasa_eeuu_t$ es la primera variable debido a que impacta en las siguientes variables. Luego, $prod_eeuu_t$ que influye en $infl_eeuu_t$. Estas variables afectarán a la economía chilena a través de un canal financiero que evidencia un primer efecto sobre $tasa_chl_t$, el mismo que afectará a $prod_chl_t$ y, al final, sobre $infl_chl_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad solo la $tasa_eeuu_t$ es estacionaria en segundas diferencias I(2), mientras que $prod_eeuu_t$, $infl_eeuu_t$, $infl_chl_t$, $prod_chl_t$ y $tasa_chl_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Luego, se halló la longitud de retraso óptimo para la correcta estimación del modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Dos de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era uno (SC y HQ), mientras que los tres restantes (LR, FPE y AIC) sugirieron que seis, siguiendo el mismo criterio que se planteó en el análisis comercial, se analizó el modelo con seis rezagos (Ver Anexo 16).

¹⁸ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.



Luego, se aplicó la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, se rechaza la hipótesis nula (Ver Anexo 68). Así, se tuvo que identificar los puntos atípicos, casi todos los componentes – con excepción del quinto (residuos de la producción de Chile) – tenían una probabilidad individual menor al 5%, por lo que habría que corregirlos (Ver Anexo 69).

Con la siguiente prueba se comprobó la homocedasticidad del modelo VAR estándar, sin términos cruzados, con un resultado de (76.36%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica, este resultado es el mismo que el obtenido en el canal comercial. (Ver Anexo 19)¹⁹.

Para finalizar, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que existe correlación serial entre algunos errores del modelo, debido a que algunas probabilidades de la prueba no superaban el 5%, por lo que habría que corregirlo, el resultado es el mismo que en el canal comercial. (Ver Anexo 20).

Corrección del modelo

Este modelo solo evidenció problemas de no normalidad y correlación. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados en los gráficos de los residuos, al final se requirieron 25 variables dummies para corregir

¹⁹ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.



el error (Ver Anexo 70). La mayoría de estas dummies se identificaron tras ver datos atípicos en la tasa de política monetaria de EE.UU. y la producción de Chile. También se tomaron en cuenta eventos atípicos en Chile que pudieron afectar el correcto desempeño de su economía²⁰.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 71), ni con la normalidad (Ver Anexo 72) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 73). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 74).

Colombia

Respecto a Colombia, se identifica inicialmente el correcto ordenamiento de sus variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para el caso colombiano ver el Anexo 75²¹. De igual forma, el ordenamiento inicia de la variable más exógena. Así, parte de $tasa_eeuu_t$, seguido por $prod_eeuu_t$ que impacta en $infl_eeuu_t$. Estas variables se transmiten a la economía de Colombia por el canal financiero afectando a $tasa_col_t$, el mismo que afectará a $prod_col_t$ y al final a $infl_col_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad tanto la $tasa_eeuu_t$ como la $infl_col_t$ son estacionarias en segundas diferencias I(2),

²⁰ Detallados en el apartado del análisis del canal comercial.

²¹ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.

mientras que $prod_eeuu_t$, $infl_eeuu_t$, $prod_col_t$ y $tasa_col_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Después, se halló la longitud de retraso óptimo para la correcta estimación del modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Tres de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era dos (FPE, AIC y HQ), otro sugirió que era cero (SC) y otro que era seis (LR) siguiendo el mismo criterio que se planteó para los países anteriores, se analizó el modelo con dos rezagos, el resultado es el mismo que el obtenido en el análisis del canal comercial (Ver Anexo 27).

Luego, se aplicó la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, se rechaza la hipótesis nula (Ver Anexo 76). Así, se tuvo que identificar los puntos atípicos, casi todos los componentes – con excepción del segundo y quinto (residuos de la producción de EE.UU. y producción de Colombia) – tenían una probabilidad individual menor al 5% (Ver Anexo 77).

Con la siguiente prueba se comprobó la homocedasticidad del modelo VAR estándar, sin términos cruzados, con un resultado de (1.66%) se rechaza la hipótesis



nula, por lo que, la varianza de los errores es heteroscedástica y habría que corregir el modelo. (Ver Anexo 30)²².

Para finalizar, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que existe correlación serial entre los errores del modelo, debido a que algunas probabilidades no superaban el 5% (Ver Anexo 31).

Corrección del modelo

Este modelo evidenció problemas de no normalidad, heterocedasticidad y correlación serial. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados en los gráficos de los residuos, al final se introdujeron 11 variables dummies para corregir el error (Ver Anexo 78). La mayoría de estas dummies se identificaron tras ver datos atípicos en la tasa de política monetaria de EE.UU.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 79), ni con la normalidad (Ver Anexo 80) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 81). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 82).

²² Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.

Perú

Para el análisis del caso peruano, primero, se identifica el correcto ordenamiento de sus variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para este caso ver el Anexo 83²³. De igual forma, el ordenamiento inicia de la variable más exógena. Así, parte de $tasa_eeuu_t$, seguido por $prod_eeuu_t$ que impacta en $infl_eeuu_t$. Estas variables se transmiten a la economía de Perú por el canal financiero afectando a $tasa_per_t$, el mismo que afectará a $prod_per_t$, y al final a $infl_per_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad tanto la $tasa_eeuu_t$, $prod_per_t$ y $tasa_per_t$ son estacionarias en segundas diferencias I(2), mientras que $prod_eeuu_t$, $infl_eeuu_t$ e $infl_per_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Después, se halló la longitud de retraso óptimo para la correcta estimación del modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Tres de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era seis (LR, FPE y AIC), otro sugirió que era uno

²³ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.



(SC) y otro que era dos (HQ) siguiendo el mismo criterio que se planteó para los países anteriores, se analizó el modelo con seis rezagos (Ver Anexo 38).

Luego, se aplicó la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, se rechaza la hipótesis nula (Ver Anexo 84). Así, se tuvo que identificar los puntos atípicos. El primer y segundo componente (residuos de la tasa de interés y producción de EE.UU.) no fueron significativos, por lo que había que corregirlos (Ver Anexo 85).

Con la siguiente prueba se comprobó la homocedasticidad del modelo VAR estándar, sin términos cruzados, con un resultado de (76.45%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica, el resultado es el mismo que en el análisis del canal comercial (Ver Anexo 41)²⁴.

Para finalizar, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que existe correlación serial entre los errores del modelo, debido a que algunas probabilidades no superaban el 5%, el resultado es el mismo que en el análisis del canal comercial (Ver Anexo 42).

²⁴ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.

Corrección del modelo

Este modelo evidenció problemas de no normalidad y correlación serial. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados en los gráficos de los residuos, al final se introdujeron 6 variables dummies para corregir el error (Ver Anexo 86). La mayoría de estas dummies se identificaron tras ver datos atípicos en la tasa de política monetaria de EE.UU.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 87), ni con la normalidad (Ver Anexo 88) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 89). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 90).

México

Para el análisis del caso mexicano, primero, se identifica el correcto ordenamiento de sus variables, basándonos en la teoría y en las pruebas de causalidad de Granger, para este caso ver el Anexo 91²⁵. De igual forma, el ordenamiento inicia de la variable más exógena. Así, parte de $tasa_{eeuu}_t$, seguido por $prod_{eeuu}_t$ que impacta en $infl_{eeuu}_t$. Estas variables se transmiten a la economía de México por el canal financiero afectando a $tasa_{mex}_t$, el mismo que afectará a $prod_{mex}_t$ y al final $infl_{mex}_t$.

²⁵ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald, priorizando la endogeneidad de las variables latinoamericanas.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad tanto la $tasa_eeuu_t$, $infl_mex_t$ y $prod_mex_t$ son estacionarias en segundas diferencias I(2), mientras que $infl_eeuu_t$, $tasa_mex_t$ y $prod_eeuu_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Después, se halló la longitud de retraso óptimo para la correcta estimación del modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Tres de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era ocho (LR, FPE y AIC), otro sugirió que era cero (SC) y otro que era dos (HQ), siguiendo el mismo criterio que se planteó para los países anteriores, se analizó el modelo con ocho rezagos. Este resultado es el mismo que el obtenido en el canal comercial (Ver Anexo 49).

Luego, se aplicó la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, se rechaza la hipótesis nula (Ver Anexo 92). Así, se tuvo que identificar los puntos atípicos, los residuos de la producción de EE.UU., producción de México e inflación de México sí superaban el 5%, por lo que quedaba corregir los demás componentes (Ver Anexo 93).



Con la siguiente prueba se comprobó la homocedasticidad del modelo VAR estándar, sin términos cruzados, con un resultado de (51.49%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica. (Ver Anexo 52)²⁶.

Para finalizar, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que existe correlación serial entre los errores del modelo, debido a que algunas probabilidades no superaban el 5% (Ver Anexo 53).

Corrección del modelo

Este modelo evidenció problemas de no normalidad y correlación serial. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados en los gráficos de los residuos, al final se introdujeron 12 variables dummies para corregir el error (Ver Anexo 94). La mayoría de estas dummies se identificaron tras ver datos atípicos en la tasa de política monetaria de EE.UU. y de México.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 95), ni con la normalidad (Ver Anexo 96) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 97). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 98).

²⁶ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.

3.10.2. Para el objetivo específico 1

El análisis en este apartado aborda el impacto de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables macroeconómicas de dicho país. La metodología será del tipo correlacional y descriptiva. También, se aplicará un modelo SVAR (Vectores Autorregresivos Estructurales), cuyos componentes se obtienen a partir del modelo Neokeynesiano planteado en la teoría. Las variables endógenas usadas para estimar el SVAR serán:

$$x_t = [tasa_{eeuu}, prod_{eeuu}, infl_{eeuu}]^{27}$$

Donde, la variable $tasa_{eeuu}$ representa la tasa de interés como instrumento de política monetaria de EE.UU., $prod_{eeuu}$ a la producción de EE.UU. e $infl_{eeuu}$ el nivel de precios de la EE.UU.

Luego, al igual que en el objetivo general, se calculan los coeficientes contemporáneos con el método de descomposición de Choleski, lo que permite obtener los errores del SVAR y obtener los impactos de largo plazo, las cuales se deberán analizar con la descomposición de la varianza y una función impulso-respuesta, para facilitar su interpretación (Ramírez & Rodríguez, 2013).

Primero, se estima un modelo VAR convencional, el mismo que se transforma en un modelo SVAR. Después, se utilizan técnicas de identificación para analizar el impacto de la política monetaria de Estados Unidos sobre sus propias variables

²⁷ El orden variará en función de la dinámica del modelo Neokeynesiano; así como, del test de causalidad de Granger.

macroeconómicas. Algunas técnicas comunes incluyen la descomposición de la varianza, análisis impulso-respuesta y descomposición histórica.

El número de restricciones impuestas fue de 3, a partir de:

$$N^{\circ} \text{ de restricciones} = \frac{k(k-1)}{2} = 3$$

Considerando como $k = 3$.

Además, el ordenamiento según la teoría económica sería el siguiente²⁸:

$$tasa_{eeuu} \rightarrow prod_{eeuu} \rightarrow infl_{eeuu}$$

Por otro lado, la forma del esquema de restricciones para la estimación del modelo SVAR que vincula los errores de la forma reducida junto a los choques estructurales es:

$$Ae_t = Bu_t$$

Y según el esquema de descomposición de Cholesky se extiende en la siguiente expresión:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{tasa_eeuu_t} \\ e_{prod_eeuu_t} \\ e_{infl_eeuu_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{tasa_eeuu_t} \\ u_{prod_eeuu_t} \\ u_{infl_eeuu_t} \end{bmatrix}$$

De ahí que se forma el siguiente sistema de ecuaciones que vincula e_t y u_t :

$$e_{tasa_eeuu_t} = b_{11}u_{tasa_eeuu_t}$$

²⁸ Tras revisar las investigaciones realizadas por Rodriguez (2018), Canova (2005) y Kim (2001).



$$e_{prod_eeuu_t} = -a_{21}e_{tasa_eeuu_t} + b_{22}u_{prod_eeuu_t}$$

$$e_{infl_eeuu_t} = -a_{31}e_{tasa_eeuu_t} - a_{32}e_{prod_eeuu_t} + b_{33}u_{infl_eeuu_t}$$

En cumplimiento con este objetivo, estas ecuaciones permiten identificar la respuesta de las variables macroeconómicas de EE.UU. frente a choques de su política monetaria.

El ordenamiento de las variables está sustentado en la dinámica del modelo neokeynesiano; así como, en las pruebas de causalidad de Granger, para el caso estadounidense ver el Anexo 99²⁹. El orden inicia de la variable más exógena. Así, $tasa_eeuu_t$ es la primera variable debido a que tiene influencia en las siguientes variables. Luego, $prod_eeuu_t$ que influye en $infl_eeuu_t$.

Respecto a los resultados de la identificación de estacionariedad, la $tasa_eeuu_t$ es estacionaria en segundas diferencias I(2), mientras que $prod_eeuu_t$ e $infl_eeuu_t$ son estacionarias en primera diferencia I(1) (Ver Anexo 4). Para realizar las siguientes pruebas y estimaciones se corrigieron las series transformándolas en sus primeras o segundas diferencias, según correspondía.

Posteriormente, se halló la longitud de retraso óptimo para estimar adecuadamente el modelo VAR inicial. Para encontrar el número adecuado de rezagos se utilizó el criterio Ratio de Verosimilitud (LR), Error de Predicción Final (FPE), de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Tres de estos concluyeron que el número de rezagos óptimo era seis (LR, FPE y AIC) y

²⁹ El análisis de causalidad de Granger o Bloque de exogeneidad se aplicó sobre el modelo VAR con el Test de Wald.



los otros dos sugirieron que era dos (SC y HQ) siguiendo el mismo criterio que se planteó en la sección anterior se analizó el modelo con seis rezagos (Ver Anexo 100).

Luego, se tuvo que aplicar la prueba de normalidad en los errores del modelo VAR, eligiendo el método de Cholesky, el resultado contenía Simetría y Curtosis. Se obtuvo que los errores no seguían una distribución normal debido a que la significancia de la prueba conjunta (0%) no superaba el 5%, rechazando así la hipótesis nula (Ver Anexo 101). Entonces, se tuvo que identificar los puntos atípicos, ninguno de los componentes fue significativo, por lo que había que corregirlos (Ver Anexo 102).

La siguiente prueba se realizó con el fin de comprobar la homocedasticidad del modelo VAR estándar, con un resultado de (49.18%) se acepta la hipótesis nula, por lo que, la varianza de los errores es homocedástica. (Ver Anexo 103)³⁰.

De la misma forma, se aplicó la prueba de correlación serial o prueba de del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos Breusch–Godfrey. Se concluye que no existe correlación serial entre los errores del modelo, debido a que todas las probabilidades superan el 5% (Ver Anexo 104).

Corrección del modelo

Este modelo solo presentó problemas de no normalidad. Para solucionarlo se agregaron variables dummy en los periodos atípicos identificados gracias a los gráficos de los residuos, al final se requirieron 19 variables dummies para corregir el

³⁰ Para el test de heterocedasticidad que identifica la probabilidad conjunta de los residuos del modelo VAR se seleccionó la opción del test de White sin términos cruzados.



error, principalmente en los residuos de la tasa de política monetaria de EE.UU. (Ver Anexo 105).

Además de considerar únicamente los gráficos, también se tomaron en cuenta los eventos en EE.UU. que pudieron afectar el correcto desempeño de su economía³¹. Por ejemplo, en el 2019 (*d1, d4, d5, d13*), EE.UU. atravesó una disputa comercial con China, con la imposición mutua de aranceles sobre productos importados. Esto generó incertidumbre en los mercados, afectó a industrias específicas y desafiaron las cadenas de suministro globales.

Asimismo, la Fed realizó recortes en las tasas de interés en respuesta a preocupaciones sobre el crecimiento económico global y las tensiones comerciales. Estos recortes buscaron estimular la actividad económica y mitigar posibles desaceleraciones.

Finalmente, los efectos del Brexit, junto con la desaceleración económica en otras partes del mundo, también tuvieron un impacto en la economía estadounidense a través del comercio y la volatilidad en los mercados financieros.

Una vez hecha esta corrección se volvieron a analizar los residuos. Se encontró que no hay problema con la prueba de correlación serial (Ver Anexo 106), ni con la normalidad (Ver Anexo 107) y tampoco con la prueba de heterocedasticidad (Ver Anexo 108). Asimismo, se comprobó la condición de estabilidad de este nuevo

³¹ Estos fueron descritos en el análisis del canal comercial.



modelo VAR corregido, cumpliéndose dicha condición, pues las raíces inversas del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (Ver Anexo 109).

3.10.3. Para el objetivo específico 2

En este apartado se pretende identificar el canal de transmisión de política monetaria que mejor opera sobre cada uno de los países. El análisis empírico que permitió la identificación de los canales de transmisión que priman por cada país fueron realizados en la sección correspondiente al objetivo general.

Entonces, siguiendo el trabajo de Rodriguez (2018), corresponde comparar el modelo teórico Neo Keynesiano³² versus las predicciones empíricas resultantes con las funciones impulso-respuesta. De esa forma, se podrá identificar qué canal prevalece en la transmisión de choques en base al comportamiento de las variables latinoamericanas ante un choque de política monetaria.

³² El modelo y su dinámica se explicaron en el marco teórico.



CAPÍTULO IV

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1. PRESENTACIÓN SEGÚN METODOLOGÍA POR OBJETIVOS

4.1.1. Para el objetivo general

4.1.1.1. Resultados del análisis del canal comercial

Brasil

Análisis impulso-respuesta

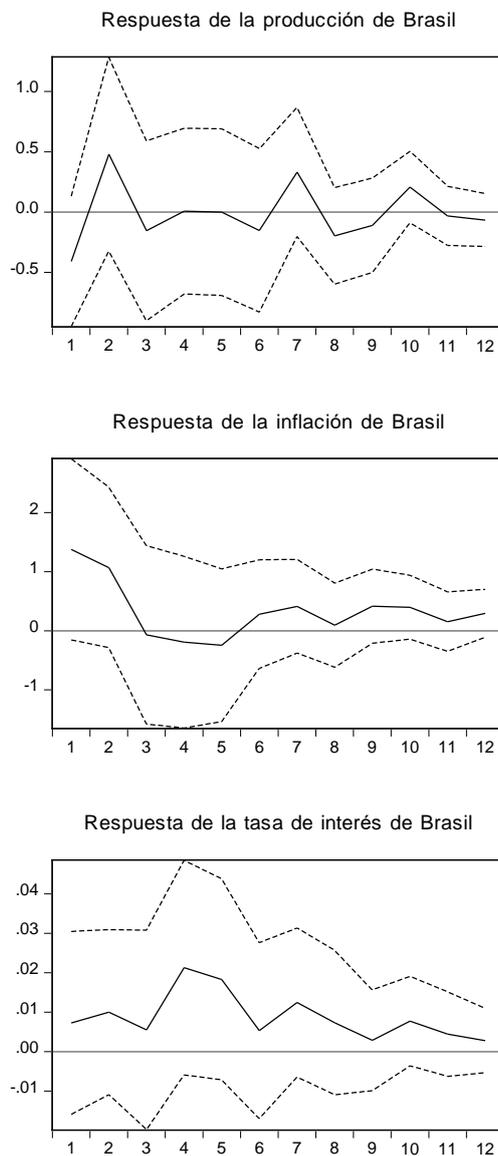
En este punto se estiman los parámetros estructurales, siendo estos los multiplicadores del SVAR recursivo, se cumple con la idea de que son 15 coeficientes (Ver Anexo 4.1). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 13.

Un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto inicial positivo en la producción de Brasil, que dura los primeros dos meses y después cae, tal como lo señala la teoría económica. Asimismo, el efecto siguiente sobre la inflación es negativo. Este canal culmina con el efecto en la tasa de política monetaria de Brasil que cae al segundo mes, coincidiendo con la dinámica planteada por el Modelo Neo Keynesiano.

Figura 13

Impulso-Respuesta de Brasil ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Este apartado ayuda a evidenciar el impacto sobre determinada variable que tienen los choques de las demás variables y la propia. Los resultados evidenciaron el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de Brasil, tales como: Producción (*prod_Bra*), Inflación (*infl_Bra*) y tasa de política monetaria (*tasa_Bra*). Sobre las fluctuaciones de la primera variable brasileña (*prod_Bra*), se explica en su mayoría por el producto de EE.UU. con casi 10% (Tabla 2).

Tabla 2

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Brasil

– Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de Brasil
1	0.026389	1.796670	0.466150	0.127978	97.60920
2	0.030554	1.561074	0.883060	0.252418	96.21940
3	0.032162	1.446585	2.171693	0.757992	91.57801
4	0.034131	1.360902	5.787922	0.794937	86.14442
5	0.034822	1.272377	8.959290	1.415975	81.12405
6	0.034916	1.316677	9.850330	1.401527	79.77771
7	0.035312	1.606293	9.644133	1.510146	79.51990
8	0.035438	1.682992	9.462618	1.551578	79.53561
9	0.035484	1.709485	9.472755	1.721131	79.18880
10	0.035550	1.824520	9.623389	1.737699	78.92750
11	0.035604	1.817233	9.775263	1.860992	78.66419
12	0.035614	1.828038	9.802845	1.859369	78.61066

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la segunda variable brasileña (*infl_Bra*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. con más del 10% (Tabla 3).

Tabla 3

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Brasil –

Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Brasil
1	0.421928	2.532933	0.234284	0.188432	95.45563
2	0.426615	3.077317	3.209473	0.198951	91.21078
3	0.442078	2.782894	6.316762	5.580135	83.00589
4	0.454075	2.652449	6.076778	8.916041	80.1104
5	0.459277	2.639881	6.634498	9.996508	78.53789
6	0.460538	2.633215	6.931430	10.33976	77.20365
7	0.464080	2.744784	6.867225	10.41372	76.42360
8	0.465375	2.725503	6.802159	10.36715	75.77929
9	0.466665	2.818711	6.737697	10.24284	74.55872
10	0.468513	2.911766	6.741700	10.20794	73.82572
11	0.469018	2.909967	6.699108	10.16128	73.39538
12	0.469416	2.959257	6.664101	10.10952	73.01492

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable brasileña (*tasa_Bra*), es explicada principalmente por el producto de EE.UU. con cerca del 4% (Tabla 4).

Tabla 4

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de

Brasil – Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Brasil
1	0.365265	0.310017	0.056701	0.005979	97.03577
2	0.406656	0.663440	5.147471	1.045357	87.08865
3	0.421420	0.628627	5.122808	1.387119	86.55527
4	0.434568	1.649078	5.160274	1.049068	85.38398
5	0.440891	2.385586	4.898103	1.227001	84.55898
6	0.444883	2.297781	4.584864	1.351822	84.36443
7	0.448990	2.551262	4.412752	1.443570	83.89371
8	0.449808	2.633109	4.420931	2.074520	83.27123
9	0.451062	2.614112	4.368007	2.230783	83.12147
10	0.451618	2.729707	4.351884	2.308638	82.92648

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Brasil
11	0.452058	2.758410	4.403110	2.503110	82.68626
12	0.452355	2.766530	4.390872	2.550434	82.62581

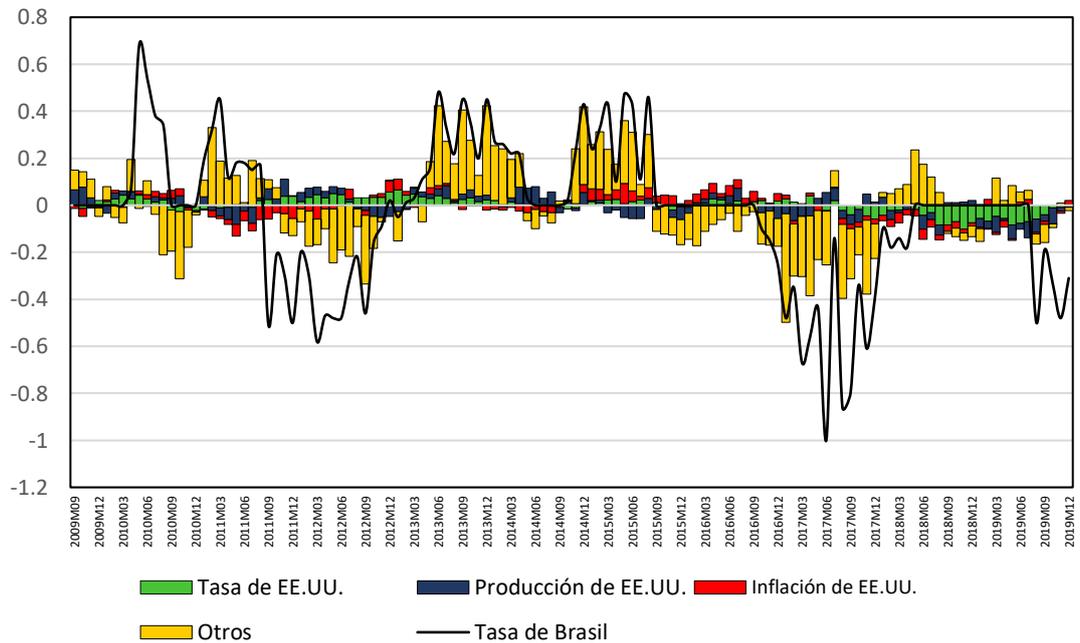
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía brasileña durante el periodo de estudio.

Figura 14

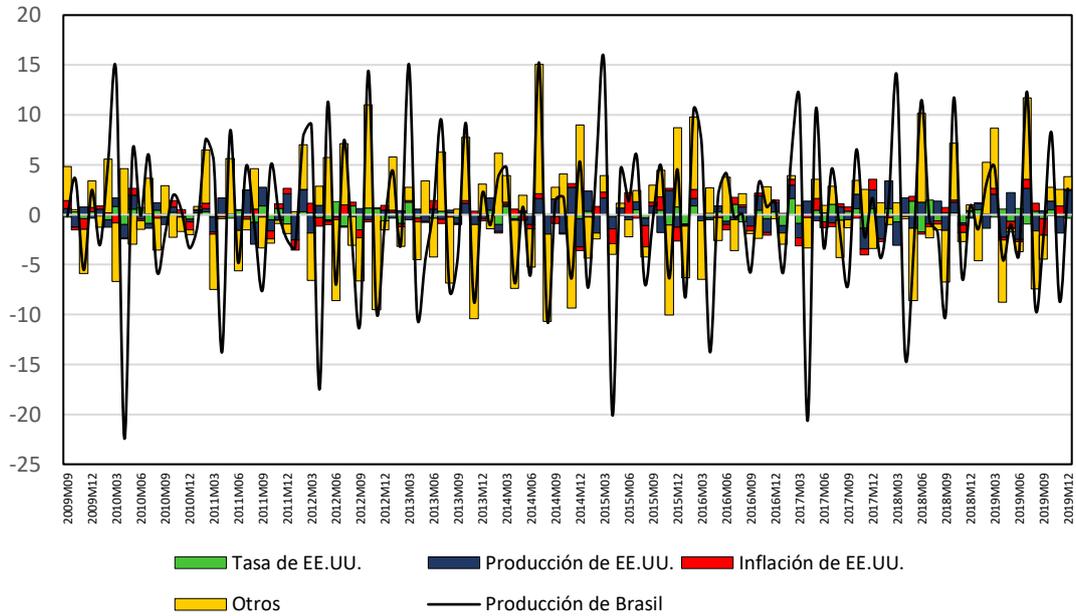
Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Brasil – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 15

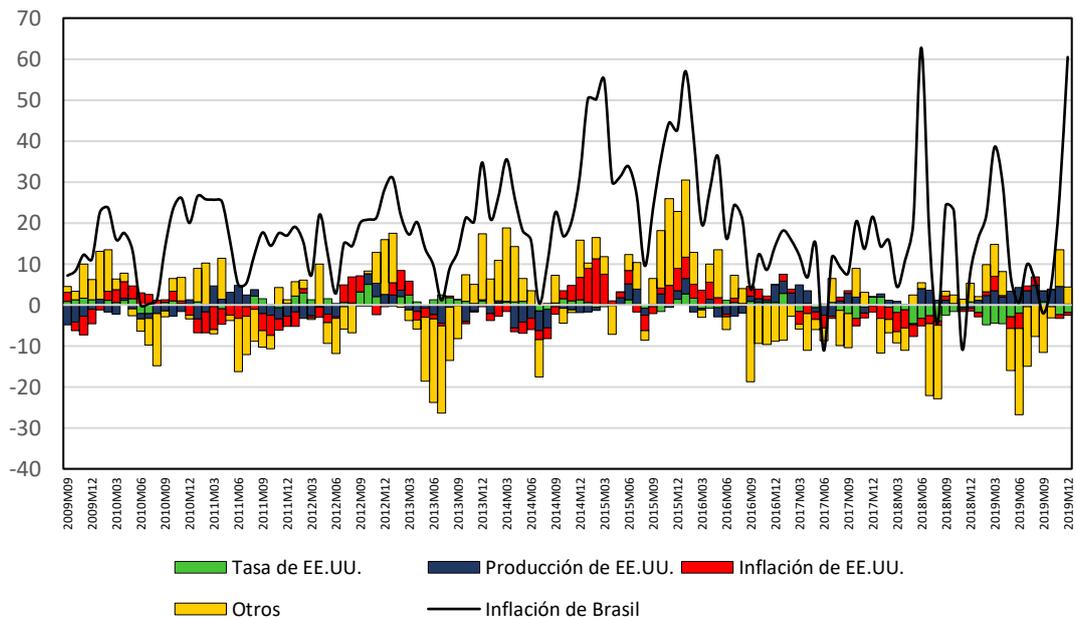
Descomposición histórica de la producción de Brasil – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 16

Descomposición histórica de la inflación de Brasil – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia



Chile

Análisis impulso-respuesta

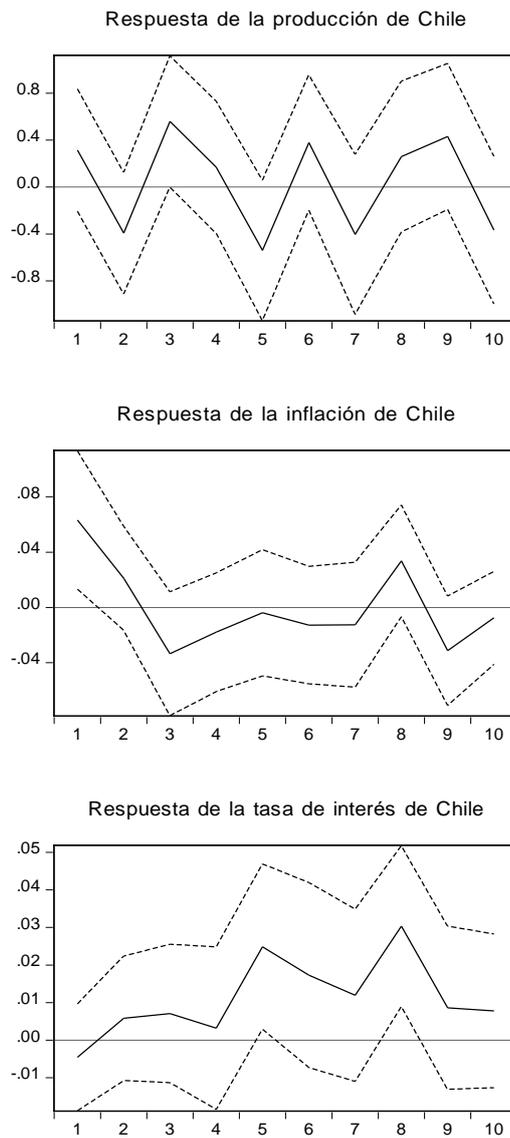
Se estiman los parámetros estructurales, siendo estos los multiplicadores del SVAR, se obtienen 15 coeficientes (Ver Anexo 4.2). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 17.

Un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto negativo instantáneo en la producción de Chile, lo que viene acompañado de un efecto negativo en la inflación. Sin embargo, el efecto siguiente sobre la tasa de política monetaria es positiva hasta el quinto mes, posteriormente se evidencia recién una caída. Pese al retraso en evidenciarse la dinámica planteada por el Modelo Neo Keynesiano con la tasa de política monetaria, esta termina cumpliéndose.

Figura 17

Impulso-Respuesta de Chile ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Luego, se analiza el impacto que tienen los choques de todas las variables sobre las fluctuaciones de determinada variable. Los resultados muestran el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de Chile, tales como: producción (*prod_chl*), inflación (*infl_chl*) y tasa de política monetaria (*tasa_chl*). Respecto a las fluctuaciones de la primera variable chilena (*prod_chl*), se explica en su mayoría por la producción de EE.UU. con alrededor del 10% (Tabla 5).

Tabla 5

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Chile

– Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de Chile
1	0.025186	1.168536	0.000377	0.089514	98.74157
2	0.029126	1.984425	0.006905	0.314922	97.03298
3	0.030142	3.740477	0.800112	0.463622	93.76413
4	0.032050	3.564390	3.493021	2.480092	88.49091
5	0.033372	5.052210	6.344865	2.559554	84.16455
6	0.034101	5.677999	6.686255	2.479663	83.30559
7	0.037360	5.902595	9.761581	4.835711	77.05591
8	0.038471	5.960955	9.353140	5.454356	76.84743
9	0.038974	6.621643	10.09670	6.485601	74.47033
10	0.040517	6.813102	9.571169	6.797552	74.62612
11	0.041051	6.799762	9.760824	6.691642	74.14584
12	0.041428	6.886386	9.806981	7.043074	73.67903

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la segunda variable chilena (*infl_chl*), es explicada principalmente por la tasa de política monetaria de EE.UU. con alrededor del 8% (Tabla 6).

Tabla 6*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Chile –**Canal comercial*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Chile
1	0.391951	5.017431	1.379657	1.563862	90.84468
2	0.395609	5.209178	1.307216	3.017704	84.89022
3	0.410496	6.189224	3.265825	3.007567	80.60091
4	0.432725	6.461217	3.816554	3.200696	79.62483
5	0.443303	6.126014	5.405439	3.175106	75.35503
6	0.447371	6.120331	5.782313	3.738980	73.27836
7	0.461878	6.226960	5.750235	3.728371	72.69732
8	0.465400	7.173643	5.843281	3.850070	70.79273
9	0.467365	7.952996	5.925542	3.910387	69.29604
10	0.471707	7.989410	5.949817	3.967742	69.14591
11	0.472773	7.949099	5.945845	3.949301	68.54571
12	0.474783	8.467100	6.570738	4.026499	67.43415

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable chilena (*tasa_chl*), es explicada principalmente por la producción de EE.UU. alrededor del 23% (Tabla 7).

Tabla 7*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de**Chile – Canal comercial*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Chile
1	0.330725	0.332120	2.508578	0.829585	93.94564
2	0.350130	0.464613	1.655288	1.859550	94.49360
3	0.362817	0.702184	7.565912	2.732046	87.35416
4	0.374449	0.602081	12.10091	4.540144	81.33656
5	0.378789	3.454627	13.26989	5.507563	75.98483
6	0.391737	4.289393	19.02523	5.903610	68.61046
7	0.400821	4.514770	19.15727	6.409623	66.83588
8	0.407012	7.631639	19.07014	6.399230	63.89193
9	0.415867	7.583418	21.81434	6.223780	61.46821
10	0.417531	7.723436	22.17869	6.179430	61.03054

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Chile
11	0.418102	9.362419	22.08849	6.177957	59.55369
12	0.421008	9.191726	23.39193	6.072803	58.33983

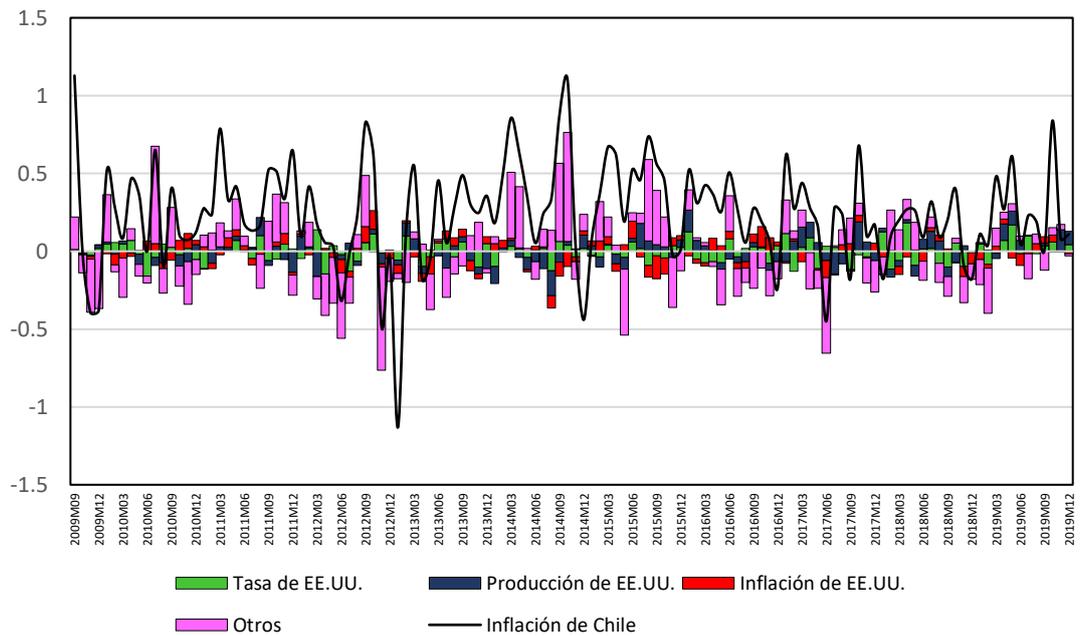
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía chilena durante el periodo de estudio.

Figura 18

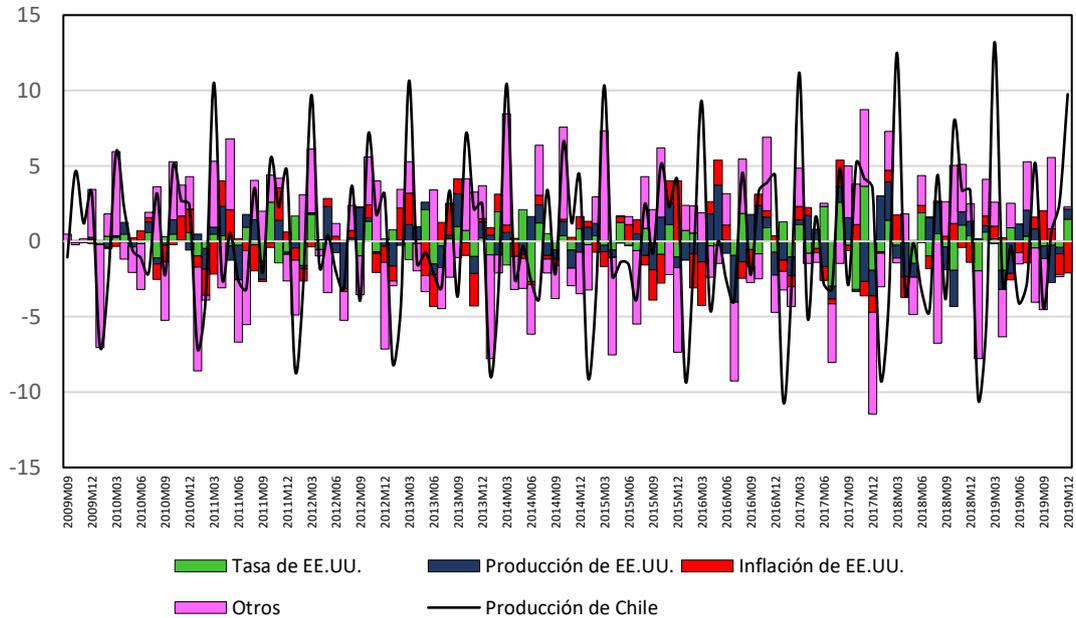
Descomposición histórica de la inflación de Chile – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 19

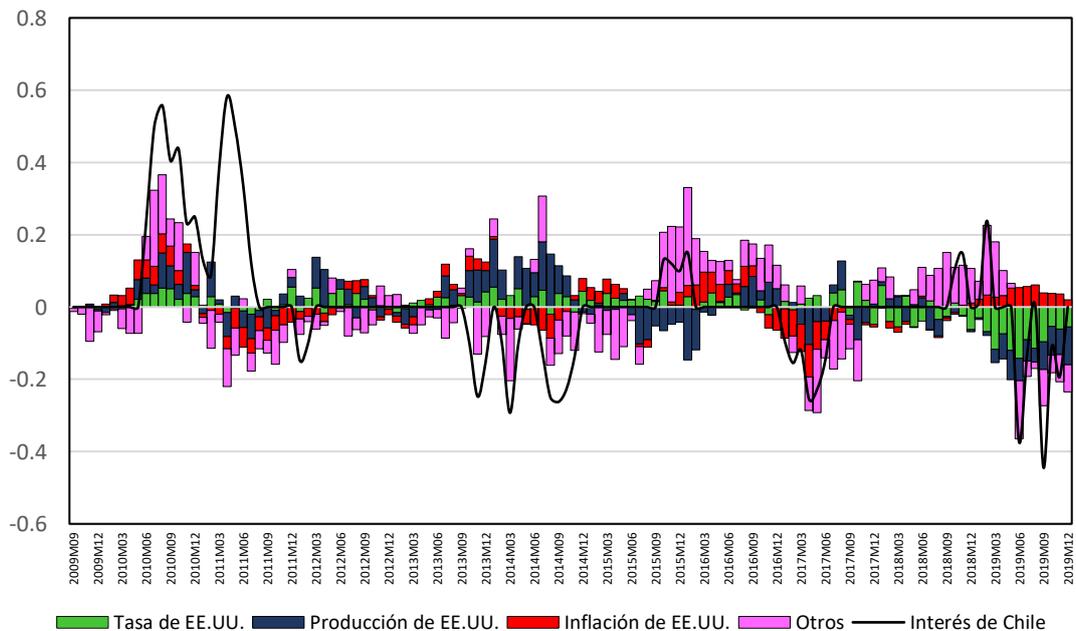
Descomposición histórica de la producción de Chile – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 20

Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Chile – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia



Colombia

Análisis impulso-respuesta

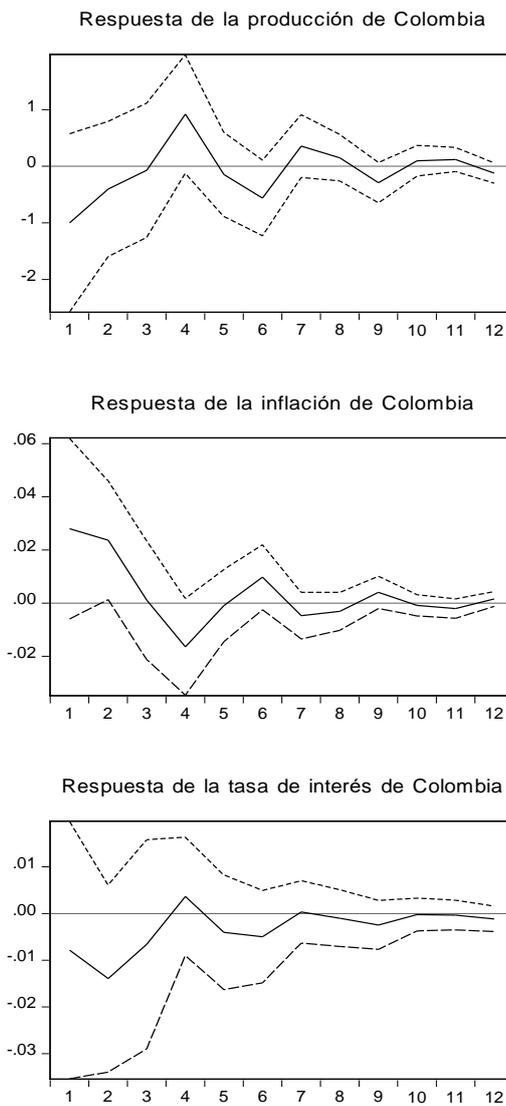
Para el caso colombiano, se estiman los parámetros estructurales, siendo estos los multiplicadores del SVAR, se obtienen 15 coeficientes (Ver Anexo 4.3). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 21.

Un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto positivo en la producción de Colombia, recién en el cuarto mes se observa la caída. Luego, la inflación tiene un efecto negativo instantáneo que dura alrededor de cuatro meses, acompañado de una caída de la tasa de interés que se prolonga por dos meses. Pese al efecto inicial positivo de la producción de Colombia, la dinámica planteada por el Modelo Neo Keynesiano termina cumpliéndose.

Figura 21

Impulso-Respuesta de Colombia ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Respecto al análisis del impacto que tienen los choques de todas las variables sobre las fluctuaciones de determinada variable. Los resultados muestran el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de Colombia, tales como: producción (*prod_col*), inflación (*infl_col*) y tasa de política monetaria (*tasa_col*). Respecto a las fluctuaciones de la primera variable (*prod_col*), se explica en su mayoría por la tasa de política monetaria de EE.UU. con alrededor del 2% (Tabla 8).

Tabla 8

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Colombia – Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de Colombia
1	0.029108	1.255774	0.228008	0.023774	98.49244
2	0.035601	1.175791	0.217972	0.515566	92.74256
3	0.038577	1.091079	0.326752	1.273391	85.92141
4	0.041220	1.848866	0.654075	1.380210	84.49346
5	0.042200	1.858857	0.716654	1.376622	84.09359
6	0.042758	2.136383	0.713285	1.558897	83.65196
7	0.043261	2.247650	0.713764	1.574018	83.52391
8	0.043420	2.264715	0.712873	1.641490	83.41919
9	0.043564	2.340796	0.712377	1.640275	83.35346
10	0.043657	2.348383	0.712176	1.655642	83.33077
11	0.043687	2.360106	0.712087	1.662094	83.31093
12	0.043720	2.373457	0.712024	1.662733	83.29859

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la segunda variable de Colombia (*infl_col*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. con alrededor del 7% (Tabla 9).

