

Magnitud del pass-through cambiario en Guatemala: un enfoque de series de tiempo multivariadas

Rita Guadalupe Pérez Romero
Kevin Alexander Molina Portales

Paulo Augusto Garrido Grijalva
José Ricardo De León Solis

Resumen

El objetivo del presente trabajo es medir la magnitud y velocidad del pass-through hacia la inflación en Guatemala, un elemento clave para la efectividad de la política monetaria bajo el esquema de metas explícitas de inflación. La metodología se centra en la estimación de un modelo VAR multivariado, un enfoque de series de tiempo necesario para capturar relaciones dinámicas y posibles interdependencias entre el tipo de cambio y los precios internos. Se consideran las variables de tipo de cambio nominal y real (TCN/TCR), inflación y un indicador de actividad económica. Se discute la transmisión de choques cambiarios hacia los precios internos, donde los resultados principales sugieren la presencia de un pass-through incompleto, coherente con la literatura que sugiere que un entorno de baja inflación y con la credibilidad del Banco Central se reduce la persistencia esperada de los choques de costos, amortiguando así el traspaso a los precios. Este análisis temporal es fundamental para contextualizar el grado de traspaso y su relevancia para la conducción de la política monetaria en Guatemala.

Palabras clave: pass-through, Guatemala, series de tiempo multivariadas, política monetaria, VAR, tipo de cambio, actividad económica, inflación.

Contenidos

1. Introducción	1
2. Revisión de la literatura	2
2.1. Pass-through del tipo de cambio y precios internos	2
2.2. Política monetaria, expectativas y actividad económica	3
2.2.1. El papel de la política monetaria y las expectativas	3
2.2.2. El papel de la actividad económica	3
2.3. Marco económico: VAR/SVAR . . .	3
2.4. Particularidades del caso guatemalteco	3
3. Metodología de investigación	4
3.1. Variables y datos	4
3.1.1. Inflación mensual anualizada .	4
3.1.2. Variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal .	4
3.1.3. Desalineación del tipo de cambio efectivo real	4
3.1.4. Brecha del producto	5
3.2. Modelo	5
3.3. Esquema de identificación	5
4. Resultados y discusión	6
4.1. Análisis preliminar de las series	6
4.2. Pruebas de raíz unitaria y estacionariedad	7
4.3. Selección del orden del VAR y estimación	7
4.4. Diagnóstico del modelo	7
4.5. Funciones de impulso–respuesta	8
4.5.1. Efecto pass-through del tipo de cambio nominal	8
4.5.2. Choque del tipo de cambio real sobre la inflación	8
4.5.3. Respuesta del tipo de cambio nominal a un choque real	9
4.6. Pass-through estimado	10
4.6.1. Comparación con la evidencia regional	10
4.7. Descomposición de varianza de errores de pronóstico	11
5. Conclusiones	12
6. Referencias	12
A. Anexos	14

1. Introducción

El pass-through cambiario se define conceptualmente como la variación porcentual en los precios internos

(por ejemplo, el índice de precios al consumidor o a los precios de importación) resultante de un cambio del uno por ciento en el tipo de cambio entre países exportadores e importadores (Goldberg y Knetter 1997). Este fenómeno es crucial para el debate sobre políticas monetarias apropiadas y estabilidad macroeconómica. En un escenario de una economía pequeña y abierta, como el caso de Guatemala, el tipo de cambio es un canal de transmisión de choques económicos que afecta la estructura de costos interna de las empresas y, en consecuencia, a los precios del consumidor final (Orenos-Rodríguez 2024). Dada la adopción del esquema de metas explícitas de inflación en Guatemala desde 2005, cuyo objetivo primordial es mantener la estabilidad del nivel general de precios, resulta fundamental para la autoridad monetaria comprender la magnitud (coeficiente de traspaso) con que los movimientos cambiarios se trasladan a los precios internos.

La pregunta central de esta investigación es: ¿cuál es la magnitud del pass-through cambiario del tipo de cambio nominal hacia la inflación en Guatemala, de acuerdo con la evidencia de un modelo VAR? El análisis de esta pregunta, tal y como lo comentan los autores Choudhri y Hakura (2006), se enmarca en la teoría que sugiere una relación positiva y significativa entre el entorno inflacionario y la magnitud del pass-through. La literatura muestra que un entorno de baja inflación está asociado con una menor persistencia esperada de los choques de costos y precios, lo que reduce el incentivo de las empresas para ajustar sus precios, lo cual resulta en un menor pass-through. El papel de la credibilidad del Banco Central (Banguat) en el anclaje de las expectativas y la reducción de la persistencia esperada es un elemento teórico clave para interpretar el caso guatemalteco, donde el uso de la tasa de interés líder de la política monetaria busca influir en la meta de inflación bajo el esquema de metas explícitas de inflación.

Para capturar las relaciones dinámicas y posiblemente bidireccionales entre el tipo de cambio y los precios internos, se emplea la metodología de un modelo de vectores autorregresivos (VAR), ya que una regresión de pass-through de una sola ecuación no considera que la inflación doméstica pueda afectar al tipo de cambio (Ito y Sato 2008). Este enfoque multivariado es necesario para el estudio empírico del pass-through, permitiendo examinar el mecanismo de transmisión a través de las funciones impulso-respuesta (mediante una identificación de choques estructurales), lo que permite medir los impactos en el nivel de precios a lo largo de un horizonte temporal. La contribución principal de este estudio es proveer evidencia empírica sobre la magnitud del pass-through en Guatemala,

contextualizando sobre el régimen de metas explícitas de inflación para amortiguar los choques cambiarios, lo cual es parte fundamental para la evaluación y conducción de la política monetaria.

El presente trabajo se estructura en cinco secciones. La sección 2 presenta la revisión de literatura relevante sobre los determinantes del pass-through y la conceptualización del mismo. La sección 3 describe los datos y la metodología econométrica empleada, detallando la especificación del modelo VAR. Posteriormente, la sección 4 muestra los resultados empíricos y su discusión. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones derivadas de los resultados obtenidos y, algunas implicaciones de política económica.

2. Revisión de la literatura

2.1. Pass-through del tipo de cambio y precios internos

Conceptualmente, Goldberg y Knetter (1997) definen pass-through como la variación porcentual en los precios de importación denominados en moneda nacional (o doméstica) resultante de un cambio del uno por ciento en el tipo de cambio entre países exportadores e importadores. Por su parte, Orenos-Rodríguez (2024) lo conceptualiza como el efecto de la depreciación nominal del tipo de cambio sobre el nivel general de precios internos de una economía.

Orenos-Rodríguez (2024) retoma la distinción entre los dos canales mediante los cuales el efecto de pass-through se transmite a los precios internos; estos son el canal directo y el indirecto. El efecto directo o de primer orden se manifiesta de manera secuencial: un choque cambiario modifica inicialmente el precio de los bienes importados (de consumo, insumos o capital), que luego se traslada a la estructura de costos interna de las empresas y, en última instancia, al consumidor final. Por otra parte, el canal indirecto opera a través de la demanda agregada; una depreciación cambiaria abarata los bienes domésticos, aumentando su demanda y generando una presión al alza sobre los precios internos.

El análisis de pass-through se centra en dos características fundamentales: la magnitud (coeficiente de traspaso) y la simetría (si la respuesta es la misma a la apreciación y a la depreciación).

2.2. Política monetaria, expectativas y actividad económica

El grado de pass-through (la magnitud) depende principalmente de elementos macroeconómicos, siendo el entorno inflacionario un determinante clave.