Tabla 9*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de**Colombia – Canal comercial*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Colombia
1	0.458194	2.099724	0.006035	3.630364	89.17286
2	0.464055	3.262057	1.351302	6.773327	80.89442
3	0.484916	3.110129	1.757270	6.540813	77.51884
4	0.486802	3.662094	1.734436	7.209068	76.15947
5	0.487347	3.637666	1.750730	7.237266	76.11746
6	0.487683	3.839049	1.760916	7.293583	75.88220
7	0.487960	3.883880	1.758573	7.326166	75.78219
8	0.488149	3.901233	1.757529	7.365393	75.72022
9	0.488230	3.935647	1.756784	7.364002	75.68238
10	0.488280	3.936735	1.756588	7.369295	75.67169
11	0.488317	3.945390	1.756249	7.371197	75.65883
12	0.488340	3.950407	1.756065	7.372108	75.65134

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable colombiana (*tasa_col*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. cerca al 3% (Tabla 10).

Tabla 10*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de**Colombia – Canal comercial*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Colombia
1	0.428477	0.253955	0.878176	0.083462	98.45528
2	0.457451	0.877312	0.810236	0.725205	95.96196
3	0.460228	0.818186	0.733798	2.574970	91.36761
4	0.462403	0.797716	0.715828	2.596034	90.84175
5	0.464312	0.797356	0.689657	2.567846	90.63624
6	0.464558	0.830393	0.673164	2.690944	90.33051
7	0.464642	0.813917	0.661138	2.738686	90.15888
8	0.464686	0.806999	0.656520	2.728193	90.13020
9	0.464716	0.814143	0.652715	2.736641	90.06596
10	0.464728	0.810146	0.650276	2.749866	90.02748

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Colombia
11	0.464743	0.807901	0.648725	2.749065	90.01766
12	0.464751	0.809250	0.647835	2.750645	90.00298

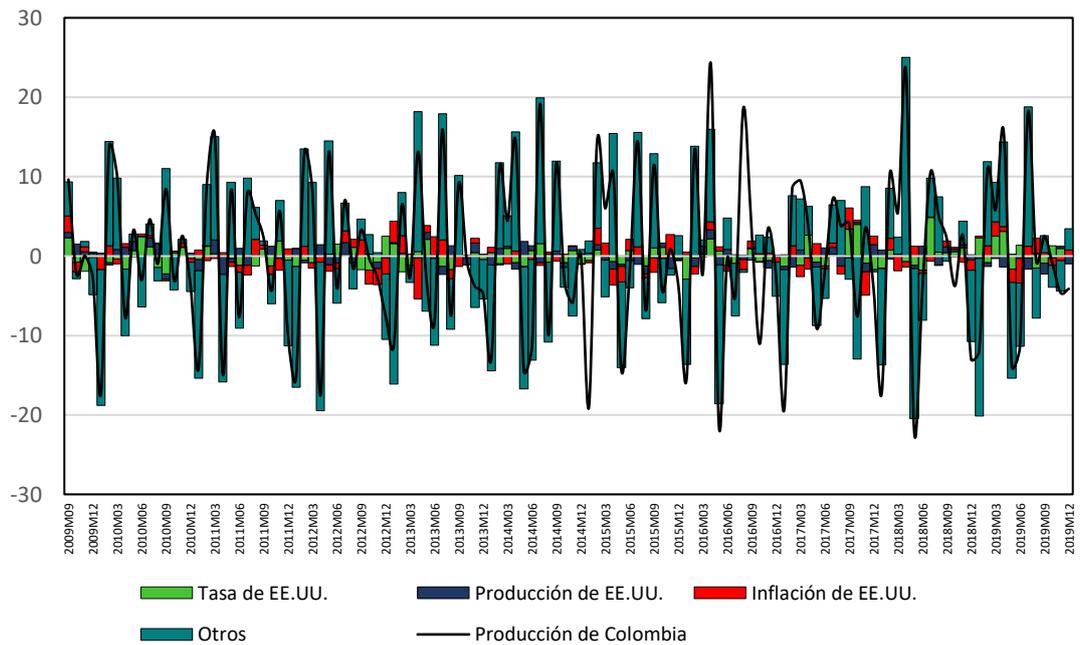
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía colombiana durante el periodo de estudio.

Figura 22

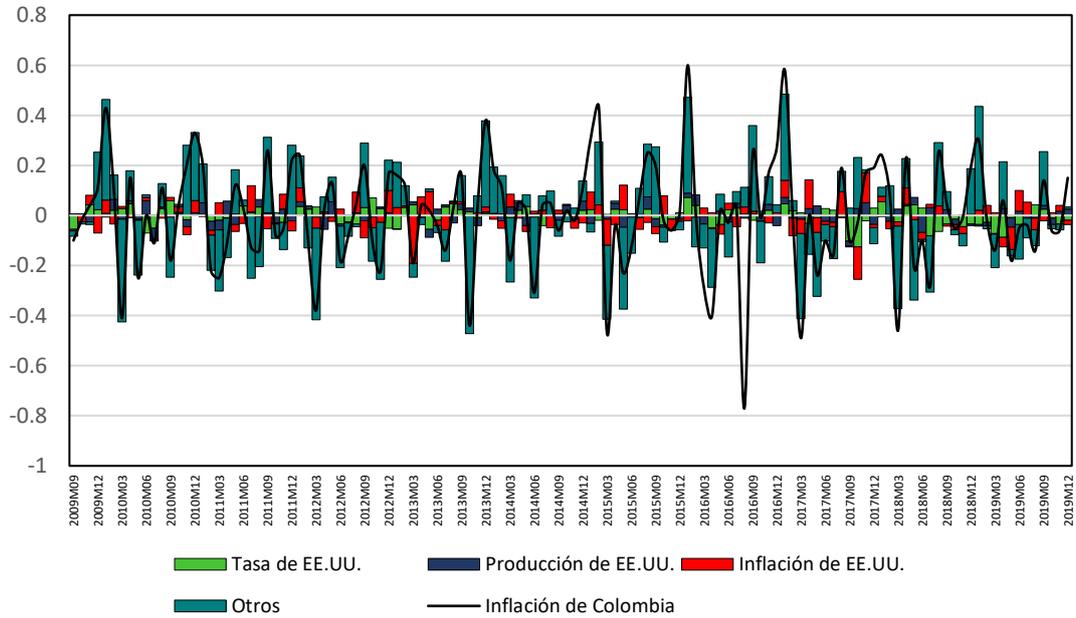
Descomposición histórica de la producción de Colombia – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 23

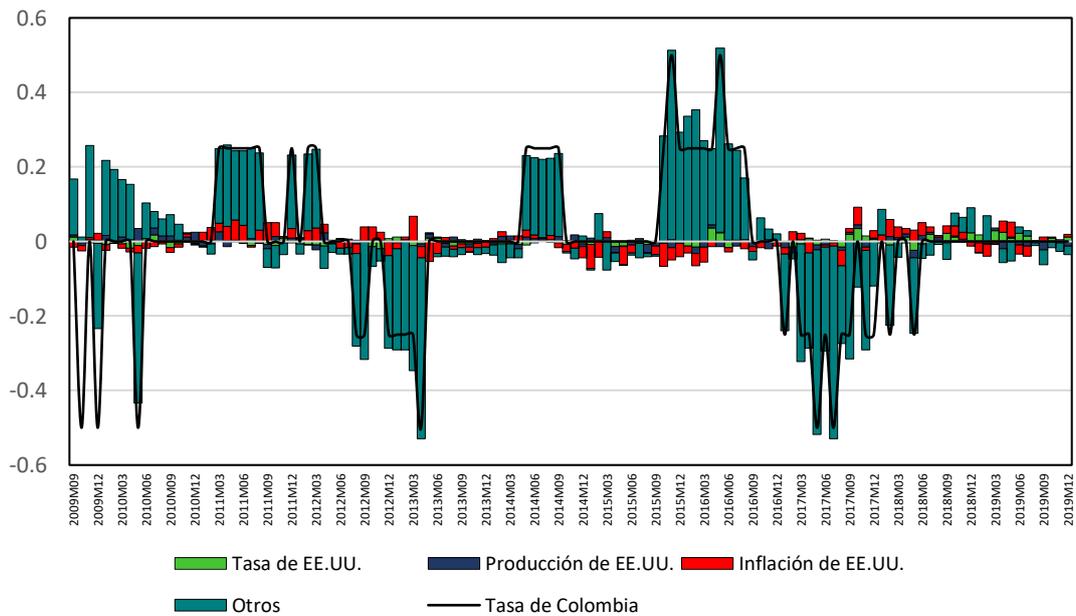
Descomposición histórica de la inflación de Colombia – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 24

Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Colombia – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia



Perú

Análisis impulso-respuesta

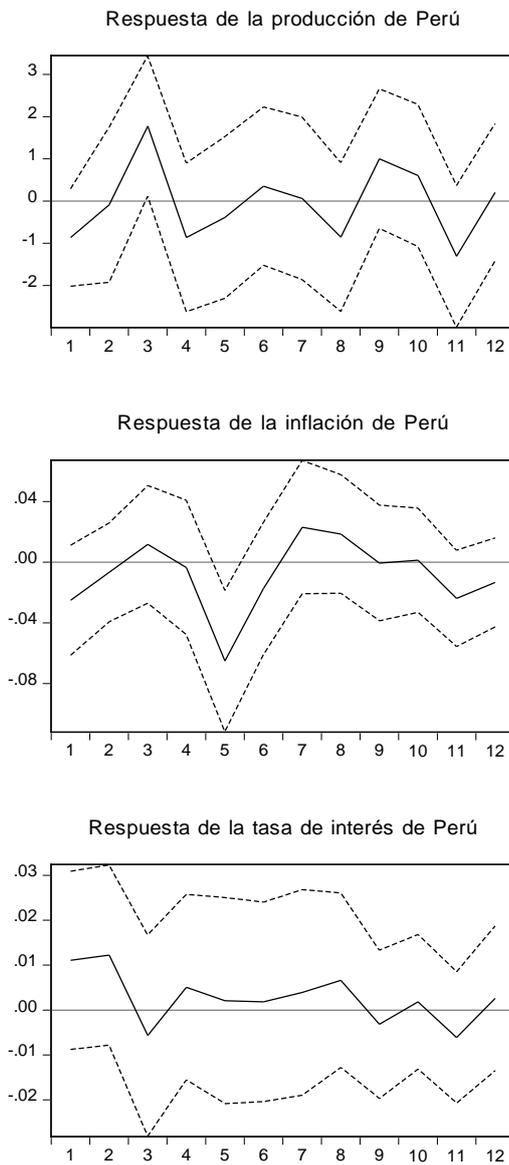
Se estiman los parámetros estructurales, siendo estos los multiplicadores del SVAR recursivo, se cumple con la idea de que son 15 coeficientes (Ver Anexo 4.4). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 25.

Un choque positivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto inicial positivo en Perú, el efecto negativo planteado por la teoría económica se evidencia desde el tercer mes. De la misma forma, la inflación cae desde el tercer mes y la tasa de interés desde el segundo, siguiendo el comportamiento planteado en la teoría.

Figura 25

Impulso-Respuesta de Perú ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Respecto al análisis del impacto que tienen los choques de todas las variables sobre las fluctuaciones de determinada variable. Los resultados muestran el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de Perú, tales como: producción (*prod_per*), inflación (*infl_per*) y tasa de política monetaria (*tasa_per*). En cuanto a las fluctuaciones de la primera variable (*prod_per*), se explica en su mayoría por la inflación de EE.UU. con cerca del 10% (Tabla 11).

Tabla 11

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Perú – Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de Perú
1	0.026405	1.784572	0.697814	7.403685	90.11393
2	0.030186	0.618480	0.350439	10.46195	88.20241
3	0.031903	3.049256	0.848675	10.41523	84.57217
4	0.034218	3.341959	1.385016	10.21047	83.51211
5	0.036579	3.362022	1.732921	10.55051	81.77162
6	0.037705	3.318255	2.032899	11.11559	79.31629
7	0.041174	3.030069	2.370682	10.14321	74.31321
8	0.041860	3.239536	3.571137	9.527083	71.88394
9	0.042743	3.589973	3.390959	9.556615	72.07251
10	0.044583	3.732496	3.818684	9.428815	71.05777
11	0.045372	4.302048	3.980958	9.631882	70.66098
12	0.046610	4.189453	3.911689	9.831840	69.38211

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la segunda variable de Perú (*infl_per*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. con alrededor del 18% (Tabla 12).

Tabla 12

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Perú –

Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Perú
1	0.385701	1.547831	7.543057	1.317330	89.24845
2	0.392957	1.377157	10.87807	7.133993	77.25878
3	0.424360	1.555605	12.42423	7.809885	72.58534
4	0.443161	1.260107	9.909429	9.545729	58.40253
5	0.447633	6.370703	8.757860	15.66100	50.59193
6	0.460239	6.512524	8.817356	17.30119	49.07716
7	0.473583	6.850282	8.560677	16.83934	47.96619
8	0.478785	7.075003	8.357196	18.01381	46.85390
9	0.488430	6.836119	8.511732	17.81525	47.24301
10	0.490747	6.761861	8.417588	17.64564	46.72432
11	0.492849	7.067903	8.103725	17.87735	45.09068
12	0.496004	7.206950	8.084769	18.01049	44.96962

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable peruana (*tasa_per*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. cerca al 14% (Tabla 13).

Tabla 13

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de

Perú – Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Perú
1	0.321995	0.999155	0.168044	11.26837	87.22215
2	0.373621	1.555354	7.740182	10.87471	78.85001
3	0.394454	1.573377	8.470719	12.27431	74.21753
4	0.411411	1.628746	8.419850	12.66813	73.65951
5	0.433000	1.567478	8.065350	13.83903	72.01461
6	0.437216	1.523710	7.986905	13.36625	71.94019
7	0.446307	1.564843	7.861128	13.28151	72.06845
8	0.453795	1.725521	7.822314	13.54530	70.71345
9	0.454847	1.728114	7.717663	13.77708	70.09559
10	0.460626	1.723064	7.667424	13.86435	69.97758

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Perú
11	0.462187	1.862434	7.600404	13.82036	69.90095
12	0.463185	1.880757	7.792546	13.79107	69.74715

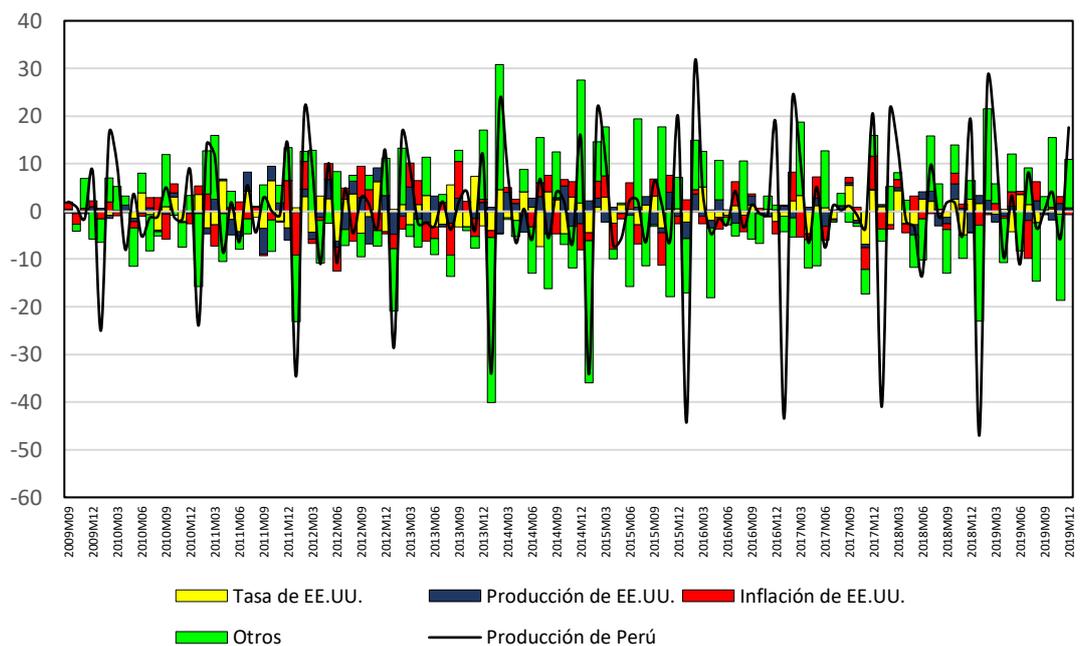
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía peruana durante el periodo de estudio.

Figura 26

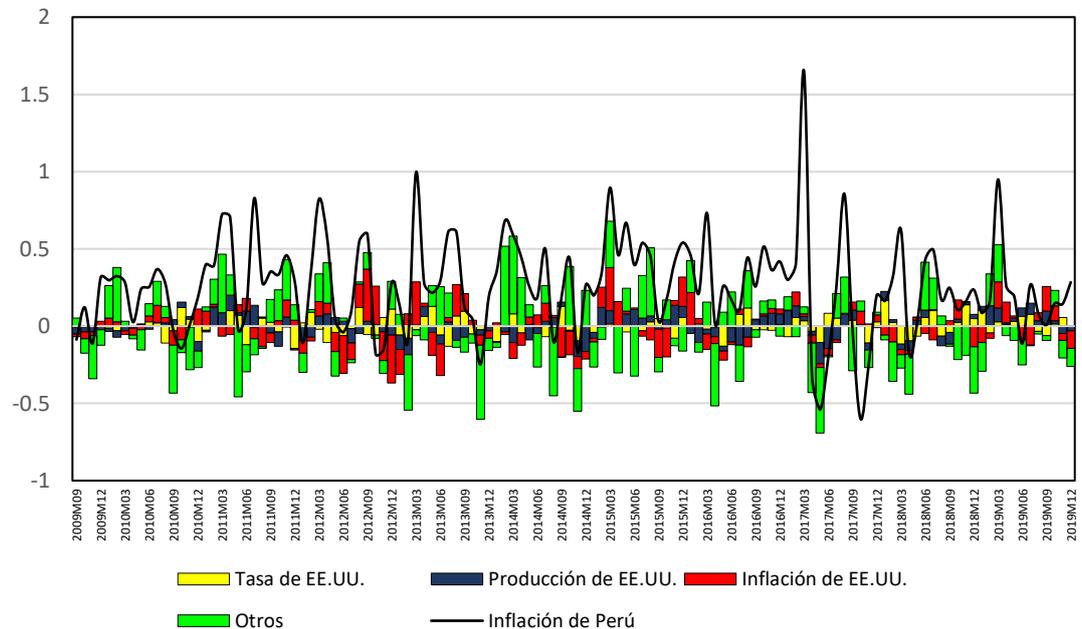
Descomposición histórica de la producción de Perú – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 27.

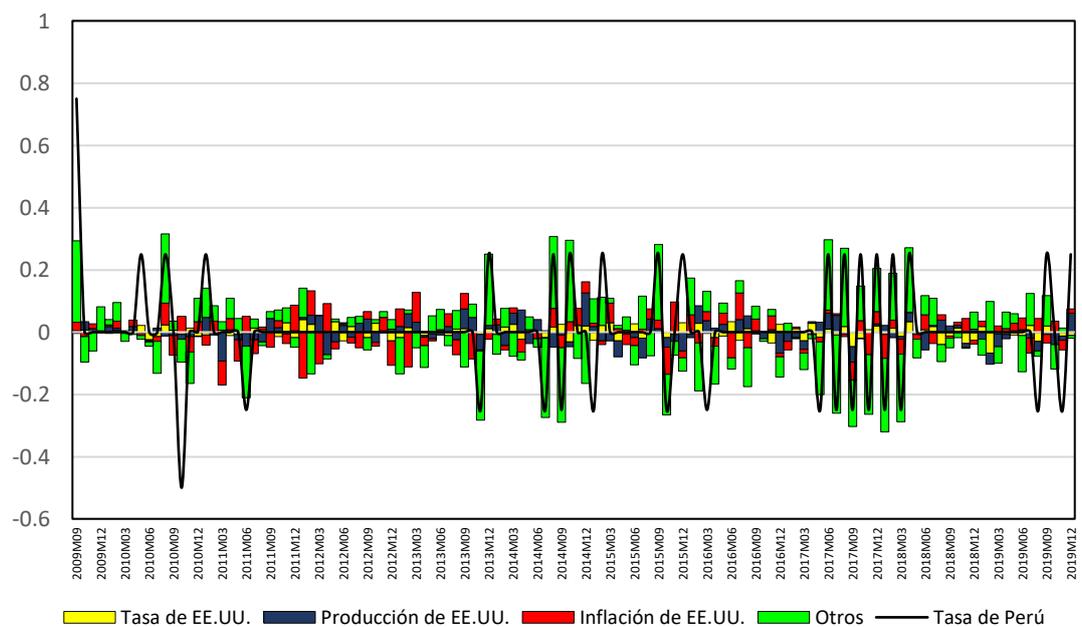
Descomposición histórica de la inflación de Perú – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 28

Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Perú – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia



En el contexto de analizar el efecto de un choque de política monetaria expansiva en EE.UU. sobre las variables económicas de países latinoamericanos, se examinó el caso específico de Perú para comprender los canales de transmisión, tanto comercial como financiero.

A través del análisis del Canal Comercial, se observó que un choque expansivo en la política monetaria de EE.UU. generó un impacto inicial positivo en Perú. Para respaldar estos resultados, se utilizaron datos concretos de la producción en Perú durante el período analizado, los cuales muestran una tendencia al alza tras el choque de política monetaria en EE.UU. Este aumento en la producción se tradujo en beneficios significativos para los pequeños empresarios, quienes experimentaron una ampliación en sus operaciones y bajas presiones en sus márgenes de ganancia. Muchos de estos empresarios dependen en gran medida de la demanda interna, la cual se vio impactada de forma positiva por el aumento en la producción general. Se encontró que la tasa de crecimiento en el periodo analizado se ubica en un promedio de 0.61%³³ al alza según datos del Banco Central³⁴.

En relación con los términos de intercambio, se observó un cambio significativo en la relación de intercambio entre Perú y sus socios comerciales. La política monetaria expansiva de EE.UU. contribuyó a una apreciación de la moneda local durante los primeros dos meses, lo que inicialmente parecía beneficiar la capacidad de compra del país en el mercado internacional. Sin embargo, a medida que el impacto se materializó, se registró una presión a la baja en los términos de

³³ Este resultado es de 1% al alza si se realiza una estimación logarítmica del periodo de análisis.

³⁴ Para marzo del 2009 creció un 6.06%, en abril un 1.59% y en mayo un 4.94%.



intercambio para Perú, afectando la competitividad de sus exportaciones. Este cambio en los términos de intercambio afectó a diversos sectores productivos, especialmente aquellos orientados hacia la exportación.

En cuanto al tipo de cambio real, se evidenció una volatilidad marcada durante el período de análisis. Si bien inicialmente se observó una apreciación de la moneda local, a largo plazo se registró una tendencia a la depreciación debido a las presiones comerciales y la disminución en la producción. Esta volatilidad generó incertidumbre en los mercados financieros y afectó la estabilidad económica, lo que planteó desafíos adicionales para las empresas, especialmente aquellas que dependen de insumos importados o que tienen deudas en moneda extranjera.

Esto se transmitió a la inflación, la misma que registró un comportamiento fluctuante, pero se identificó una subida a partir del tercer mes de 0.36% y el cuarto mes de 0.019%, coincidiendo con lo manifestado en la teoría. Y, luego la tasa de interés que evidenció el efecto teórico de crecimiento desde el cuarto mes del 2010³⁵, alineándose con las expectativas teóricas.

Por otro lado, al analizar el Canal Financiero, se identificó un impacto instantáneo negativo en la tasa de interés de Perú ante un choque positivo en la política monetaria de EE.UU. Este resultado inicial no concordó con las expectativas teóricas, ya que se esperaba un comportamiento distinto durante el primer momento. Sin embargo, a partir del tercer mes, se empezaron a evidenciar patrones en línea con el modelo teórico. Se registró una caída en la producción y la inflación a partir de este

³⁵ Con 1.25% en abril del 2010, 1.5% en mayo, 1.75% en junio, 2% en julio y así sucesivamente.



periodo, coincidiendo con las predicciones teóricas establecidas para el Canal Financiero.

México

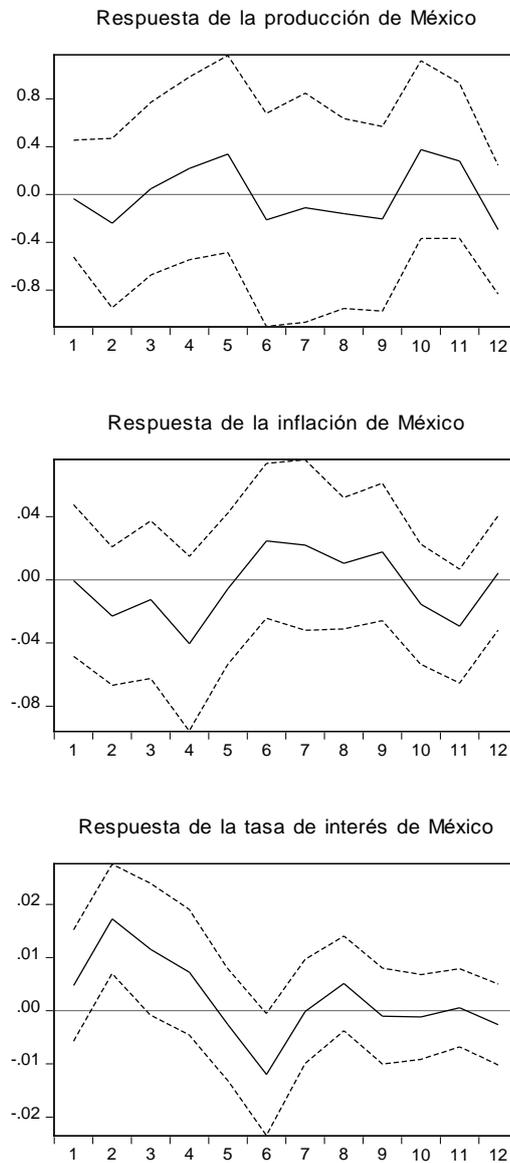
Análisis impulso-respuesta

Se estiman los parámetros estructurales, siendo estos los multiplicadores del SVAR, se obtienen 15 coeficientes (Ver Anexo 4.5). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 29.

Un choque positivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto inicial negativo, seguido de un efecto negativo de la inflación, finalmente, la caída en la tasa de política monetaria de México se muestra desde el segundo mes. De esta forma, se evidencia el comportamiento planteado por la teoría con respecto al canal comercial.

Figura 29

*Impulso-Respuesta de México ante un choque de política monetaria de EE.UU. –
Canal comercial*



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Este apartado ayuda a evidenciar el impacto sobre determinada variable que tienen los choques de las demás variables y la propia. Los resultados evidenciaron el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de México, tales como: Producción (*prod_mex*), Inflación (*infl_mex*) y tasa de política monetaria (*tasa_mex*). Primero, respecto a las fluctuaciones de la primera variable mexicana (*prod_mex*), se explica principalmente tanto por la producción e inflación de EE.UU. por el alrededor del 7% (Tabla 14).

Tabla 14

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de México– Canal comercial

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de México
1	0.037196	0.016310	2.745464	7.725665	89.51256
2	0.043702	0.336149	1.228191	7.737697	89.45083
3	0.047045	0.318829	8.427551	7.350890	82.35257
4	0.050805	0.519645	12.01888	6.894093	76.35110
5	0.051643	0.906973	10.26993	5.915599	66.31777
6	0.053439	0.894969	8.468109	7.346136	66.44911
7	0.057750	0.835937	7.561555	7.798550	67.51512
8	0.058752	0.888938	7.903865	7.757317	66.37475
9	0.061321	0.996608	8.019189	7.661543	65.49549
10	0.064287	1.351607	7.872597	7.411070	64.42081
11	0.065087	1.525636	7.770722	7.739917	64.10425
12	0.066672	1.747133	7.743534	7.701076	63.91215

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la segunda variable mexicana (*infl_mex*), es explicada principalmente por la tasa de política monetaria de EE.UU. con alrededor del 4% (Tabla 15).

Tabla 15*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de México–**Canal comercial*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de México
1	0.442193	0.000293	0.067819	0.545028	98.88505
2	0.446992	0.681136	0.068391	1.124897	93.06221
3	0.467251	0.804028	0.696515	1.334466	85.93116
4	0.498496	2.388218	0.943319	1.202422	75.59889
5	0.502209	2.397180	0.936210	1.223538	74.87800
6	0.504355	2.920536	0.910557	1.187676	73.13496
7	0.510421	3.188701	1.547064	1.672504	70.89673
8	0.513086	3.240430	1.525316	1.651851	71.08760
9	0.515797	3.358744	1.986790	2.688484	68.37790
10	0.517191	3.549140	2.000586	2.755310	68.08891
11	0.518544	4.223886	2.376436	3.034600	67.08908
12	0.520358	4.222603	2.369696	3.363898	66.84522

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable mexicana (*tasa_mex*), es explicada principalmente por la tasa de política monetaria de EE.UU. con cerca del 10% (Tabla 16).

Tabla 16*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de**México – Canal comercial*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de México
1	0.384229	0.658693	1.289097	0.200556	96.63410
2	0.421076	7.537440	1.177450	0.162461	87.31806
3	0.431732	8.469411	1.372841	0.478929	82.94018
4	0.437691	9.016458	2.286400	0.770613	79.86709
5	0.439849	8.920926	2.243397	1.057202	78.73414
6	0.446357	10.60155	2.156705	1.008315	73.42148
7	0.453847	10.14296	2.247519	1.484358	70.57870

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de México
8	0.457824	10.11452	2.806576	2.763475	67.71483
9	0.458774	9.791353	2.877882	3.614474	65.60901
10	0.459822	9.748741	2.899363	3.732628	65.22565
11	0.461511	9.659200	3.003491	3.709465	64.60280
12	0.462079	9.704670	3.022584	3.721612	64.27450

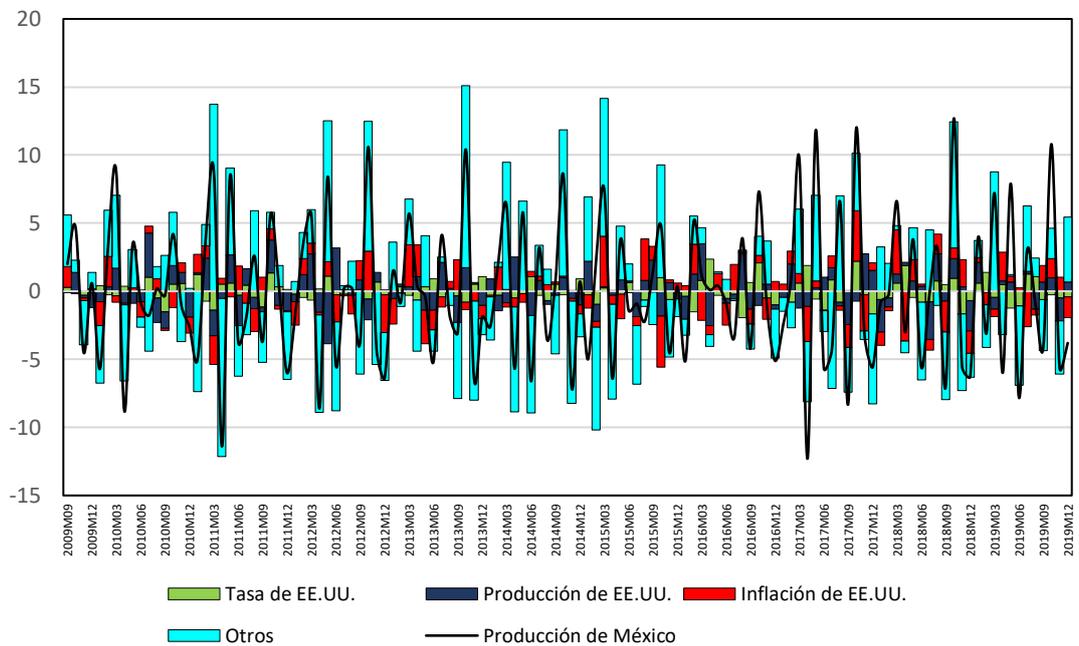
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía mexicana durante el periodo de estudio.

Figura 30

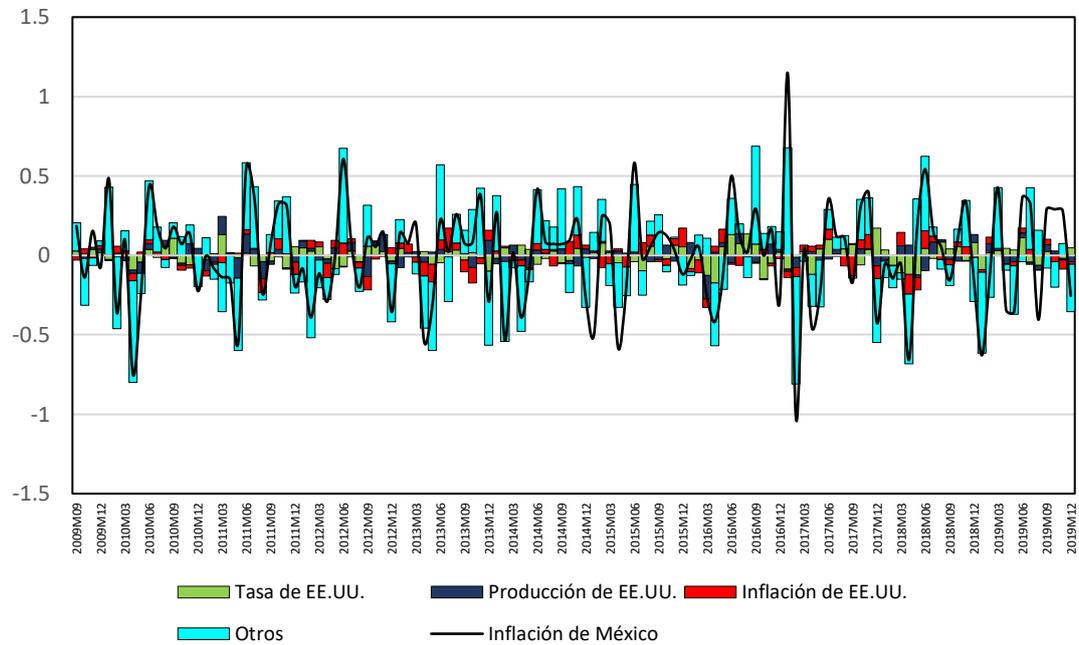
Descomposición histórica de la producción de México – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 31

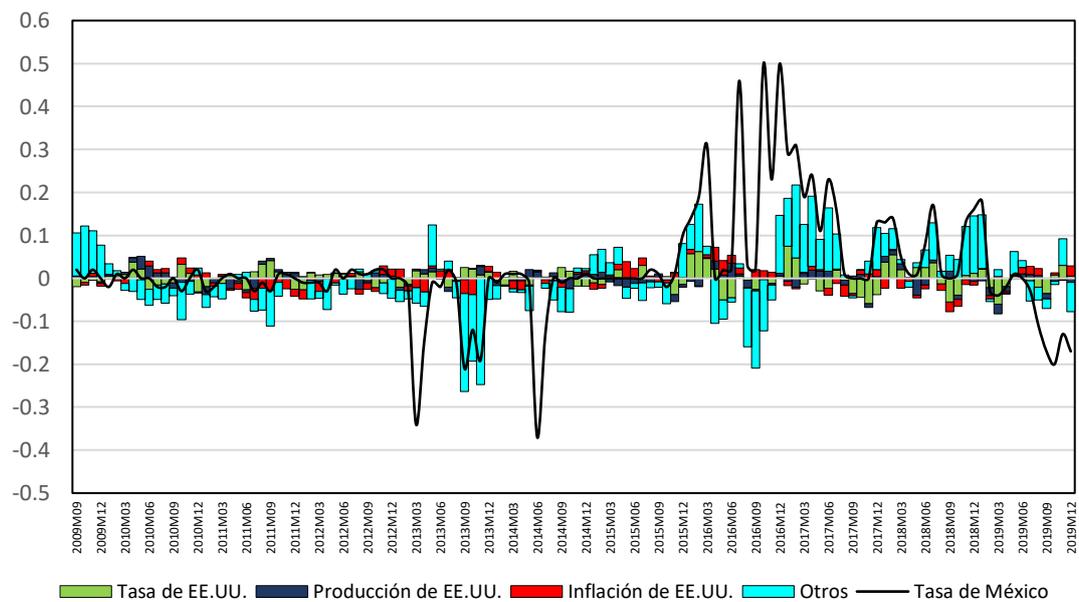
Descomposición histórica de la inflación de México – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia

Figura 32

Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de México – Canal comercial



Fuente: Elaboración propia



4.1.1.2. Resultados del análisis del canal financiero

Brasil

Análisis impulso-respuesta

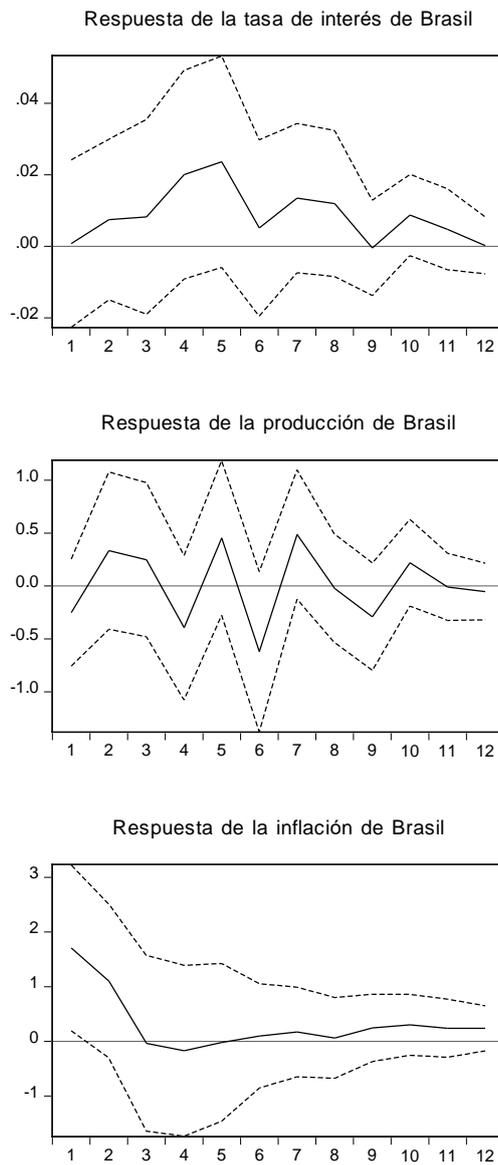
Al igual que en el análisis del canal comercial, se cumple con la idea de que son 15 coeficientes (Ver Anexo 4.6). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 33.

Un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto inicial positivo en la tasa de política monetaria de Brasil, tal como señala la teoría económica. El efecto siguiente recae sobre la producción, que a partir del segundo mes sufre una presión a la baja. Este canal culmina con su impacto en la inflación, la misma que cae coincidiendo con la dinámica planteada por el Modelo Neo Keynesiano para el caso del canal financiero.

Figura 33

Impulso-Respuesta de Brasil ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Este apartado ayuda a evidenciar el impacto sobre determinada variable que tienen los choques de las demás variables y la propia. Los resultados evidenciaron el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de Brasil, tales como: tasa de política monetaria (*tasa_Bra*), producción (*prod_Bra*) e inflación (*infl_Bra*).

En cuanto a las fluctuaciones de la primera variable brasileña (*tasa_Bra*), es explicada principalmente por la producción de EE.UU. con alrededor del 6% (Tabla 17).

Tabla 17

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Brasil – Canal financiero

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Brasil
1	0.027687	0.003341	0.246761	0.258515	99.49138
2	0.032286	0.237381	7.257029	1.979414	87.50716
3	0.034074	0.420402	6.816600	1.819846	88.40643
4	0.036235	1.343688	6.585696	1.477516	88.07185
5	0.037143	2.606553	6.352461	1.603752	86.71530
6	0.037268	2.514367	6.000632	1.761213	86.94634
7	0.037697	2.804126	5.834944	1.879309	86.50268
8	0.037814	3.067958	5.792358	2.371564	85.81629
9	0.037876	3.024562	5.714220	2.647152	85.60067
10	0.037950	3.169225	5.685622	2.723660	85.39514
11	0.038000	3.199882	5.718612	2.960468	85.10826
12	0.038020	3.189419	5.700605	3.061090	85.01740

Fuente: Elaboración propia.

Respecto a las fluctuaciones de la segunda variable brasileña (*prod_Bra*), se explica en su mayoría por el producto de EE.UU. con alrededor del 9% (Tabla 18).

Tabla 18

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Brasil

– Canal financiero

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de Brasil
1	0.414074	0.781076	0.413185	0.389774	97.11996
2	0.420985	0.830474	0.519738	0.367679	95.93294
3	0.437951	0.959568	1.632834	1.173585	88.69042
4	0.451080	1.410611	7.013301	3.132634	78.64528
5	0.456939	1.962247	8.999806	3.431171	71.90807
6	0.459329	3.061021	8.931501	3.306182	68.42630
7	0.463536	3.730162	8.859508	3.291693	67.63169
8	0.464975	3.676908	8.757930	3.497932	67.46076
9	0.466615	3.913552	8.824762	3.506689	67.14728
10	0.468677	4.033703	9.076880	3.560283	66.76245
11	0.469333	4.023513	9.135678	3.633391	66.61852
12	0.469914	4.025759	9.121447	3.627723	66.56583

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable brasileña (*infl_Bra*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. con más del 10% (Tabla 19).

Tabla 19

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Brasil –

Canal financiero

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Brasil
1	0.373756	3.941106	0.008146	0.009196	91.29822
2	0.414006	4.305508	2.972974	0.555699	87.72925
3	0.428061	3.961499	5.107171	5.438161	81.04009
4	0.439359	3.784347	4.879201	8.719101	78.34607
5	0.443613	3.716835	5.457931	9.571036	77.05930
6	0.447626	3.650780	5.717837	10.01356	76.01239
7	0.451377	3.641325	5.669166	10.22996	75.29231
8	0.452210	3.605346	5.616188	10.34010	74.53545
9	0.453627	3.603763	5.610484	10.30494	73.47846
10	0.453898	3.645798	5.619323	10.29560	72.79114

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Brasil
11	0.454213	3.662259	5.572561	10.27052	72.20625
12	0.454476	3.686801	5.553687	10.24360	71.80540

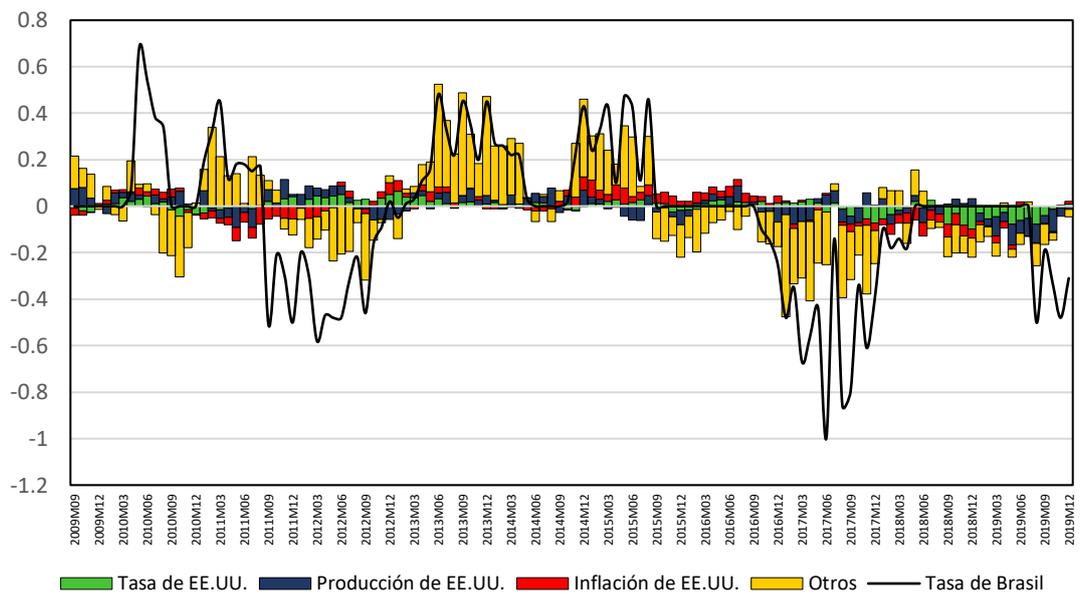
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía brasileña durante el periodo de estudio.