2.2.1. El papel de la política monetaria y las expectativas

Taylor (2000) argumenta que el grado de pass-through depende de la persistencia esperada de los choques de costos o precios, siendo una baja inflación asociada con una menor persistencia de la inflación y de los cambios en los costos (como los cambiarios). Por lo tanto, si un choque cambiario es percibido como temporal (baja persistencia), las empresas tienen menos incentivos para ajustar sus precios (por el objetivo de mantener la cuota de mercado), resultando en un menor pass-through. Este entorno de baja inflación, promovido por una política monetaria con credibilidad, actúa como un amortiguador ante choques adversos a los precios.

En contraste, en escenarios de alta inflación, existe mayor incertidumbre y las empresas tienden a cambiar sus precios con mayor frecuencia, por lo que el traspaso es mayor. Orenos-Rodríguez (2024), sugiere ante la evidencia empírica que la disminución del pass-through en regímenes de baja inflación se debe a un debilitamiento de la covarianza entre el tipo de cambio y los precios.

Bajo lo mencionado sobre los resultados de Taylor (2000), se muestra que el papel de la política monetaria es fundamental para la credibilidad y el anclaje de expectativas. Por lo que, si se generalizan las ideas anteriores: en un entorno de baja incertidumbre, cuando el Banco Central ha logrado consolidar una postura monetaria coherente con la meta de inflación, los agentes económicos confiarán en que la autoridad actuará para mantener dicha meta, haciendo que las expectativas no se desvinculen y que el pass-through sea pequeño.

Otros autores como Choudhri y Hakura (2006), utilizando una muestra amplia de países, encontraron una asociación positiva y significativa entre el pass-through y la tasa de inflación promedio. Es decir, el pass-through a los precios internos tiende a ser mayor en países con experiencias inflacionarias más altas.

Campa y Goldberg (2005) también proporcionaron evidencia con respecto al tema, sugiriendo que la volatilidad cambiaria y la volatilidad inflacionaria de un país se correlacionan positivamente con el pass-through a los precios de importación, encontrando también que

la estabilidad monetaria hace que la política monetaria sea más efectiva al reducir el pass-through.

2.2.2. El papel de la actividad económica

El ciclo económico influye en la capacidad de las empresas para trasladar los choques de costos a los precios (Orenos-Rodríguez 2024). El pass-through es mayor en períodos de expansión económica (aumento de la demanda) ya que las empresas tienen mayor facilidad para trasladar los choques a los precios. Por el contrario, en escenarios de recesión (caída de la demanda), la capacidad de trasladar los choques disminuye (Goldfajn y Werlang 2000). De esta manera, la fase del ciclo económico puede condicionar el grado del pass-through.

2.3. Marco econométrico: VAR/SVAR

Para el estudio empírico del pass-through es necesario el uso de un marco que permita capturar las relaciones dinámicas y bidireccionales entre las variables macroeconómicas.

Una regresión de pass-through de una sola ecuación ignora que la inflación doméstica puede afectar al tipo de cambio, lo cual hace necesario un modelo VAR con el fin de examinar un mecanismo entre los precios internos y el tipo de cambio (Ito y Sato 2008).

McCarthy (2007) utiliza un modelo VAR recursivo con descomposición de Cholesky para identificar choques estructurales (SVAR), permitiendo medir los impactos en el nivel de precios a lo largo de un horizonte temporal mediante las funciones de impulso-respuesta; y con base en los estudios de Ito y Sato (2008), se conoce que las variables típicas incluidas en estos modelos son el tipo de cambio, índices de precios, la inflación, nivel de actividad económica y variables de política monetaria.

2.4. Particularidades del caso guatemalteco

La literatura que proporcionan autores como Taylor (2000), Choudhri y Hakura (2006), Campa y Goldberg (2005), entre otros, es crucial porque establece la credibilidad del Banco Central y el anclaje de las expectativas como el principal mecanismo detrás de la reducción del pass-through. Estos resultados sirven como referencia para interpretar el caso guatemalteco.

2.4.1. Régimen monetario y estabilidad: esquema de metas explícitas de inflación

Formalmente, Guatemala implementó el esquema de metas explícitas de inflación en 2005, en el cual el objetivo principal de la autoridad monetaria es mantener la estabilidad del nivel general de precios, utilizando como instrumento operativo la tasa de interés líder de política monetaria (TILPM). En este marco, la TILPM actúa como tasa de referencia de muy corto plazo, a partir de la cual se busca influir sobre el resto de tasas de interés del sistema financiero, las expectativas de inflación y otras variables macroeconómicas relevantes, como el producto y el tipo de cambio.

La Junta Monetaria tenía la motivación de reflejar la importancia de asegurar condiciones que favorezcan la estabilidad macroeconómica, mediante la adopción de una orientación de política económica que en los campos fiscal y comercial pueda respaldar y complementar un proceso sostenido de reducción de la inflación que viabilice su convergencia hacia niveles inflacionarios similares a los prevalecientes en países de mayor desarrollo que permita la competitividad del país (Junta Monetaria de Guatemala 2005).

El diseño del esquema de metas de inflación en Guatemala ha sido acompañado de estudios sobre su marco teórico y su efectividad, que resaltan la importancia de comprender el mecanismo de transmisión de la política monetaria para evaluar la pertinencia de las decisiones de tasa de interés.

Con respecto al tipo de cambio, Guatemala liberalizó el mercado cambiario en 1989. La política cambiaria actual (desde 2011) se enfoca únicamente en moderar la volatilidad del tipo de cambio mediante reglas de participación en el mercado, asegurando que no se afecte la tendencia de largo plazo (Junta Monetaria de Guatemala 2011).

En general, la regla de participación consiste en la vigilancia de los promedios ponderados, donde se establece un margen inferior para operaciones de compra y uno de margen superior para las de venta. Si el tipo de cambio promedio ponderado se encuentra por fuera de dichos límites, el Banco de Guatemala activa la regla de participación.

3. Metodología de investigación

En este estudio se utilizaron datos tomados del Banco de Guatemala y de la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano, que abarcaron el periodo que inicia en enero 2001 y termina en septiembre 2025.

3.1. Variables y datos

Para realizar la modelación del fenómeno fue necesario construir variables que fuesen estacionarias dado que los datos brutos no poseen esta propiedad. Dicha construcción se realizó a partir de las variables crudas que se muestran en la tabla 1.

A continuación se detallan las transformaciones realizadas a estas variables y los valores resultantes, metodología que fue tomada de Carpio-Sam y Mendoza-Lugo (2007), y las cuales fueron empleadas en el modelo VAR.

3.1.1. Inflación mensual anualizada

Con el fin de suavizar el comportamiento de la inflación, se calculó la inflación mensual anualizada como se muestra en la ecuación 1.

$$\Delta\pi_t = (1 + \varphi_t)^{12} - 1 \quad (1)$$

donde:

$$\varphi_t = \frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}}$$

Esta expresión representa el valor de la inflación si en 12 meses consecutivos ésta hubiese sido constante.

3.1.2. Variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal

Para esta variable también fue necesario suavizar su comportamiento, por lo que se empleó la ecuación 2 para lograr este objetivo.

$$\Delta tc_t = (1 + \Delta e_t)^{12} - 1 \quad (2)$$

donde:

$$\Delta e_t = \frac{TCN_t - TCN_{t-1}}{TCN_{t-1}}$$

Esta expresión representa el valor de la variación del tipo de cambio nominal si en 12 meses consecutivos ésta hubiese sido constante.