Figura 34

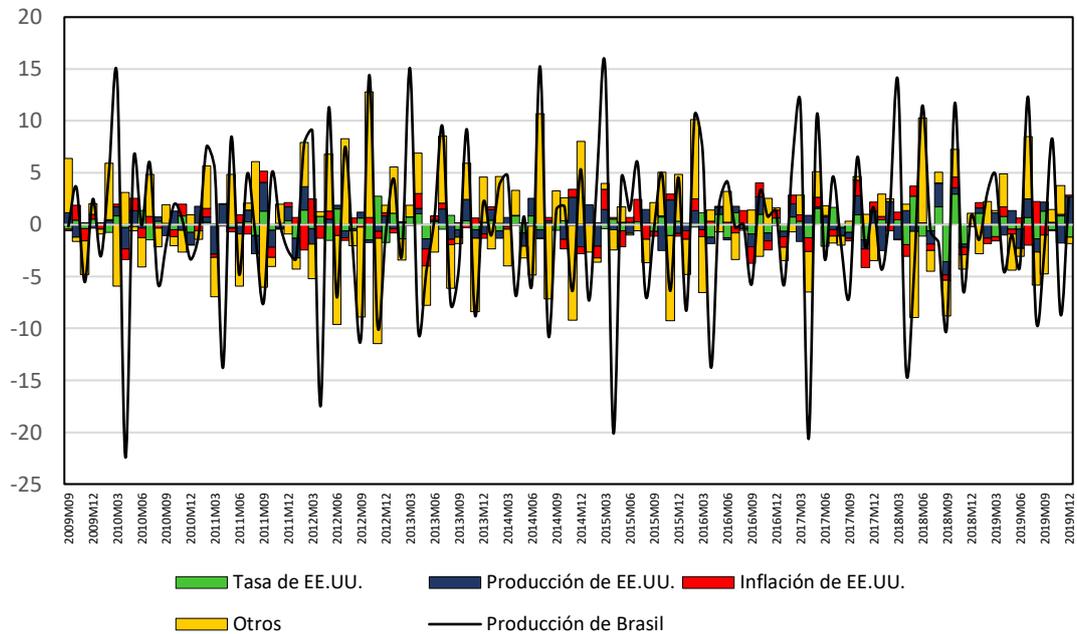
Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Brasil – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 35

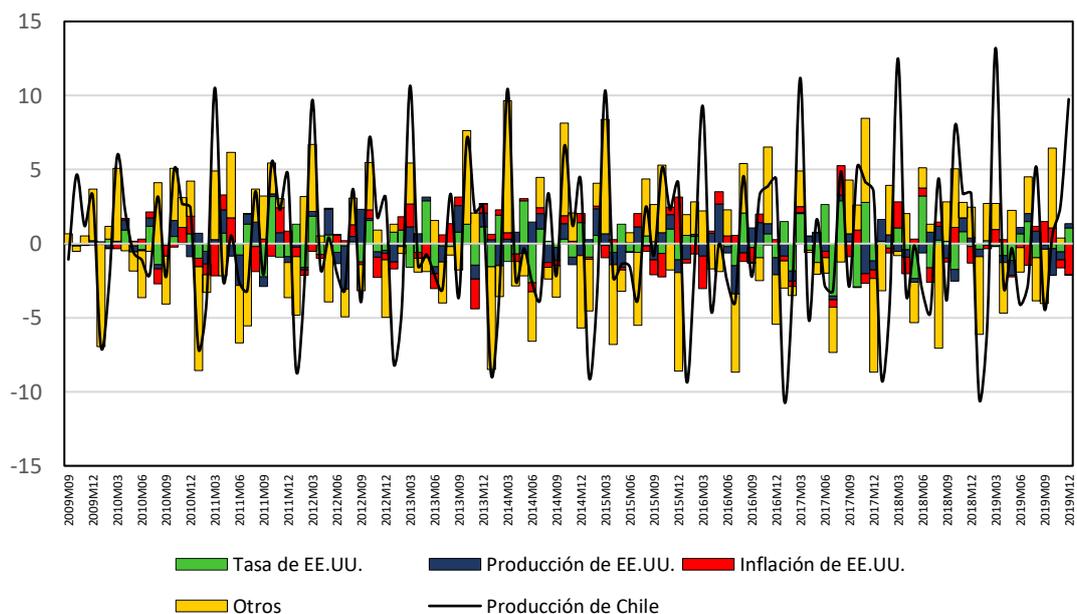
Descomposición histórica de la producción de Brasil – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 36

Descomposición histórica de la inflación de Brasil – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia



Chile

Análisis impulso-respuesta

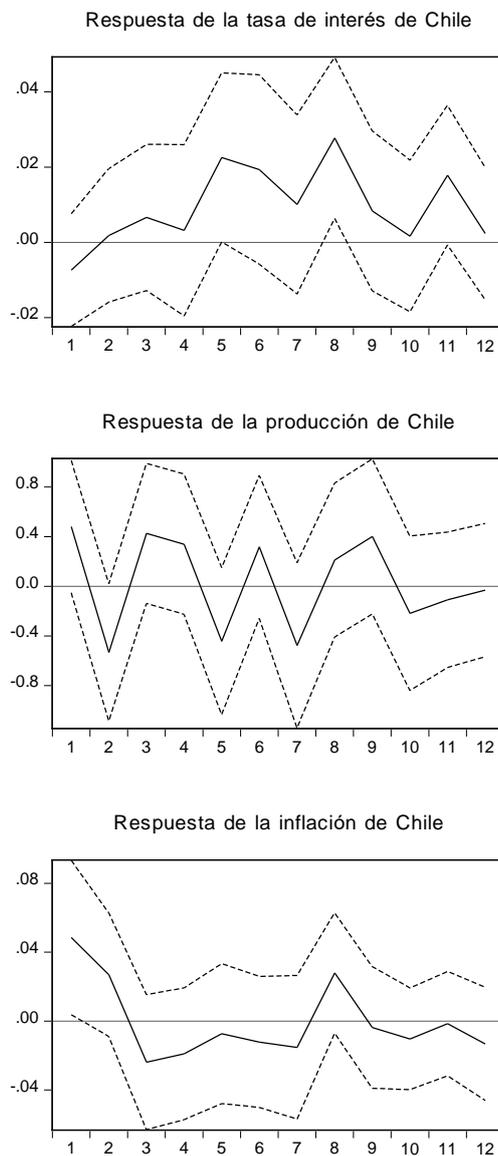
Al igual que en el análisis del canal comercial, se cumple con la idea de que son 15 coeficientes (Ver Anexo 4.7). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 37.

Un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto positivo en la tasa de política monetaria de Chile, seguido de una caída instantánea en su producción, así como de su inflación. Esta dinámica representa perfectamente a lo planteado en el Modelo Neo Keynesiano para el caso del canal financiero.

Figura 37

Impulso-Respuesta de Chile ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Este apartado ayuda a evidenciar el impacto sobre determinada variable que tienen los choques de las demás variables y la propia. Los resultados evidenciaron el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de Chile, tales como: tasa de política monetaria (*tasa_chl*), producción (*prod_chl*) e inflación (*infl_chl*).

En cuanto a las fluctuaciones de la primera variable chilena (*tasa_chl*), es explicada principalmente por la producción de EE.UU. con alrededor del 19% (Tabla 20).

Tabla 20

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Chile – Canal financiero

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Chile
1	0.023146	0.775927	1.033176	0.984596	97.20630
2	0.026004	0.451251	0.703616	1.806794	96.70119
3	0.027673	0.643877	5.210103	2.709742	91.06015
4	0.029518	0.555696	9.435990	5.265279	84.25905
5	0.030736	2.804937	10.77942	7.206723	78.41073
6	0.031738	3.954599	16.36425	8.138796	70.04630
7	0.034273	4.049668	16.55401	8.315442	67.88042
8	0.034936	6.642294	16.48228	8.105128	65.66672
9	0.035738	6.702228	18.45722	7.885223	63.91739
10	0.036921	6.680574	18.66178	7.977012	63.63417
11	0.037274	7.626030	18.59702	8.079634	62.67416
12	0.037824	7.529648	19.48343	8.095991	61.79675

Fuente: Elaboración propia.

Respecto a las fluctuaciones de la segunda variable chilena (*prod_chl*), se explica en su mayoría por la tasa de política monetaria de EE.UU. con alrededor del 7% (Tabla 21).

Tabla 21*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Chile**– Canal financiero*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de Chile
1	0.398527	2.603092	4.86E-05	0.301918	96.07023
2	0.401476	3.818296	4.31E-05	0.236243	93.60485
3	0.412886	4.443186	0.380108	0.351543	92.63445
4	0.437522	4.755694	2.163415	2.164352	87.66578
5	0.448578	5.709453	4.198642	2.111320	84.83511
6	0.451701	6.037935	4.316872	2.087617	84.49796
7	0.462873	6.636059	6.916271	3.182610	79.09827
8	0.465881	6.578684	6.642901	4.180436	78.57002
9	0.468457	7.161499	7.189935	4.761160	76.92812
10	0.470634	7.034015	6.871344	4.809417	77.49468
11	0.471410	6.919148	7.093871	4.820833	76.90782
12	0.473468	6.888679	7.114786	5.071178	76.66855

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable chilena (*infl_chl*), es explicada tanto por la tasa de política monetaria y por la inflación de EE.UU. con 6% (Tabla 22).

Tabla 22*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Chile –**Canal financiero*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Chile
1	0.331921	3.709714	0.683128	1.032919	93.49242
2	0.352898	4.526873	0.678709	4.246640	87.26902
3	0.361481	5.187235	2.102131	4.130367	84.34766
4	0.372813	5.628217	2.785773	4.100469	83.28109
5	0.381435	5.298394	3.879224	3.939809	77.37627
6	0.392257	5.317758	4.059361	5.570984	74.91690
7	0.400113	5.535375	4.017581	5.592850	73.88452

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Chile
8	0.405194	6.275276	4.137942	5.734431	71.26916
9	0.413700	6.177500	4.393155	5.995949	69.97730
10	0.416762	6.267727	4.424911	6.209408	69.55786
11	0.416948	6.218234	4.394095	6.158520	68.98001
12	0.419054	6.352187	4.816840	6.174379	68.21630

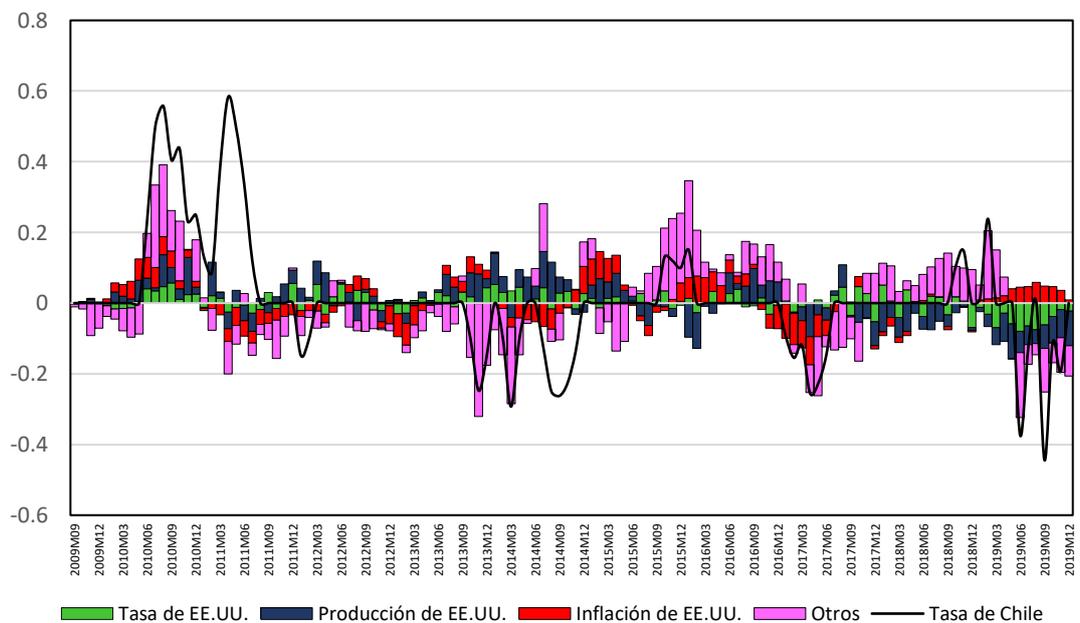
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía chilena durante el periodo de estudio.

Figura 38

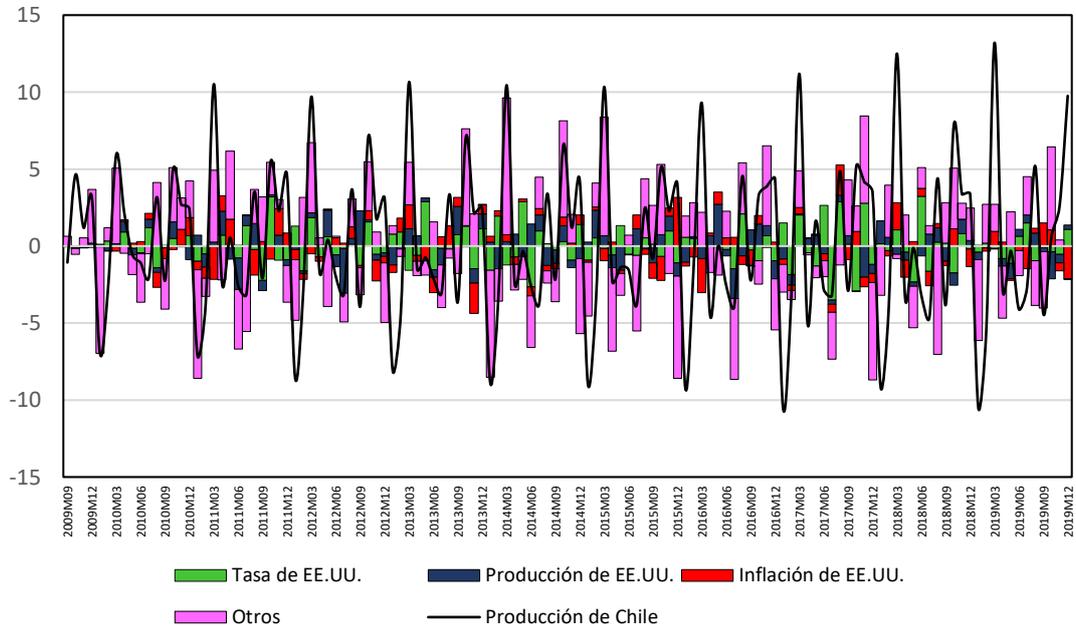
Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Chile – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 39

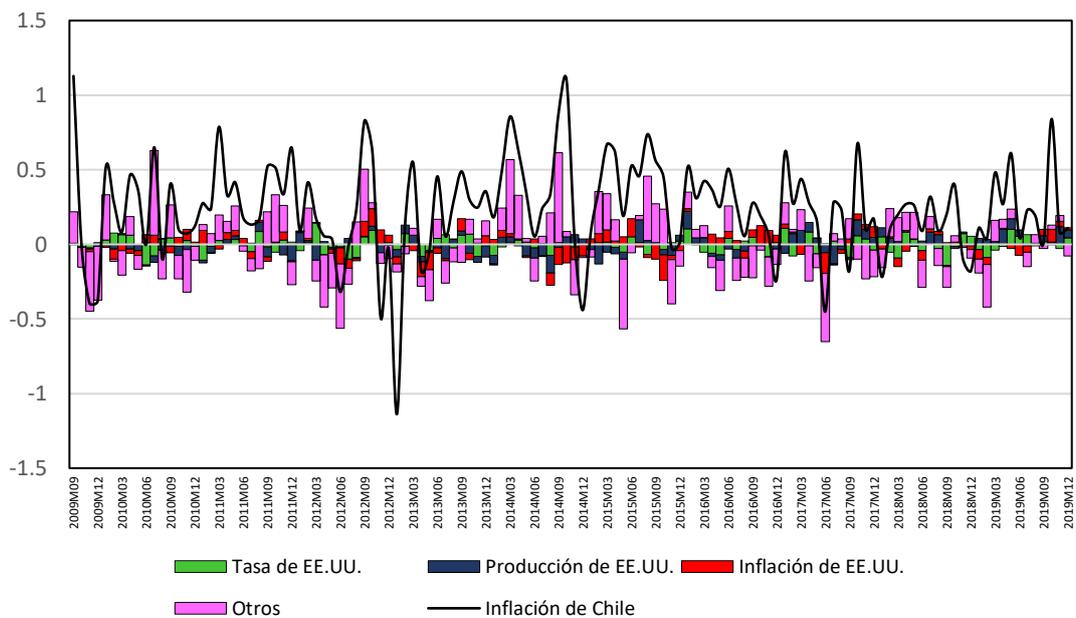
Descomposición histórica de la producción de Chile – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 40

Descomposición histórica de la inflación de Chile – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia



Colombia

Análisis impulso-respuesta

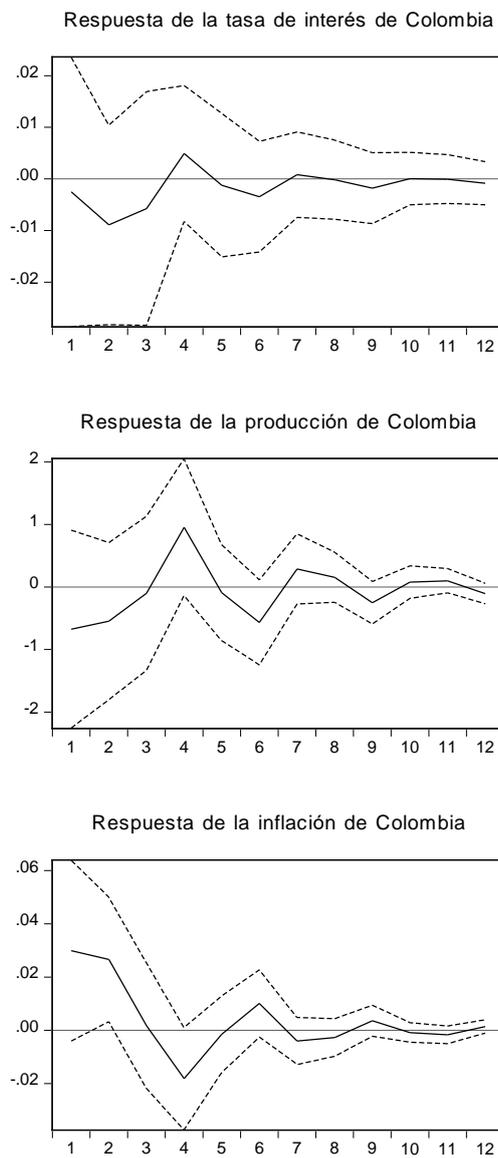
Al igual que en el análisis del canal comercial, se cumple con la idea de que son 15 coeficientes (Ver Anexo 4.8). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 41.

El impacto positivo sobre la tasa de interés de Colombia ante un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU. se observa a partir del segundo mes, mientras que la caída en la producción se evidencia recién desde el cuarto mes; sin embargo, la inflación muestra su caída de forma instantánea. Por lo que la dinámica planteada en el Modelo Neo Keynesiano no se denota plenamente.

Figura 41

Impulso-Respuesta de Colombia ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Este apartado ayuda a evidenciar el impacto sobre determinada variable que tienen los choques de las demás variables y la propia. Los resultados evidenciaron el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de Colombia (*tasa_col*, *prod_col* e *infl_col*) si primara el canal financiero.

En cuanto a las fluctuaciones de la primera variable colombiana (*tasa_col*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. con alrededor del 1% (Tabla 23).

Tabla 23

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Colombia – Canal financiero

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Colombia
1	0.030985	0.029242	0.404243	0.061591	99.50492
2	0.037417	0.335173	0.402214	1.717156	97.03272
3	0.040333	0.356952	0.334857	1.838399	94.33244
4	0.042860	0.397115	0.329560	1.730085	94.08067
5	0.043916	0.369976	0.337009	1.596251	93.91580
6	0.044326	0.382767	0.334240	1.605607	93.79339
7	0.044805	0.370131	0.323198	1.606442	93.65270
8	0.044945	0.361573	0.321385	1.580555	93.63721
9	0.045053	0.362323	0.318331	1.563358	93.58758
10	0.045140	0.357704	0.316259	1.560220	93.55743
11	0.045164	0.354338	0.314781	1.550390	93.54601
12	0.045188	0.353505	0.314100	1.544764	93.53160

Fuente: Elaboración propia.

Respecto a las fluctuaciones de la segunda variable colombiana (*prod_col*), se explica en su mayoría por la tasa de política monetaria de EE.UU. con casi el 2% (Tabla 24).

Tabla 24*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de**Colombia – Canal financiero*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de Colombia
1	0.462072	0.567652	0.374352	0.005565	98.98635
2	0.470806	0.748539	0.338816	0.588633	92.81384
3	0.486286	0.707368	0.350336	1.306221	86.66737
4	0.489049	1.522473	0.863736	1.428583	85.17938
5	0.489183	1.523786	0.893286	1.432286	84.83585
6	0.489481	1.805775	0.890863	1.645041	84.38240
7	0.489627	1.878054	0.900978	1.681901	84.26444
8	0.489736	1.897227	0.901892	1.749475	84.17374
9	0.489785	1.953439	0.902364	1.752811	84.11930
10	0.489829	1.958464	0.902553	1.767989	84.09977
11	0.489857	1.967084	0.902440	1.769986	84.08821
12	0.489881	1.976777	0.902460	1.770898	84.07829

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable colombiana (*infl_col*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. con casi 7% (Tabla 25).

Tabla 25*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de**Colombia – Canal financiero*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Colombia
1	0.425945	2.400294	0.041315	3.214700	89.24163
2	0.460342	3.899942	1.401438	5.475644	80.95723
3	0.463257	3.691617	1.593510	5.555883	76.98747
4	0.466323	4.340183	1.602135	6.490137	75.47395
5	0.468252	4.307089	1.703719	6.569932	75.30578
6	0.468371	4.515714	1.726937	6.666897	75.01644
7	0.468599	4.542418	1.728289	6.758592	74.87326
8	0.468652	4.554652	1.726976	6.793496	74.81721
9	0.468672	4.580773	1.727138	6.797290	74.77293
10	0.468680	4.581471	1.727206	6.801209	74.75883

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Colombia
11	0.468689	4.586957	1.726866	6.801009	74.74635
12	0.468693	4.590823	1.726666	6.801342	74.73692

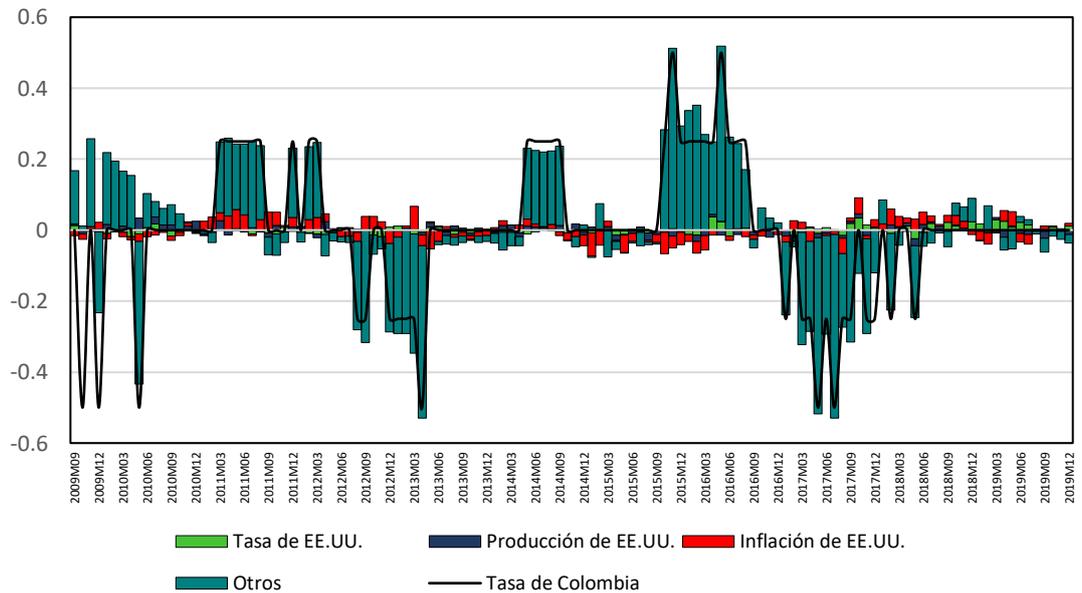
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía colombiana durante el periodo de estudio.

Figura 42

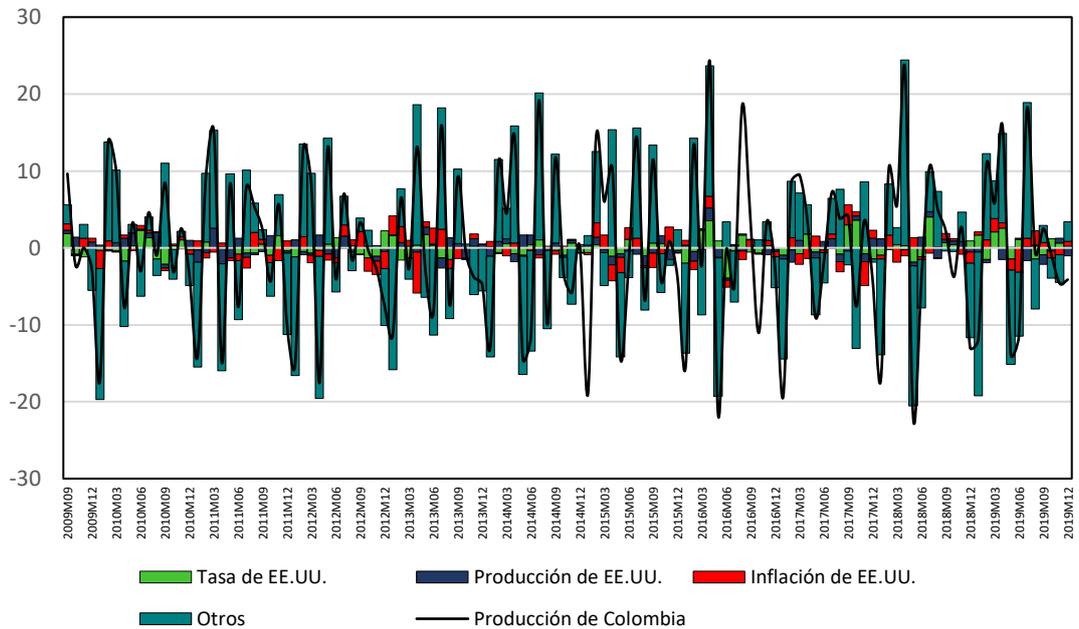
Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Colombia – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 43

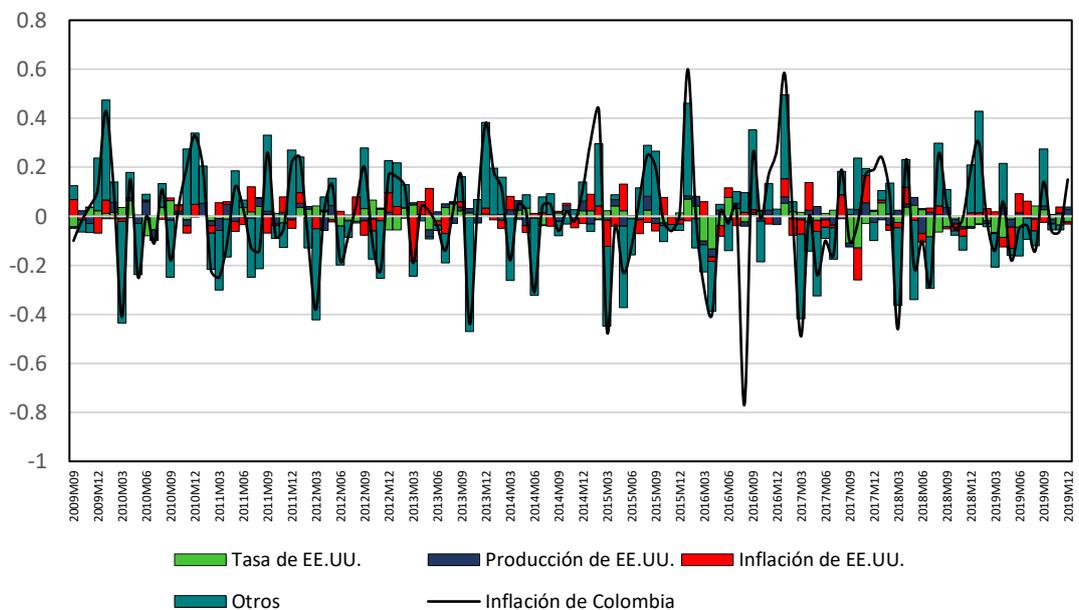
Descomposición histórica de la producción de Colombia – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 44

Descomposición histórica de la inflación de Colombia – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia



Perú

Análisis impulso-respuesta

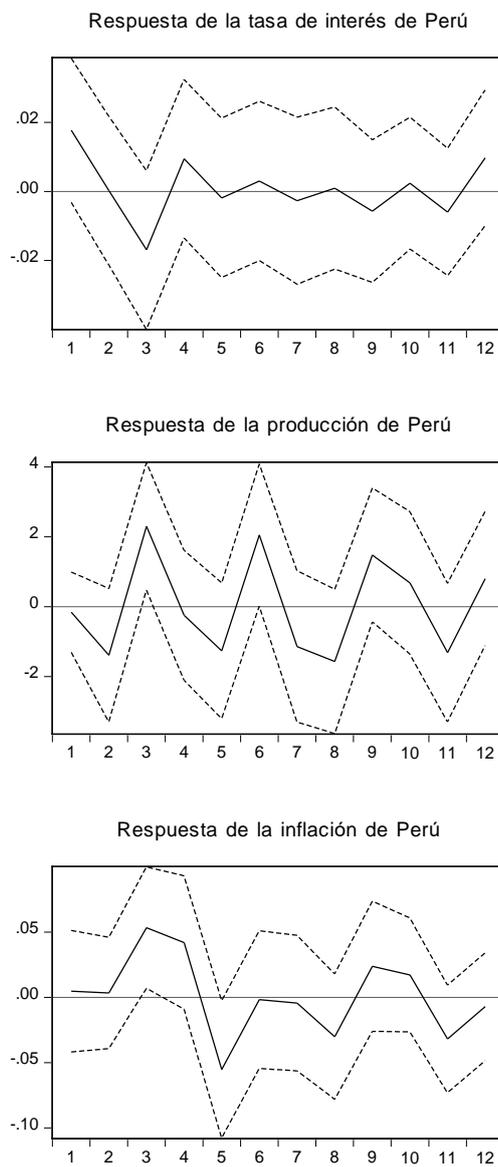
Se estiman los parámetros estructurales, siendo estos los multiplicadores del SVAR recursivo, se cumple con la idea de que son 15 coeficientes (Ver Anexo 4.9). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 45.

Un choque positivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto instantáneo negativo en la tasa de interés de Perú, lo que no coincide con la teoría económica, solo desde el tercer mes se observa la concordancia con el modelo teórico. De la misma forma, la producción cae desde el tercer mes, al igual que la inflación. El comportamiento planteado en la teoría se evidencia después de tres meses.

Figura 45

Impulso-Respuesta de Perú ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Este apartado ayuda a evidenciar el impacto sobre determinada variable que tienen los choques de las demás variables y la propia. Los resultados evidenciaron el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de Perú (*tasa_per*, *prod_per* e *infl_per*) si primara el canal financiero.

En cuanto a las fluctuaciones de la primera variable peruana (*tasa_per*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. con alrededor del 6% (Tabla 26).

Tabla 26

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de Perú – Canal financiero

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de Perú
1	0.033589	2.294638	0.248270	3.953753	93.50334
2	0.039450	1.699156	5.214887	4.521000	85.19134
3	0.043614	2.968841	4.803114	4.722026	78.49576
4	0.046806	3.156135	4.445035	5.883364	76.96115
5	0.049130	2.994258	4.202979	6.242933	75.97446
6	0.050017	2.855718	4.427089	5.923906	76.74815
7	0.056195	2.814859	4.320461	5.782803	76.91086
8	0.057647	2.758295	4.531192	5.834677	75.54969
9	0.059509	2.789409	4.560425	6.257759	74.81945
10	0.062933	2.753736	4.686528	6.146802	74.63758
11	0.063679	2.856597	4.678700	6.108626	74.68382
12	0.065115	3.162645	4.693384	6.286845	74.11770

Fuente: Elaboración propia.

Respecto a las fluctuaciones de la segunda variable peruana (*prod_per*), se explica en su mayoría por la inflación de EE.UU. con alrededor del 10% (Tabla 27).

Tabla 27*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de Perú –**Canal financiero*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de Perú
1	0.379946	0.061356	0.093667	7.440221	92.40171
2	0.388904	1.552477	0.063024	10.82907	86.67705
3	0.421704	5.247243	0.910393	10.89786	81.07973
4	0.449081	5.041243	1.288114	10.71737	79.68532
5	0.462475	5.892637	1.828094	10.89943	76.45819
6	0.481403	8.074879	2.456872	11.38756	71.46414
7	0.490490	7.920466	2.270298	10.52271	66.06279
8	0.494490	8.551647	3.267445	9.758566	63.94551
9	0.502367	9.142503	3.690208	9.910461	63.17979
10	0.504697	9.302957	3.686556	9.920431	62.84880
11	0.511836	9.646457	3.634570	10.09673	62.89648
12	0.515521	9.600978	3.621443	10.69353	61.13195

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable peruana (*infl_per*), es explicada principalmente por la inflación de EE.UU. con casi 11% (Tabla 28).

Tabla 28*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de Perú –**Canal financiero*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Perú
1	0.399385	0.032681	6.016057	0.024768	93.78852
2	0.455216	0.043098	9.321640	1.517633	87.69659
3	0.471623	3.450329	8.801984	1.948230	80.76521
4	0.484744	4.806053	7.609773	3.757141	69.97216
5	0.499976	7.287501	7.800159	7.292047	64.54535
6	0.510976	7.106004	8.441617	8.111590	63.07861
7	0.514875	6.798757	9.947882	8.249196	60.19467
8	0.519310	7.446855	9.751257	8.733186	59.13163
9	0.523523	7.669771	9.446604	8.716022	57.88641
10	0.530176	7.690962	9.191098	9.646439	57.17554

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de Perú
11	0.531888	8.277754	8.960423	10.53521	55.70691
12	0.533482	8.267398	8.918054	10.98750	55.40701

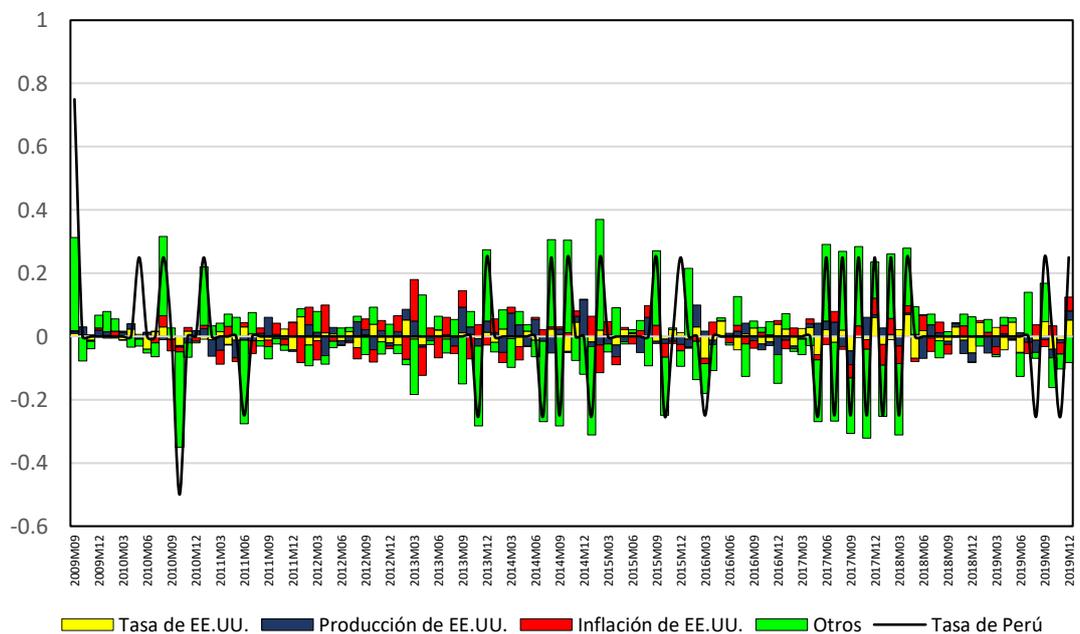
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía peruana durante el periodo de estudio.

Figura 46

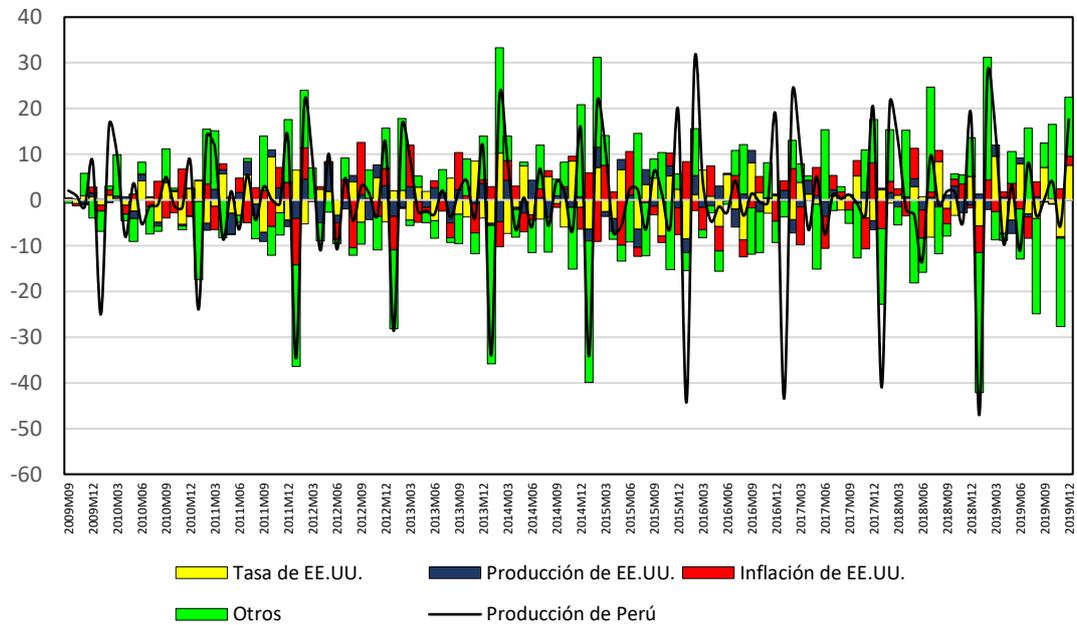
Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de Perú – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 47

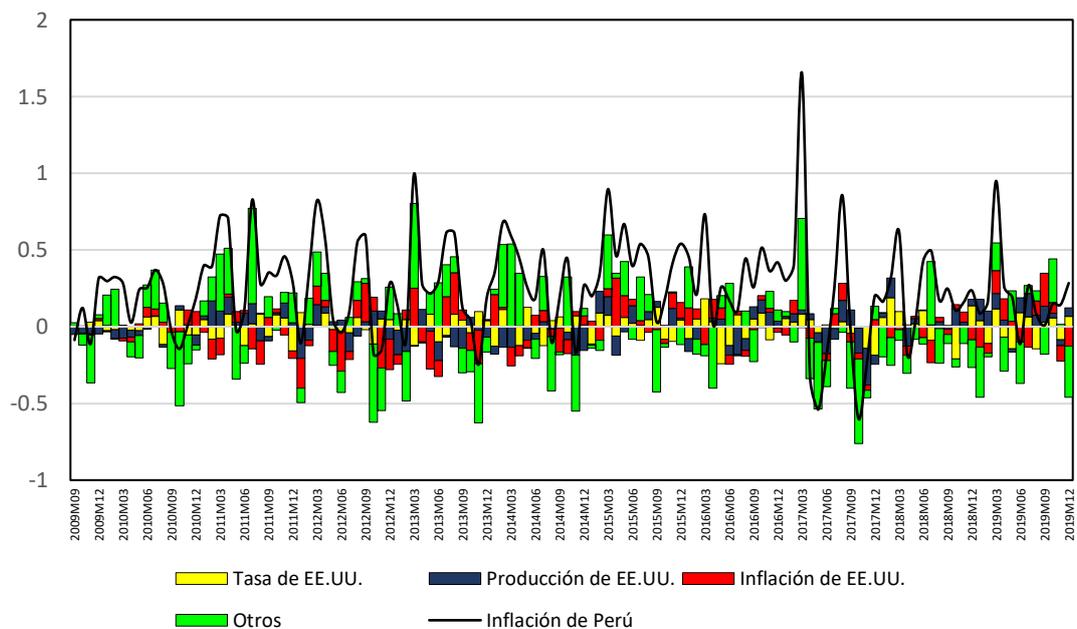
Descomposición histórica de la producción de Perú – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 48

Descomposición histórica de la inflación de Perú – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia



México

Análisis impulso-respuesta

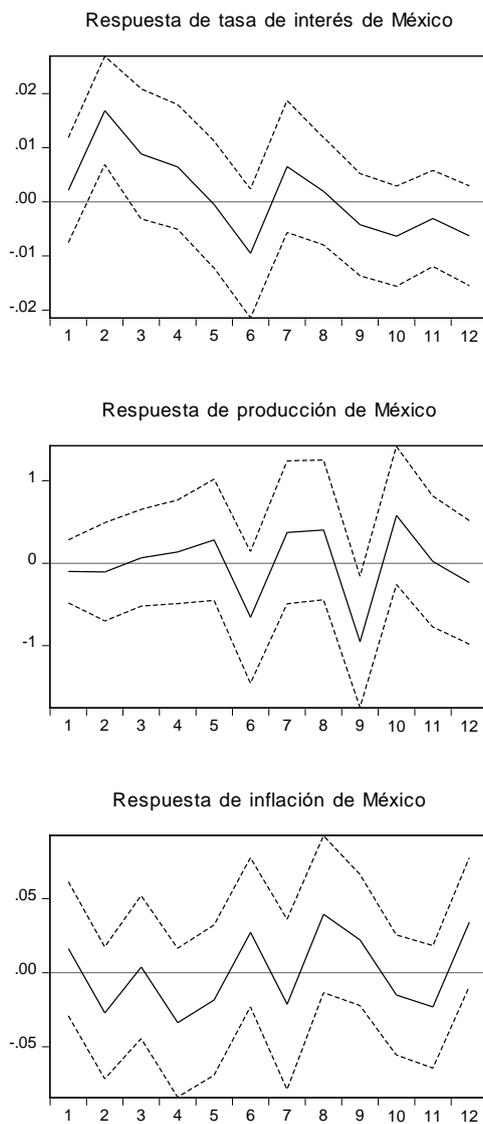
Se estiman los parámetros estructurales, siendo estos los multiplicadores del SVAR, se obtienen 15 coeficientes (Ver Anexo 4.10). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 49.

Un choque positivo de la política monetaria de EE.UU. tuvo un impacto inicial positivo en la tasa de interés de México, tal como señala la teoría económica; sin embargo, es seguido de un efecto positivo de la producción, contradiciendo la dinámica teórica; finalmente, la caída en la inflación de México que corresponde a la idea teórica. De esta forma, no se evidencia a cabalidad todo el mecanismo.

Figura 49

Impulso-Respuesta de México ante un choque de política monetaria de EE.UU. –

Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Este apartado ayuda a evidenciar el impacto sobre determinada variable que tienen los choques de las demás variables y la propia. Los resultados evidenciaron el impacto del choque de la política monetaria de EE.UU. sobre las variables económicas de México, tales como: tasa de política monetaria (*tasa_mex*), producción (*prod_mex*) e inflación (*infl_mex*).

Primero, respecto a las fluctuaciones de la primera variable mexicana (*tasa_mex*), se explica principalmente por la tasa de política monetaria de EE.UU. con alrededor del 9% (Tabla 29).

Tabla 29

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la tasa de interés de México– Canal financiero

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Tasa de interés de México
1	0.036556	0.158754	4.696691	0.016611	95.12794
2	0.042827	7.789277	4.242474	0.043433	85.80017
3	0.045571	7.860393	5.091664	0.040210	84.56992
4	0.048980	8.317581	5.808829	0.300814	81.36494
5	0.049953	8.051370	5.625560	0.712927	79.89235
6	0.052373	9.084820	5.204911	1.746966	73.85816
7	0.057983	9.000401	5.743471	1.612657	68.18418
8	0.059606	8.773352	6.006108	1.843736	66.21559
9	0.062162	8.858720	5.871093	1.827871	65.24697
10	0.065482	9.356474	6.009045	1.980283	64.53507
11	0.066403	9.308317	5.885892	1.946585	63.29461
12	0.067803	9.657880	5.980463	1.912737	61.67758

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la segunda variable mexicana (*prod_mex*), es explicada principalmente por la tasa de política monetaria de EE.UU. con alrededor del 7% (Tabla 30).

Tabla 30*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de**México– Canal comercial*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Producción de México
1	0.408965	0.220143	0.023581	2.072051	95.38970
2	0.418142	0.179883	0.064683	1.385291	95.78416
3	0.440247	0.207657	2.458057	2.074383	92.12069
4	0.466464	0.318950	7.185832	2.028920	83.41220
5	0.474994	0.716643	5.829088	2.801998	67.76433
6	0.483296	2.652484	5.191648	3.256482	65.87475
7	0.504678	2.922522	4.871316	3.659513	61.97399
8	0.509264	3.432647	5.483372	3.533335	59.00863
9	0.516577	6.725326	5.252462	3.362285	56.56877
10	0.521122	7.773536	5.425298	3.378157	55.29972
11	0.523808	7.514934	5.263485	3.292199	55.29331
12	0.526176	7.616144	5.199195	3.374609	54.61682

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la tercera variable mexicana (*infl_mex*), es explicada principalmente por la tasa de política monetaria de EE.UU. con alrededor del 6% (Tabla 31).