3.1.3. Desalineación del tipo de cambio efectivo real

La desalineación del tipo de cambio efectivo real representa el desvío de esta variable respecto de su tendencia. La tendencia se obtuvo aplicando el filtro Hodrick-Prescott con parámetro $\lambda = 14,400$. Esta desalineación se calculó mediante la ecuación 3:

Tabla 1: Variable, cantidad, frecuencia y origen de datos

Variable	Número de datos	Periodicidad	Fuente
Índice de precios al consumidor (IPC)	297	mensual	Banco de Guatemala
Tipo de cambio nominal (TCN)	297	mensual	Banco de Guatemala
Tipo de cambio efectivo real (ITCER)	297	mensual	SECMCA
Índice mensual de la actividad económica (IMAE)	297	mensual	Banco de Guatemala

Fuente: elaboración propia

$$tcr_{gap,t} = \frac{ITCER_t - ITCER_{hp,t}}{ITCER_{hp,t}} \quad (3)$$

3.1.4. Brecha del producto

Debido a que el Producto Interno Bruto (PIB) no se mide con la frecuencia necesaria, se emplea el IMAE como proxy del PIB, ya que este índice mide el volumen de producción en un mes. Adicionalmente se desea saber que tanto por encima o por debajo del PIB potencial se encuentra la economía de Guatemala. Para estimar este PIB potencial, de nuevo se aplica el filtro Hodrick-Prescott al IMAE y se extrae su tendencia. La brecha fue calculada mediante la ecuación 4:

$$imae_{gap,t} = \frac{IMAE_t - IMAE_{hp,t}}{IMAE_{hp,t}} \quad (4)$$

3.2. Modelo

Para poder evaluar el efecto passthrough del tipo de cambio en la economía de Guatemala se utilizó un modelo VAR con variables dicotómicas de estacionalidad (o variables dummy) y restricciones de corto plazo recursivas (Cholesky), descrito por Sims (1980). El objetivo de esta última es imponer un orden sobre como responden las variables, empezando por la más exógena y terminando con la más endógena.

Siguiendo la notación de Enders (2015), un modelo VAR(p) estructural con variables dummy está dado por:

$$BX_t = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^p \Gamma_j X_{t-j} + \Phi S_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

donde X_t es un vector 4×1 que contiene a las variables $tcr_{gap,t}$, $imae_{gap,t}$, Δtc_{12} y $\Delta \pi_t$; Γ_p son matrices de coeficientes de dimensión 4×4 , Φ es la matriz de

coeficientes de las variables dummy estacionarias de dimensión 4×11 , S_t es el vector que contiene a las variables dummy $(D_{Ene,t}, \dots, D_{Nov,t})^T$ (sin la dummy para diciembre para evitar multicolinealidad, por lo que diciembre funciona como el mes base) y ε_t es un vector 4×1 de error de predicción con una matriz de covarianza $\mathbb{E}[\varepsilon_t \varepsilon_t^T] = I_4$, también llamado vector de choques estructurales.

Sin embargo, como el modelo estructural no puede ser estimado directamente, se recurre a su forma reducida, la cual podemos expresar como:

$$X_t = A_0 + \sum_{j=1}^p A_j X_{t-j} + \Psi S_t + e_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

donde $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_p = B^{-1}\Gamma_p$, $\Psi = B^{-1}\Phi$ y $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ y su matriz de covarianza es $\mathbb{E}[e_t e_t^T] = \Sigma_e$.

Donde el número óptimo de resagos (p) se determinó utilizando el criterio de información de Akaike, dado que, para realizar pronósticos, es el criterio que devuele el mejor modelo.

Como el modelo reducido estima 6 parámetros menos que el modelo estructural, se imponen sobre este último 6 restricciones para poder identificarlo a partir de la estimación realizada para el modelo reducido. El esquema de identificación se detalla en la siguiente sección.

3.3. Esquema de identificación

Tal como lo expresa Sims (1980), para poder identificar el modelo estructural a partir del modelo reducido, se triangulariza la matriz Σ_e , lo cual implica que impone un orden en la que las variables reaccionan a las innovaciones.

A la triangularización descrita por Sims, se le conoce como la descomposición de Cholesky. Para realizar esta descomposición partimos de su definición

$$\Sigma_e = \mathbb{E} [e_t e_t^T] \quad (7)$$

Si $e_t = P \varepsilon_t$, entonces tenemos

$$\Sigma_e = \mathbb{E} [e_t e_t^T] \quad (8)$$

$$= \mathbb{E} [(P \varepsilon_t) (P \varepsilon_t)^T] \quad (9)$$

$$= P \mathbb{E} [\varepsilon_t \varepsilon_t^T] P^T \quad (10)$$

Como asumimos que el vector de choques estructurales no están correlacionados ($\mathbb{E} [\varepsilon_t \varepsilon_t^T] = I_4$), entonces lo anterior se puede simplificar a.

$$\Sigma_e = P P^T \quad (11)$$

Como existen varias matrices P que pueden satisfacer la ecuación 11, entonces se aprovecha su simetría para imponer una restricción específica: P debe ser una matriz triangular inferior. Esto quiere decir que todos los valores por encima de la diagonal principal deben ser cero. Esto es:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & 0 & 0 & 0 \\ p_{21} & p_{22} & 0 & 0 \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & 0 \\ p_{41} & p_{42} & p_{43} & p_{44} \end{pmatrix}$$

Lo cual nos lleva a las siguientes soluciones: para los elementos sobre la diagonal principal tenemos

$$p_{ii} = \sqrt{\sigma_i^2 - \sum_{k=1}^{i-1} p_{ik}^2} \quad (12)$$

y para las soluciones afuera de ésta tenemos

$$p_{ij} = \frac{\sigma_{ij} - \sum_{k=1}^{j-1} p_{ik} p_{jk}}{p_{jj}}, \text{ para } i > j \quad (13)$$

Para recuperar Γ_0 , Γ_p y Φ observamos que

$$P = B^{-1}$$

Por lo que $\Gamma_0 = P^{-1} A_0$, $\Gamma_p = P^{-1} A_p$ y $\Phi = P^{-1} \Psi$

Como la forma de ordenar las variables importa, ordenan las variables de tal forma que la variable que tome más tiempo en reaccionar es la primera (y por ello las más exógena) y la que tome menos tiempo en reaccionar es la última (y por ello la más endógena). En este trabajo, se ordenó las variables de la

siguiente forma: $tcr_{gap,t}$, $imae_{gap,t}$, Δtc_t y $\Delta \pi_t$. Este orden refleja la estructura de una pequeña economía abierta en frecuencia mensual: el tipo de cambio real, se interpreta como una variable principalmente determinada por condiciones externas de competitividad y demanda mundial, por lo que no responde de manera contemporánea a choques domésticos, mientras que la actividad puede reaccionar dentro del mes a cambios en los precios relativos externos, medidos por el tipo de cambio real, sin embargo no ajusta instantáneamente a perturbaciones puramente nominales en el tipo de cambio ni en la inflación.

A su vez, el tipo de cambio nominal, determinado en mercados financieros relativamente más flexibles, puede responder contemporáneamente a choques reales (del tipo de cambio y de la brecha del producto), y la inflación se sitúa al final de la recursión bajo la hipótesis de rigideces nominales, de modo que los precios al consumidor incorporan con rezago la información contenida en las demás variables. Este esquema es consistente con la literatura de transmisión cambiaria en economías emergentes y con aplicaciones previas para Guatemala.