Tabla 31*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de México –**Canal comercial*

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de México
1	0.365542	0.412108	0.189995	1.967887	96.05054
2	0.412764	1.383208	0.207039	2.240554	89.77051
3	0.421689	1.327545	0.270491	2.519008	84.95847
4	0.434366	2.562981	1.495233	2.941603	78.19894
5	0.440110	2.904758	1.506837	2.938724	76.57707
6	0.449392	3.470450	2.084030	2.731480	73.56821
7	0.458393	3.648069	1.960027	3.794693	72.81190
8	0.463619	5.022539	2.011639	4.012517	71.34609

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.	Inflación de México
9	0.464083	5.164634	1.904133	4.632366	68.62778
10	0.465711	5.318749	1.898568	4.691747	68.02871
11	0.469936	5.723391	2.534003	4.648195	67.22053
12	0.472109	6.603171	2.525356	5.039690	66.34589

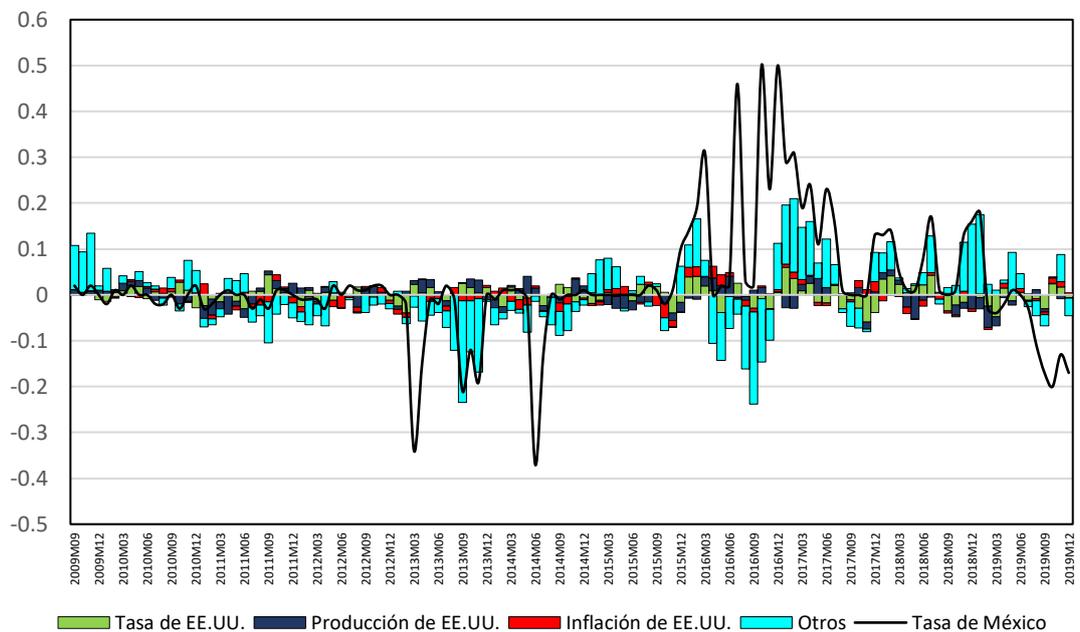
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de la economía mexicana durante el periodo de estudio.

Figura 50

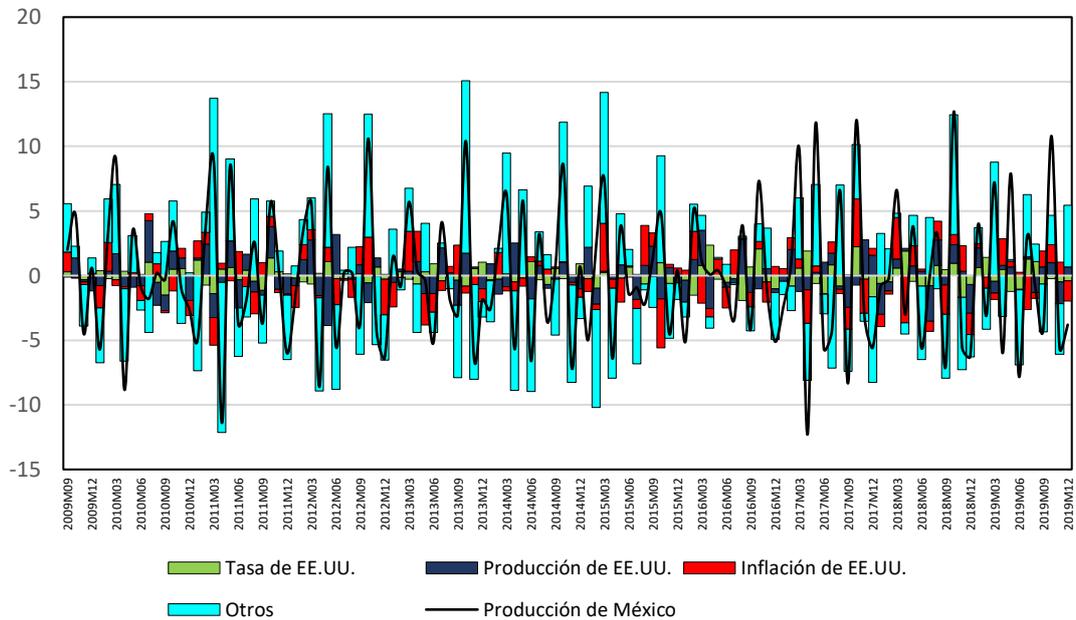
Descomposición histórica de la tasa de política monetaria de México – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 51

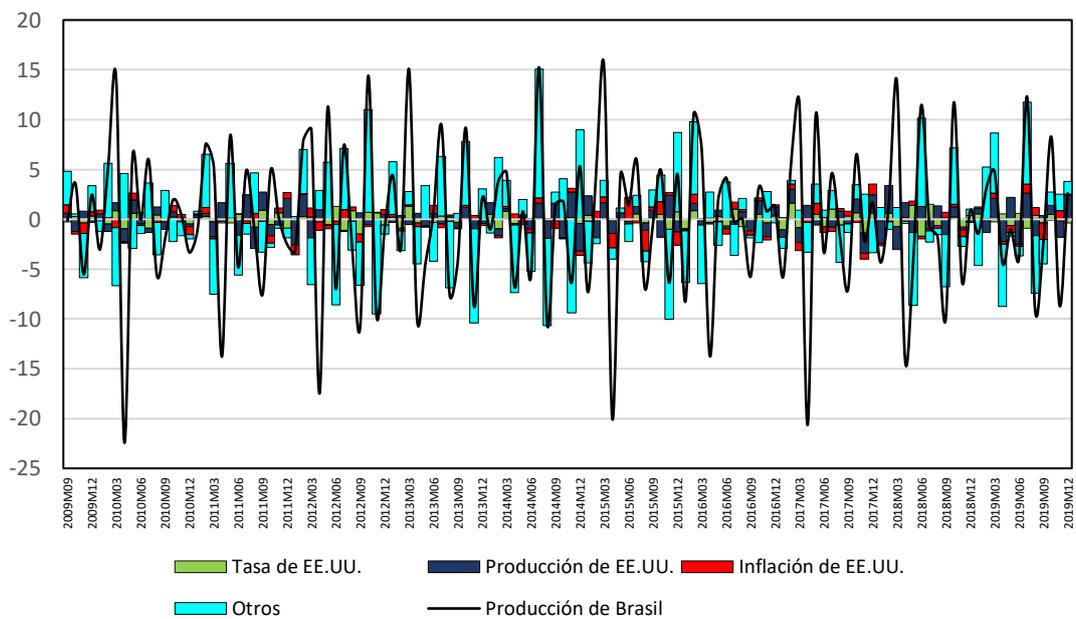
Descomposición histórica de la producción de México – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

Figura 52

Descomposición histórica de la inflación de México – Canal financiero



Fuente: Elaboración propia

4.1.2. Para el objetivo específico 1

Análisis impulso-respuesta

En este punto se estiman los parámetros estructurales, siendo estos los multiplicadores del SVAR recursivo, se cumple con la idea de que son 3 coeficientes (Ver Anexo 4.11). Es así que se estimaron las funciones Impulso-Respuesta del modelo SVAR cuyos gráficos se observan en la Figura 53.

Un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU. (incremento en su tasa de interés) tuvo un impacto inicial negativo en su producción, tal como lo señala la teoría económica³⁶. Asimismo, el efecto siguiente sobre la inflación es negativo. Estas respuestas frente al choque coinciden con la dinámica planteada por el Modelo Neo Keynesiano.

El impacto negativo inicial en la producción, confirma la tendencia esperada por la teoría económica. Este efecto sugiere una disminución significativa en la actividad económica como respuesta directa al incremento en la tasa de interés en EE.UU., lo que concuerda con las premisas del Modelo Neo Keynesiano.

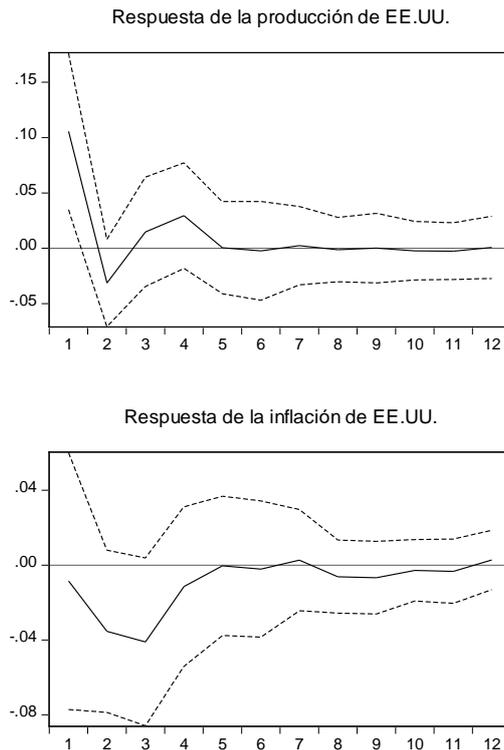
Además, se identificó un impacto negativo subsiguiente en la inflación, demostrando que las respuestas frente al choque muestran una secuencia lógica y coherente con los postulados del modelo. Estos hallazgos refuerzan la validez y aplicabilidad del enfoque Neo Keynesiano en el análisis de las repercusiones de la

³⁶ Debido a que se cumplen los efectos teóricos tras el impacto de una política monetaria contractiva de EE.UU. no se considera necesario aplicar pruebas de robustez, como sí lo realizaron Ramey (2016) y Barakchian & Crowe (2013) tras obtener un resultado opuesto a la teoría y concluyendo que existía un problema de inestabilidad en el periodo muestral.

política monetaria en el contexto internacional, específicamente en la interacción entre EE.UU. y las economías latinoamericanas estudiadas.

Figura 53

Impulso-Respuesta de EE.UU. ante un choque en su política monetaria



Fuente: Elaboración propia

Análisis de la descomposición de la varianza

Los resultados evidenciaron el impacto de un choque contractivo de la política monetaria de EE.UU. sobre su producción (*prod_eeuu*) e inflación (*infl_eeuu*). Sobre las fluctuaciones de la primera variable estadounidense (*prod_eeuu*), se explica en su mayoría por sus propios residuos con alrededor del 79% (Tabla 32).

Tabla 32

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la producción de EE.UU.

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.
1	0.402160	6.893273	93.10673	0.000000
2	0.404048	7.429333	92.24254	0.328130
3	0.419831	7.006146	85.87045	7.123404
4	0.441672	6.776695	80.78249	12.44082
5	0.443233	6.729174	80.59696	12.67387
6	0.443616	6.720213	80.49372	12.78606
7	0.445155	6.676671	80.36668	12.95665
8	0.446080	6.649751	80.04480	13.30545
9	0.446809	6.628082	79.85968	13.51224
10	0.446980	6.625531	79.80082	13.57364
11	0.446990	6.628557	79.79759	13.57386
12	0.447012	6.628228	79.79667	13.57510

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las fluctuaciones de la segunda variable estadounidense (*infl_eeuu*), es explicada por sus propios residuos con más del 90% (Tabla 33).

Tabla 33

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de la inflación de EE.UU.

Horizonte (mensual)	S.E.	Tasa de interés de EE.UU.	Producto de EE.UU.	Inflación de EE.UU.
1	0.383961	0.048855	0.000347	99.95080
2	0.404666	0.807681	2.497884	96.69443
3	0.407167	1.815537	2.562734	95.62173
4	0.413294	1.839163	2.548141	95.61270
5	0.414474	1.828807	2.997596	95.17360
6	0.421856	1.767866	5.439606	92.79253
7	0.423672	1.756618	5.621150	92.62223
8	0.424039	1.774768	5.756698	92.46853
9	0.425613	1.786460	5.715149	92.49839
10	0.426129	1.786368	5.711264	92.50237
11	0.426173	1.791994	5.724111	92.48389
12	0.426346	1.794667	5.762230	92.44310

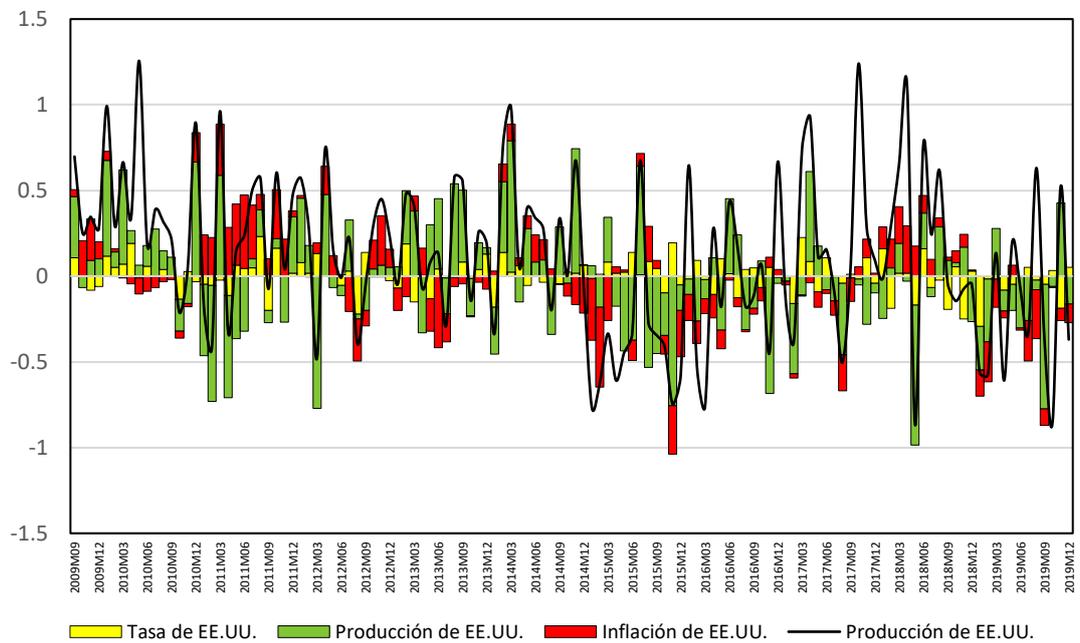
Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la descomposición histórica

Este apartado evidencia de forma gráfica la evolución de la contribución de la política monetaria de EE.UU. en las variables de su economía durante el periodo de estudio.

Figura 54

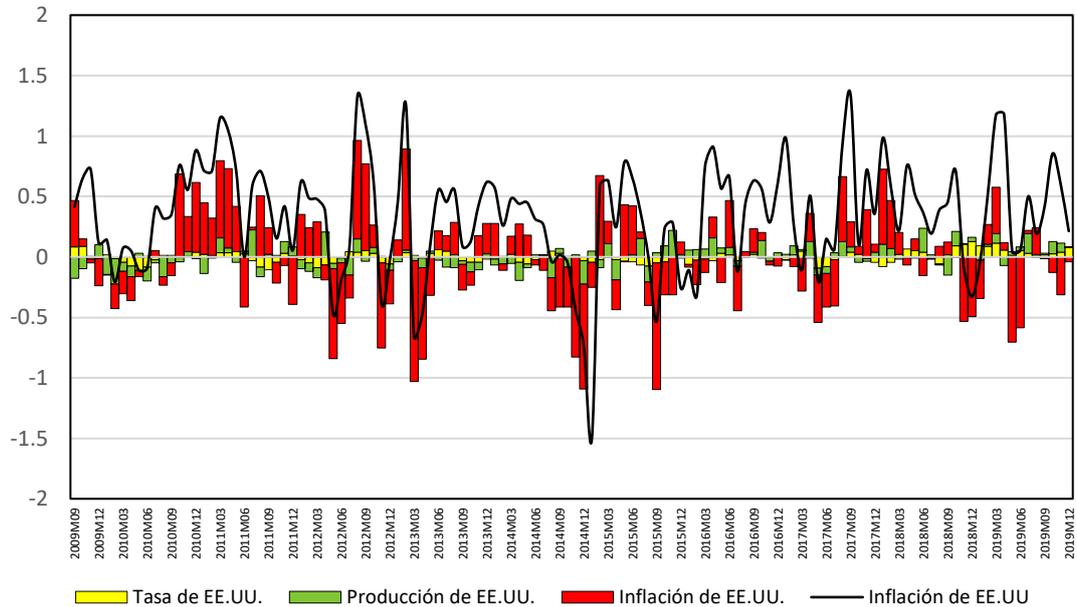
Descomposición histórica de la producción de EE.UU.



Fuente: Elaboración propia.

Figura 55

Descomposición histórica de la inflación de EE.UU.



Fuente: Elaboración propia.

4.1.3. Para el objetivo específico 2

En esta sección se desarrolla lo planteado en la sección denominada “Plan de análisis”, correspondiente al objetivo que busca identificar el canal de transmisión de política monetaria que mejor opera sobre cada uno de los países.

Análisis del canal comercial

Cuando opera este canal el efecto cae inicialmente sobre el producto interno de la economía latinoamericana, el cual cae. Posteriormente, el impacto pasa a la curva de Phillips, afectando de forma negativa a la inflación. Para finalizar, se transmite el efecto a la regla de política monetaria, causando una caída en la tasa de política monetaria de la economía pequeña.

Así, los efectos según esta dinámica serían:

Tabla 34

Efectos teóricos frente a un choque de política monetaria contractiva – Canal comercial

	Producción	Inflación	Tasa de política monetaria
País latinoamericano	Caída	Caída	Caída

Fuente: Elaboración propia.

De forma empírica, los efectos fueron los siguientes:

Tabla 35

Efectos empíricos frente a un choque de política monetaria contractiva – Canal comercial

País	Producción	Inflación	Tasa de política monetaria
Brasil	Alza instantánea, solo a partir del segundo mes cae.	Caída instantánea y duradera.	Constante, pero al segundo mes cae, luego sigue un comportamiento fluctuante.
Chile	Caída instantánea, pero a partir del segundo mes se eleva y después muestra un comportamiento fluctuante.	Caída instantánea y duradera.	Alza instantánea y constante hasta el quinto mes, periodo en el que cae brevemente.
Colombia	Alza inmediata y constante hasta el cuarto mes, a partir de este mes comienza a caer.	Caída instantánea y duradera.	Caída instantánea, pero a partir del segundo mes el comportamiento tiende al alza.
Perú	Alza inmediata hasta el tercer mes, periodo a partir del cual cae.	Alza inmediata hasta el tercer mes, a partir del cual cae.	Constante, a partir del segundo mes cae.

País	Producción	Inflación	Tasa de política monetaria
México	Alza constante e inmediata hasta el quinto mes, luego cae.	Caída instantánea, pero a partir del segundo mes presenta un comportamiento fluctuante.	Alza instantánea, pero a partir del segundo mes cae de forma constante.

Fuente: Elaboración propia.

Análisis del canal financiero

Un choque de política monetaria contractiva coincide con un alza de la tasa de interés de EE.UU. lo que a través del canal financiero conduce a un incremento de la tasa de política monetaria de la economía latinoamericana. Luego, el efecto pasa a la curva IS, donde teóricamente debe caer la producción de la economía pequeña. Al final, el impacto se transmite a la curva de Phillips, donde se presiona a la baja la inflación.

Así, los efectos según esta dinámica serían:

Tabla 36

Efectos teóricos frente a un choque de política monetaria contractiva – Canal financiero

	Tasa de política monetaria	Producción	Inflación
País latinoamericano	Alza	Caída	Caída

Fuente: Elaboración propia.

De forma empírica, los efectos fueron los siguientes:

Tabla 37

Efectos empíricos frente a un choque de política monetaria contractiva – Canal financiero

País	Tasa de política monetaria	Producción	Inflación
Brasil	Alza instantánea y prolongada.	Alza en un primer momento, solo a partir del segundo mes se observa la caída.	Caída considerable e instantánea.
Chile	Alza instantánea y prolongada.	Caída instantánea, pero a partir del segundo mes el comportamiento es fluctuante.	Caída considerable e instantánea, pero a partir del tercer mes fluctúa.
Colombia	Caída instantánea, el alza se observa desde el segundo mes.	Alza instantánea, la caída se evidencia desde el cuarto mes.	Caída instantánea y prolongada.
Perú	Caída hasta el tercer mes, luego tiende al alza.	Caída instantánea, posteriormente se observa un comportamiento fluctuante.	Constante, desde el tercer mes se observa la caída.
México	Alza hasta el segundo mes, luego cae.	Alza moderada hasta el quinto mes, luego cae.	Caída instantánea, a partir del segundo mes se observa un comportamiento fluctuante.

Fuente: Elaboración propia.



V. CONCLUSIONES

Los resultados presentados respaldan las ideas planteadas en las hipótesis que guían este trabajo. Así, se obtuvieron las siguientes conclusiones:

PRIMERA: El efecto inicial de un choque de política monetaria contractiva proveniente de EE.UU. a través del canal comercial tiene implicaciones inmediatas y diferenciadas en los países latinoamericanos. Se observó que, en términos de producción, algunos países experimentaron una caída instantánea, mientras que otros mostraron un aumento inicial seguido de una disminución. Por ejemplo, Brasil y Colombia exhibieron un comportamiento opuesto en los primeros meses, con respuestas contrastantes en la producción. Además, el producto de Brasil, Chile y Perú se explica en un 10% por el producto de EE.UU., el producto de Colombia con alrededor del 2% por la tasa de la Fed, el producto de México es explicado tanto por la producción e inflación de EE.UU. con alrededor del 7%.

En cuanto a la inflación, se registraron caídas generalizadas, aunque con patrones diversos a lo largo del tiempo, lo que resalta la complejidad de este impacto en las economías analizadas. La inflación de Brasil se explica principalmente por la inflación de EE.UU. con alrededor del 10%, la de Chile por la tasa de la Fed con 8%, la de Colombia por la inflación de EE.UU. con 7%, la de Perú por la inflación de EE.UU. con 18%, la de México por la tasa de la Fed con alrededor del 4%.



Además, la tasa de política monetaria reflejó variaciones significativas en su comportamiento a corto y mediano plazo, lo que subraya la influencia diferenciada del choque en las políticas económicas de cada país. La tasa de política monetaria brasileña es explicada por el producto de EE.UU. con 4%, la de Chile por la producción de EE.UU. con 23%, la de Colombia es explicada por la inflación de EE.UU. con 3%, la de Perú por la inflación de EE.UU. con 14% y la de México por la tasa de la Fed con cerca del 10%.

En cuanto al canal financiero, indica que un aumento en la tasa de interés de EE.UU. asociado con un choque de política monetaria contractiva influye en la tasa de política monetaria de los países latinoamericanos. Se observó que la tasa de política monetaria experimentó alzas pronunciadas y sostenidas en la mayoría de los países analizados. La tasa de política monetaria de Brasil es explicada en un 6% por la producción de EE.UU., la de Chile en un 19% por la producción de EE.UU., la de Colombia con 1% por la inflación de EE.UU., la de Perú con 6% por la inflación de EE.UU. y la de México con 9% por la tasa de la Fed.

En términos de producción, se identificaron respuestas variables, desde caídas inmediatas hasta comportamientos fluctuantes a lo largo del tiempo, lo que sugiere una adaptación gradual a las condiciones impuestas por el choque. La producción de Brasil se explica con un 9% por la producción de EE.UU., la de Chile con 7% por la tasa de la Fed, la de Colombia con un 2% por la tasa de la Fed, la de Perú con un 10% por la inflación de EE.UU. y la de México con un 7% por la tasa de la Fed.



Respecto a la inflación, se evidenció una presión a la baja en la mayoría de los países estudiados, aunque con variaciones en la magnitud y el tiempo de respuesta. La inflación de Brasil con más del 10% por la inflación de EE.UU., la de Chile con un 6% por la tasa de la Fed y la inflación de EE.UU., la de Colombia con un 7% por la inflación de EE.UU., la de Perú con casi 11% por la inflación de EE.UU. y la de México con un 6% por la tasa de la Fed.

SEGUNDA: En segundo lugar, los resultados obtenidos al analizar el impacto de un choque contractivo en la política monetaria de EE.UU. han corroborado las predicciones teóricas planteadas por el Modelo Neo Keynesiano en relación con la dinámica de la producción y la inflación. El choque contractivo en la política monetaria de EE.UU. generó una disminución inicial en la producción, como anticipa la teoría. Además, se observó un efecto negativo posterior en la inflación. En conjunto, estos resultados subrayan la relevancia y utilidad del Modelo Neo Keynesiano como herramienta analítica para comprender cómo los choques en la política monetaria de EE.UU. impactan la producción y la inflación en otras economías, contribuyendo así al cuerpo teórico y a la comprensión de las interrelaciones económicas globales.

TERCERA: A partir de los resultados observados, se infiere que si bien ambos canales, el comercial y el financiero, tienen efectos notables en la transmisión de la política monetaria desde EE.UU. hacia América Latina, parece evidenciarse una mayor inmediatez y efectividad en el canal comercial. Este canal inicialmente impacta la producción y la inflación de manera más directa en los países estudiados, generando respuestas inmediatas y diferenciadas en



comparación con el canal financiero, cuyos efectos muestran patrones más variables y adaptativos a lo largo del tiempo. Esto sugiere que, al menos en el corto plazo, el canal comercial podría tener una influencia más preponderante en la forma en que estos países reciben y se ven afectados por los choques de política monetaria contractiva de EE.UU.



VI. RECOMENDACIONES

Con base en los resultados obtenidos, las recomendaciones se centran en la mejora y el enfoque específico de las políticas económicas dentro de los países estudiados en América Latina. Se sugiere a los responsables de la formulación de políticas que consideren las siguientes acciones:

PRIMERA: Utilizar los datos y análisis proporcionados en este estudio como una guía para ajustar las estrategias de gestión económica, especialmente en lo que respecta a la inflación, la producción y las tasas de política monetaria. Estos datos pueden ser fundamentales para informar decisiones más precisas y efectivas en la implementación de políticas.

SEGUNDA: Dado el conocimiento detallado adquirido sobre los canales de transmisión específicos, se recomienda enfocar las políticas hacia áreas más específicas que se identificaron como clave en la transmisión de impactos económicos. Esto permitirá una mayor eficiencia en la aplicación de políticas dirigidas a maximizar los efectos positivos y mitigar los riesgos para la estabilidad financiera y macroeconómica.

TERCERA: Conscientes de las limitaciones encontradas en este estudio, se insta a futuras investigaciones a emplear modelos que incorporen datos panel y consideren un análisis integral de todos los países latinoamericanos. Además, se recomienda explorar periodos significativos como la crisis financiera del 2008 o la pandemia del COVID-19 en el 2020, con el fin de ampliar y enriquecer la



comprensión de los efectos de los choques económicos en estas economías emergentes.

Estas recomendaciones se presentan con el objetivo de brindar una guía práctica y aplicable para la formulación de políticas económicas más sólidas y adaptadas a las condiciones y desafíos particulares de las economías estudiadas en América Latina.



VII. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amisano, G., & Giannini, C. (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics* (2nd ed.). Springer Verlag.
- Ammer, J., Vega, C., & Wongswan, J. (2010). International transmission of US monetary policy shocks: Evidence from Stock Prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), 1–42. [https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00333.x](https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00333.x)
- Argandoña, A. (1997). *Macroeconomía Avanzada I* (1st ed.). MCGRAW-HILL INTERAMERICANA. <https://www.bibvirtual.ucb.edu.bo/opac/Record/730/TOC>
- Arias, J., Caldara, D., & Rubio-Ramírez, J. (2018). The Systematic Component of Monetary Policy in SVARs: An Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2018.07.011>
- Banco Central de Chile. (2023). *Imacec*. [https://www.bcentral.cl/web/banco-central/areas/estadisticas/imacec#:~:text=El cálculo del Imacec se, PIB en el año anterior.&text=Adicionalmente%2C se publican las series, factores%2C e Imacec no minero.](https://www.bcentral.cl/web/banco-central/areas/estadisticas/imacec#:~:text=El%20cálculo%20del%20Imacec%20se,PIB%20en%20el%20año%20anterior.&text=Adicionalmente%20se%20publican%20las%20series,Factores%20e%20Imacec%20no%20minero.)
- Banco Central do Brasil. (2022). *Índice de Atividade Econômica do Banco Central - IBC-Br*. <https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/24363-indice-de-atividade-economica-do-banco-central---ibc-br>
- Banco Mundial. (2021). *Datos de libre acceso del Banco Mundial*. <https://datos.bancomundial.org/>
- Barakchian, S., & Crowe, C. (2013). Monetary policy matters: Evidence from new shocks data. *Journal of Monetary Economics*, 60(8), 950–966. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.09.006](https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.09.006)
- Borondo, C. (1994). La rigidez nominal de los precios en la nueva economía keynesiana: una panorámica. *Investigaciones Económicas*, 8(2), 245–288. <https://www.fundacionsepi.es/investigacion/revistas/paperArchive/May1994/v18i2a>



2.pdf

- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics*, 20, 229–251. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/jae.837>
- Carabenciov, I., Freedman, C., García-Saltos, R., Laxton, D., Kamenik, O., & Machev, P. (2013). *The Global Projection Model with Six Regions* (No. 13). <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1387.pdf>
- Castillo, P., Pérez, F., & Tuesta, V. (2011). Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú. *Revista Estudios Económicos*, 21, 41–63. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/21/ree-21-castillo-perez-tuesta.pdf>
- De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía: teoría y políticas* (P. Education (ed.); 1ra ed.). <https://doi.org/https://doi.org/10.34720/ww2j-3k04>
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *The Journal of Political Economy*, 84(6), 1161–1176. <https://www.jstor.org/stable/1831272>
- Duque, M. (2019). *La política monetaria de Estados Unidos y sus efectos sobre el mercado de valores en los países emergentes de América Latina entre 2006 y 2016*. Universidad EAFIT.
- Ezequiel, G. (2005). Vectores autoregresivos e identificación de shocks de política monetaria en Argentina. *Revista de Economía y Estadística*, 63. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/viewFile/3809/5008>
- Federal Reserve Economic Data. (2023a). *Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items in U.S. City Average*. <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>
- Federal Reserve Economic Data. (2023b). *Federal Funds Effective Rate*. <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>
- Figuroa, A. (2012). *The Alpha-Beta Method: Scientific Rules for Economics and the Social Sciences*.



- Flores, E. (2016). *Transmisión de choques financieros de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfoque GVAR* [PUCP]. <http://hdl.handle.net/20.500.12404/7500>
- Frankel, J. (1988). Ambiguous Policy Multipliers in Theory and in Empirical Models. *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*, 17–26.
- Gambetti, L. (2020). Structural Vector Autoregressions. *Oxford Research Encyclopedias*. <https://doi.org/https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190625979.013.180>
- Gómez, A., & Ramírez, Z. (2017). Causalidad entre las importaciones y el crecimiento económico: Evidencia empírica para el departamento de Cauca (Colombia). *Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 25(2). <https://doi.org/https://doi.org/10.18359/rfce.3068>
- Gutiérrez, O. (2009). Sobre la política económica. *Perspectivas. Red de Revistas Científicas de América Latina, El Caribe, España y Portugal*, 24, 37–58. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=4259/425942160003>
- Heidari, H. (2010). An estimated small open economy new-keynesian model of the Australian Economy. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 13(4), 7–15. http://www.ipe.ro/rjef/rjef4_10/rjef4_10_1.pdf
- Hernández, E., Lozano, Á., & Morales, R. (2015). *Análisis del impacto de la política monetaria Quantitative Easing (QE) implementada en Estados Unidos*. XX Congreso Internacional de Contaduría, Administración e Informática.
- Hernández, Fernández, & Baptista. (2014). *Metodología de la investigación* (McGraw Hill. (ed.)).
- Hernández, R. (2014). *Metodología de la investigación* (6ta ed.). Mc Graw Hill. <https://www.uca.ac.cr/wp-content/uploads/2017/10/Investigacion.pdf>
- Herrera, P., Huamán, R., & Mendoza, W. (2003). *La macroeconomía de una economía abierta en el corto plazo: el modelo Mundell-Fleming* (No. 219). <http://biblioteca.clacso.edu.ar/Peru/cisepa-pucp/20120822124839/macroeco.pdf>



- Hicks, B. (1988). The U.S. economy and the international transmission mechanism. *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*, 92–130.
- Hodge, A. (2022). *El reto de la inflación en la economía de Estados Unidos*.
<https://www.imf.org/es/News/Articles/2022/07/11/CF-US-Economy-Inflation-Challenge>
- INEGI. (2023). *Indicador Global de la Actividad Económica*.
<https://www.inegi.org.mx/temas/igae/#:~:text=IGAE,-IGAE&text=En marzo de 2023 y,cayó 0.3 %25 a tasa mensual>.
- Izquierdo, A., Romero, R., & Talvi, E. (2008). Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors. In *Banco Interamericano de Desarrollo*.
<https://publications.iadb.org/publications/english/document/Booms-and-Busts-in-Latin-America-The-Role-of-External-Factors.pdf>
- Jiménez, F. (2012). *Elementos de teoría y políticas macroeconómicas para una economía abierta*. Fondo Editorial - Pontificia Universidad Católica del Perú.
<https://departamento.pucp.edu.pe/economia/libro/elementos-de-teoria-y-politicas-macroeconomica-para-una-economia-abierta/>
- Jurado, I., & Ramos, C. (2021). *Efectos de los shocks externos en el desempeño macroeconómico del Perú 2003-2018* [Universidad Continental].
https://repositorio.continental.edu.pe/bitstream/20.500.12394/8799/4/IV_FCE_313_TE_Jurado_Ramos_2021.pdf
- Kim, S. (2001). International transmission of US monetary policy shocks: Evidence from VAR's. *Journal of Monetary Economics*, 48(2), 339–372.
[https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00080-0](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00080-0)
- Kim, S., & Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 561–586. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(00\)00010-6](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-3932(00)00010-6)
- León, J. (2012). Las reglas monetarias desde una perspectiva histórica: reflexiones para la



- economía mexicana. In *Economía informa* (Issue 377).
<http://www.economia.unam.mx/publicaciones/econinforma/377/03josefina.pdf>
- Mackowiak, B. (2007). External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, 54, 2512–2520.
- Mankiw, N. G. (2014). *Macroeconomía* (A. Bosch (ed.); 8va ed.).
- Mendoza, W. (2014). *Cómo investigan los economistas. Guía para elaborar y desarrollar un proyecto de investigación* (Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú (ed.)). <https://files.pucp.education/departamento/economia/lde-2014-05.pdf>
- Mendoza, W. (2017). La macroeconomía de la flotación sucia en una economía primario exportadora: el caso del Perú. *Economía*, 40(79).
<https://repositorio.pucp.edu.pe/index/handle/123456789/118129?show=full>
- Mesa, R. (2000). Indicadores e instrumentos monetarios. In *Lecturas de Economía* (52nd ed., pp. 168–194).
- Ministerio de Economía y Finanzas. (2014). *Marco Macroeconómico Multianual 2015-2017*. MEF.
https://mef.gob.pe/contenidos/pol_econ/marco_macro/MMM_2015_2017.pdf
- Montoya, C. (2017). *Comportamiento y dinámica de la política monetaria de Estados Unidos entre los años 2002 – 2015 medida a través del análisis textual de las Minutas de la FED*. Universidad EAFIT.
- Navarrete, J. (2012). *Política Económica* (Tercer Milenio S.C. (ed.)).
- Neyro, J. (2017). *Paridad descubierta de tasas de interés: nueva evidencia para América Latina (2000-2015)* [Universidad de Buenos Aires].
http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/tpos/1502-1185_NeyroJL.pdf
- Nolazco, J., Lengua-Laffose, P., & Céspedes, N. (2016). *Contribución de los choques externos en el Crecimiento Económico del Perú: un modelo semi-estructural* (No. 006). <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de->



Trabajo/2016/documento-de-trabajo-06-2016.pdf

Ore, S., Contreras, D., & Sarmiento, A. (2019). *Metas explícitas de inflación y la aplicación de la regla de Taylor en economías grandes y abiertas al mundo como la estadounidense: 2002 -2018.*

[https://repositorio.ulima.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12724/10101/Ore_Contreras_Sarmiento.pdf?sequence=1#:~:text=La Regla de Taylor es,entre inflación y crecimiento económico\).](https://repositorio.ulima.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12724/10101/Ore_Contreras_Sarmiento.pdf?sequence=1#:~:text=La Regla de Taylor es,entre inflación y crecimiento económico).)

Palacios, O. (2008). Los neo-keynesianos. *Mundo Siglo XXI. Revista Del Centro de Investigaciones Económicas, Administrativas y Sociales.*, 33–40.

<https://repositorio.flacsoandes.edu.ec/bitstream/10469/7221/1/REXTN-MS14-03-Palacios.pdf>

Perez-Forero, F. (2016). Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico. *Revista Estudios Económicos*2, 32, 9–33. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/32/ree-32-perez.pdf>

Pupuche, S. (2019). *Rol de los factores externos en el crecimiento económico del Perú - Un enfoque SVARX (1994-2018)* [Universidad San Ignacio de Loyola].

<https://repositorio.usil.edu.pe/entities/publication/5ba6cae2-5789-4399-919c-39b2c36e06b6>

Quintero, J. (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(76), 61–75.

<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.espe.2015.02.001>

Ramey, V. (2016). Chapter 2 - Macroeconomic Shocks and Their Propagation. *Handbook of Macroeconomics*, 2, 71–162.

<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.03.003>

Ramirez, A., & Rodriguez, H. (2013). Un análisis VAR estructural de política monetaria en Colombia. *Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*,



21(2), 17–41. <https://doi.org/https://doi.org/10.18359/rfce.654>

Ramírez, A., & Rodríguez, H. (2013). Un análisis VAR estructural de política monetaria en Colombia. *Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 21(2), 17–41.

Rincón, H., & Velasco, A. (2013). *Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes* (1ra ed.). Banco de la República Colombia. https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/lbr_flujos_capital_2013.pdf

Rodríguez, G., & Vasallo, R. (2021). *Impacto de Choques Externos sobre la Economía Peruana Aplicación Empírica usando Modelos TVP-VAR-SV* (No. 001). https://cf.gob.pe/wp-content/uploads/2021/05/wp_cf_17_05_2021-vf.pdf

Rodríguez, M. (2018). *Los efectos de la política monetaria de los Estados Unidos de América sobre economías latinoamericanas* [Universidad del Pacífico]. <http://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/2189>

Sánchez, W., & Vassallo, R. (2023). *Expectativas empresariales e inversión privada en el Perú: un análisis no lineal para el periodo 2003-2019*. Consejo Fiscal del Perú. <https://cf.gob.pe/documentos/documento-de-investigacion-n-002-2023-expectativas-empresariales-e-inversion-privada-en-el-peru-un-analisis-no-lineal-para-el-periodo-2003-2019/>

Sastre, L. (2010). *Economías abiertas y condición de Marshall-Lerner* (No. 9).

Seminario, B. (2006). Los regímenes monetarios del Perú. *Moneda*, 133, 20–26. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/Moneda-133/Revista-Moneda-133-05.pdf>

Sims, C. (1980). Macroeconomic and reality. *Econometrica*, 48, 1–48.

Uribe, M., & Yue, V. (2006). Country spreads and emerging countries: who drives whom? *Journal of International Economics*, 69(1), 6–36. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.04.003>



Vega, M., & Flores, J. (2016). Transmisión de la política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina. *Revista Moneda*, 167, 8–10.

<https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/moneda-167/moneda-167-02.pdf>

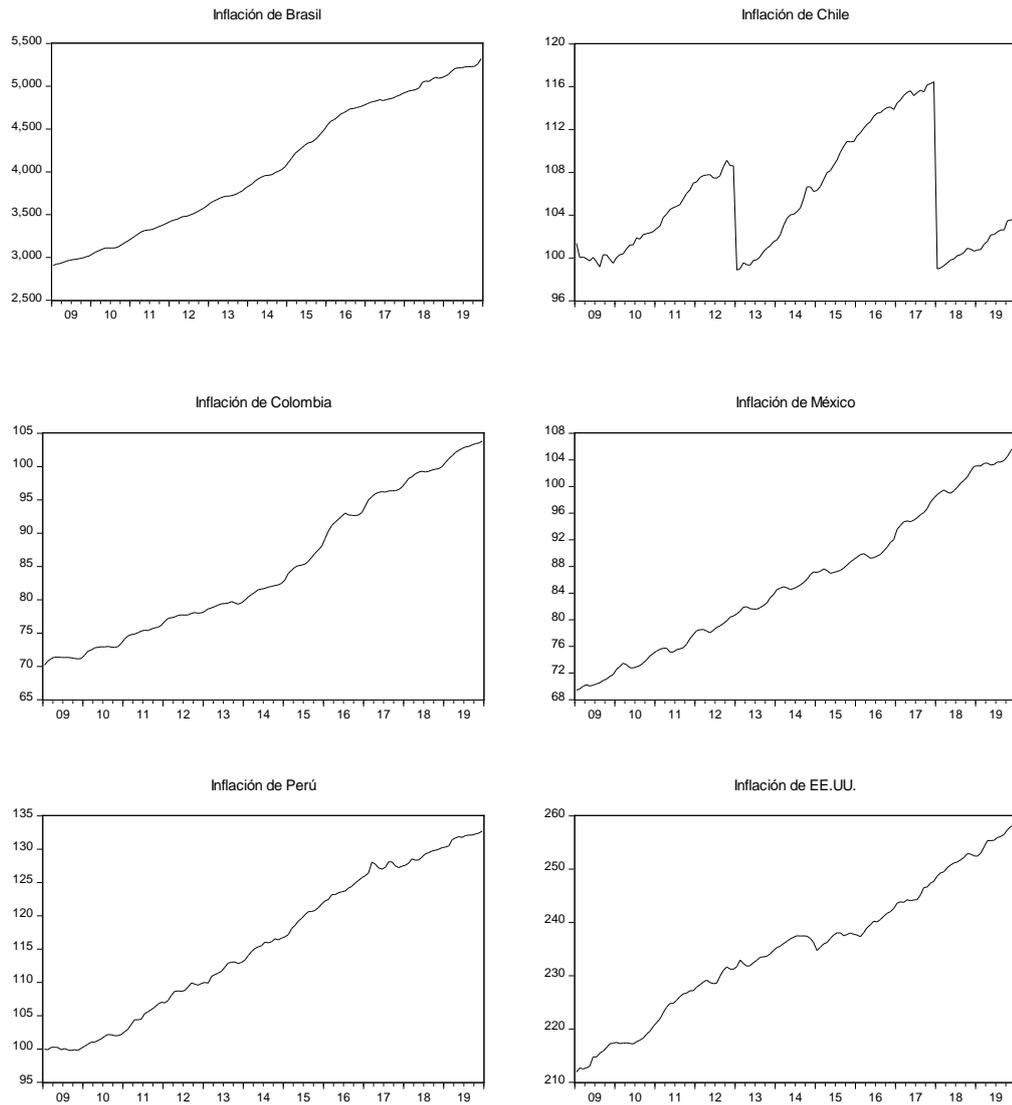
Zettelmeyer, J., & Osterholm, P. (2007). The Effect of External Conditions on Growth in Latin America. In *International Monetary Fund* (Vol. 7, Issue 176).

<https://doi.org/https://doi.org/10.1057/imfsp.2008.20>

ANEXOS

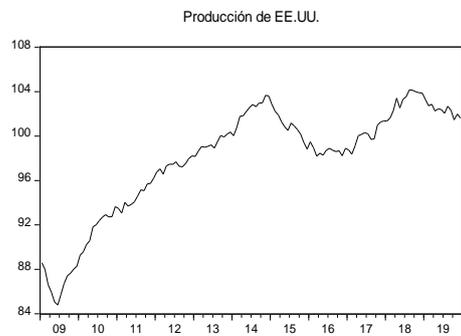
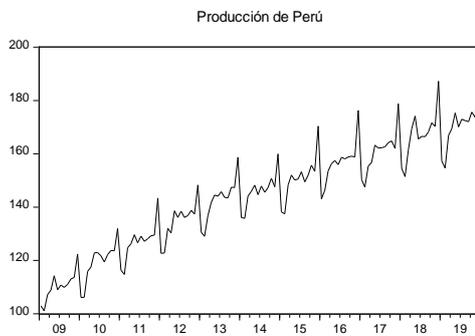
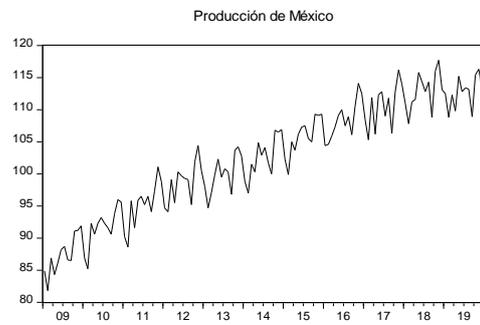
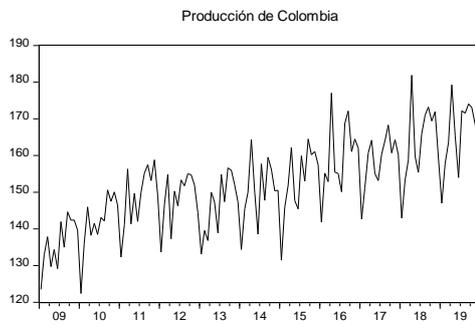
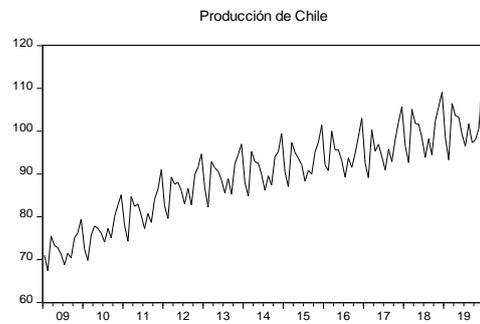
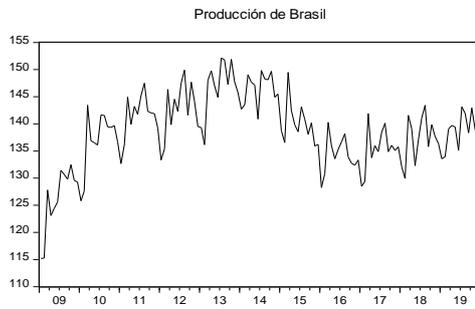
ANEXO 1. Comportamiento gráfico de las variables I(0), I(1) e I(2)

Gráficos de la inflación en niveles I(0)



Fuente: Elaboración propia.