4. Resultados y discusión

En este apartado se muestran los resultados de las estimaciones realizadas para el modelo VAR y se discuten sus implicaciones económicas, en particular respecto al grado del *pass-through* cambiario. Primero se muestra el análisis preliminar de las series y la verificación de la estacionariedad, luego se describe la selección del orden del VAR y el diagnóstico del modelo y, finalmente, se analizan las funciones de impulso–respuesta y se cuantifica el *pass-through* cambiario acumulado.

4.1. Análisis preliminar de las series

Antes de proceder con el modelo, se analizó el comportamiento de las series de datos; la Figura 1 presenta la evolución de las cuatro variables consideradas en el modelo: la brecha del tipo de cambio real ($tcr_{gap,t}$), la brecha del índice mensual de actividad económica ($imae_{gap,t}$), la variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal (Δtc_t) y la variación mensual anualizada del índice de precios al consumidor (Δipc_t), para el período enero de 2001 a agosto de 2025.

Visualmente, las cuatro series de tiempo muestran media y varianza constante, con la excepción de $imae_{gap}$, lo que sugiere estacionariedad; sin embargo, la brecha del IMAE presenta oscilaciones regulares que se repiten sistemáticamente con la misma forma cada año, lo

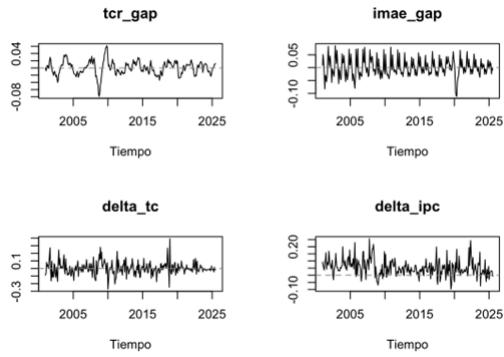


Figura 1: Evolución de la brecha del tipo de cambio real (tcr_{gap}), la brecha del IMAE ($imae_{gap}$), la variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal (Δtc) y la variación mensual anualizada de la inflación (Δipc), en el periodo de enero de 2001–agosto de 2025.

Fuente: elaboración propia con datos del Banco de Guatemala (IMAE y tipo de cambio nominal), SECMCA (ITCER) e Instituto Nacional de Estadística –INE– (IPC).

que sugiere la presencia de un componente estacional residual. En este contexto, con el fin de evitar que esta estacionalidad determinística afecte la dinámica estocástica del sistema, el modelo VAR se especificó con dummies estacionales mensuales (11 variables ficticias), que capturan diferencias sistemáticas en el nivel medio de la actividad económica a lo largo del año.

4.2. Pruebas de raíz unitaria y estacionariedad

Previo a la estimación el modelo VAR se verificó la estacionariedad de las series, para lo cual se aplicó la prueba de Dickey–Fuller aumentada (ADF) con intercepto y selección automática de rezagos mediante el criterio de información de Akaike, de acuerdo con la especificación descrita en la sección metodológica.

Los resultados se resumen en el anexo 2. En todos los casos, el estadístico ADF es más negativo que el valor crítico al 1% (o 5%, según corresponda), por lo que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Esto sugiere que $tcr_{gap,t}$, $imae_{gap,t}$, Δtc_t y Δipc_t pueden tratarse como procesos estacionarios en niveles, condición necesaria para la estimación de un VAR en niveles.

4.3. Selección del orden del VAR y estimación

Con las cuatro series estacionarias, se procedió a determinar el número óptimo de rezagos del modelo VAR, dado que se trabaja con información mensual y se identificó un componente estacional en la brecha del IMAE, la selección se realizó permitiendo hasta 24 rezagos e incluyendo una estructura estacional de 12 meses en la rutina de selección, de manera consistente con la especificación final del modelo.

Se estimaron modelos con distintos órdenes de rezago y se aplicaron los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan–Quinn (HQ). Tal como se resume en el anexo 3, el AIC sugiere un modelo con cuatro rezagos, mientras que los criterios más parsimoniosos (SC y HQ) recomiendan un número menor. No obstante, siguiendo la práctica habitual en la literatura sobre pass-through cambiario y priorizando una adecuada captura de la dinámica de corto plazo, se adoptó finalmente un VAR(4) con término constante y dummies estacionales mensuales. De acuerdo a la ecuación 6 el modelo estimado puede escribirse de forma compacta como:

$$\hat{X}_t = \hat{A}_0 + \sum_{j=1}^4 \hat{A}_j X_{t-j} + \hat{\Psi} S_t \quad (14)$$

Los datos con los coeficientes estimados se encuentran en el anexo 4.

4.4. Diagnóstico del modelo

Una vez estimado el VAR(4), se evaluaron los supuestos básicos del modelo. Inicialmente, se verificó la estabilidad dinámica a partir de los eigenvalores de la matriz de coeficientes. Como se muestra en el anexo 5, todos los valores propios se localizan estrictamente dentro del círculo unitario, lo que indica que el VAR(4) es estable y que los efectos de un choque se disipan gradualmente en el tiempo. Esto garantiza que las funciones impulso–respuesta converjan y que el sistema no genere trayectorias explosivas.

En cuanto a la especificación, se aplicó la prueba de Portmanteau multivariante sobre los residuos del VAR, para un número razonable de rezagos, con un p-value = 0.013 no se rechazó la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación serial conjunta al 1%, lo que sugiere que el VAR(4) captura adecuadamente la dinámica de las series y no es necesario incorporar rezagos adicionales.

Finalmente, se evaluó la normalidad de los errores mediante la prueba de Jarque-Bera multivariante; aunque, como es usual en datos macroeconómicos, la hipótesis de normalidad fue rechazada; sin embargo, los histogramas y gráficos Q-Q de los residuos (anexo 6) indican que las distribuciones se aproximan razonablemente a una forma simétrica y sin colas excesivamente pesadas. En síntesis, en conjunto, estos resultados respaldan el uso del modelo VAR estimado para el análisis del pass-through cambiario.

4.5. Funciones de impulso–respuesta

Una vez validado el modelo, se analizó la transmisión de un shock en el tipo de cambio nominal hacia la inflación y el resto de variables endógenas, cuyos resultados se presentan en esta sección.

En este sentido, para analizar los efectos de los choques cambiarios sobre la inflación se recurrió a las funciones impulso–respuesta derivadas del modelo VAR descrito en la sección metodológica; en particular, el interés se centra en la respuesta de Δipc_t ante una perturbación no anticipada en Δtc_t , así como en la reacción de $tcr_{gap,t}$ e $imae_{gap,t}$. Estas funciones permiten trazar, para cada horizonte h , la trayectoria esperada de las variables endógenas ante un shock unitario inicial, manteniendo constante la información disponible en el momento del shock.

Las funciones impulso–respuesta se estimaron mediante bootstrapping, en cada réplica se generó una muestra artificial preservando la estructura dinámica del modelo, se reestimaron los parámetros y se recalcularon las respuestas ante un shock en las distintas variables hasta un horizonte de 12 meses. Este procedimiento se repitió $B=500$ veces y, para cada horizonte, se obtuvo la mediana de las respuestas junto con los percentiles 2.5 y 97.5, que se utilizaron para construir bandas de confianza al 95 % alrededor de las funciones impulso–respuesta reportadas en esta sección; en este sentido, la identificación de los shocks se realizó mediante una descomposición de Cholesky, de acuerdo con el esquema descrito en la sección metodológica.

4.5.1. Efecto pass-through del tipo de cambio nominal

La figura 2 muestra la función impulso–respuesta de la inflación ante un choque en la variación del tipo de cambio nominal. El impulso corresponde a una desviación estándar positiva en Δtc , que en la definición utilizada equivale a un shock positivo (depreciación) del tipo de cambio nominal.