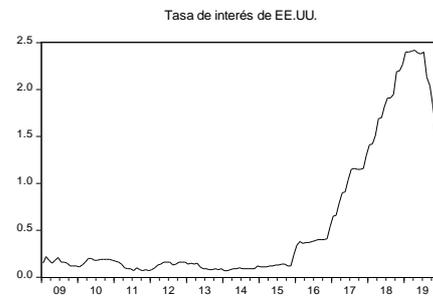
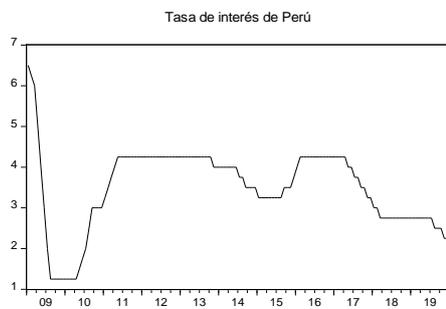
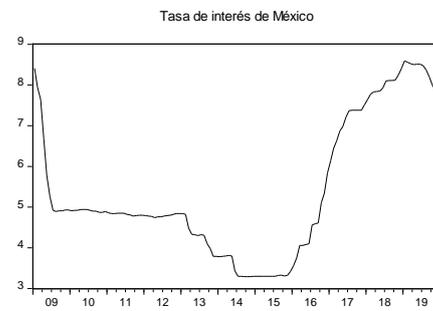
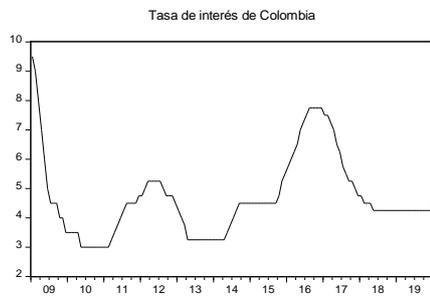
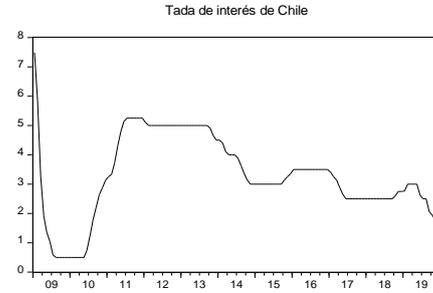
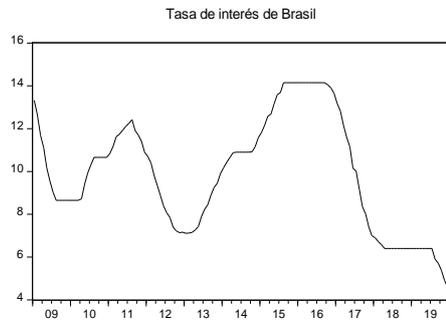
Gráficos de la producción en niveles I(0)



Fuente: Elaboración propia.

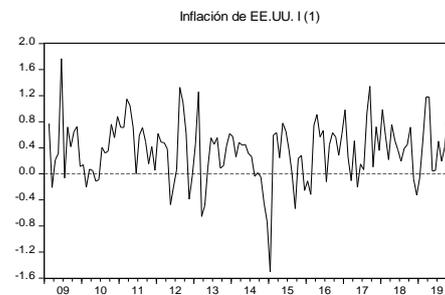
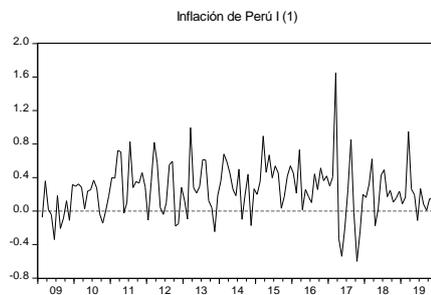
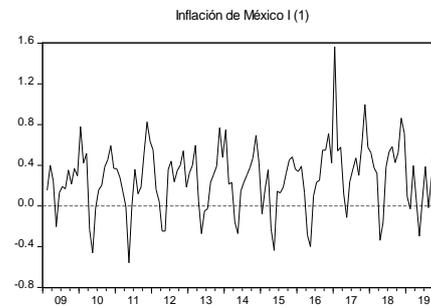
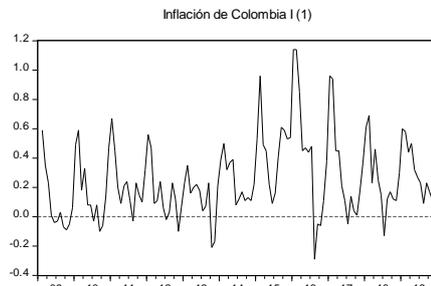
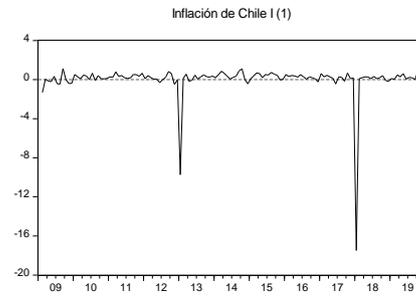
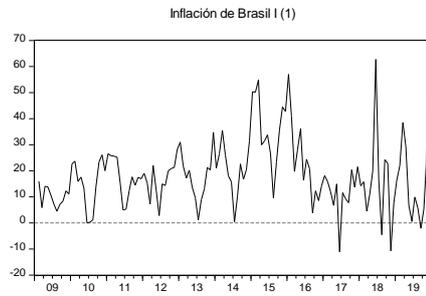


Gráficos de las tasas de interés en niveles I(0)



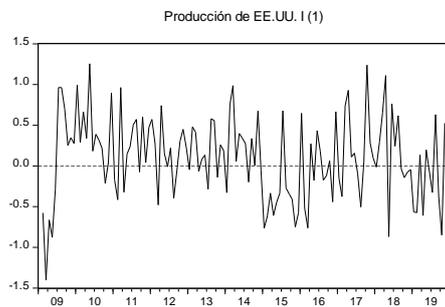
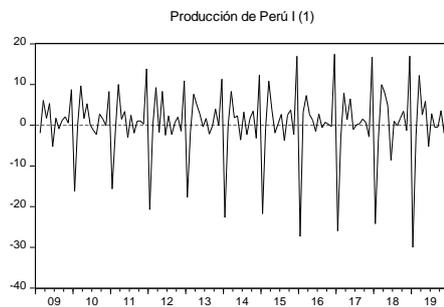
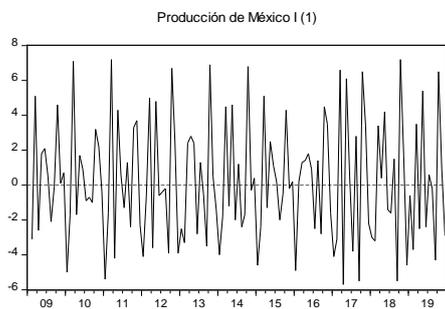
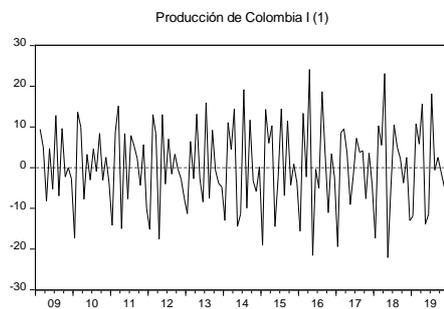
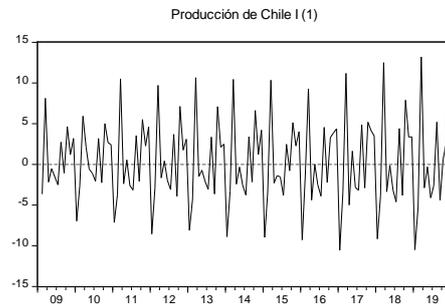
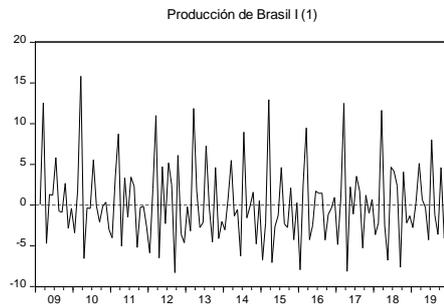
Fuente: Elaboración propia.

Gráficos de la inflación en primeras diferencias I(1)



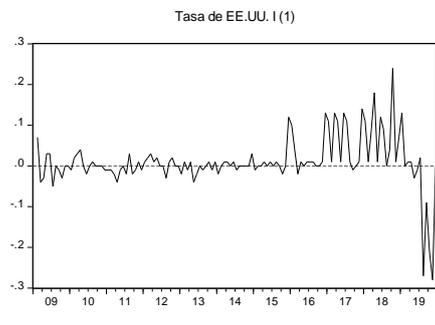
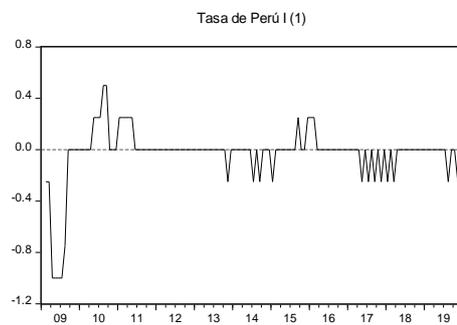
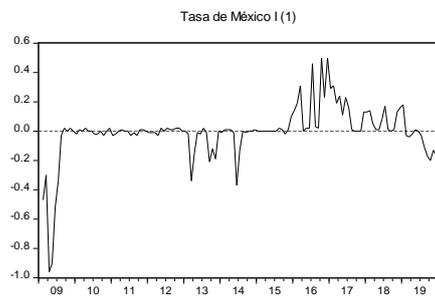
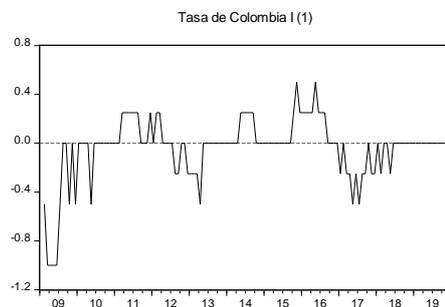
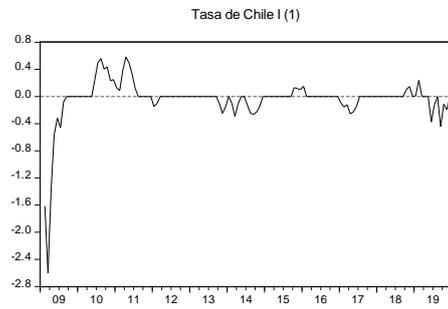
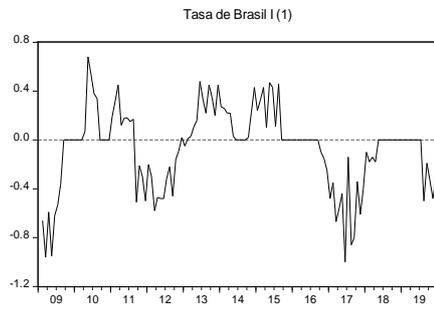
Fuente: Elaboración propia.

Gráficos de la producción en primeras diferencias I(1)



Fuente: Elaboración propia.

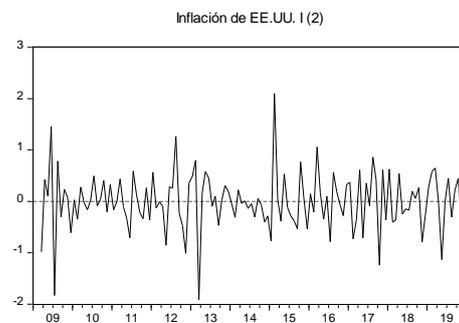
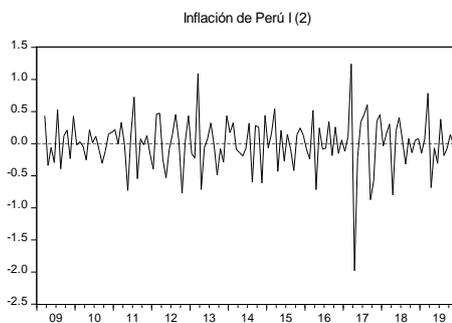
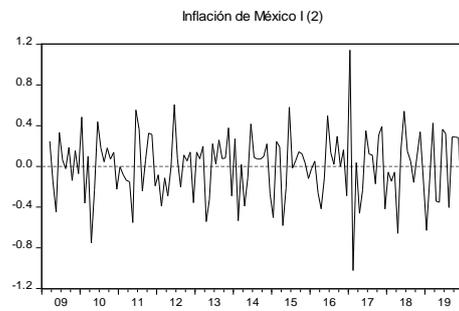
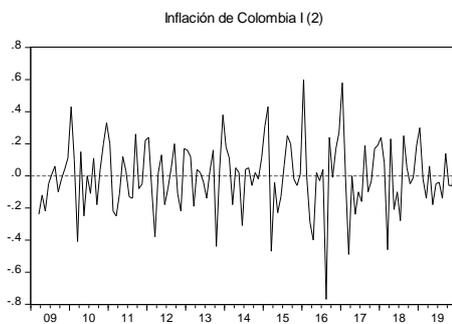
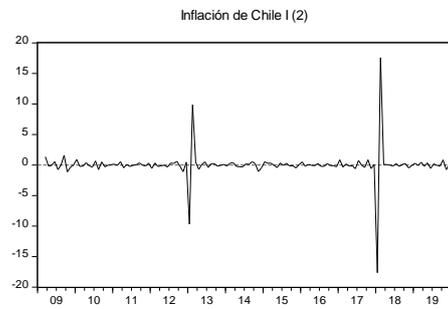
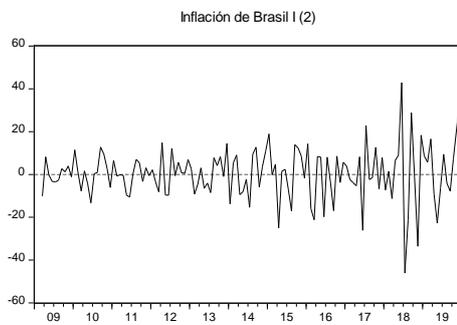
Gráficos de las tasas de interés en primeras diferencias I(1)



Fuente: Elaboración propia.

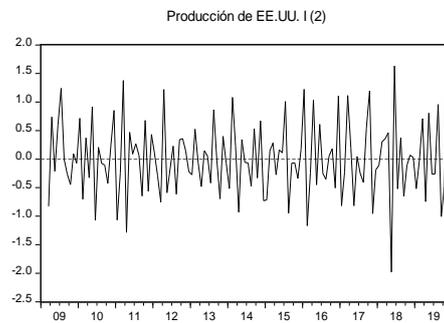
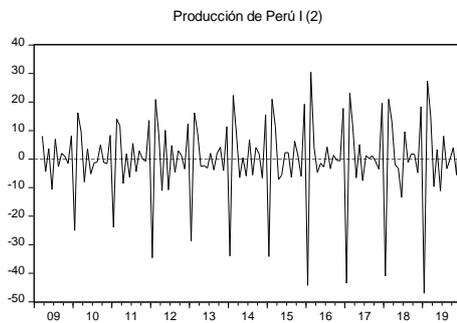
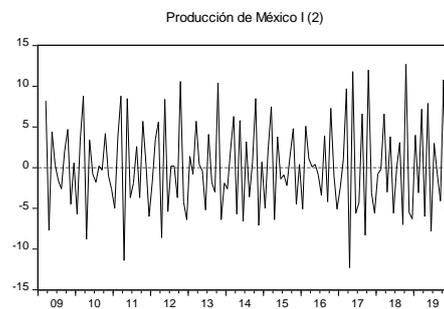
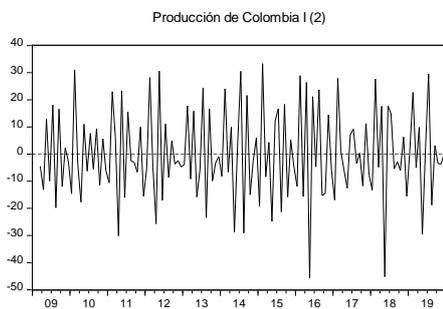
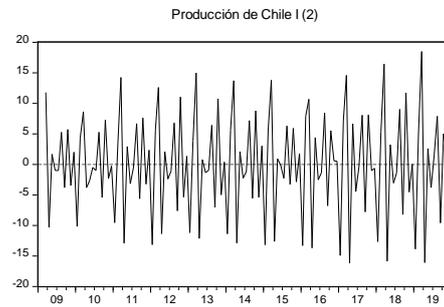
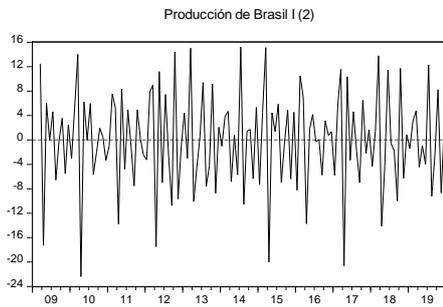


Gráficos de la inflación en segundas diferencias I(2)



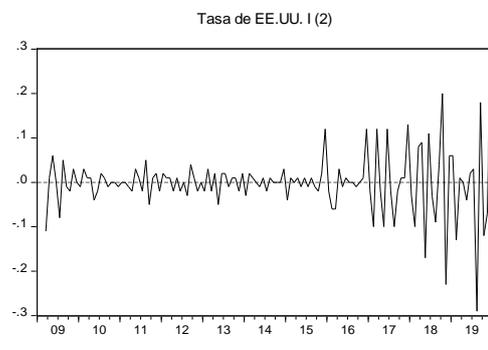
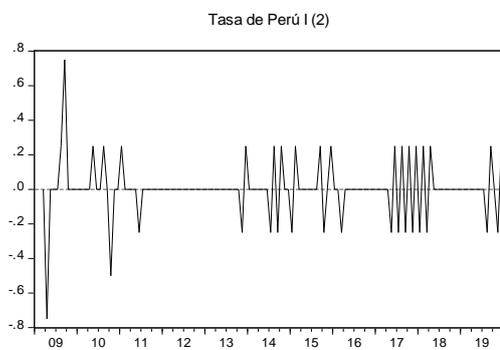
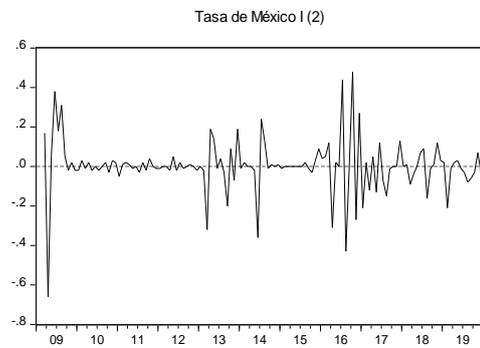
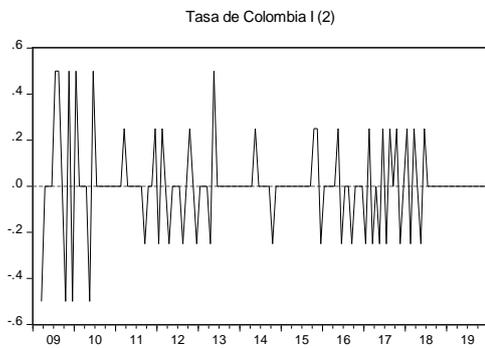
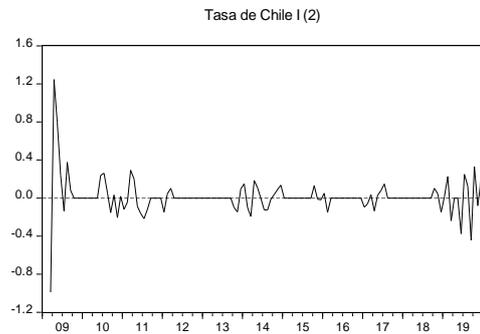
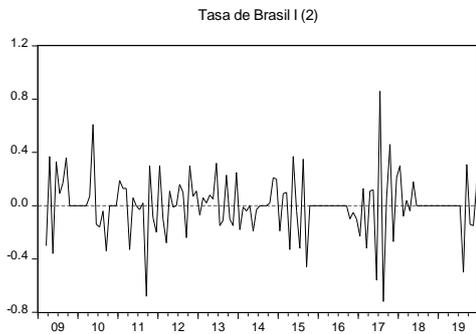
Fuente: Elaboración propia.

Gráficos de la producción en segundas diferencias I(2)



Fuente: Elaboración propia.

Gráficos de las tasas de política monetaria en segundas diferencias I(2)



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 2. Estadísticos descriptivos de las variables en estudio

Estadísticos descriptivos de la Tasa de Interés para los países en estudio

Estadístico	TASA_BRA	TASA_CHL	TASA_COL	TASA_EEUU	TASA_MEX	TASA_PER
Media	9.913030	3.282832	4.698864	0.572045	5.401061	3.492424
Mediana	10.15500	3.130694	4.500000	0.160000	4.850000	3.750000
Máximo	14.15000	7.488095	9.500000	2.420000	8.590000	6.500000
Mínimo	4.590000	0.500000	3.000000	0.070000	3.290000	1.250000
Desviación Estándar	2.660990	1.412728	1.385496	0.737259	1.707470	0.997104
Asimetría	0.041770	-0.104894	1.216071	1.438534	0.613990	-0.373263
Kurtosis	1.898207	2.808280	4.144878	3.565873	2.004314	3.710180
Jarque-Bera Probabilidad	6.715095 0.034821	0.444223 0.800826	39.74331 0.000000	47.28755 0.000000	13.74628 0.001035	5.839102 0.053958
Suma de desviaciones al cuadrado	1308.520	433.3338	620.2500	75.51000	712.9400	461.0000
Observaciones	132	132	132	132	132	132

Fuente: Elaboración propia.

Estadísticos descriptivos de la variable Producción para los países en estudio

Estadístico	PROD_BRA	PROD_CHL	PROD_COL	PROD_EEUU	PROD_MEX	PROD_PER
Media	138.7348	89.47450	152.1414	97.93785	102.3500	144.3174
Mediana	139.2750	90.86207	152.0310	99.02620	103.3000	146.8048
Máximo	152.1300	110.3067	181.8854	104.1659	117.7000	189.3673
Mínimo	115.2000	67.35317	122.3828	84.78410	81.80000	101.0337
Desviación Estándar	6.964385	9.700425	11.97876	4.910820	8.775178	20.22065
Asimetría	-0.549265	-0.310595	0.026342	-1.027105	-0.290090	-0.168075
Kurtosis	3.765283	2.416114	2.702872	3.195719	2.131761	2.249961
Jarque-Bera Probabilidad	9.858356 0.007232	3.997404 0.135511	0.500833 0.778477	23.41946 0.000008	5.997468 0.049850	3.715559 0.156019
Suma	18312.99	11810.63	20082.66	12927.80	13510.20	19049.90

Suma de desviaciones al cuadrado	6353.849	12326.87	18797.27	3159.216	10087.49	53562.58
Observaciones	132	132	132	132	132	132

Fuente: Elaboración propia.

Estadísticos descriptivos de la variable Inflación para los países en estudio

Estadístico	INFL_BRA	INFL_CHL	INFL_COL	INFL_EEUU	INFL_MEX	INFL_PER
Media	4059.753	105.3033	84.78280	235.0649	85.79077	115.8292
Mediana	3958.520	103.7249	81.67000	236.1250	84.94013	115.7272
Máximo	5320.250	116.4606	103.8000	258.2030	105.9340	132.6994
Mínimo	2906.740	98.87961	70.21000	211.9330	69.45615	99.77814
Desviación Estándar	769.2880	5.293030	10.56546	12.41240	10.52761	10.86260
Asimetría	0.087650	0.668044	0.364005	-0.036625	0.258772	-0.011354
Kurtosis	1.562784	2.180342	1.709100	2.152508	1.938633	1.607947
Jarque-Bera	11.52976	13.51333	12.08032	3.979843	7.668944	10.66080
Probabilidad	0.003136	0.001163	0.002381	0.136706	0.021613	0.004842
Suma	535887.4	13900.04	11191.33	31028.57	11324.38	15289.45
Suma de desviaciones al cuadrado	77526336	3670.118	14623.38	20182.87	14518.80	15457.50
Observaciones	132	132	132	132	132	132

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 3. Test de Causalidad de Granger entre las variables del modelo – Brasil

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.4591	0.3191	0.7722	0.6305
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.7767	0.9215	0.9660	0.9658
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2020	0.0244*	0.0198*	0.0478 *
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.9593	0.7501	0.8379	0.0911
PROD_BRA_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.3850	0.4706	0.2692	0.5459
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.4034	0.9713	0.9979	0.7499
INFL_BRA_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.7177	0.3883	0.4698	0.8399
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.7835	0.4240	0.5060	0.5138
TASA_BRA_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5042	0.0920	0.0256*	0.0367*
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.8437	0.2830	0.2236	0.3599
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0616	0.0170*	0.0099*	0.0568
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0721	0.1642	0.4125	0.1186



PROD_BRA_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.1134	0.0953*	0.3850	0.6703
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.9866	0.6700	0.2335	0.3660
INFL_BRA_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.1107	0.1858	0.2052	0.3852
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.0097*	0.0182*	0.0840	0.0769
TASA_BRA_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.5841	0.3667	0.7182	0.7083
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.3794	0.0131*	0.0793	0.0232*
PROD_BRA_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.1559	0.1904	0.0330*	0.0405*
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.9281	0.9074	0.7269	0.7272
INFL_BRA_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.5049	0.2122	0.5941	0.4904
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.2049	0.1389	0.2946	0.1255
TASA_BRA_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.3780	0.3109	0.0039*	0.0208*
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.3754	0.4583	0.6528	0.7481
INFL_BRA_DIFF1 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.6556	0.5401	0.2432	0.2001
PROD_BRA_DIFF2 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.1161	0.2874	0.5559	0.7583
TASA_BRA_DIFF1 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.2081	0.6138	0.3152	0.5097
PROD_BRA_DIFF2 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.1059	0.0090*	0.0101*	0.0252*
TASA_BRA_DIFF1 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.4397	0.3369	0.6928	0.5626
INFL_BRA_DIFF1 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.9313	0.0053*	0.0105*	0.1446

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 4. Identificación de estacionariedad con pruebas de raíz unitaria

Variable	Prueba de raíz unitaria para	Dickey – Fuller Aumentado			Phillips – Perron		
		Intercepto	Tendencia	Ninguno	Intercepto	Tendencia	Ninguno
			e			e	
			intercepto				
Inf_Bra	Nivel	0.991332	0.419087	0.999998	0.988047	0.603252	1.000000
	Primera Dif.	0.000000*	0.000010*	0.009295*	0.000000*	0.000100*	0.026809*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
Inf_Chil	Nivel	0.279873	0.616502	0.684494	0.256267	0.579112	0.684116
	Primera Dif.	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100	0.000100	0.000000*
Inf_Col	Nivel	0.998288	0.544801	0.999993	0.998753	0.747092	0.999999
	Primera Dif.	0.000000*	0.000000*	0.588772	0.000000*	0.000000*	0.000255*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
Inf_Mex	Nivel	0.999939	0.977955	0.999999	0.999579	0.801552	1.000000
	Primera Dif.	0.000000*	0.000000*	0.474096	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
Inf_Per	Nivel	0.971243	0.277152	1.000000	0.973292	0.274910	0.999999
	Primera Dif.	0.000000*	0.000000*	0.046116*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100	0.000100	0.000000*
Inf_EEUU	Nivel	0.939991	0.644722	0.999999	0.928566	0.735432	0.999999
	Primera Dif.	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100	0.000100	0.000000*
Prod_Bra	Nivel	0.203375	0.172350	0.799549	0.000070*	0.000807*	0.854192
	Primera Dif.	0.193601	0.526754	0.021525*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100	0.000100	0.000000*
Prod_Chil	Nivel	0.012376*	0.620800	0.998885	0.027620*	0.000000*	0.996065
	Primera Dif.	0.001509*	0.000217*	0.081337	0.000100*	0.000100*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100*	0.000100*	0.000000*

	Nivel	0.744875	0.785914	0.999997	0.000000*	0.000000*	0.915871
Prod_Col	Primera Dif.	0.000000*	0.000000*	0.000244*	0.000100*	0.000100*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100*	0.000100*	0.000000*
	Nivel	0.000146*	0.998937	0.999975	0.168880	0.000000*	0.993668
Prod_Mex	Primera Dif.	0.016876*	0.000000*	0.074462	0.000100*	0.000100*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100*	0.000100*	0.000000*
	Nivel	0.006790*	0.347123	0.999999	0.143536	0.000000*	0.999318
Prod_Per	Primera Dif.	0.000100*	0.000000*	0.127243	0.000100*	0.000100*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100*	0.000100*	0.000000*
	Nivel	0.321703	0.957583	0.992577	0.381852	0.910043	0.971509
Prod_EEUU	Primera Dif.	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100*	0.000100*	0.000000*
	Nivel	0.681225	0.769426	0.430363	0.580210	0.821538	0.187059
Tasa_Bra	Primera Dif.	0.004423*	0.012300*	0.000234*	0.004887*	0.011860*	0.000332*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Nivel	0.026964*	0.098862	0.246594	0.009775*	0.048155*	0.039988*
Tasa_Chil	Primera Dif.	0.000000*	0.000100*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Nivel	0.037096*	0.098891	0.372481	0.006239*	0.013645*	0.067803
Tasa_Col	Primera Dif.	0.001177*	0.011037*	0.000000*	0.000802*	0.001492*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Nivel	0.491920	0.261173	0.555175	0.499174	0.115686	0.447099
Tasa_Mex	Primera Dif.	0.003302*	0.015378*	0.000159*	0.000258*	0.001170*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100*	0.000000*
	Nivel	0.000238*	0.001767*	0.136330	0.011882*	0.057360	0.085429
Tasa_Per	Primera Dif.	0.010600*	0.051405	0.000659*	0.000417*	0.002742*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Nivel	0.030032*	0.263379	0.058143	0.891081	0.788465	0.759867
Tasa_EEUU	Primera Dif.	0.402785	0.836018	0.063042	0.000000*	0.000000*	0.000000*
	Segunda Dif	0.000000*	0.000000*	0.000000*	0.000100*	0.000100*	0.000000*

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 5. Criterios de selección de longitud de rezagos – Brasil

Variables endógenas: Tasa(EE.UU) Producción(EE.UU.) Inflación(EE.UU.) Producción(Brasil) Inflación(Brasil) Tasa(Brasil)						
Variables exógenas: C						
Muestra: 2009M01 2019M12						
Obs.: 122						
Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-929.5843	NA	0.184554	15.33745	15.47535	15.39346
1	-787.9931	266.9341	0.032710	13.60644	14.57176*	13.99853
2	-710.1775	139.0476	0.016549	12.92094	14.71368	13.64910*
3	-680.3193	50.41630	0.018494	13.02163	15.64178	14.08585
4	-629.3595	81.03447	0.014764*	12.77638*	16.22395	14.17668
5	-601.1853	42.03036	0.017348	12.90468	17.17966	14.64104
6	-564.1027	51.67237*	0.017914	12.88693	17.98933	14.95937
7	-531.3959	42.35809	0.020305	12.94092	18.87073	15.34942
8	-504.7348	31.90584	0.026103	13.09401	19.85124	15.83859

Fuente: Elaboración propia.

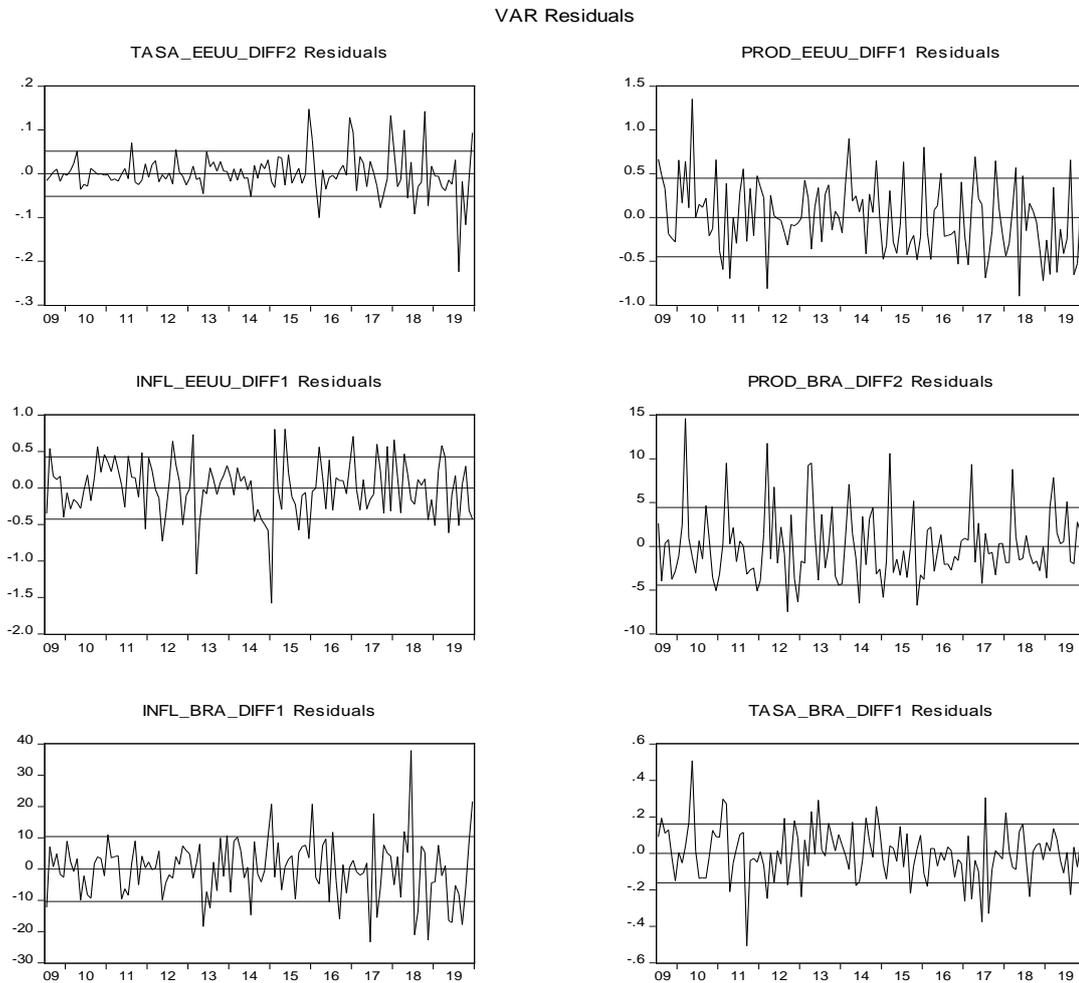


ANEXO 6. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) para el canal
comercial - Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	151.1989	2	0.0000
2	2.823399	2	0.2437
3	23.84547	2	0.0000
4	37.14979	2	0.0000
5	10.56829	2	0.0051
6	10.88715	2	0.0043
Prueba conjunta	236.4730	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 7. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos para el canal comercial – Brasil



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 8. Test de heterocedasticidad del VAR (sin términos cruzados) - Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:126		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
1023.820	1008	0.3574

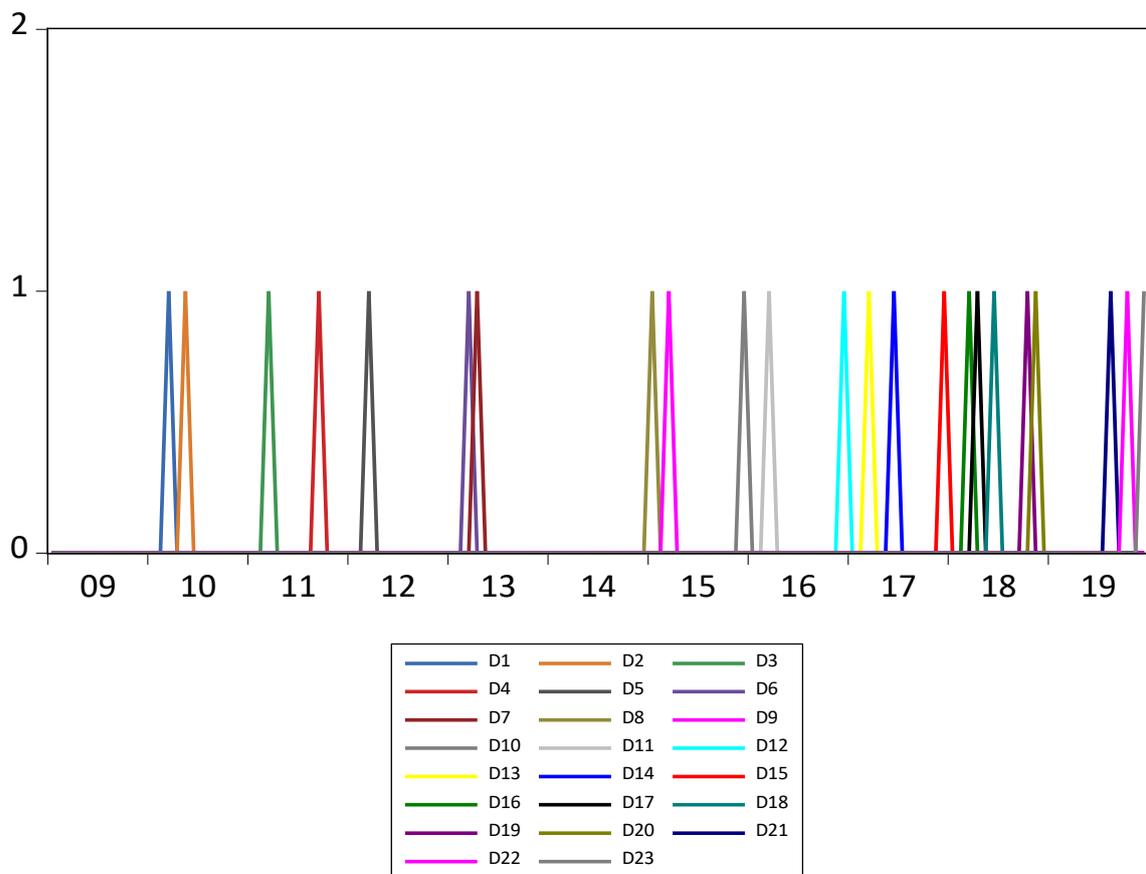
Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 9. Test del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos de Breusch–Godfrey para Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:126						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	43.59462	36	0.1798	1.224549	(36, 398.0)	0.1806
2	40.63483	36	0.2735	1.137278	(36, 398.0)	0.2745
3	51.31767	36	0.0570	1.455219	(36, 398.0)	0.0573
4	39.67290	36	0.3096	1.109049	(36, 398.0)	0.3106
5	31.42589	36	0.6859	0.869696	(36, 398.0)	0.6867
6	40.96496	36	0.2617	1.146981	(36, 398.0)	0.2627
7	28.68683	36	0.8018	0.791246	(36, 398.0)	0.8024
8	46.10321	36	0.1207	1.299004	(36, 398.0)	0.1213

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 10. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para Brasil



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 11. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido – Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:126						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	33.47016	36	0.5895	0.927970	(36, 297.0)	0.5912
2	61.93546	36	0.0546	1.798872	(36, 297.0)	0.0547
3	26.13264	36	0.8868	0.715986	(36, 297.0)	0.8875
4	41.34332	36	0.2486	1.161006	(36, 297.0)	0.2503
5	43.47321	36	0.1831	1.225059	(36, 297.0)	0.1845
6	50.65739	36	0.0534	1.444345	(36, 297.0)	0.0541
7	52.14291	36	0.0500	1.490318	(36, 297.0)	0.0405
8	60.86162	36	0.0590	1.764565	(36, 297.0)	0.0610

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 12. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido – Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	7.669009	2	0.0216
2	0.319286	2	0.8524
3	1.011151	2	0.6032
4	5.382196	2	0.0678
5	1.482112	2	0.4766
6	4.812448	2	0.0902
Prueba conjunta	20.67620	12	0.0553

Fuente: Elaboración propia.

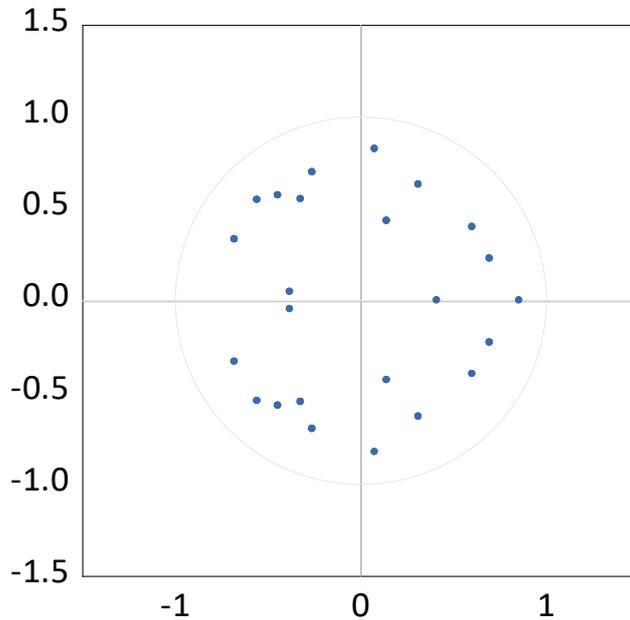
ANEXO 13. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido – Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:126		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
1297.507	1491	0.9999

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 14. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido – Brasil

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 15. Test de Causalidad de Granger entre las variables del modelo – Chile

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.4853	0.9188	0.9496	0.7687
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.3797	0.7858	0.8210	0.8526
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.1854	0.0402*	0.4024	0.6464
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.6846	0.6377	0.0691	0.0372*
PROD_CHL_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.0185*	0.0734	0.2356	0.4756
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.0335*	0.2060	0.3063	0.5097
INFL_CHL_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.3928	0.8774	0.0928	0.0386*
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.0782	0.2050	0.1756	0.3317
TASA_CHL_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.8707	0.9282	0.5718	0.3314
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.0024*	0.0006*	0.0005*	0.0017*
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0538	0.0020*	0.0002*	0.0010*
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0714	0.4399	0.6348	0.8942
PROD_CHL_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.1368	0.0989	0.3043	0.6942
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.8344	0.9132	0.5200	0.0132*
INFL_CHL_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.3273	0.4006	0.4994	0.6295
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.6344	0.9066	0.3055	0.3857
TASA_CHL_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.1559	0.8124	0.6366	0.0739
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.2370	0.0121*	0.0090*	0.0034*

PROD_CHL_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.9566	0.5377	0.6924	0.9483
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.3127	0.5082	0.4394	0.6315
INFL_CHL_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.1591	0.3511	0.2546	0.2439
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.1935	0.0616	0.4148	0.2727
TASA_CHL_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.6281	0.6202	0.4729	0.5541
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.1754	0.4037	0.0756	0.0344*
INFL_CHL_DIFF1 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.0302*	0.0333*	0.0852	0.1416
PROD_CHL_DIFF2 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.3468	0.4572	0.0868	0.0702
TASA_CHL_DIFF1 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.7860	0.9364	0.9734	0.8900
PROD_CHL_DIFF2 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.4364	0.0936	0.4947	0.5920
TASA_CHL_DIFF1 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.3311	0.3507	0.0642	0.0047*
INFL_CHL_DIFF1 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.7723	0.7771	0.8312	0.9369

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 16. Criterios de selección de longitud de rezagos – Chile

Variables endógenas: Tasa(EE.UU) Producción(EE.UU.) Inflación(EE.UU.) Producción(Chile)						
Inflación(Chile) Tasa(Chile)						
Variables exógenas: C						
Muestra: 2009M01 2019M12						
Obs.: 122						
Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-564.7582	NA	0.000466	9.356691	9.494594	9.412703
1	-462.7106	192.3847	0.000158	8.273945	9.239264*	8.666027*
2	-408.8535	96.23660	0.000118	7.981204	9.773939	8.709358
3	-376.2378	55.07230	0.000127	8.036686	10.65684	9.100910
4	-336.7086	62.85797	0.000122	7.978829	11.42640	9.379124
5	-299.5058	55.49920	0.000123	7.959112	12.23409	9.695478
6	-249.9657	69.03133*	0.000104*	7.737143*	12.83954	9.809579
7	-228.3886	27.94411	0.000141	7.973584	13.90340	10.38209
8	-208.1243	24.25067	0.000202	8.231547	14.98878	10.97612

Fuente: Elaboración propia.