Como se observa el choque sobre impacto genera un

aumento inmediato de la inflación, del orden de 1,5 puntos porcentuales en términos anualizados, con un intervalo de confianza que se sitúa claramente por encima de cero. Este resultado indica que una depreciación nominal inesperada se traslada de manera casi instantánea, aunque de magnitud acotada, a los precios al consumidor. No obstante, la respuesta de la inflación cae rápidamente; de hecho, entre los meses 2 y 6 la respuesta puntual oscila levemente en torno a cero, con valores pequeños y no significativamente distintos de cero, para luego mostrar únicamente un efecto residual de muy baja magnitud hacia el final del horizonte de doce meses.

En conjunto, estas trayectorias sugieren que el pass-through del tipo de cambio nominal a la inflación es de muy corto plazo, incompleto y poco persistente. Es decir, el impacto inflacionario de la depreciación se concentra casi por completo en el periodo contemporáneo al shock, mientras que en los meses siguientes el sistema parece absorber y neutralizar el impulso cambiario, de modo que no se observan efectos significativos adicionales sobre la inflación. Este patrón es consistente con un entorno en el que la política monetaria y el anclaje de expectativas limitan el traslado de las fluctuaciones cambiarias a los precios internos, y anticipa los resultados cuantitativos obtenidos a partir del coeficiente de pass-through acumulado a doce meses que se presenta en la sección siguiente.

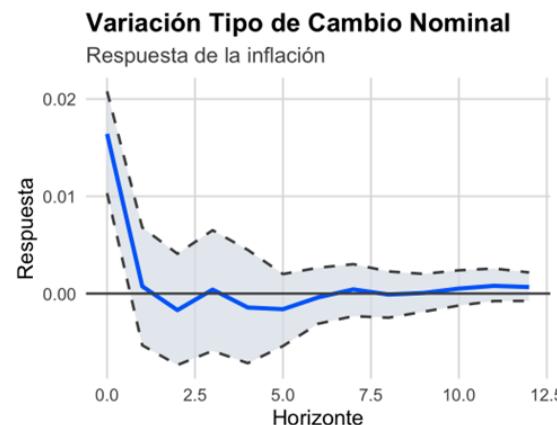


Figura 2: Función de impulso respuesta de la inflación a un choque de tipo de cambio nominal en Guatemala, periodo 2001-2025.

Fuente: Elaboración propia.

4.5.2. Choque del tipo de cambio real sobre la inflación

También resulta relevante analizar los efectos de un choque de depreciación real (aumento de $tcr_{gap,t}$) so-

bre la inflación. La figura 3 muestra la función impulso-respuesta correspondiente, en donde se observa que, en el choque sobre impacto, la respuesta de la inflación es claramente negativa y las bandas de confianza se ubican por debajo de cero, lo que indica un efecto deflacionario estadísticamente significativo en el muy corto plazo. No obstante, este efecto se reduce rápidamente.

A partir de los 2–3 meses, la respuesta de la inflación se torna positiva y se mantiene en positivo durante varios meses, con valores que en diversos horizontes se sitúan por encima de cero de manera estadísticamente significativa, antes de converger gradualmente hacia su nivel de equilibrio. En este sentido, esta trayectoria sugiere que el mecanismo de pass-through es positivo pero retardado y de magnitud acotada. Es decir, en el muy corto plazo, la depreciación real puede verse compensada por otros canales presentes en el sistema —como la reacción simultánea de la política monetaria, la rigidez de ciertos precios o la lenta actualización de precios—, de modo que el impacto inicial sobre la inflación es negativo y transitorio.

Sin embargo, conforme los agentes ajustan gradualmente los precios de bienes transables y de insumos importados, la depreciación termina trasladándose parcialmente a la inflación, lo que se refleja en las respuestas positivas observadas en los meses posteriores. En conjunto, los resultados son consistentes con un pass-through cambiario positivo, moderado y retardado para la economía guatemalteca.

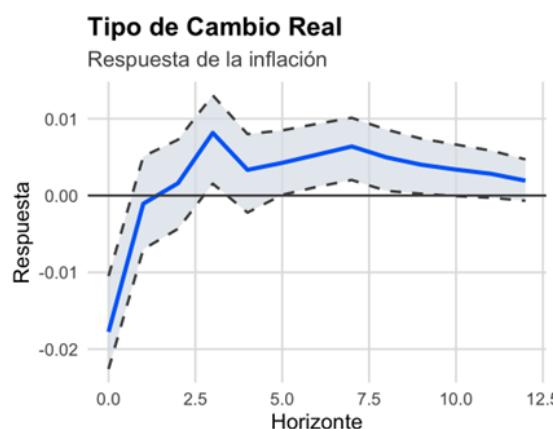


Figura 3: Función de impulso respuesta de la inflación a un choque de tipo de cambio real en Guatemala, periodo 2001-2025.

Fuente: Elaboración propia.

4.5.3. Respuesta del tipo de cambio nominal a un choque real

La figura 4 presenta la respuesta del tipo de cambio nominal ante un choque en la brecha del tipo de cambio real. Como se observa, el choque sobre impacto es claramente positivo: el tipo de cambio nominal se deprecia de manera significativa en el periodo del choque, con una respuesta máxima cercana a 3–4 puntos porcentuales, y las bandas de confianza se sitúan completamente por encima de cero, este comportamiento es coherente con la idea de que una depreciación real está asociada, en primera instancia, a un movimiento depreciatorio del tipo de cambio nominal.

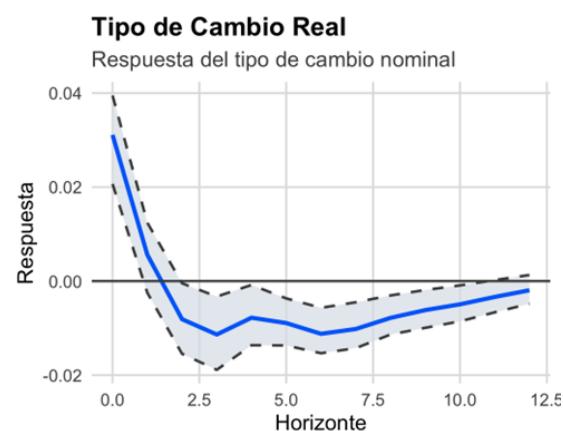


Figura 4: Función de impulso respuesta del tipo de cambio nominal a un choque de tipo de cambio real en Guatemala, periodo 2001-2025.

Fuente: Elaboración propia.

Posteriormente, la respuesta del tipo de cambio nominal se reduce rápidamente y, alrededor del segundo-tercer mes, negativo, alcanzando un mínimo cercano -1 / -1,5 puntos porcentuales, antes de converger gradualmente hacia cero en el horizonte de un año. Es decir, tras la depreciación inicial, el tipo de cambio nominal experimenta una ligera apreciación transitoria. Esta dinámica particular, sugiere un patrón de *overshooting* del tipo de cambio nominal: el ajuste inicial es suficientemente fuerte como para generar la depreciación real, pero conforme los precios internos y otras variables del sistema (incluida la respuesta de la política monetaria y las intervenciones cambiarias, que es lo tradicional en economías como la guatemalteca) comienzan a ajustarse, el tipo de cambio nominal revierte parte del movimiento y tiende a estabilizarse nuevamente. En conjunto, los resultados indican que el choque de depreciación real se traduce en una depreciación nominal significativa, pero de carácter transitorio, seguida por un proceso de corrección que

devuelve el tipo de cambio nominal a su nivel de equilibrio de mediano plazo.

Alternativamente, se consideró el posible impacto de la pandemia en las variables propias del análisis, por lo que se procedió a realizar el mismo ejercicio con datos que excluyen los períodos a partir de enero 2020. Las relaciones identificadas a través de la observación de las funciones de impulso respuesta, permiten concluir los mismos efectos aunque con trayectorias más estables (sin ruido). Resalta efecto de pass-through acumulado del tipo de cambio nominal sobre la inflación de 22.9 %

4.6. Pass-through estimado

Continuando con el análisis, se buscó cuantificar el grado de traspaso del tipo de cambio a la inflación doméstica, para lo cual se utilizó la información contenida en las funciones impulso–respuesta del modelo VAR, abordadas en el inciso anterior; en particular, se consideró la respuesta de la inflación mensual anualizada Δipc frente a un choque estructural en la variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal Δtc .

A partir del VAR estimado, se calcularon primero las funciones impulso–respuesta ortogonalizadas de Δtc y Δipc ante un shock en Δtc ; posteriormente, estas respuestas se acumularon a lo largo del horizonte de análisis para obtener el efecto total del choque sobre cada variable. De este modo, el pass-through cambiario acumulado a un horizonte H se define como:

$$PT_H = \frac{\sum_{h=0}^H \frac{\partial \pi_h}{\partial \varepsilon_0^\epsilon}}{\sum_{h=0}^H \frac{\partial e_h}{\partial \varepsilon_0^\epsilon}} \quad (15)$$

en donde:

- PT_H : Representa el *pass-through* acumulado al horizonte temporal H , el cual mide el cambio relativo en la inflación como consecuencia de un choque unitario en el tipo de cambio.
- π_h : es la inflación en el periodo h .
- ε_0^ϵ : es el choque inicial unitario en el tipo de cambio nominal en el periodo h .
- e_h : es la tasa de variación del tipo de cambio nominal en el periodo h .

En síntesis, el numerador recoge el efecto acumulado del shock cambiario sobre la inflación y el denominador el efecto acumulado sobre el propio tipo de cambio; por tanto, PT_H mide qué proporción de la depreciación nominal se transmite, en el horizonte h , a la inflación

mensual anualizada, valores cercanos a cero indican un traspaso reducido, mientras que valores próximos a uno serían consistentes con un pass-through casi completo.

Los resultados empíricos muestran que el traspaso es positivo, pero claramente incompleto. Para un horizonte de doce meses, el coeficiente estimado PT_{12} se ubica alrededor de 0.168, lo que implica que solo una fracción pequeña de la depreciación nominal se traduce en mayores precios al consumidor en el corto plazo; en particular, implica que una depreciación de 1 % del tipo de cambio nominal se asocia, en promedio, con un incremento de alrededor de 0,17 puntos porcentuales en la inflación acumulada al cabo de un año.

Estas estimaciones son coherentes con la evidencia obtenida a partir de las funciones impulso–respuesta acumuladas: la respuesta de Δipc a un shock en Δtc es inicialmente positiva y estadísticamente significativa, pero tiende a diluirse conforme aumenta el horizonte temporal. Ello sugiere que, aunque el tipo de cambio es un determinante relevante de la dinámica inflacionaria de muy corto plazo, la política monetaria y otros factores nominales contribuyen a amortiguar el impacto inicial, evitando que las depreciaciones se traduzcan en incrementos persistentes de la inflación.

El reducido efecto de pass-through observado es consistente con otros trabajos realizados para Guatemala. Por ejemplo, Carpio-Sam y Mendoza-Lugo (2007) reporta un pass-through de alrededor de 9.1 % a un año (con una especificación lineal), mientras que el Banco de Guatemala (2005) lo estima en un rango entre 11.4 % y 18 %, valores inferiores a los reportados para otros países de América Latina.

En conjunto, los resultados apuntan a un pass-through cambiario bajo en Guatemala, lo cual es coherente con el régimen de política monetaria actual, en donde la adopción del Esquema de Metas Explícitas de Inflación en 2005 ha contribuido a generar un entorno macroeconómico caracterizado por una inflación moderada y una relativa estabilidad cambiaria, lo cual podría ser un factor determinante en la reducción del efecto de pass-through en el país. En este sentido, autores como Taylor (2000) sugieren que entornos de inflación baja y estable actúan como un amortiguador frente a choques adversos sobre los precios, incluidos aquellos originados por fluctuaciones del tipo de cambio.

4.6.1. Comparación con la evidencia regional

Los resultados obtenidos mediante el modelo VAR para la economía guatemalteca son consistentes con la tendencia observada a nivel regional en América Latina

durante la última década. Según el Regional Economic Outlook del Fondo Monetario Internacional (2016), las economías de la región han experimentado una disminución sustancial y generalizada en el coeficiente de pass-through del tipo de cambio hacia los precios al consumidor.

Mientras que históricamente las depreciaciones en la región se asociaban con espirales inflacionarias inmediatas, la evidencia reciente sugiere que el traspaso promedio a los precios al consumidor en América Latina se sitúa por debajo de 0.3, siendo aún menor en las economías con regímenes de metas de inflación consolidados (LA5), donde el traspaso implícito ronda el 0.2 (International Monetary Fund 2016).

Al contrastar esto con nuestra estimación local, observamos patrones similares:

1. **Magnitud del Traspaso:** El reporte del FMI destaca que en países con marcos de política monetaria creíbles, los responsables de la política tienen espacio para permitir que los precios relativos se ajusten a través de la depreciación sin comprometer los objetivos de inflación. Esto se alinea con nuestros resultados de la descomposición de varianza, donde la inflación permanece explicada mayoritariamente por shocks propios y factores domésticos, evidenciando un pass-through que, aunque existente, es limitado.
2. **Mecanismos de Transmisión:** El documento del FMI argumenta que la reducción en el pass-through se debe a un mejor anclaje de las expectativas de inflación a mediano plazo. Nuestros resultados corroboran esta hipótesis para el caso nacional: el hecho de que el tipo de cambio nominal tenga un aporte menor en la varianza de la inflación sugiere que los agentes económicos no trasladan automáticamente las variaciones cambiarias a precios, conducta coherente con una mayor credibilidad en la meta del banco central.
3. **Rol del Tipo de Cambio Real:** Un hallazgo particular de nuestro modelo es la retroalimentación del tipo de cambio real (*TCR*) hacia la inflación y el tipo de cambio nominal. Esto es congruente con la visión del FMI de que las depreciaciones recientes en la región han servido para corregir desequilibrios externos y facilitar el ajuste de precios relativos ante shocks de términos de intercambio, sin generar los efectos de segunda vuelta (*second-round effects*) desestabilizadores que se observaban en décadas anteriores.

En suma, la evidencia empírica de este estudio sitúa a la economía analizada dentro del comportamiento

estilizado de la región: un sistema donde las perturbaciones nominales cambiarias tienen una capacidad decreciente para desestabilizar la inflación doméstica, gracias a la robustez del esquema de política monetaria.

4.7. Descomposición de varianza de errores de pronóstico

Los resultados del FEVD permiten identificar el peso de cada shock en la evolución de las variables del modelo.

En el caso de la brecha del tipo de cambio real (*TCR*), se observa que toda su variación a lo largo del horizonte se explica por sus propios shocks. Inclusive cuando se observa los horizontes más lejanos, apenas aparecen contribuciones marginales provenientes de las demás variables en alrededor de un 10 %. En otras palabras, en el comportamiento de esta variable predominan perturbaciones internas, esto resulta esperable puesto que se realizó la restricción considerando el *TCR* como la más exógena.