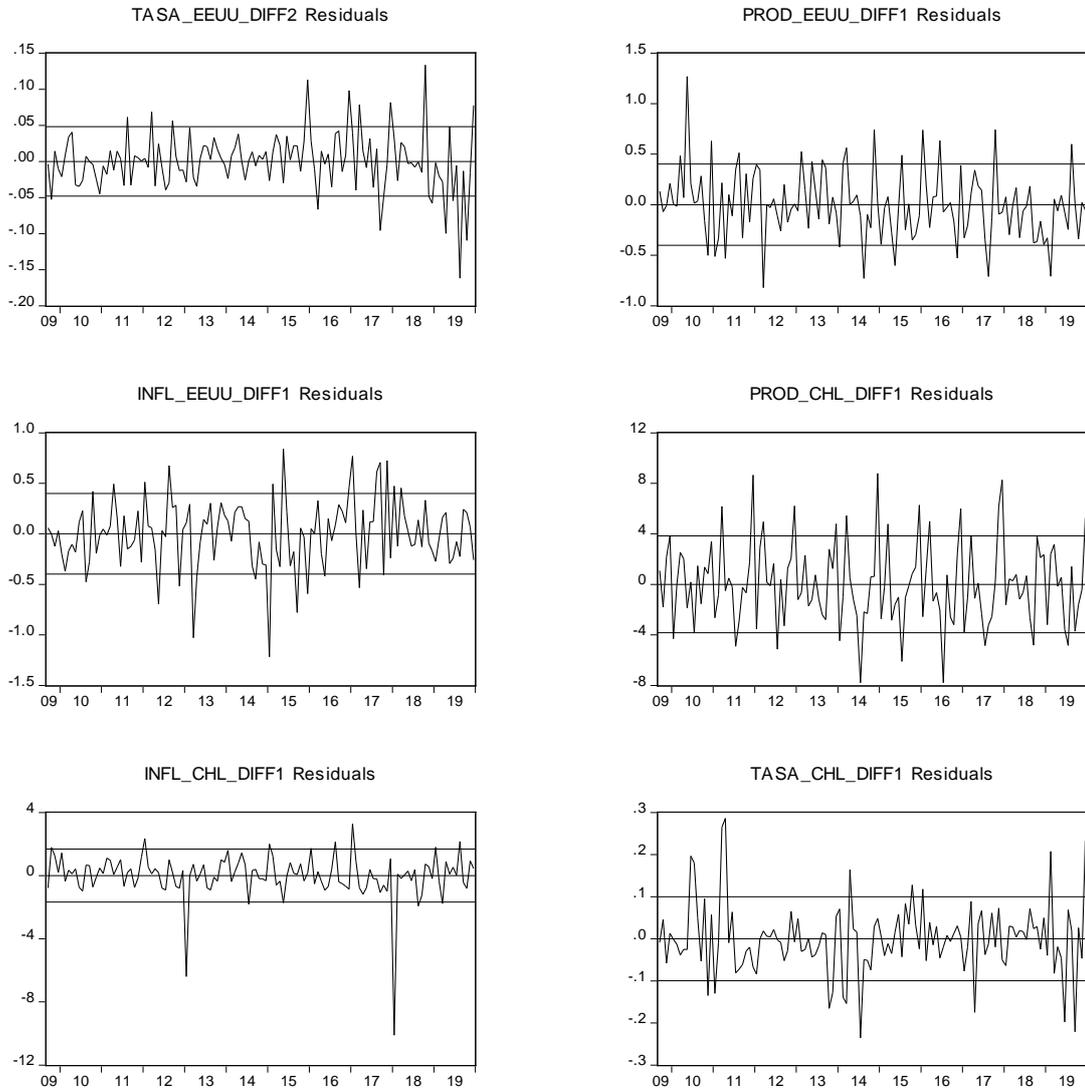
ANEXO 17. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) - Chile

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	40.84560	2	0.0000
2	11.16238	2	0.0038
3	14.77750	2	0.0006
4	2.193953	2	0.3339
5	2510.627	2	0.0000
6	17.30515	2	0.0002
Prueba conjunta	2596.9116	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 18. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos - Chile

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 19. Test de heterocedasticidad del VAR (sin términos cruzados) - Chile

Muestra: 2009M01 2019m12

Obs:124

H0: La varianza de los errores es homocedástica

Chi-sq	Prueba conjunta: df	Probabilidad
--------	------------------------	--------------

1472.208

1512

0.7636

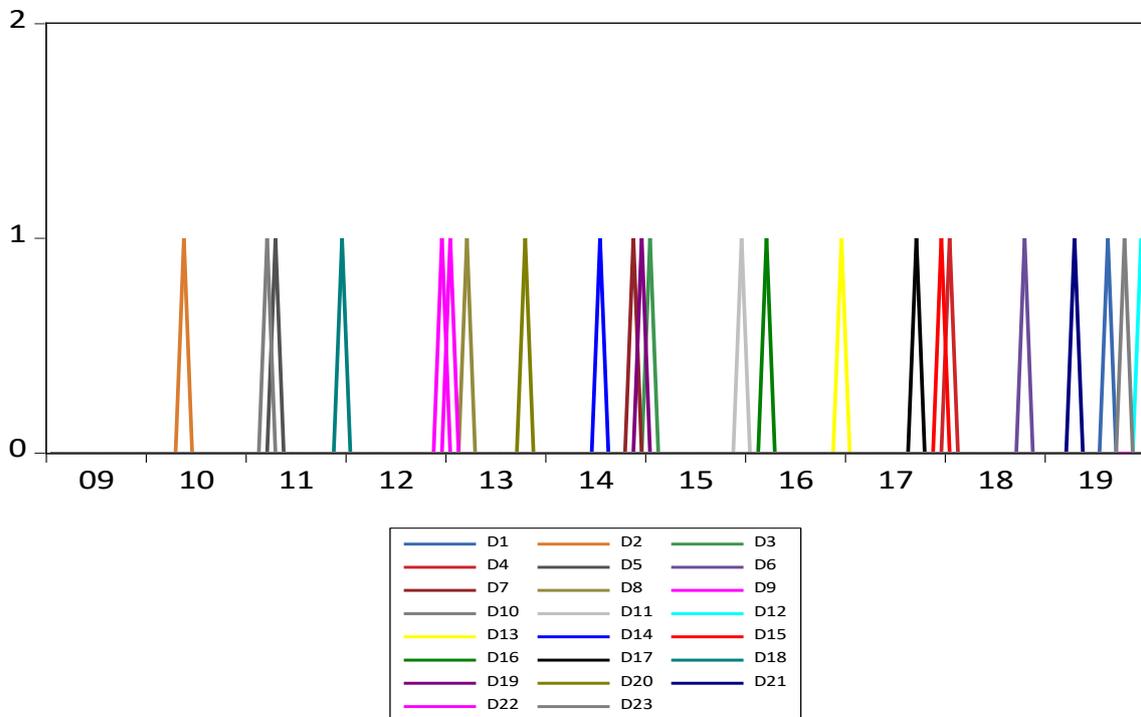
Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 20. Test del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos de Breusch–Godfrey para Chile

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:126						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	22.29238	36	0.9642	0.608437	(36, 336.5)	0.9644
2	32.26845	36	0.6468	0.893396	(36, 336.5)	0.6480
3	23.21820	36	0.9508	0.634545	(36, 336.5)	0.9511
4	55.04823	36	0.0220	1.575035	(36, 336.5)	0.0222
5	59.53321	36	0.0081	1.714492	(36, 336.5)	0.0082
6	44.20185	36	0.1638	1.244998	(36, 336.5)	0.1649
7	48.48294	36	0.0799	1.374056	(36, 336.5)	0.0806
8	30.70545	36	0.7183	0.848217	(36, 336.5)	0.7194

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 21. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para Chile



Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 22. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido – Chile

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:126						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	42.30258	36	0.2174	1.193113	(36, 235.5)	0.2198
2	41.96542	36	0.2281	1.182791	(36, 235.5)	0.2305
3	36.77922	36	0.4326	1.025754	(36, 235.5)	0.4354
4	39.76285	36	0.3061	1.115704	(36, 235.5)	0.3088
5	28.77232	36	0.7986	0.789552	(36, 235.5)	0.8002
6	32.30727	36	0.6449	0.892909	(36, 235.5)	0.6473
7	41.85319	36	0.2317	1.179359	(36, 235.5)	0.2341
8	30.74412	36	0.7166	0.847026	(36, 235.5)	0.7187

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 23. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido – Chile

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	6.505503	2	0.0387
2	3.890004	2	0.1430
3	1.161607	2	0.5594
4	0.913581	2	0.6333
5	3.475636	2	0.1759
6	4.575488	2	0.1015
Prueba conjunta	20.52182	12	0.0578

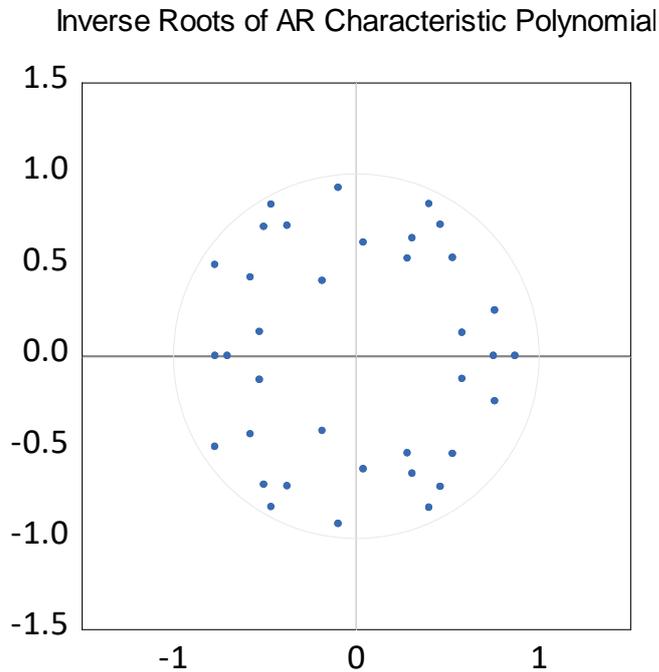
Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 24. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido – Chile

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:126		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
1792.009	1995	0.9995

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 25. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido – Chile



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 26. Test de Causalidad de Granger entre las variables del modelo – Colombia

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2428	0.7260	0.9168	0.6516
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.4406	0.4602	0.7379	0.4334
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5683	0.1158	0.2787	0.4433
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.8814	0.4915	0.3533	0.2700
PROD_COL_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.0616	0.1687	0.3056	0.5422
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.8806	0.3511	0.1183	0.1185
INFL_COL_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.0944	0.3976	0.5023	0.4995
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.2365	0.1243	0.2871	0.2430
TASA_COL_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.6726	0.8643	0.9621	0.7191
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.2603	0.2521	0.3013	0.4898
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0348*	0.0035*	0.0002*	0.0010*
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0484*	0.1346	0.3610	0.2619
PROD_COL_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.5524	0.7336	0.1791	0.4355
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.9591	0.6502	0.1836	0.1699
INFL_COL_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.1005	0.1806	0.5037	0.6548
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.2580	0.2651	0.2424	0.4431
TASA_COL_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.5924	0.4868	0.0444*	0.0620
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.7988	0.8183	0.5134	0.4735
PROD_COL_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.3901	0.5723	0.6914	0.6075

INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.6775	0.0807	0.1679	0.3878
INFL_COL_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.5253	0.8676	0.9953	0.9965
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.2585	0.2505	0.3380	0.3809
TASA_COL_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.5920	0.4258	0.5940	0.6627
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.5203	0.6738	0.5350	0.8817
INFL_COL_DIFF1 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.0647	0.0015*	0.0007*	0.0000*
PROD_COL_DIFF2 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.0374*	0.0338*	0.0483*	0.0806
TASA_COL_DIFF1 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.6581	0.4199	0.5363	0.1337
PROD_COL_DIFF2 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.5257	0.6162	0.6206	0.2195
TASA_COL_DIFF1 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.7077	0.1862	0.1932	0.3784
INFL_COL_DIFF1 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.4225	0.0840	0.2345	0.3651

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 27. Criterios de selección de longitud de rezagos – Colombia

Variables endógenas: Tasa(EE.UU) Producción(EE.UU.) Inflación(EE.UU.) Producción(Colombia) Inflación(Colombia) Tasa(Colombia)						
Variables exógenas: C						
Muestra: 2009M01 2019M12						
Obs.: 122						
Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-402.4263	NA	3.26e-05	6.695513	6.833416*	6.751525
1	-323.1351	149.4833	1.60e-05	5.985822	6.951141	6.377904
2	-260.8100	111.3679	1.05e-05*	5.554262*	7.346997	6.282415*
3	-229.5783	52.73540	1.14e-05	5.632432	8.252582	6.696656
4	-192.6670	58.69511	1.15e-05	5.617491	9.065058	7.017786
5	-158.3561	51.18505	1.22e-05	5.645182	9.920165	7.381548
6	-120.8030	52.32815*	1.25e-05	5.619721	10.72212	7.692157
7	-91.78669	37.57845	1.51e-05	5.734208	11.66402	8.142715
8	-67.95902	28.51508	2.03e-05	5.933754	12.69099	8.678332

Fuente: Elaboración propia.

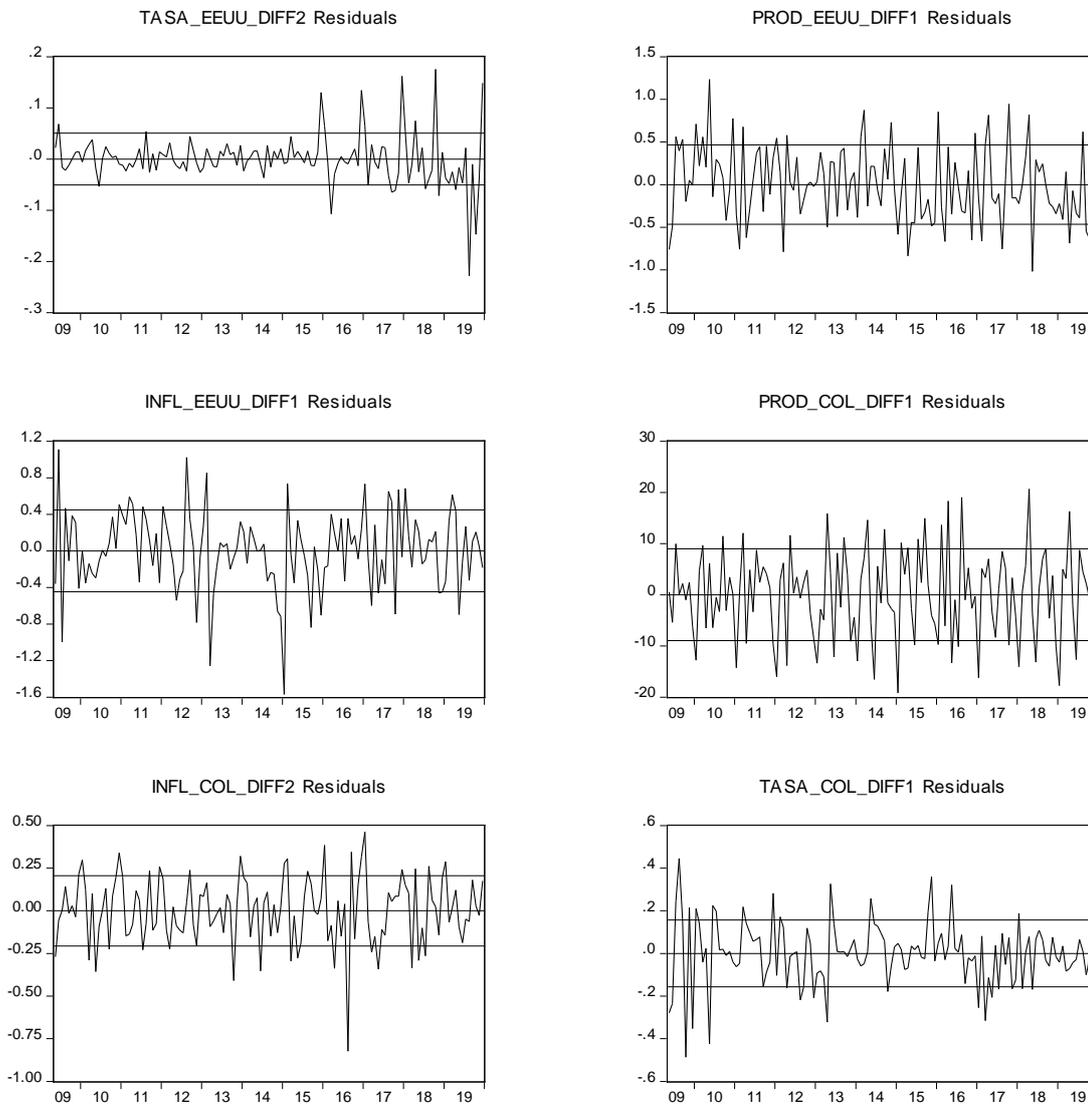
ANEXO 28. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) - Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:128			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	212.4204	2	0.0000
2	1.959859	2	0.3753
3	14.44816	2	0.0007
4	0.456209	2	0.7960
5	7.825062	2	0.0200
6	10.59009	2	0.0050
Prueba conjunta	247.6997	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 29. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos para Colombia

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 30. Test de heterocedasticidad del VAR (sin términos cruzados) - Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12

Obs:128

H0: La varianza de los errores es homocedástica

Prueba conjunta:

Chi-sq	df	Probabilidad
573.9333	504	0.0166

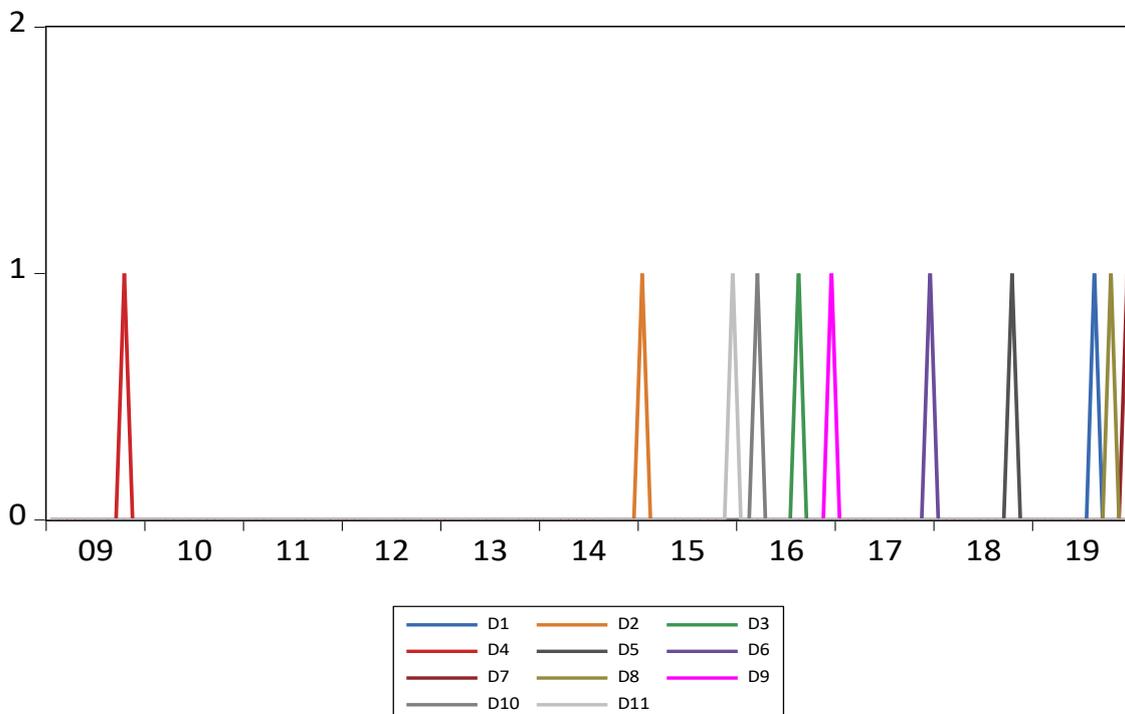
Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 31. Test del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos de Breusch–Godfrey para Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:128						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	57.15421	36	0.0139	1.626580	(36, 459.5)	0.0140
2	60.71328	36	0.0061	1.734469	(36, 459.5)	0.0062
3	62.15740	36	0.0044	1.778476	(36, 459.5)	0.0044
4	37.16086	36	0.4153	1.035263	(36, 459.5)	0.4161
5	54.37991	36	0.0253	1.543038	(36, 459.5)	0.0255
6	38.68437	36	0.3494	1.079454	(36, 459.5)	0.3501
7	63.47584	36	0.0032	1.818769	(36, 459.5)	0.0032
8	34.72829	36	0.5290	0.964997	(36, 459.5)	0.5298

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 32. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para Colombia



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 33. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido – Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:126						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	48.55842	36	0.0789	1.371598	(36, 411.2)	0.0793
2	69.68330	36	0.0506	2.018605	(36, 411.2)	0.0506
3	56.01417	36	0.0579	1.596314	(36, 411.2)	0.0580
4	41.76385	36	0.2346	1.170189	(36, 411.2)	0.2355
5	50.50489	36	0.0550	1.429887	(36, 411.2)	0.0553
6	36.76593	36	0.4332	1.024065	(36, 411.2)	0.4342
7	51.21512	36	0.0479	1.451222	(36, 411.2)	0.0483
8	35.92118	36	0.4723	0.999535	(36, 411.2)	0.4733

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 34. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido – Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	1.387620	2	0.4997
2	0.935340	2	0.6265
3	0.885082	2	0.6424
4	0.139615	2	0.9326
5	1.094220	2	0.5786
6	6.422812	2	0.0403
Prueba conjunta	10.86469	12	0.5405

Fuente: Elaboración propia.

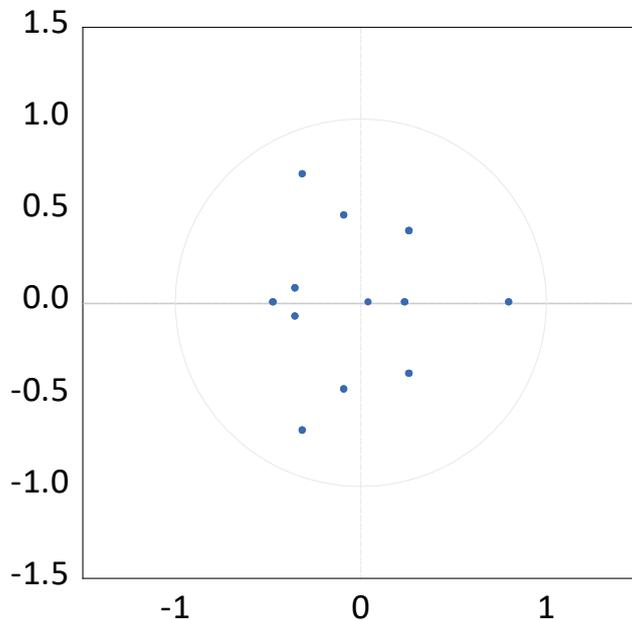
ANEXO 35. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido – Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:126		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
652.6292	735	0.9867

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 36. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido – Colombia

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 37. Test de Causalidad de Granger entre las variables del modelo – Perú

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.1744	0.7968	0.9421	0.7285
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.2974	0.6004	0.6142	0.6418
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5083	0.0566	0.1861	0.2569
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.9947	0.5708	0.3686	0.2718
PROD_PER_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.1100	0.9113	0.8961	0.9530
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.0045	0.0721	0.1205	0.0877
INFL_PER_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5860	0.4872	0.7084	0.5016
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.3160	0.7373	0.2103	0.1920
TASA_PER_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.0224	0.2381	0.4805	0.5836
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.7781	0.3460	0.1853	0.3684
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0359	0.0041	0.0002	0.0003
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0484	0.2584	0.5531	0.6493
PROD_PER_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.3341	0.3515	0.0855	0.2337
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.9240	0.5676	0.6522	0.9219
INFL_PER_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.6314	0.7662	0.3534	0.7866
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.0684	0.5087	0.6267	0.2711
TASA_PER_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.6054	0.6417	0.0715	0.0886
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.0005	0.0320	0.0169	0.0122

PROD_PER_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.4452	0.8510	0.9267	0.9280
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.2455	0.2959	0.4218	0.6826
INFL_PER_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.4183	0.0819	0.3252	0.4724
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.5090	0.4158	0.5850	0.7503
TASA_PER_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.7754	0.2688	0.4150	0.9687
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.3858	0.7054	0.9764	0.8823
INFL_PER_DIFF1 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.8086	0.1042	0.0604	0.0396
PROD_PER_DIFF2 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.2055	0.0000	0.0000	0.0000
TASA_PER_DIFF1 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.7299	0.3724	0.2587	0.9351
PROD_PER_DIFF2 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.0928	0.1404	0.1615	0.1657
TASA_PER_DIFF1 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.4907	0.5060	0.7988	0.8337
INFL_PER_DIFF1 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.6394	0.2019	0.0145	0.0023

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 38. Criterios de selección de longitud de rezagos – Perú

Variables endógenas: Tasa(EE.UU) Producción(EE.UU.) Inflación(EE.UU.) Producción(Perú) Inflación(Perú) Tasa(Perú)						
Variables exógenas: C						
Muestra: 2009M01 2019M12						
Obs.: 122						
Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-446.8462	NA	6.75e-05	7.423708	7.561611	7.479720
1	-351.8439	179.1027	2.57e-05	6.456457	7.421776*	6.848540
2	-283.7780	121.6259	1.52e-05	5.930788	7.723522	6.658941*
3	-242.6864	69.38425	1.42e-05	5.847318	8.467469	6.911542
4	-203.2699	62.67870	1.37e-05	5.791310	9.238877	7.191605
5	-167.8461	52.84533	1.43e-05	5.800756	10.07574	7.537121
6	-106.0069	86.16932*	9.81e-06*	5.377163*	10.47956	7.449599
7	-82.09956	30.96202	1.28e-05	5.575403	11.50522	7.983910
8	-44.79906	44.63829	1.39e-05	5.554083	12.31131	8.298661

Fuente: Elaboración propia.

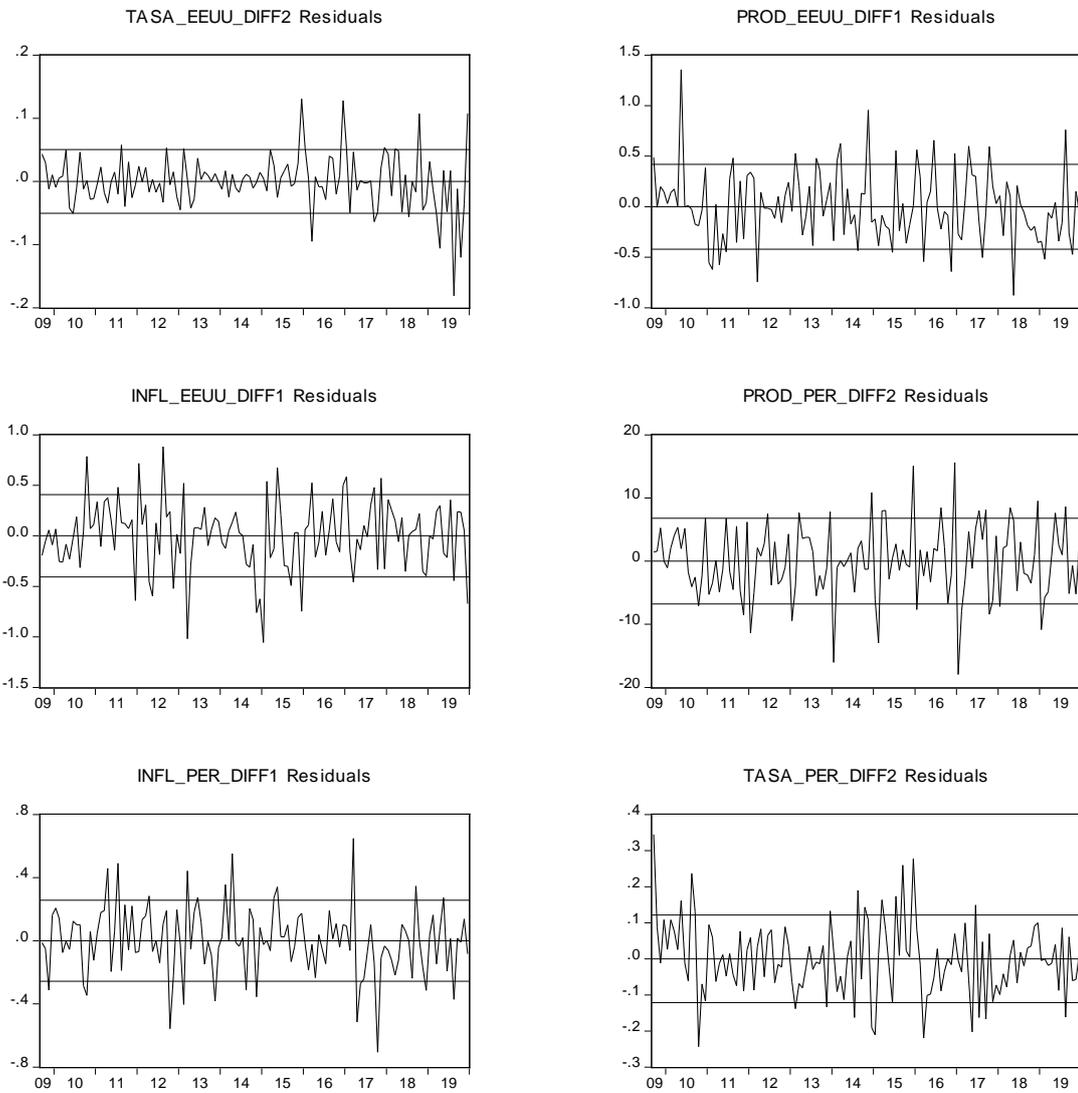
ANEXO 39. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) - Perú

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:124			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	61.89653	2	0.0000
2	18.96856	2	0.0001
3	4.012900	2	0.1345
4	1.375878	2	0.5026
5	4.769581	2	0.0921
6	0.959775	2	0.6189
Prueba conjunta	91.98323	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 40. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos – Perú

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 41. Test de heterocedasticidad del VAR (sin términos cruzados) - Perú

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs: 124		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Chi-sq	Prueba conjunta: df	Probabilidad

1472.057

1512

0.7645

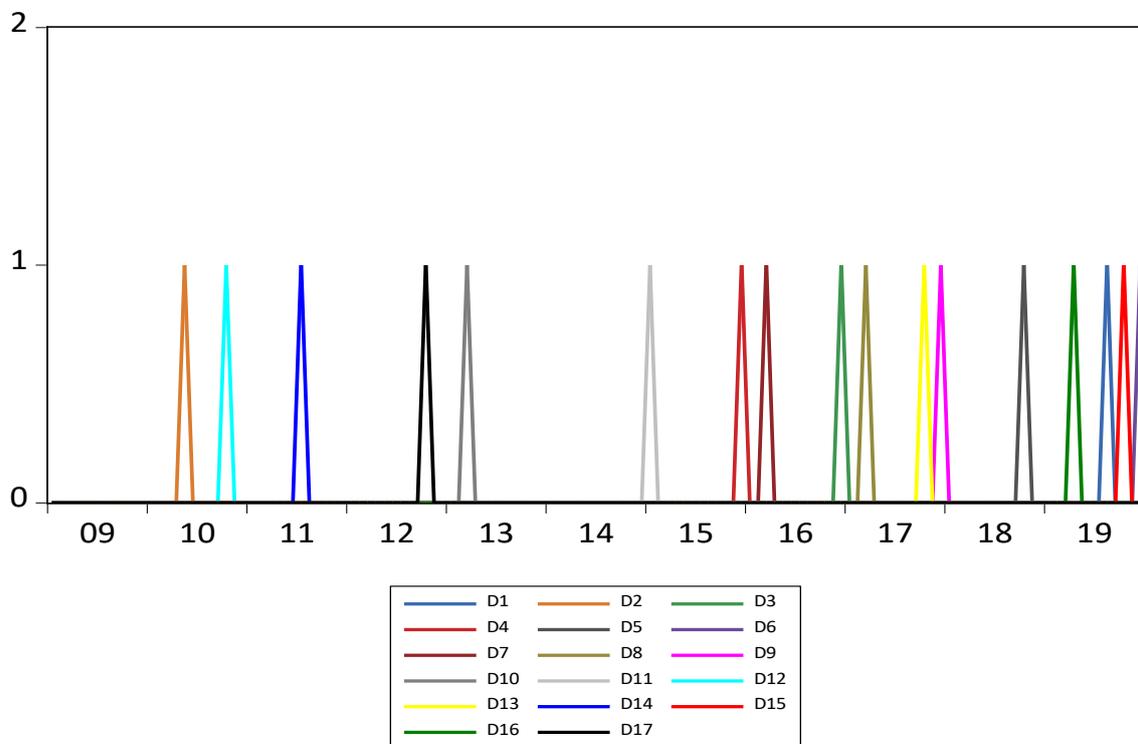
Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 42. Test del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos de Breusch–Godfrey para Perú

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:124						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	43.74159	36	0.1758	1.231216	(36, 336.5)	0.1769
2	48.49215	36	0.0798	1.374335	(36, 336.5)	0.0805
3	41.89228	36	0.2304	1.176020	(36, 336.5)	0.2317
4	57.21417	36	0.0137	1.642162	(36, 336.5)	0.0139
5	53.76961	36	0.0287	1.535600	(36, 336.5)	0.0291
6	50.82777	36	0.0517	1.445409	(36, 336.5)	0.0522
7	54.98257	36	0.0223	1.573006	(36, 336.5)	0.0226
8	34.72866	36	0.5290	0.964915	(36, 336.5)	0.5304

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 43. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para Perú



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 44. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido – Perú

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:126						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	57.87097	36	0.0518	1.677587	(36, 261.8)	0.0521
2	38.69422	36	0.3490	1.082695	(36, 261.8)	0.3512
3	42.08267	36	0.2243	1.184856	(36, 261.8)	0.2263
4	34.48564	36	0.5407	0.957523	(36, 261.8)	0.5428
5	38.10170	36	0.3740	1.064958	(36, 261.8)	0.3763
6	48.41413	36	0.0809	1.379108	(36, 261.8)	0.0820
7	37.27193	36	0.4104	1.040182	(36, 261.8)	0.4127
8	38.68641	36	0.3493	1.082461	(36, 261.8)	0.3515

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 45. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido – Perú

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	0.638279	2	0.7268
2	3.764433	2	0.1523
3	5.221407	2	0.0735
4	3.860803	2	0.1451
5	3.271432	2	0.1948
6	3.579692	2	0.1670
Prueba conjunta	20.33605	12	0.0610

Fuente: Elaboración propia.

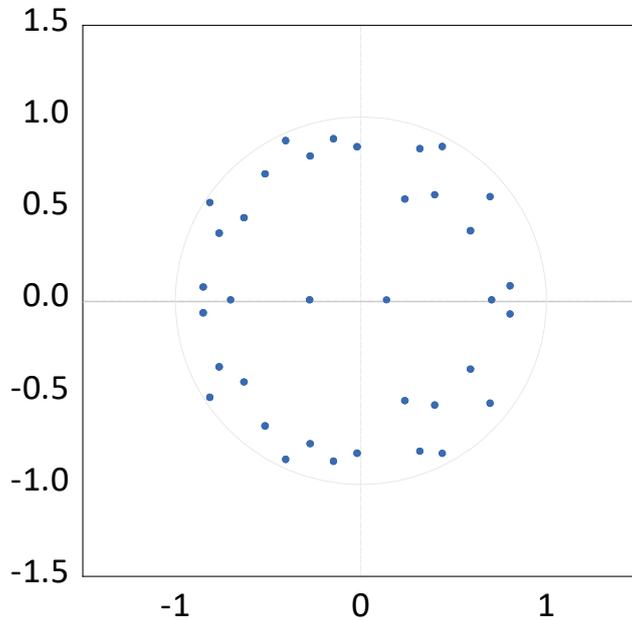
ANEXO 46. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido – Perú

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:126		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
1758.222	1869	0.9670

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 47. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido – Perú

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 48. Test de Causalidad de Granger entre las variables del modelo – México

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2964	0.9774	0.9536	0.7338
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.3692	0.6451	0.8456	0.3515
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.4820	0.0432	0.1239	0.1408
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.8824	0.3150	0.2860	0.1996
PROD_MEX_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.1334	0.0219	0.0332	0.0645
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.3312	0.4973	0.1146	0.1184
INFL_MEX_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.7439	0.7875	0.3084	0.6586
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.9495	0.7001	0.4249	0.0148
TASA_MEX_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.4852	0.9582	0.9304	0.6153
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.3361	0.6606	0.0674	0.0530
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0398	0.0040	0.0005	0.0003
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0595	0.2422	0.6557	0.4366
PROD_MEX_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.4690	0.4096	0.4682	0.4089
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.2869	0.2543	0.5875	0.0441
INFL_MEX_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.8376	0.7558	0.4953	0.6607
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.7807	0.6261	0.2102	0.1453
TASA_MEX_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.7214	0.5379	0.2054	0.1664
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.2020	0.8770	0.6541	0.2008

PROD_MEX_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.4024	0.2214	0.5193	0.4960
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.2288	0.1509	0.3199	0.3055
INFL_MEX_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.3538	0.5239	0.5011	0.3916
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.7903	0.8483	0.3797	0.4672
TASA_MEX_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.6786	0.9155	0.8514	0.0966
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.9743	0.2287	0.6742	0.8345
INFL_MEX_DIFF1 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.0197	0.1732	0.0023	0.0000
PROD_MEX_DIFF2 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.0996	0.0087	0.0072	0.0021
TASA_MEX_DIFF1 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.8618	0.5277	0.4664	0.6953
PROD_MEX_DIFF2 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.4010	0.8440	0.5932	0.2810
TASA_MEX_DIFF1 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.8721	0.0488	0.0464	0.0331
INFL_MEX_DIFF1 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.1501	0.0774	0.3266	0.1626

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 49. Criterios de selección de longitud de rezagos – México

Variables endógenas: Tasa(EE.UU) Producción(EE.UU.) Inflación(EE.UU.) Producción(México)						
Inflación(México) Tasa(México)						
Variables exógenas: C						
Muestra: 2009M01 2019M12						
Obs.: 122						
Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-333.5080	NA	1.05e-05	5.565705	5.703607	5.621716
1	-244.6056	167.6029	4.43e-06	4.698452	5.663771*	5.090535
2	-183.8025	108.6482	2.96e-06	4.291843	6.084578	5.019997*
3	-144.0036	67.20126	2.81e-06	4.229568	6.849719	5.293792
4	-75.29342	109.2605	1.68e-06	3.693335	7.140902	5.093630
5	-34.78976	60.42349	1.61e-06	3.619504	7.894487	5.355870
6	26.02478	84.74157	1.13e-06	3.212709	8.315108	5.285145
7	75.32486	63.84765	9.73e-07	2.994674	8.924489	5.403182
8	127.9561	62.98497*	8.17e-07*	2.722031*	9.479262	5.466609

Fuente: Elaboración propia.

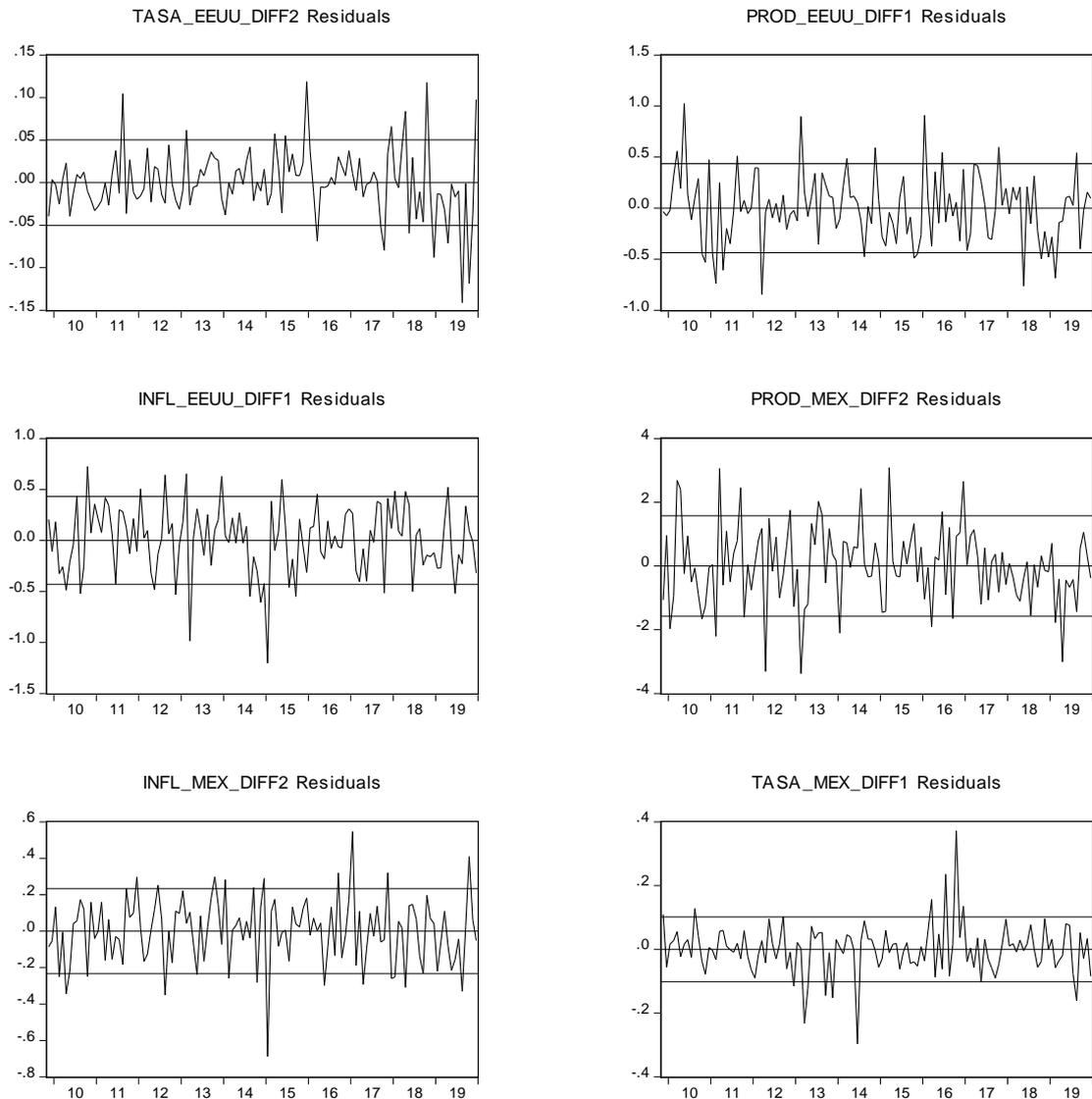
ANEXO 50. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) - México

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:124			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	29.35870	2	0.0000
2	2.402689	2	0.3008
3	8.505759	2	0.0142
4	3.128752	2	0.2092
5	4.651799	2	0.0977
6	137.1009	2	0.0000
Prueba conjunta	185.1486	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 51. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos – México

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 52. Test de heterocedasticidad del VAR (sin términos cruzados) – México

Muestra: 2009M01 2019m12

Obs:124

H0: La varianza de los errores es homocedástica

Prueba conjunta:

Chi-sq	df	Probabilidad
2012.967	2016	0.5149

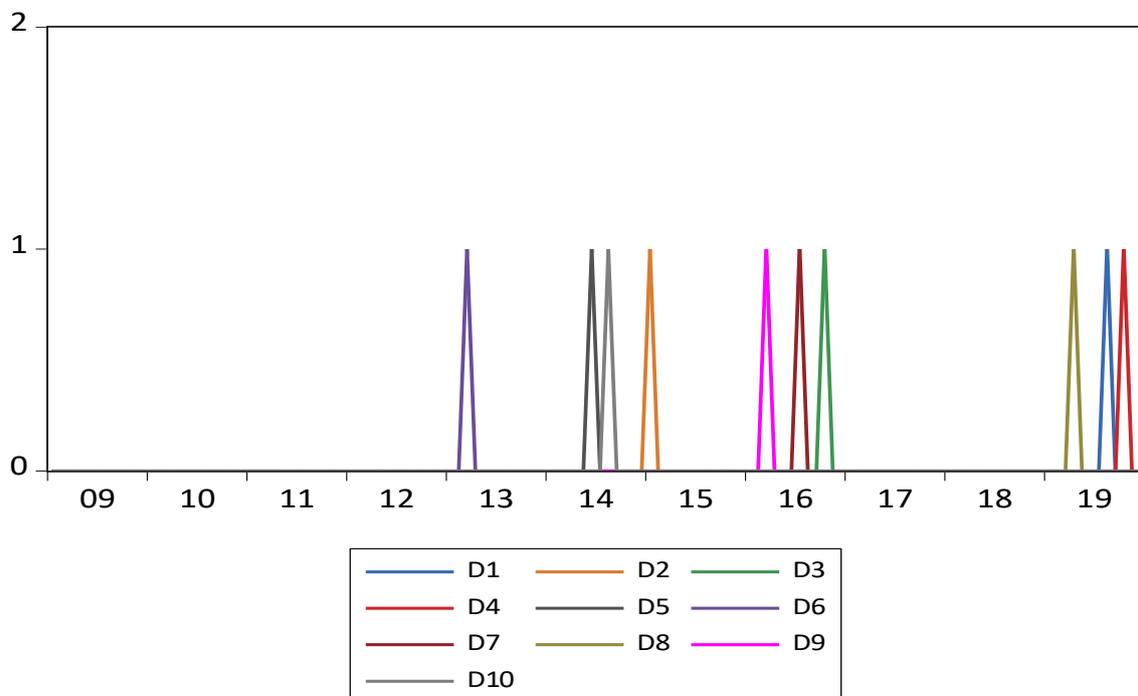
Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 53. Test del multiplicador de Lagrange de correlación serial de los residuos de Breusch–Godfrey para México

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:124						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	40.05887	36	0.2948	1.123249	(36, 275.0)	0.2968
2	59.88983	36	0.0075	1.738991	(36, 275.0)	0.0076
3	42.74975	36	0.2038	1.204368	(36, 275.0)	0.2055
4	57.18815	36	0.0138	1.652625	(36, 275.0)	0.0141
5	34.99402	36	0.5163	0.972578	(36, 275.0)	0.5183
6	35.24386	36	0.5044	0.979949	(36, 275.0)	0.5064
7	38.86493	36	0.3419	1.087496	(36, 275.0)	0.3440
8	20.63740	36	0.9812	0.559423	(36, 275.0)	0.9813

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 54. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para México



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 55. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido – México

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:122						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	35.36395	36	0.4987	0.983447	(36, 231.1)	0.5015
2	70.02480	72	0.5440	0.967315	(72, 256.1)	0.5557
3	107.7063	108	0.4899	0.986930	(108, 236.4)	0.5237
4	159.0580	144	0.1848	1.109810	(144, 206.6)	0.2455
5	190.6919	180	0.2784	1.029161	(180, 173.5)	0.4247
6	246.1852	216	0.0776	1.107118	(216, 139.1)	0.2587
7	323.1804	252	0.0016	1.279821	(252, 104.0)	0.0742
8	377.5625	288	0.0003	1.180257	(288, 68.6)	0.2070

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 56. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido – México

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:122			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	4.962101	2	0.0837
2	6.118304	2	0.0469
3	0.722636	2	0.6968
4	3.788560	2	0.1504
5	0.135090	2	0.9347
6	3.738054	2	0.1543
Prueba conjunta	19.46475	12	0.0779

Fuente: Elaboración propia.

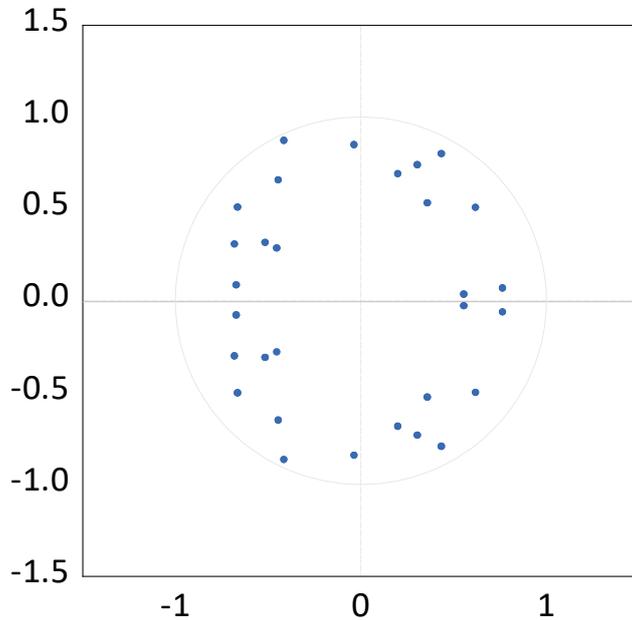
ANEXO 57. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido – México

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:122		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
2175.256	2226	0.7753

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 58. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido – México

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 59. Test de Causalidad de Granger para análisis de canal financiero – Brasil

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2198	0.8121	0.8538	0.4635
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.4523	0.6552	0.9294	0.5234
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.4086	0.0534	0.1149	0.0923
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.9619	0.5399	0.3451	0.2475
PROD_BRA_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5263	0.6960	0.6426	0.6292
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.8499	0.4146	0.3550	0.0345
INFL_BRA_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2818	0.3695	0.5767	0.3213
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.2391	0.3341	0.2993	0.1018
TASA_BRA_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2781	0.4349	0.6047	0.6807
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.7347	0.4493	0.5014	0.5387
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0339	0.0056	0.0021	0.0028
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0667	0.2242	0.3745	0.3764
PROD_BRA_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.1615	0.2056	0.8019	0.8435
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.4011	0.2732	0.4722	0.1959
INFL_BRA_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0477	0.2176	0.2957	0.5398
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.0148	0.0377	0.0323	0.0498
TASA_BRA_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.8736	0.7787	0.8019	0.5656
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.4332	0.0176	0.0418	0.2308



PROD_BRA_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.2185	0.2586	0.0924	0.2285
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.7685	0.8456	0.8149	0.5567
INFL_BRA_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.9996	0.4392	0.7072	0.9401
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.3393	0.2171	0.2338	0.1514
TASA_BRA_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.3772	0.3216	0.0319	0.2171
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.4034	0.3855	0.4014	0.2519
INFL_BRA_DIFF1 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.1519	0.2239	0.4798	0.1086
PROD_BRA_DIFF2 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.0120	0.0628	0.1516	0.5533
TASA_BRA_DIFF1 no causa a PROD_BRA_DIFF2	0.4786	0.6944	0.5363	0.3861
PROD_BRA_DIFF2 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.0020	0.0003	0.0003	0.0002
TASA_BRA_DIFF1 no causa a INFL_BRA_DIFF1	0.3739	0.4729	0.6102	0.7859
INFL_BRA_DIFF1 no causa a TASA_BRA_DIFF1	0.3997	0.0020	0.0044	0.0399

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 60. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) para el canal

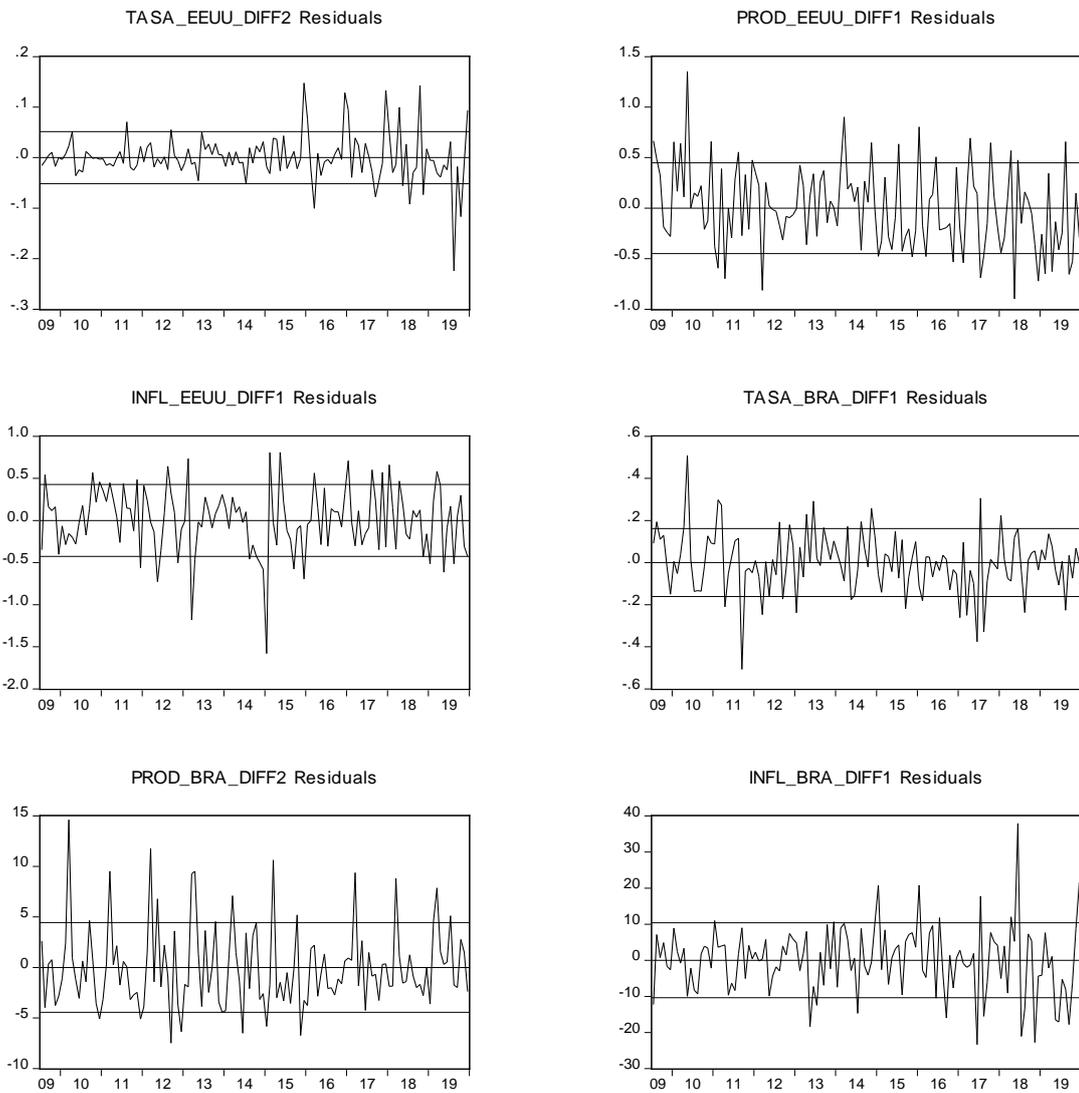
financiero - Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	151.1989	2	0.0000
2	2.823399	2	0.2437
3	23.84547	2	0.0000
4	7.706144	2	0.0212
5	36.61369	2	0.0000
6	6.688559	2	0.0353
Prueba conjunta	228.8761	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

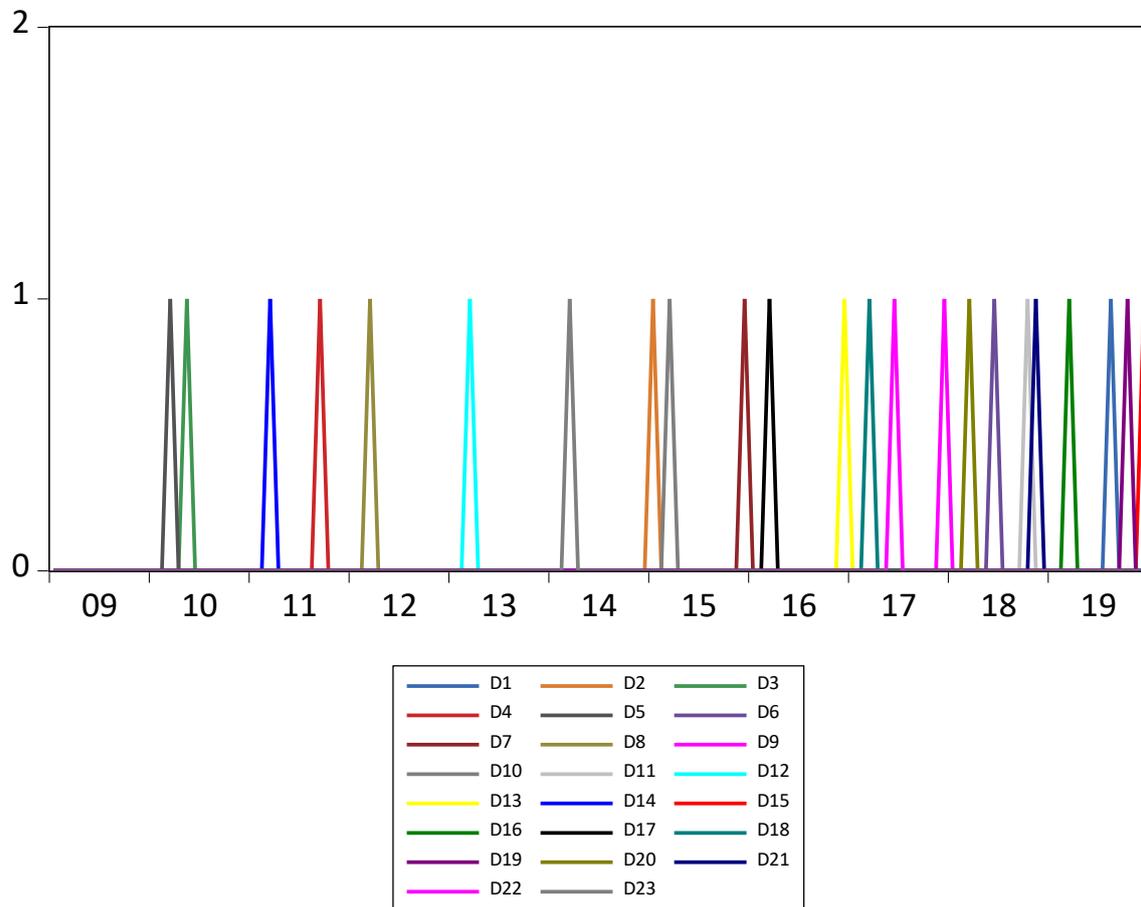
ANEXO 61. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos para el canal financiero – Brasil

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 62. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para canal financiero – Brasil



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 63. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido para el canal

financiero – Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:126						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	46.03617	36	0.1220	1.302715	(36, 297.0)	0.1232
2	50.22199	36	0.0580	1.430912	(36, 297.0)	0.0587
3	27.94668	36	0.8291	0.767934	(36, 297.0)	0.8300
4	54.63986	36	0.0540	1.568083	(36, 297.0)	0.0543
5	34.93055	36	0.5193	0.970756	(36, 297.0)	0.5211
6	56.07490	36	0.0576	1.613056	(36, 297.0)	0.0579



7	41.71849	36	0.2361	1.172258	(36, 297.0)	0.2377
8	44.66072	36	0.1525	1.260961	(36, 297.0)	0.1538

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 64. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido para el canal financiero –

Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	9.955236	2	0.0069
2	0.025724	2	0.9872
3	1.105603	2	0.5753
4	2.710087	2	0.2579
5	5.718605	2	0.0573
6	0.667019	2	0.7164
Prueba conjunta	20.18227	12	0.0637

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 65. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido para el canal

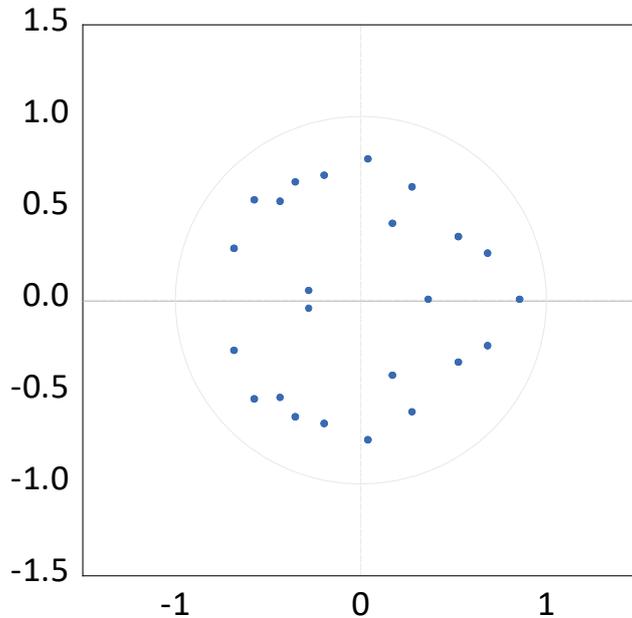
financiero– Brasil

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:126		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
1284.128	1491	1.0000

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 66. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido para el canal financiero – Brasil

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 67. Test de Causalidad de Granger para análisis de canal financiero – Chile

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.3910	0.9664	0.8761	0.8508
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.3448	0.6205	0.7526	0.7524
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5358	0.0810	0.3794	0.4703
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.8871	0.2470	0.1794	0.1748
PROD_CHL_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.0436	0.2388	0.4202	0.0746
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.0270	0.3312	0.6447	0.4719
INFL_CHL_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5642	0.9939	0.6270	0.4309
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.1516	0.2320	0.2309	0.3896
TASA_CHL_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.9904	0.8648	0.2757	0.3618
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.0044	0.0002	0.0008	0.0127
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0717	0.0036	0.0002	0.0003
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0387	0.2717	0.6383	0.8271
PROD_CHL_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.5031	0.1716	0.5370	0.8733
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.9843	0.9837	0.8570	0.4616
INFL_CHL_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.4704	0.5653	0.5427	0.4937
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.8852	0.8771	0.1559	0.4390



TASA_CHL_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.2003	0.9878	0.3799	0.0240
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.3067	0.1688	0.1905	0.2535
PROD_CHL_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.8128	0.2274	0.3777	0.4627
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.1749	0.3894	0.5123	0.7949
INFL_CHL_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.2932	0.0928	0.1570	0.1052
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.4157	0.6767	0.8235	0.0954
TASA_CHL_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.5913	0.8391	0.4717	0.1776
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.7020	0.9516	0.4842	0.6366
INFL_CHL_DIFF1 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.0169	0.0374	0.0910	0.2791
PROD_CHL_DIFF2 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.2745	0.2629	0.0545	0.0738
TASA_CHL_DIFF1 no causa a PROD_CHL_DIFF2	0.9104	0.9429	0.9997	0.9987
PROD_CHL_DIFF2 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.8537	0.4330	0.6718	0.6917
TASA_CHL_DIFF1 no causa a INFL_CHL_DIFF1	0.9659	0.9818	0.8434	0.9015
INFL_CHL_DIFF1 no causa a TASA_CHL_DIFF1	0.8680	0.9459	0.9109	0.9838

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 68. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) para el canal

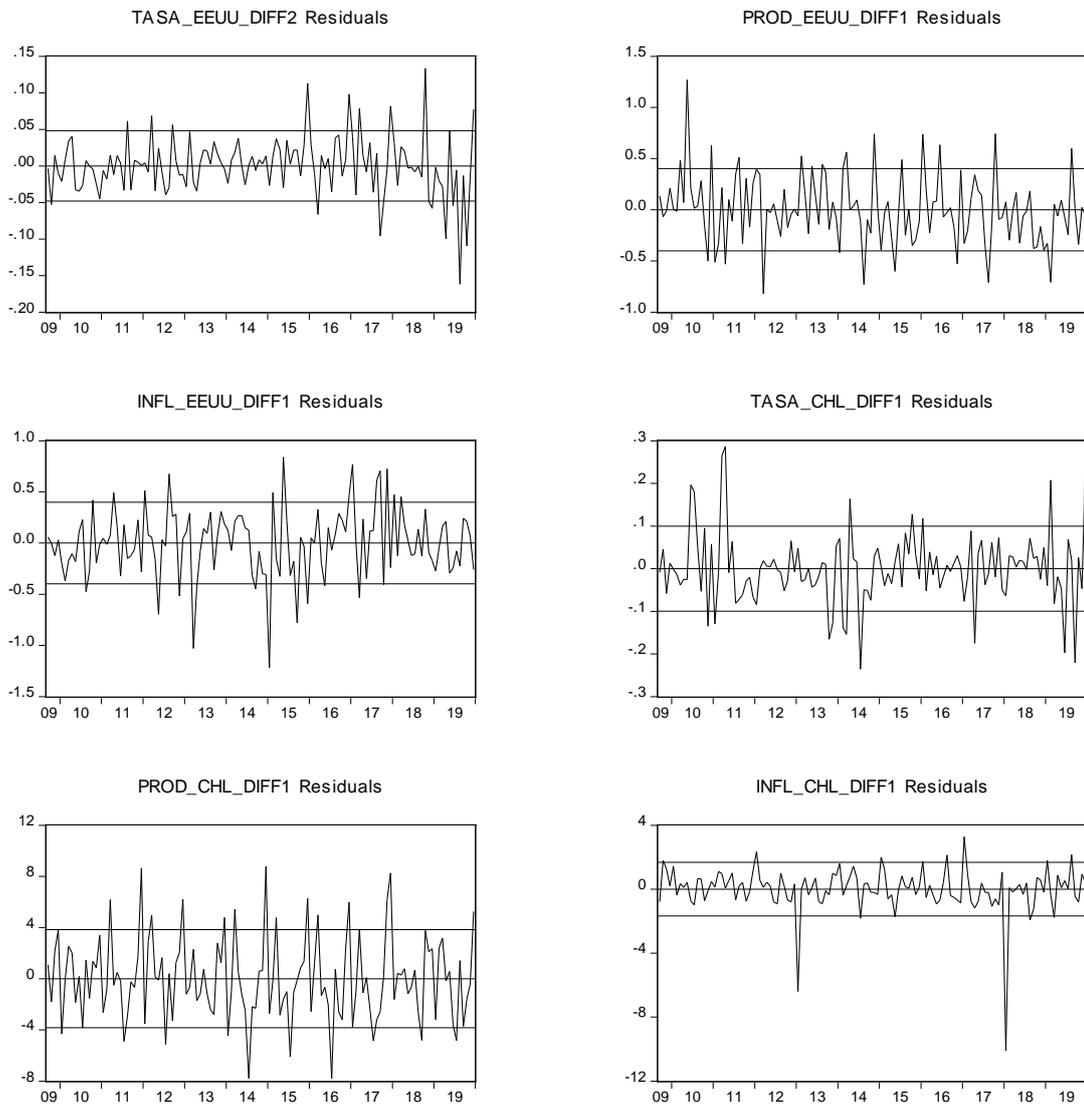
financiero – Chile

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	40.84560	2	0.0000
2	11.16238	2	0.0038
3	14.77750	2	0.0006
4	27.03193	2	0.0000
5	3.600397	2	0.1653
6	2493.001	2	0.0000
Prueba conjunta	2590.419	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

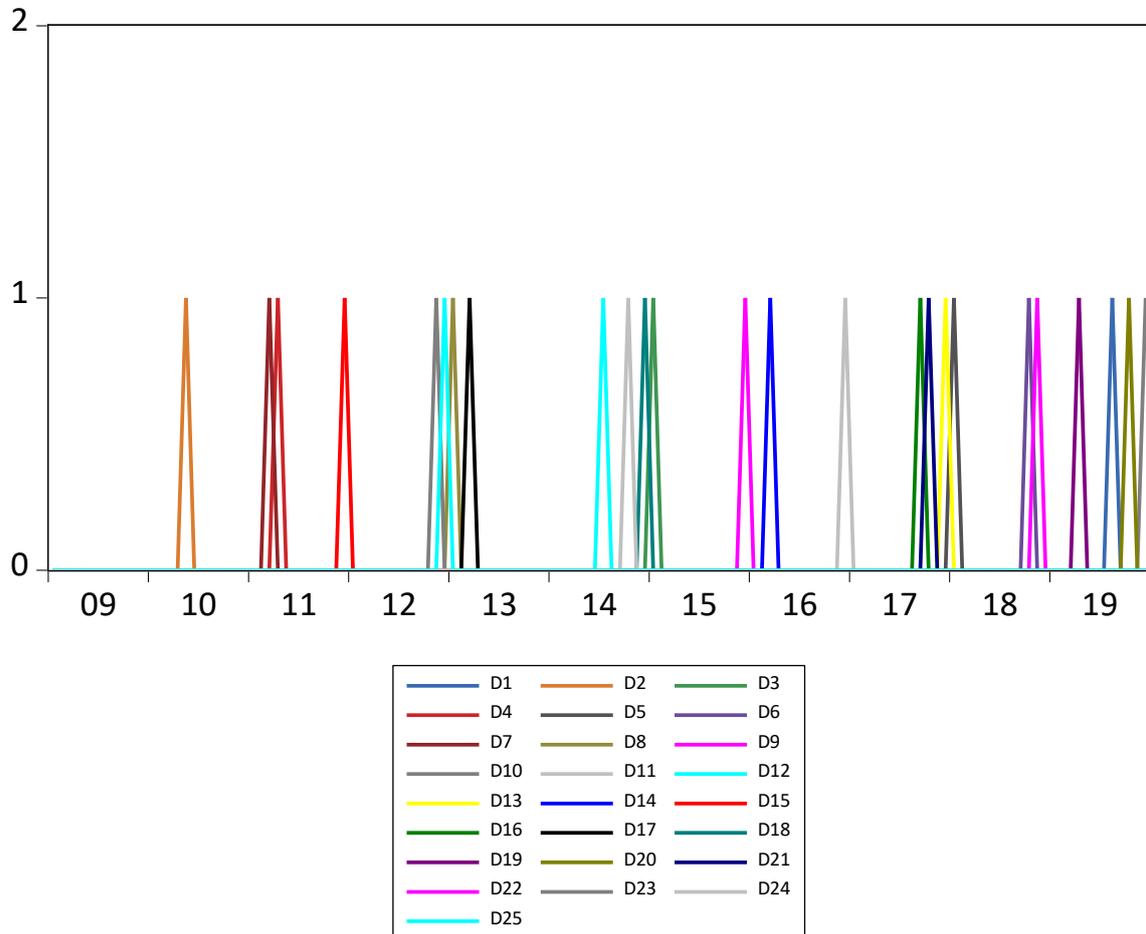
ANEXO 69. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos para el canal financiero – Chile

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 70. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para canal financiero – Chile



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 71. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido para el canal financiero – Chile

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:126						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	43.46746	36	0.1833	1.229601	(36, 226.7)	0.1856
2	40.00476	36	0.2968	1.123410	(36, 226.7)	0.2997
3	39.86302	36	0.3023	1.119096	(36, 226.7)	0.3051
4	47.55620	36	0.0942	1.356948	(36, 226.7)	0.0958
5	38.11176	36	0.3736	1.065992	(36, 226.7)	0.3765



6	51.79024	36	0.0528	1.491093	(36, 226.7)	0.0538
7	53.05734	36	0.0532	1.531692	(36, 226.7)	0.0540
8	36.26591	36	0.4563	1.010432	(36, 226.7)	0.4592

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 72. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido para el canal financiero – Chile

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:126			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	3.444333	2	0.1787
2	4.882765	2	0.0870
3	1.025130	2	0.5990
4	5.498483	2	0.0640
5	1.281780	2	0.5268
6	2.329104	2	0.3121
Prueba conjunta	18.46159	12	0.1024

Fuente: Elaboración propia.

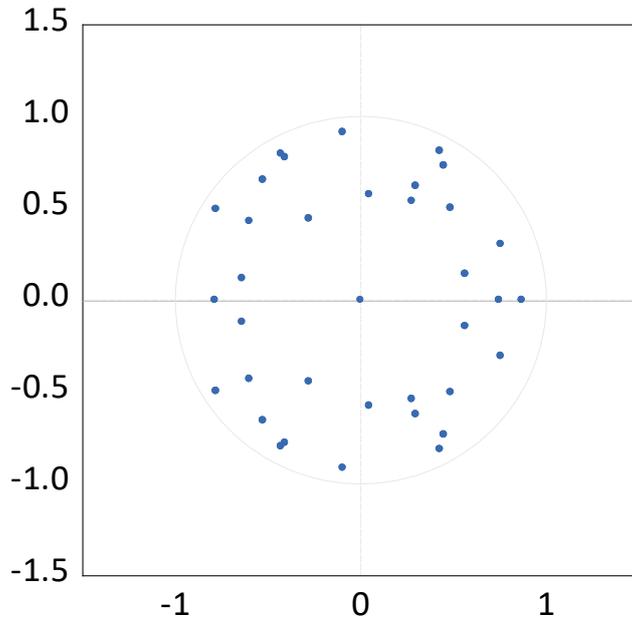
ANEXO 73. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido para el canal financiero– Chile

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:126		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
1873.978	2037	0.9955

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 74. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido para el canal financiero – Chile

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 75. Test de Causalidad de Granger para análisis de canal financiero – Colombia

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2428	0.7260	0.9168	0.6516
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.4406	0.4602	0.7379	0.4334
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5683	0.1158	0.2787	0.4433
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.8814	0.4915	0.3533	0.2700
PROD_COL_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.0616	0.1687	0.3056	0.5422
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.8806	0.3511	0.1183	0.1185
INFL_COL_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.0944	0.3976	0.5023	0.4995
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.2365	0.1243	0.2871	0.2430
TASA_COL_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.6726	0.8643	0.9621	0.7191
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.2603	0.2521	0.3013	0.4898
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0348	0.0035	0.0002	0.0010
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0484	0.1346	0.3610	0.2619
PROD_COL_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.5524	0.7336	0.1791	0.4355
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.9591	0.6502	0.1836	0.1699
INFL_COL_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.1005	0.1806	0.5037	0.6548
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.2580	0.2651	0.2424	0.4431



TASA_COL_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.5924	0.4868	0.0444	0.0620
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.7988	0.8183	0.5134	0.4735
PROD_COL_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.3901	0.5723	0.6914	0.6075
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.6775	0.0807	0.1679	0.3878
INFL_COL_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.5253	0.8676	0.9953	0.9965
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.2585	0.2505	0.3380	0.3809
TASA_COL_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.5920	0.4258	0.5940	0.6627
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.5203	0.6738	0.5350	0.8817
INFL_COL_DIFF1 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.0647	0.0015	0.0007	0.0000
PROD_COL_DIFF2 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.0374	0.0338	0.0483	0.0806
TASA_COL_DIFF1 no causa a PROD_COL_DIFF2	0.6581	0.4199	0.5363	0.1337
PROD_COL_DIFF2 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.5257	0.6162	0.6206	0.2195
TASA_COL_DIFF1 no causa a INFL_COL_DIFF1	0.7077	0.1862	0.1932	0.3784
INFL_COL_DIFF1 no causa a TASA_COL_DIFF1	0.4225	0.0840	0.2345	0.3651

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 76. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) para el canal

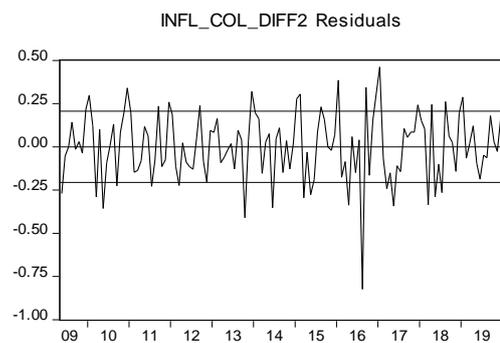
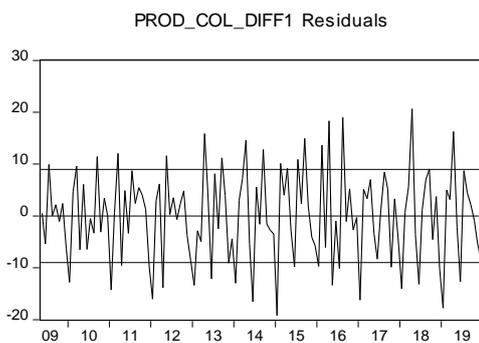
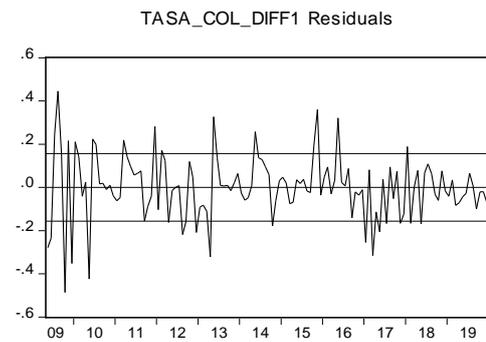
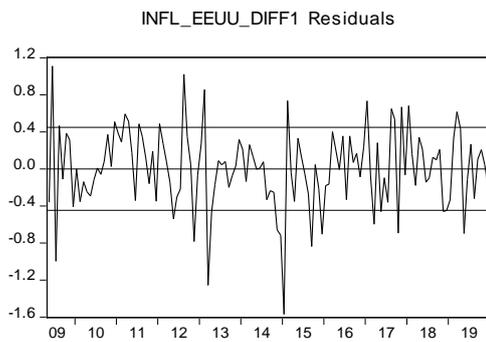
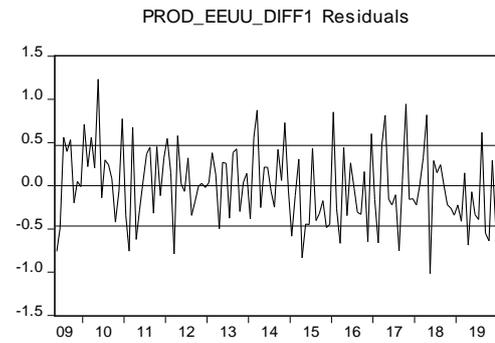
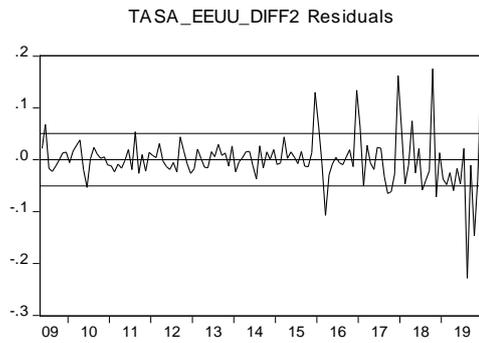
financiero – Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:128			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	212.4204	2	0.0000
2	1.959859	2	0.3753
3	14.44816	2	0.0007
4	11.40652	2	0.0033
5	0.447456	2	0.7995
6	7.897717	2	0.0193
Prueba conjunta	248.5801	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

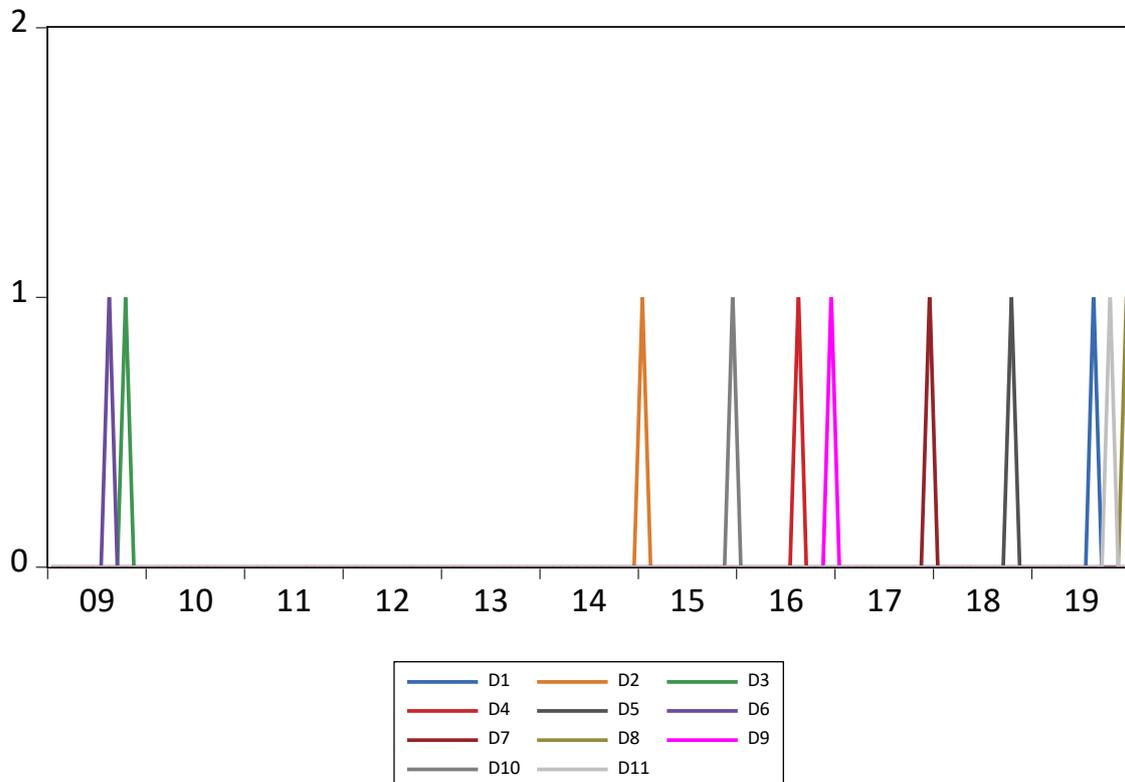
ANEXO 77. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos para el canal financiero – Colombia

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 78. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para canal financiero – Colombia



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 79. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido para el canal financiero – Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:128						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	48.01481	36	0.0869	1.355366	(36, 411.2)	0.0874
2	66.85730	36	0.0513	1.930190	(36, 411.2)	0.0514
3	51.26668	36	0.0575	1.452773	(36, 411.2)	0.0578
4	43.80619	36	0.1741	1.230394	(36, 411.2)	0.1748
5	45.53891	36	0.1324	1.281697	(36, 411.2)	0.1331
6	39.81811	36	0.3040	1.113099	(36, 411.2)	0.3049
7	49.59001	36	0.0653	1.402457	(36, 411.2)	0.0657
8	39.97822	36	0.2979	1.117787	(36, 411.2)	0.2988

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 80. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido para el canal financiero –
Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:128			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	10.61295	2	0.0050
2	1.461282	2	0.4816
3	1.180956	2	0.5541
4	4.744373	2	0.0933
5	0.287746	2	0.8660
6	0.935246	2	0.6265
Prueba conjunta	19.22255	12	0.0833

Fuente: Elaboración propia.

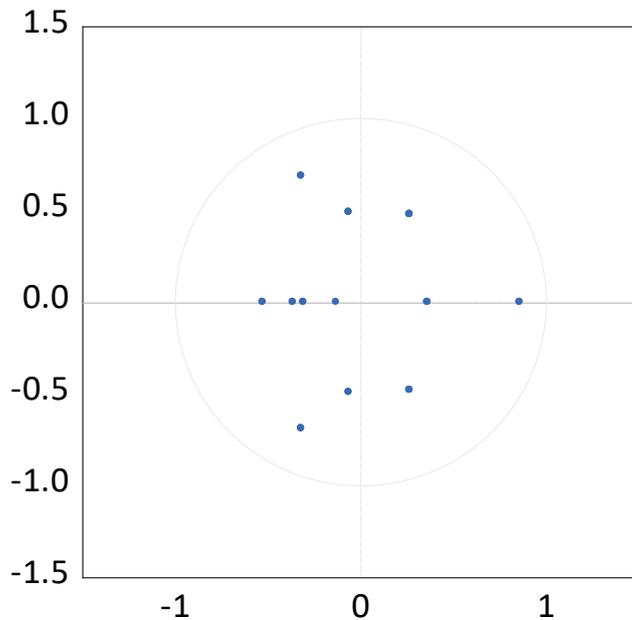
ANEXO 81. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido para el canal
financiero– Colombia

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:128		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
652.3922	735	0.9869

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 82. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido para el canal financiero – Colombia

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 83. Test de Causalidad de Granger para análisis de canal financiero – Perú

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.1744	0.7968	0.9421	0.7285
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.2974	0.6004	0.6142	0.6418
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5083	0.0566	0.1861	0.2569
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.9947	0.5708	0.3686	0.2718
PROD_PER_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.1100	0.9113	0.8961	0.9530
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.0045	0.0721	0.1205	0.0877
INFL_PER_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.5860	0.4872	0.7084	0.5016
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.3160	0.7373	0.2103	0.1920
TASA_PER_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.0224	0.2381	0.4805	0.5836
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.7781	0.3460	0.1853	0.3684
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0359	0.0041	0.0002	0.0003
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0484	0.2584	0.5531	0.6493
PROD_PER_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.3341	0.3515	0.0855	0.2337
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.9240	0.5676	0.6522	0.9219
INFL_PER_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.6314	0.7662	0.3534	0.7866
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.0684	0.5087	0.6267	0.2711



TASA_PER_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.6054	0.6417	0.0715	0.0886
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.0005	0.0320	0.0169	0.0122
PROD_PER_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.4452	0.8510	0.9267	0.9280
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.2455	0.2959	0.4218	0.6826
INFL_PER_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.4183	0.0819	0.3252	0.4724
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.5090	0.4158	0.5850	0.7503
TASA_PER_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.7754	0.2688	0.4150	0.9687
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.3858	0.7054	0.9764	0.8823
INFL_PER_DIFF1 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.8086	0.1042	0.0604	0.0396
PROD_PER_DIFF2 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.2055	0.0000	0.0000	0.0000
TASA_PER_DIFF1 no causa a PROD_PER_DIFF2	0.7299	0.3724	0.2587	0.9351
PROD_PER_DIFF2 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.0928	0.1404	0.1615	0.1657
TASA_PER_DIFF1 no causa a INFL_PER_DIFF1	0.4907	0.5060	0.7988	0.8337
INFL_PER_DIFF1 no causa a TASA_PER_DIFF1	0.6394	0.2019	0.0145	0.0023

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 84. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) para el canal

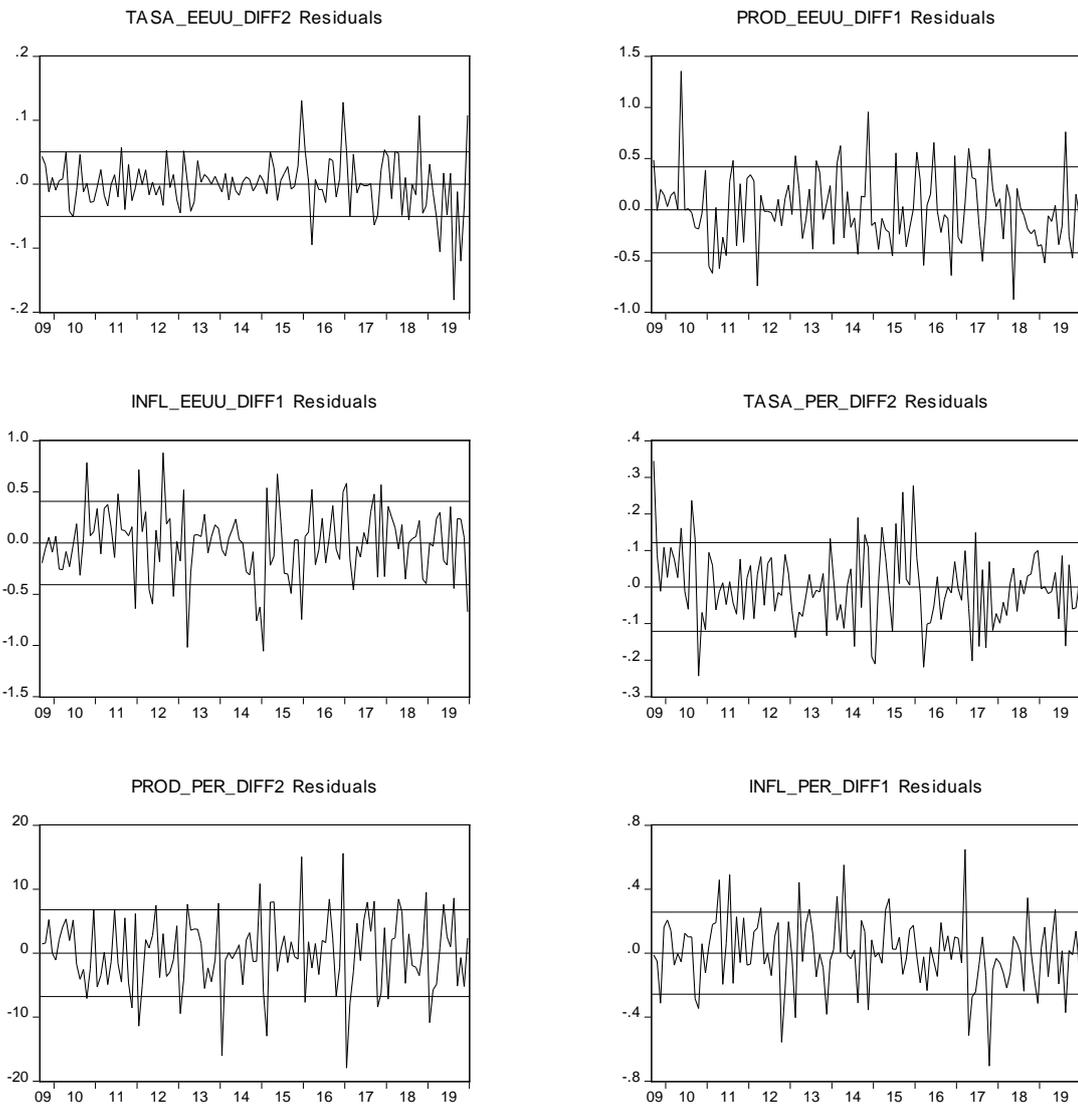
financiero – Perú

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:124			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	61.89653	2	0.0000
2	18.96856	2	0.0001
3	4.012900	2	0.1345
4	1.113063	2	0.5732
5	1.374941	2	0.5028
6	5.287513	2	0.0711
Prueba conjunta	92.65351	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

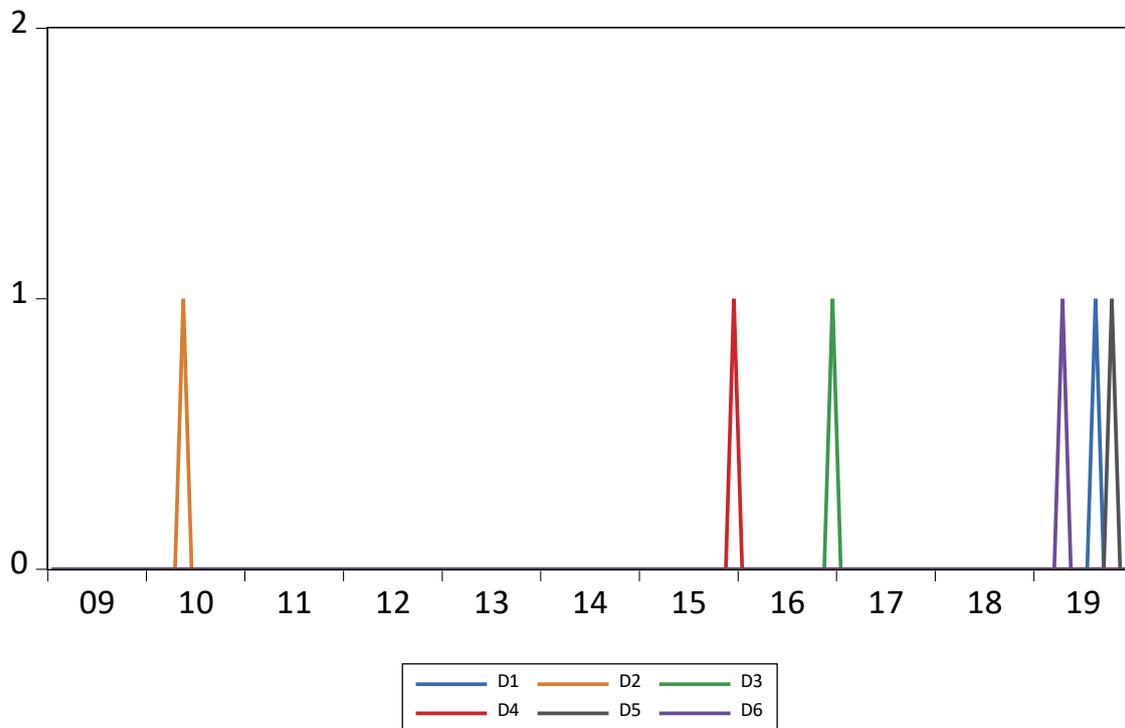
ANEXO 85. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos para el canal financiero – Perú

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 86. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para canal financiero – Perú



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 87. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido para el canal financiero – Perú

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:124						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	48.57703	36	0.0786	1.379099	(36, 310.2)	0.0794
2	42.31692	36	0.2170	1.189672	(36, 310.2)	0.2184
3	42.33839	36	0.2163	1.190315	(36, 310.2)	0.2177
4	58.26549	36	0.0108	1.679506	(36, 310.2)	0.0110
5	46.82700	36	0.1068	1.325778	(36, 310.2)	0.1078
6	44.72943	36	0.1508	1.262244	(36, 310.2)	0.1520
7	57.85380	36	0.0519	1.666559	(36, 310.2)	0.0521
8	26.99806	36	0.8609	0.741137	(36, 310.2)	0.8617

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 88. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido para el canal financiero –
Perú

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:124			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	1.725696	2	0.4220
2	1.555573	2	0.4594
3	5.641834	2	0.0596
4	2.227409	2	0.3283
5	3.012298	2	0.2218
6	6.272573	2	0.0434
Prueba conjunta	20.43538	12	0.0593

Fuente: Elaboración propia.