Respecto al *IMAE*, el patrón es parecido, la brecha de actividad permanece casi totalmente explicada por sus propios shocks en todos los horizontes. La escasa contribución de las variables nominales indica que, al menos en este modelo, los movimientos del ciclo económico no parecen responder de manera directa a la inflación, ni al tipo de cambio nominal o real.

En contraste, el tipo de cambio nominal muestra una dinámica diferente. Aunque su comportamiento se explica principalmente por shocks propios, una fracción creciente proviene del tipo de cambio real. Esto sugiere que existe un efecto de retroalimentación del tipo de cambio real en el tipo de cambio nominal de cerca del 25 %.

Finalmente, en la inflación, en análisis evidencia un patrón donde el pass-through del tipo de cambio es parcial. La inflación mensual permanece mayoritariamente explicada por shocks propios, pero aparece un componente relevante que es proveniente del tipo de cambio real, especialmente a horizontes mas lejanos. El aporte del tipo de cambio nominal es menor, pero consistente con un traspaso limitado. Este resultado es relevante porque confirma la existencia de un mecanismo de transmisión desde el *TCR* hacia los precios (y considerando que se tomó como más exógena, en vez del tipo de cambio nominal), aunque dicho proceso es parcial y depende de las condiciones iniciales. La señal que deja el FEVD es clara: el tipo de cambio nominal sí importa para la dinámica inflacionaria, pero la mayor parte de las variaciones de precios sigue dependiendo de factores domésticos.

En conjunto, los cuatro FEVD indican un sistema donde las variables reales y nominales tienden a estar dominadas por sus propias perturbaciones, el TCR tiene un rol relevante como transmisor hacia el tipo de cambio nominal y hacia la inflación, y el pass-through existe pero es limitado, coherente con una economía donde la política macroeconómica y las expectativas anclan parcialmente la transmisión del tipo de cambio hacia los precios.

5. Conclusiones

1. En conjunto, la evidencia obtenida a partir del modelo SVAR sugiere que el pass-through del tipo de cambio nominal a la inflación en Guatemala es positivo aunque de baja magnitud. Las funciones impulso–respuesta indican que una depreciación inesperada del tipo de cambio nominal genera un aumento inmediato de la inflación estimado en 1.5 puntos porcentuales, lo cual apunta a un impacto inflacionario concentrado en el muy corto plazo y de carácter esencialmente transitorio.
2. Para un horizonte de doce meses, el coeficiente estimado indica que una depreciación de 1
3. Los resultados del Pass-Through devuelven un valor aceptable y comparable con aquellos documentados por la literatura disponible para Guatemala y confirma que el pass-through cambiario en la economía guatemalteca es menor al observado en otras economías latinoamericanas.
4. Desde la perspectiva de política monetaria, los hallazgos son consistentes con un régimen en el que la autoridad ha logrado anclar las expectativas de inflación y, por esa vía, contener el traslado de las fluctuaciones cambiarias a los precios internos, aun cuando el tipo de cambio continúa siendo un canal de transmisión relevante en el corto plazo.

6. Referencias

- Banco de Guatemala. 2005. *Informe de Política Monetaria a Junio 2005*. Informe técnico. Banco de Guatemala.
- Campa, José Manuel, y Linda S. Goldberg. 2005. «Exchange Rate Pass-through into Import Prices». *The Review of Economics and Statistics* 87 (4): 679-90. <https://www.jstor.org/stable/40042885>.
- Carpio-Sam, Eddy R., y Omar A. Mendoza-Lugo. 2007. «El pass-through en Guatemala: Evidencias a través de un modelo regresivo con transición suave». *Banca Central*, n.º 53 (enero): 33-52.
- Choudhri, Ehsan U., y Dalia S. Hakura. 2006. «Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?» *Journal of International Money and Finance* 25 (4): 614-39. <https://doi.org/10.1016/j.jimfin.2005.11.009>.
- Enders, Walter. 2015. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons.
- Goldberg, Pinelopi Koujianou, y Michael M. Knetter. 1997. «Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?» *Journal of Economic Literature* 35 (3): 1243-72. <https://www.jstor.org/stable/2729977>.
- Goldfajn, Ilan, y Sergio R. da C. Werlang. 2000. *The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*. {SSRN} Scholarly Paper 224277. Banco Central de Brasil. <https://doi.org/10.2139/ssrn.24277>.
- International Monetary Fund. 2016. *Regional Economic Outlook: Western Hemisphere. Managing Transitions and Risks*. World Economic and Financial Surveys. International Monetary Fund. https://www.imf.org/-/media/websites/imf/imported-flagship-issues/external/pubs/ft/reo/2016/whd/eng/pdf/_wre00416pdf.pdf.
- Ito, Takatoshi, y Kiyotaka Sato. 2008. «Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of the Exchange Rate Pass-Through». *Journal of Money, Credit and Banking* 40 (7): 1407-38. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2008.00165.x>.
- Junta Monetaria de Guatemala. 2005. «Resolución JM-185-2005: Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia para 2006». *Diario de Centro América*, n.º 34 (diciembre): 12-18.
- Junta Monetaria de Guatemala. 2011. «Resolución JM-171-2011: Determinación de la Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia para 2012». *Diario de Centro América*, n.º 55 (diciembre): 5-7.
- McCarthy, Jonathan. 2007. «Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies». *Eastern Economic Journal* 33 (4): 511-37. <https://www.jstor.org/stable/20642375>.

Orenos-Rodríguez, Jorge Giovany. 2024. «Estimación del efecto passthrough del tipo de cambio bajodis tintos niveles inflacionarios». *Banca Central*, n.º 87 (enero): 41-62.

Sims, Christopher A. 1980. «Macroeconomics and Reality». *Econometrica* 48 (1): 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>.

Taylor, John B. 2000. «Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms». *European Economic Review* 44 (7): 1389-408. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4).

A. Anexos

Tabla 2: Resultados de la prueba ADF para la serie analizada

Elemento evaluado	Resultado
Coeficiente de z_{t-1})	-0.63299
Estadístico ADF (τ)	-9.4715
Valor crítico (1 %)	-3.44
Valor crítico (5 %)	-2.87
Valor crítico (10 %)	-2.57
Decisión ($\alpha = 0.05$)	Rechazar H_0
Conclusión	La serie no tiene raíz unitaria (es estacionaria)

Nota: H_0 : Presencia de raíz unitaria.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3: Selección del orden del VAR y estimación

Elemento evaluado	Resultado
Orden sugerido por AIC(n)	4
Orden sugerido por HQ(n)	1
Orden sugerido por SC(n)	1
Orden sugerido por FPE(n)	4

Nota: Resultados basados en los siguientes criterios de información: AIC (Akaike Information Criterion), HQ (Hannan–Quinn Criterion), SC (Schwarz Criterion), y FPE (Final Prediction Error).

Fuente: elaboración propia.