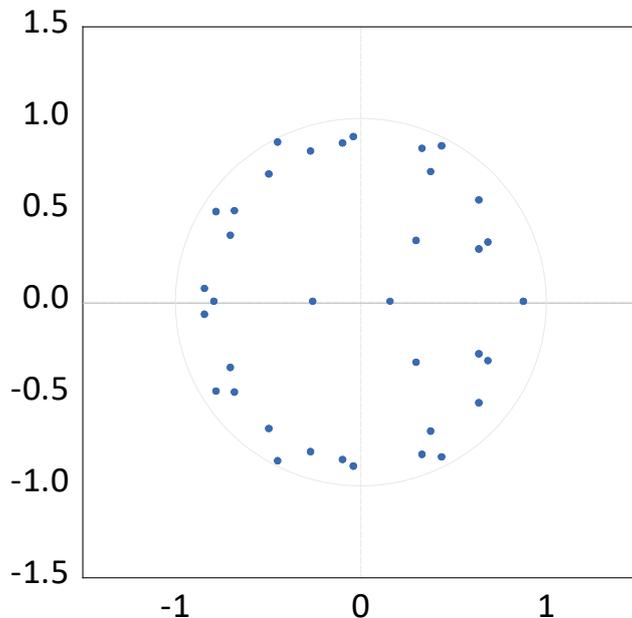
ANEXO 89. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido para el canal
financiero– Perú

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:128		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
1606.211	1638	0.7079

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 90. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido para el canal financiero – Perú

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 91. Test de Causalidad de Granger para análisis de canal financiero – México

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2964	0.9774	0.9536	0.7338
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.3692	0.6451	0.8456	0.3515
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.4820	0.0432	0.1239	0.1408
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.8824	0.3150	0.2860	0.1996
PROD_MEX_DIFF2 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.1334	0.0219	0.0332	0.0645
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.3312	0.4973	0.1146	0.1184
INFL_MEX_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.7439	0.7875	0.3084	0.6586
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.9495	0.7001	0.4249	0.0148
TASA_MEX_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.4852	0.9582	0.9304	0.6153
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.3361	0.6606	0.0674	0.0530
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0398	0.0040	0.0005	0.0003
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0595	0.2422	0.6557	0.4366
PROD_MEX_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.4690	0.4096	0.4682	0.4089
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.2869	0.2543	0.5875	0.0441
INFL_MEX_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.8376	0.7558	0.4953	0.6607
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.7807	0.6261	0.2102	0.1453



TASA_MEX_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.7214	0.5379	0.2054	0.1664
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.2020	0.8770	0.6541	0.2008
PROD_MEX_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.4024	0.2214	0.5193	0.4960
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.2288	0.1509	0.3199	0.3055
INFL_MEX_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.3538	0.5239	0.5011	0.3916
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.7903	0.8483	0.3797	0.4672
TASA_MEX_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.6786	0.9155	0.8514	0.0966
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.9743	0.2287	0.6742	0.8345
INFL_MEX_DIFF1 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.0197	0.1732	0.0023	0.0000
PROD_MEX_DIFF2 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.0996	0.0087	0.0072	0.0021
TASA_MEX_DIFF1 no causa a PROD_MEX_DIFF2	0.8618	0.5277	0.4664	0.6953
PROD_MEX_DIFF2 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.4010	0.8440	0.5932	0.2810
TASA_MEX_DIFF1 no causa a INFL_MEX_DIFF1	0.8721	0.0488	0.0464	0.0331
INFL_MEX_DIFF1 no causa a TASA_MEX_DIFF1	0.1501	0.0774	0.3266	0.1626

Fuente: Elaboración propia.

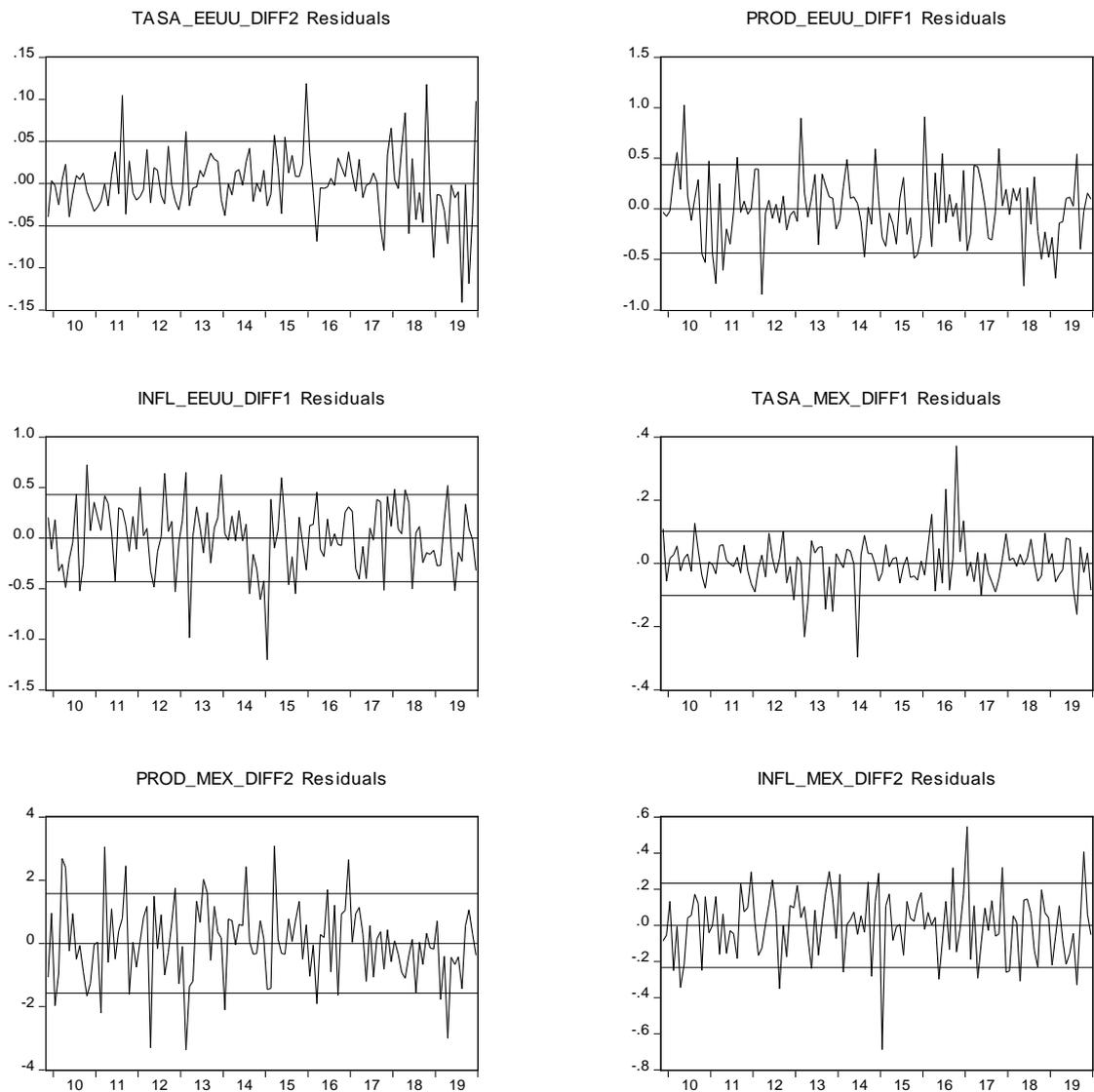
ANEXO 92. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) para el canal financiero – México

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:122			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	29.35870	2	0.0000
2	2.402689	2	0.3008
3	8.505759	2	0.0142
4	138.2222	2	0.0000
5	2.784881	2	0.2485
6	4.323299	2	0.1151
Prueba conjunta	185.5976	12	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

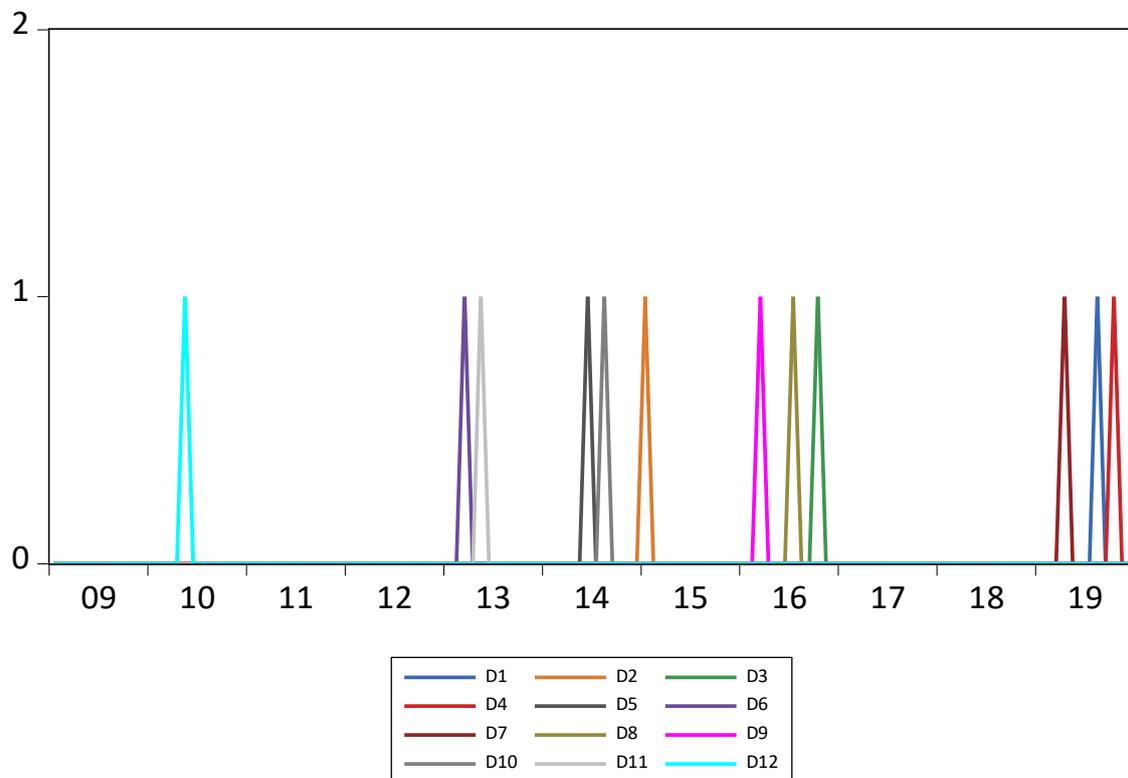
ANEXO 93. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos – México

VAR Residuals



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 94. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR para canal financiero – México



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 95. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido para el canal financiero – México

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:122						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	37.49612	36	0.4004	1.047489	(36, 222.3)	0.4035
2	33.10369	36	0.6071	0.916128	(36, 222.3)	0.6099
3	51.00854	36	0.0499	1.467047	(36, 222.3)	0.0510
4	48.83330	36	0.0750	1.397896	(36, 222.3)	0.0765
5	28.45014	36	0.8108	0.779564	(36, 222.3)	0.8125
6	35.76950	36	0.4795	0.995565	(36, 222.3)	0.4825
7	40.39427	36	0.2823	1.135491	(36, 222.3)	0.2852
8	26.82934	36	0.8662	0.732619	(36, 222.3)	0.8676

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 96. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido para el canal financiero –

México

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:122			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	5.058426	2	0.0797
2	1.405829	2	0.4951
3	1.016752	2	0.6015
4	7.146778	2	0.0281
5	4.476243	2	0.1067
6	1.802537	2	0.4061
Prueba conjunta	20.90656	12	0.0518

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 97. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido para el canal

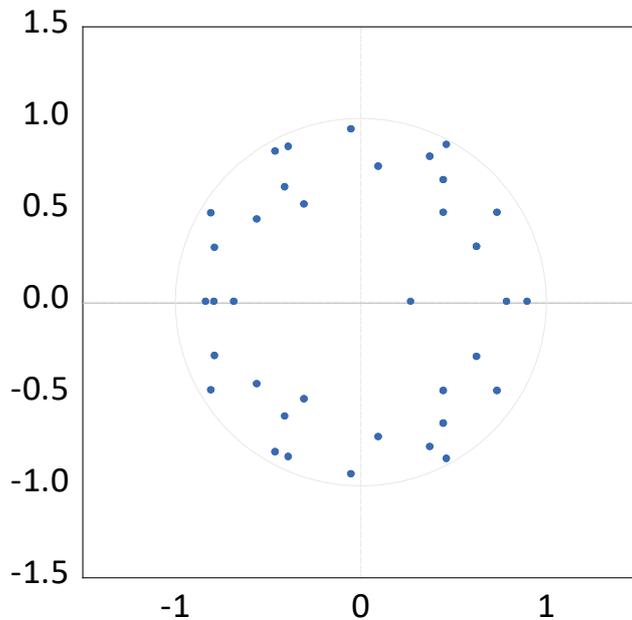
financiero– México

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:122		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
2236.974	2268	0.6747

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 98. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido para el canal financiero – México

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 99. Test de Causalidad de Granger para EE.UU.

CAUSALIDAD EN SENTIDO DE GRANGER	Rezagos			
	1	2	3	4
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.2937	0.9127	0.9720	0.6903
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.3619	0.5706	0.5806	0.2969
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a TASA_EEUU_DIFF2	0.4811	0.0592	0.1303	0.1576
TASA_EEUU_DIFF2 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.8960	0.3614	0.2336	0.1934
INFL_EEUU_DIFF1 no causa a PROD_EEUU_DIFF1	0.0369	0.0022	0.0003	0.0003
PROD_EEUU_DIFF1 no causa a INFL_EEUU_DIFF1	0.0412	0.1558	0.4756	0.5315

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 100. Criterios de selección de longitud de rezagos – EE.UU.

Variables endógenas: Tasa(EE.UU) Producción(EE.UU.) Inflación(EE.UU.)
Variables exógenas: C
Muestra: 2009M01 2019M12
Obs.: 122



Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1.683806	NA	0.000217	0.076784	0.145735	0.104790
1	24.79680	51.22477	0.000163	-0.209784	0.066022	-0.097760
2	55.14568	57.21511	0.000115	-0.559765	-0.077106*	-0.363724*
3	64.92916	17.96310	0.000113	-0.572609	0.116904	-0.292550
4	71.32835	11.43462	0.000118	-0.529973	0.366394	-0.165896
5	81.46858	17.62073	0.000116	-0.548665	0.554556	-0.100571
6	95.68062	23.99738*	0.000107*	-0.634109*	0.675967	-0.101996
7	97.99208	3.789276	0.000120	-0.524460	0.992469	0.091669
8	101.4384	5.480157	0.000132	-0.433416	1.290368	0.266732

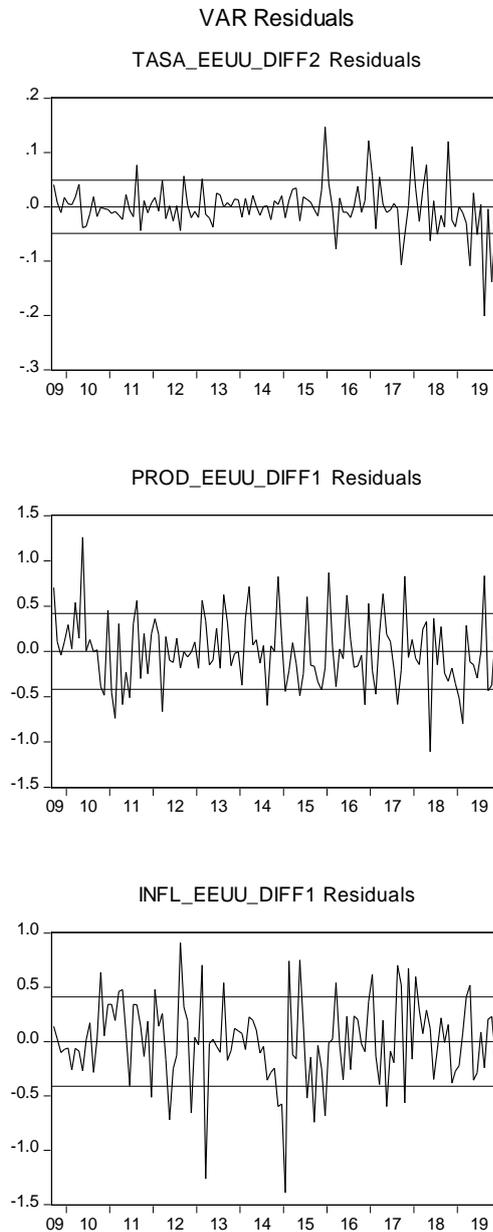
Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 101. Test de normalidad de los errores del VAR (Jarque-Bera) – EE.UU.

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:124			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	108.5053	2	0.0000
2	6.915361	2	0.0315
3	15.81960	2	0.0004
Prueba conjunta	131.2402	6	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 102. Gráficos de los residuos para detectar los periodos atípicos – EE.UU.



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 103. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR – EE.UU.

Muestra: 2009M01 2019m12



Obs:124		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
215.7621	216	0.4918

Fuente: Elaboración propia.

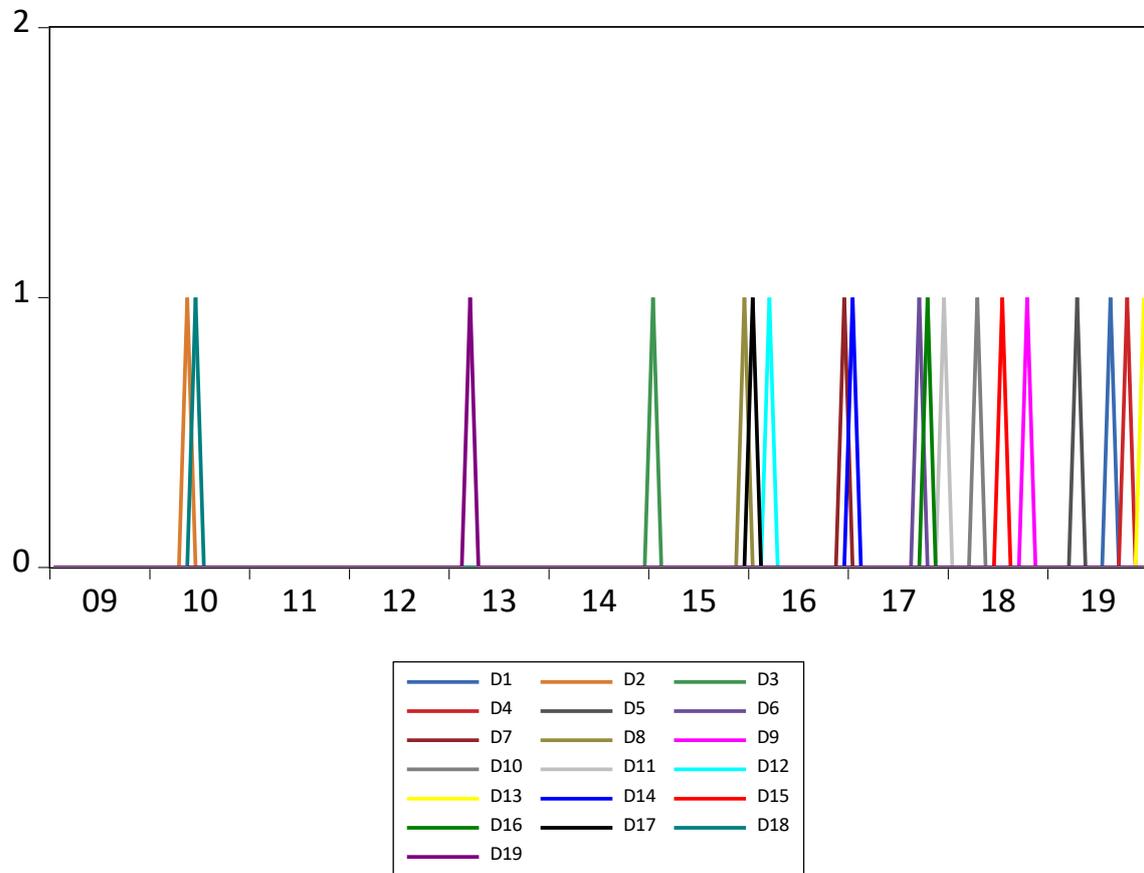
ANEXO 104. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido para el canal

financiero – México

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:124						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	5.835657	9	0.7562	0.646830	(9, 243.5)	0.7563
2	10.53775	9	0.3087	1.179246	(9, 243.5)	0.3088
3	2.796796	9	0.9718	0.308093	(9, 243.5)	0.9718
4	8.860209	9	0.4503	0.988134	(9, 243.5)	0.4504
5	3.995305	9	0.9117	0.441191	(9, 243.5)	0.9117
6	10.98266	9	0.2769	1.230150	(9, 243.5)	0.2770
7	5.192149	9	0.8172	0.574751	(9, 243.5)	0.8173
8	4.244301	9	0.8946	0.468924	(9, 243.5)	0.8946

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 105. Gráfico de las variables dummies incluidas en el modelo VAR – EE.UU.



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 106. Prueba de correlación serial del modelo VAR corregido – EE.UU.

Muestra: 2009M01 2019m12						
Obs:124						
H0: No existe correlación serial en el rezago h						
Rezago	LRE*stat	df	Probabilidad	Rao F-stat	df	Probabilidad
1	19.36382	9	0.0223	2.219328	(9, 197.3)	0.0223
2	11.80766	9	0.2244	1.327751	(9, 197.3)	0.2245
3	3.461455	9	0.9432	0.381178	(9, 197.3)	0.9432
4	5.327013	9	0.8049	0.589356	(9, 197.3)	0.8050
5	10.83729	9	0.2870	1.215666	(9, 197.3)	0.2871
6	6.692929	9	0.6691	0.743010	(9, 197.3)	0.6691
7	8.075448	9	0.5266	0.899601	(9, 197.3)	0.5267
8	6.082692	9	0.7316	0.674235	(9, 197.3)	0.7317

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 107. Prueba de normalidad del modelo VAR corregido – EE.UU.

Muestra: 2009M01 2019m12			
Obs:122			
H0: Los residuos siguen distribución normal			
Componente	Jarque-Bera	df	Probabilidad
1	3.240682	2	0.1978
2	2.982244	2	0.2251
3	0.781918	2	0.6764
Prueba conjunta	7.004845	6	0.3204

Fuente: Elaboración propia.

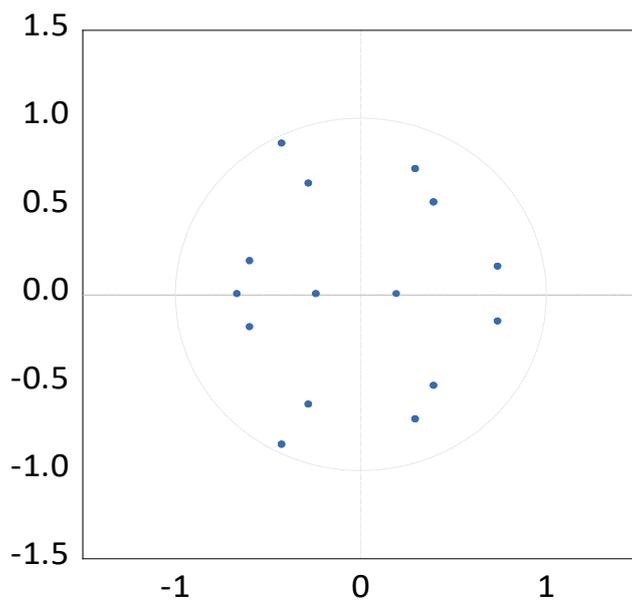
ANEXO 108. Prueba de heterocedasticidad del modelo VAR corregido – EE.UU.

Muestra: 2009M01 2019m12		
Obs:122		
H0: La varianza de los errores es homocedástica		
Prueba conjunta:		
Chi-sq	df	Probabilidad
263.0188	330	0.9973

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 109. Condición de estabilidad del modelo VAR del modelo corregido – EE.UU.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 110. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal comercial -

Brasil

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-2.537175	1.406368	-1.804062	0.0712	
C(2)	-0.853276	1.237616	-0.689451	0.4905	
C(3)	16.99742	10.31044	1.648564	0.0992	
C(4)	-42.55103	29.24468	-1.455001	0.1457	
C(5)	-0.139361	0.448137	-0.310979	0.7558	
C(6)	0.112202	0.077404	1.449565	0.1472	
C(7)	-0.533058	0.648977	-0.821383	0.4114	
C(8)	-1.313770	1.826099	-0.719441	0.4719	
C(9)	0.007967	0.027807	0.286504	0.7745	
C(10)	-0.301089	0.740779	-0.406450	0.6844	
C(11)	-1.145786	2.080217	-0.550801	0.5818	
C(12)	-0.001460	0.031650	-0.046135	0.9632	
C(13)	0.362042	0.250006	1.448134	0.1476	
C(14)	0.002887	0.003831	0.753703	0.4510	
C(15)	-0.002115	0.001354	-1.562244	0.1182	
C(16)	0.026389	0.001662	15.87451	0.0000	
C(17)	0.416582	0.026242	15.87451	0.0000	
C(18)	0.361951	0.022801	15.87451	0.0000	
C(19)	3.009701	0.189593	15.87451	0.0000	
C(20)	8.446156	0.532058	15.87451	0.0000	
C(21)	0.128353	0.008085	15.87451	0.0000	
Log likelihood	-525.3530				

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 111. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal comercial -

Chile

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-3.588803	1.359869	-2.639079	0.0083	
C(2)	-1.886407	1.197453	-1.575350	0.1152	
C(3)	-11.95001	10.71578	-1.115178	0.2648	
C(4)	-2.123429	1.001330	-2.120609	0.0340	
C(5)	0.038316	0.290604	0.131848	0.8951	
C(6)	0.082320	0.076946	1.069848	0.2847	
C(7)	-0.036799	0.684923	-0.053728	0.9572	
C(8)	-0.096283	0.063684	-1.511871	0.1306	
C(9)	0.033444	0.018323	1.825275	0.0680	
C(10)	-0.266782	0.795704	-0.335278	0.7374	
C(11)	-0.110937	0.074018	-1.498798	0.1339	
C(12)	0.021518	0.021292	1.010609	0.3122	
C(13)	0.010661	0.008350	1.276824	0.2017	
C(14)	-0.003843	0.002396	-1.603813	0.1088	
C(15)	0.014602	0.025602	0.570359	0.5684	
C(16)	0.025186	0.001599	15.74801	0.0000	
C(17)	0.381387	0.024218	15.74801	0.0000	
C(18)	0.326784	0.020751	15.74801	0.0000	
C(19)	2.895495	0.183864	15.74801	0.0000	
C(20)	0.269221	0.017096	15.74801	0.0000	
C(21)	0.076754	0.004874	15.74801	0.0000	
Log likelihood	8.240782				

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 112. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal comercial -

Colombia

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-2.025270	1.379791	-1.467809	0.1422	
C(2)	-1.104037	1.298413	-0.850297	0.3952	
C(3)	36.61797	27.19843	1.346327	0.1782	
C(4)	-0.693071	0.564703	-1.227319	0.2197	
C(5)	0.395094	0.480749	0.821829	0.4112	
C(6)	0.123937	0.082484	1.502552	0.1330	
C(7)	-0.978120	1.738099	-0.562753	0.5736	
C(8)	-0.012282	0.035878	-0.342309	0.7321	
C(9)	-0.033480	0.030380	-1.102041	0.2704	
C(10)	-0.324530	1.846303	-0.175773	0.8605	
C(11)	-0.088493	0.038070	-2.324497	0.0201	
C(12)	-0.007175	0.032894	-0.218136	0.8273	
C(13)	0.004926	0.001822	2.703278	0.0069	
C(14)	0.000353	0.001586	0.222830	0.8237	
C(15)	-0.040875	0.074809	-0.546387	0.5848	
C(16)	0.029108	0.001819	16.00000	0.0000	
C(17)	0.454386	0.028399	16.00000	0.0000	
C(18)	0.424033	0.026502	16.00000	0.0000	
C(19)	8.857434	0.553590	16.00000	0.0000	
C(20)	0.182613	0.011413	16.00000	0.0000	
C(21)	0.154557	0.009660	16.00000	0.0000	
Log likelihood	-248.8067				

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 113. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal comercial -

Perú

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-5.125226	1.228380	-4.172345	0.0000	
C(2)	-0.674774	1.160051	-0.581676	0.5608	
C(3)	36.62776	22.30311	1.642272	0.1005	
C(4)	0.284943	0.703392	0.405099	0.6854	
C(5)	-0.533547	0.380307	-1.402936	0.1606	
C(6)	0.112632	0.079416	1.418252	0.1561	
C(7)	-0.874281	1.537083	-0.568792	0.5695	
C(8)	0.144120	0.048020	3.001251	0.0027	
C(9)	0.022392	0.026872	0.833270	0.4047	
C(10)	5.503316	1.724192	3.191823	0.0014	
C(11)	-0.062129	0.055962	-1.110200	0.2669	
C(12)	0.122412	0.030387	4.028429	0.0001	
C(13)	0.001935	0.002802	0.690666	0.4898	
C(14)	0.000876	0.001517	0.577535	0.5636	
C(15)	-0.017212	0.048522	-0.354721	0.7228	
C(16)	0.026405	0.001677	15.74801	0.0000	
C(17)	0.361180	0.022935	15.74801	0.0000	
C(18)	0.319405	0.020282	15.74801	0.0000	
C(19)	6.132508	0.389415	15.74801	0.0000	
C(20)	0.191336	0.012150	15.74801	0.0000	
C(21)	0.103383	0.006565	15.74801	0.0000	
Log likelihood	-75.67802				

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 114. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal comercial -

México

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-1.408322	1.055814	-1.333873	0.1822	
C(2)	1.032540	0.925505	1.115650	0.2646	
C(3)	1.539869	6.299633	0.244438	0.8069	
C(4)	0.032173	0.650075	0.049491	0.9605	
C(5)	-0.102475	0.140287	-0.730466	0.4651	
C(6)	0.014252	0.077852	0.183072	0.8547	
C(7)	1.060818	0.527363	2.011551	0.0443	
C(8)	0.008871	0.055281	0.160475	0.8725	
C(9)	-0.017284	0.011931	-1.448725	0.1474	
C(10)	1.989803	0.605800	3.284588	0.0010	
C(11)	0.037253	0.065140	0.571888	0.5674	
C(12)	0.002939	0.014076	0.208832	0.8346	
C(13)	-0.007349	0.009228	-0.796450	0.4258	
C(14)	-0.002278	0.001996	-1.141130	0.2538	
C(15)	0.011621	0.019302	0.602049	0.5471	
C(16)	0.037196	0.002353	15.81139	0.0000	
C(17)	0.439079	0.027770	15.81139	0.0000	
C(18)	0.382178	0.024171	15.81139	0.0000	
C(19)	2.588509	0.163712	15.81139	0.0000	
C(20)	0.267051	0.016890	15.81139	0.0000	
C(21)	0.057629	0.003645	15.81139	0.0000	
Log likelihood	-26.77331				

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 115. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal financiero -

Brasil

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-3.100591	1.323946	-2.341932	0.0192	
C(2)	-1.560375	1.204121	-1.295862	0.1950	
C(3)	0.214790	0.461108	0.465813	0.6413	
C(4)	11.94579	9.642514	1.238867	0.2154	
C(5)	-40.32725	28.15871	-1.432142	0.1521	
C(6)	0.094971	0.079316	1.197372	0.2312	
C(7)	0.020443	0.030344	0.673715	0.5005	
C(8)	-0.073420	0.635143	-0.115596	0.9080	
C(9)	-1.123758	1.843691	-0.609515	0.5422	
C(10)	0.004944	0.033890	0.145898	0.8840	
C(11)	0.184025	0.708146	0.259868	0.7950	
C(12)	-1.290628	2.056046	-0.627724	0.5302	
C(13)	2.114528	1.861352	1.136017	0.2559	
C(14)	-13.16446	5.430439	-2.424199	0.0153	
C(15)	0.266396	0.258588	1.030195	0.3029	
C(16)	0.027783	0.001750	15.87451	0.0000	
C(17)	0.412895	0.026010	15.87451	0.0000	
C(18)	0.367610	0.023157	15.87451	0.0000	
C(19)	0.139844	0.008809	15.87451	0.0000	
C(20)	2.921857	0.184060	15.87451	0.0000	
C(21)	8.481105	0.534259	15.87451	0.0000	
Log likelihood	-540.2695				

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 116. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal financiero –

Chile

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-5.564442	1.463249	-3.802799	0.0001	
C(2)	-1.600929	1.345295	-1.190021	0.2340	
C(3)	0.152340	0.339917	0.448168	0.6540	
C(4)	-20.58819	12.06862	-1.705928	0.0880	
C(5)	-1.841369	1.016760	-1.811016	0.0701	
C(6)	0.119491	0.078133	1.529328	0.1262	
C(7)	0.025557	0.019814	1.289832	0.1971	
C(8)	-0.147828	0.707635	-0.208904	0.8345	
C(9)	-0.064875	0.058940	-1.100702	0.2710	
C(10)	0.025285	0.022562	1.120709	0.2624	
C(11)	-0.592301	0.804452	-0.736279	0.4616	
C(12)	-0.082332	0.067138	-1.226301	0.2201	
C(13)	-3.663869	3.185832	-1.150051	0.2501	
C(14)	0.005132	0.266717	0.019240	0.9846	
C(15)	0.008895	0.007478	1.189374	0.2343	
C(16)	0.023146	0.001470	15.74801	0.0000	
C(17)	0.377141	0.023948	15.74801	0.0000	
C(18)	0.328133	0.020836	15.74801	0.0000	
C(19)	0.082440	0.005235	15.74801	0.0000	
C(20)	2.924641	0.185715	15.74801	0.0000	
C(21)	0.243555	0.015466	15.74801	0.0000	
Log likelihood	21.91093				

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 117. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal financiero –

Colombia

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-2.762073	1.295311	-2.132363	0.0330	
C(2)	-0.891423	1.219703	-0.730853	0.4649	
C(3)	0.130654	0.427906	0.305333	0.7601	
C(4)	25.45814	25.93060	0.981780	0.3262	
C(5)	-0.798057	0.532279	-1.499319	0.1338	
C(6)	0.150409	0.081789	1.838982	0.0659	
C(7)	-0.019338	0.029010	-0.666613	0.5050	
C(8)	-1.261021	1.760381	-0.716334	0.4738	
C(9)	-0.008947	0.036072	-0.248033	0.8041	
C(10)	0.008710	0.030945	0.281477	0.7783	
C(11)	-0.145380	1.875104	-0.077532	0.9382	
C(12)	-0.083418	0.038347	-2.175345	0.0296	
C(13)	1.565116	5.354285	0.292311	0.7700	
C(14)	-0.038462	0.109533	-0.351143	0.7255	
C(15)	0.004830	0.001808	2.672315	0.0075	
C(16)	0.030985	0.001937	16.00000	0.0000	
C(17)	0.454078	0.028380	16.00000	0.0000	
C(18)	0.420175	0.026261	16.00000	0.0000	
C(19)	0.147102	0.009194	16.00000	0.0000	
C(20)	8.911000	0.556938	16.00000	0.0000	
C(21)	0.182232	0.011389	16.00000	0.0000	
Log likelihood	-249.7271				

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 118. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal financiero –

Perú

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-2.413906	0.992405	-2.432379	0.0150	
C(2)	1.121335	1.076594	1.041558	0.2976	
C(3)	-0.423384	0.310928	-1.361678	0.1733	
C(4)	11.06889	16.98512	0.651682	0.5146	
C(5)	-0.541283	0.697016	-0.776571	0.4374	
C(6)	0.131975	0.095177	1.386628	0.1656	
C(7)	-0.007900	0.027580	-0.286451	0.7745	
C(8)	0.060234	1.495949	0.040264	0.9679	
C(9)	0.173045	0.061285	2.823614	0.0047	
C(10)	0.059130	0.025823	2.289824	0.0220	
C(11)	4.405998	1.429501	3.082192	0.0021	
C(12)	0.001934	0.060764	0.031822	0.9746	
C(13)	-0.311344	4.869394	-0.063939	0.9490	
C(14)	-0.037736	0.199487	-0.189165	0.8500	
C(15)	-0.001405	0.003679	-0.381843	0.7026	
C(16)	0.033589	0.002133	15.74802	0.0000	
C(17)	0.371194	0.023571	15.74801	0.0000	
C(18)	0.393407	0.024981	15.74801	0.0000	
C(19)	0.113125	0.007183	15.74801	0.0000	
C(20)	6.134006	0.389510	15.74801	0.0000	
C(21)	0.251291	0.015957	15.74801	0.0000	
Log likelihood	-179.7481				

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 119. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR por el canal financiero –

México

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
1	0	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	0	0
C(2)	C(6)	1	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	1	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	1	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)	1
B =					
C(16)	0	0	0	0	0
0	C(17)	0	0	0	0
0	0	C(18)	0	0	0
0	0	0	C(19)	0	0
0	0	0	0	C(20)	0
0	0	0	0	0	C(21)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C(1)	-2.223780	0.984615	-2.258529	0.0239	
C(2)	-0.153494	0.911233	-0.168447	0.8662	
C(3)	0.005784	0.132130	0.043772	0.9651	
C(4)	2.746012	5.206728	0.527397	0.5979	
C(5)	-0.427357	0.620610	-0.688608	0.4911	
C(6)	0.095394	0.081451	1.171177	0.2415	
C(7)	-0.029037	0.011874	-2.445339	0.0145	
C(8)	0.176312	0.479067	0.368031	0.7128	
C(9)	-0.008566	0.057069	-0.150092	0.8807	
C(10)	0.001916	0.013020	0.147147	0.8830	
C(11)	0.830329	0.513109	1.618233	0.1056	
C(12)	0.088124	0.061733	1.427511	0.1534	
C(13)	-6.111632	3.538756	-1.727057	0.0842	
C(14)	-0.329734	0.426363	-0.773364	0.4393	
C(15)	-0.010223	0.010692	-0.956186	0.3390	
C(16)	0.036556	0.002321	15.74801	0.0000	
C(17)	0.400804	0.025451	15.74801	0.0000	
C(18)	0.363531	0.023084	15.74801	0.0000	
C(19)	0.052706	0.003347	15.74802	0.0000	
C(20)	2.076938	0.131886	15.74801	0.0000	
C(21)	0.247281	0.015702	15.74801	0.0000	
Log likelihood	41.02151				

Fuente: Elaboración propia.



ANEXO 120. Coeficientes estructurales para el modelo SVAR – EE.UU.

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$				
A =				
	1	0	0	
C(1)	1	0		
C(2)	C(3)	1		
B =				
C(4)	0	0		
0	C(5)	0		
0	0	C(6)		
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-5.314705	1.747036	-3.042126	0.0023
C(2)	0.436971	1.791024	0.243978	0.8072
C(3)	-0.001842	0.088478	-0.020823	0.9834
C(4)	0.019867	0.001257	15.81139	0.0000
C(5)	0.388052	0.024543	15.81139	0.0000
C(6)	0.383866	0.024278	15.81139	0.0000
Log likelihood	195.7444			

Fuente: Elaboración propia.



DECLARACIÓN JURADA DE AUTENTICIDAD DE TESIS

Por el presente documento, Yo Karen Shulssy Lujano Cruz
identificado con DNI 74457771 en mi condición de egresado de:

Escuela Profesional, Programa de Segunda Especialidad, Programa de Maestría o Doctorado
Ingeniería Económica

informo que he elaborado el/la Tesis o Trabajo de Investigación denominada:
" Influencia de la Política Monetaria de Estados Unidos
en el comportamiento de Economías Latinoamericanas
entre 2009 y 2019 "

Es un tema original.

Declaro que el presente trabajo de tesis es elaborado por mi persona y **no existe plagio/copia** de ninguna naturaleza, en especial de otro documento de investigación (tesis, revista, texto, congreso, o similar) presentado por persona natural o jurídica alguna ante instituciones académicas, profesionales, de investigación o similares, en el país o en el extranjero.

Dejo constancia que las citas de otros autores han sido debidamente identificadas en el trabajo de investigación, por lo que no asumiré como tuyas las opiniones vertidas por terceros, ya sea de fuentes encontradas en medios escritos, digitales o Internet.

Asimismo, ratifico que soy plenamente consciente de todo el contenido de la tesis y asumo la responsabilidad de cualquier error u omisión en el documento, así como de las connotaciones éticas y legales involucradas.

En caso de incumplimiento de esta declaración, me someto a las disposiciones legales vigentes y a las sanciones correspondientes de igual forma me someto a las sanciones establecidas en las Directivas y otras normas internas, así como las que me alcancen del Código Civil y Normas Legales conexas por el incumplimiento del presente compromiso

Puno 14 de enero del 2024


FIRMA (obligatoria)



Huella



AUTORIZACIÓN PARA EL DEPÓSITO DE TESIS O TRABAJO DE INVESTIGACIÓN EN EL REPOSITORIO INSTITUCIONAL

Por el presente documento, Yo Karen Shulssy Lujano Cruz identificado con DNI 74457771 en mi condición de egresado de:

Escuela Profesional, Programa de Segunda Especialidad, Programa de Maestría o Doctorado
Ingeniería Económica

informo que he elaborado el/la Tesis o Trabajo de Investigación denominada:

"Influencia de la Política Monetaria de Estados Unidos en el Comportamiento de Economías Latinoamericanas entre 2009 y 2019"

para la obtención de Grado, Título Profesional o Segunda Especialidad.

Por medio del presente documento, afirmo y garantizo ser el legítimo, único y exclusivo titular de todos los derechos de propiedad intelectual sobre los documentos arriba mencionados, las obras, los contenidos, los productos y/o las creaciones en general (en adelante, los "Contenidos") que serán incluidos en el repositorio institucional de la Universidad Nacional del Altiplano de Puno.

También, doy seguridad de que los contenidos entregados se encuentran libres de toda contraseña, restricción o medida tecnológica de protección, con la finalidad de permitir que se puedan leer, descargar, reproducir, distribuir, imprimir, buscar y enlazar los textos completos, sin limitación alguna.

Autorizo a la Universidad Nacional del Altiplano de Puno a publicar los Contenidos en el Repositorio Institucional y, en consecuencia, en el Repositorio Nacional Digital de Ciencia, Tecnología e Innovación de Acceso Abierto, sobre la base de lo establecido en la Ley N° 30035, sus normas reglamentarias, modificatorias, sustitutorias y conexas, y de acuerdo con las políticas de acceso abierto que la Universidad aplique en relación con sus Repositorios Institucionales. Autorizo expresamente toda consulta y uso de los Contenidos, por parte de cualquier persona, por el tiempo de duración de los derechos patrimoniales de autor y derechos conexos, a título gratuito y a nivel mundial.

En consecuencia, la Universidad tendrá la posibilidad de divulgar y difundir los Contenidos, de manera total o parcial, sin limitación alguna y sin derecho a pago de contraprestación, remuneración ni regalía alguna a favor mío; en los medios, canales y plataformas que la Universidad y/o el Estado de la República del Perú determinen, a nivel mundial, sin restricción geográfica alguna y de manera indefinida, pudiendo crear y/o extraer los metadatos sobre los Contenidos, e incluir los Contenidos en los índices y buscadores que estimen necesarios para promover su difusión.

Autorizo que los Contenidos sean puestos a disposición del público a través de la siguiente licencia:

Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional. Para ver una copia de esta licencia, visita: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

En señal de conformidad, suscribo el presente documento.

Puno 14 de enero del 2024


FIRMA (obligatoria)