Diagrama de Raíces Inversas del VAR

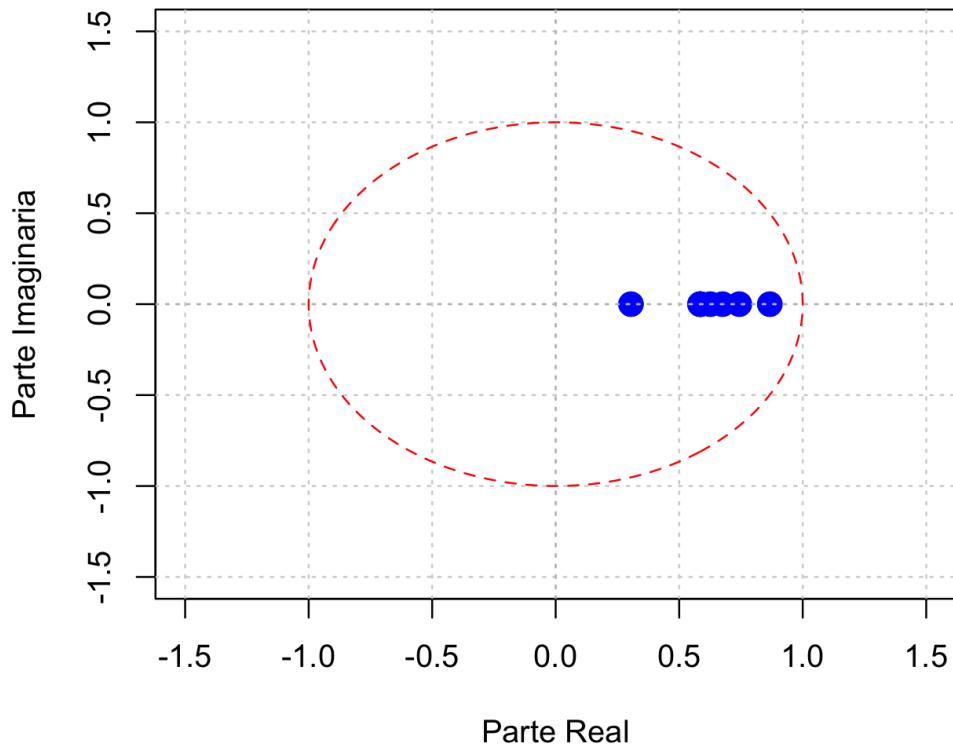


Figura 5: Diagrama de raíces inversas del modelo VAR estimado
Fuente: elaboración propia

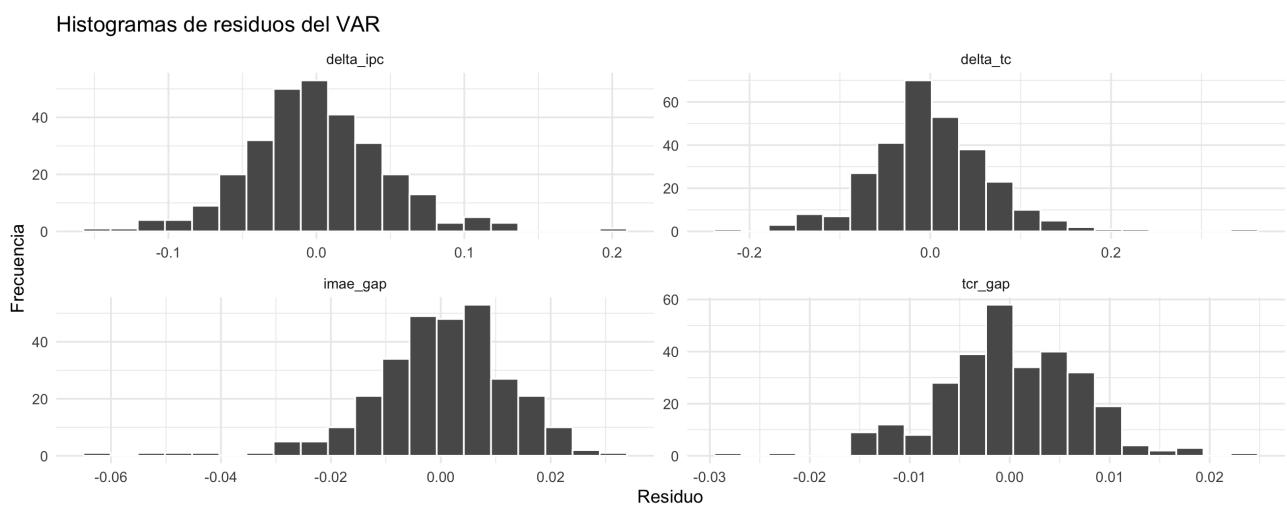


Figura 6: Visualización cualitativa de normalidad
Fuente: Elaboración propia

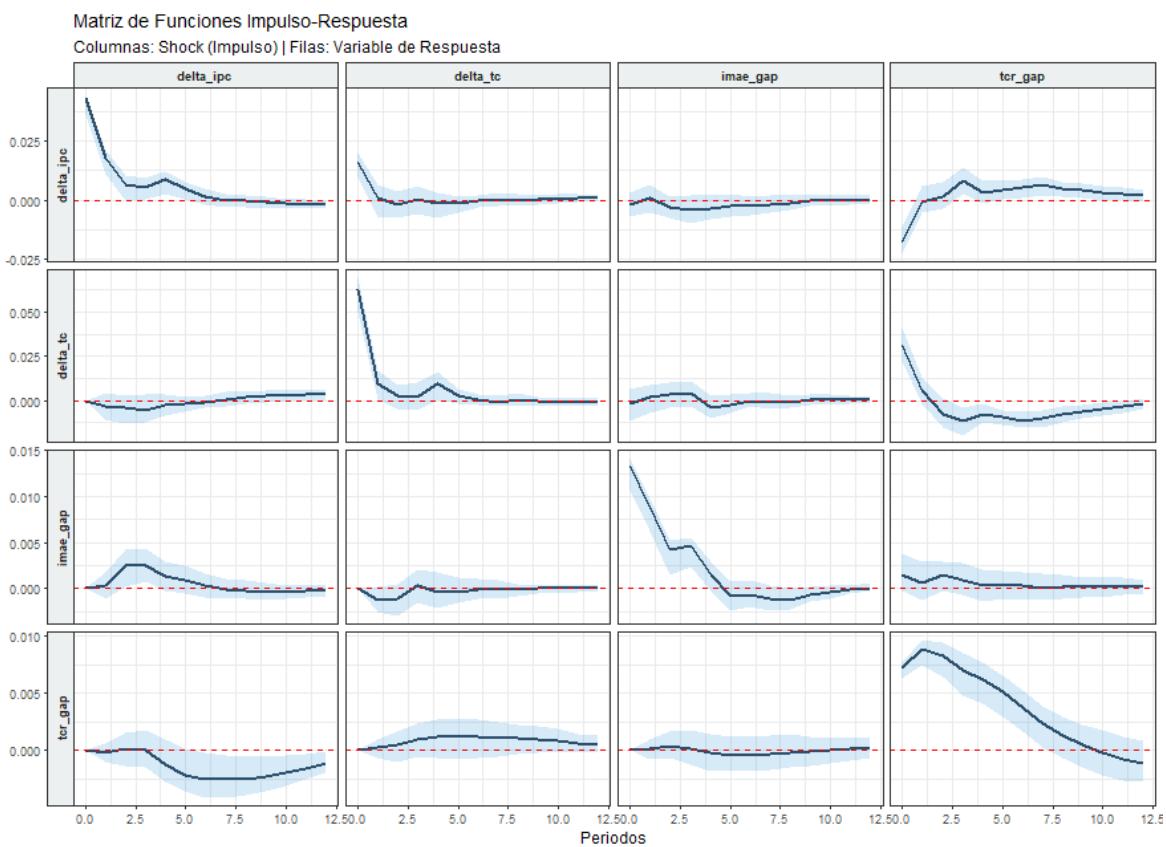


Figura 7: Matriz de Funciones de Impulso-Respuesta (IRF)
Fuente: Elaboración propia

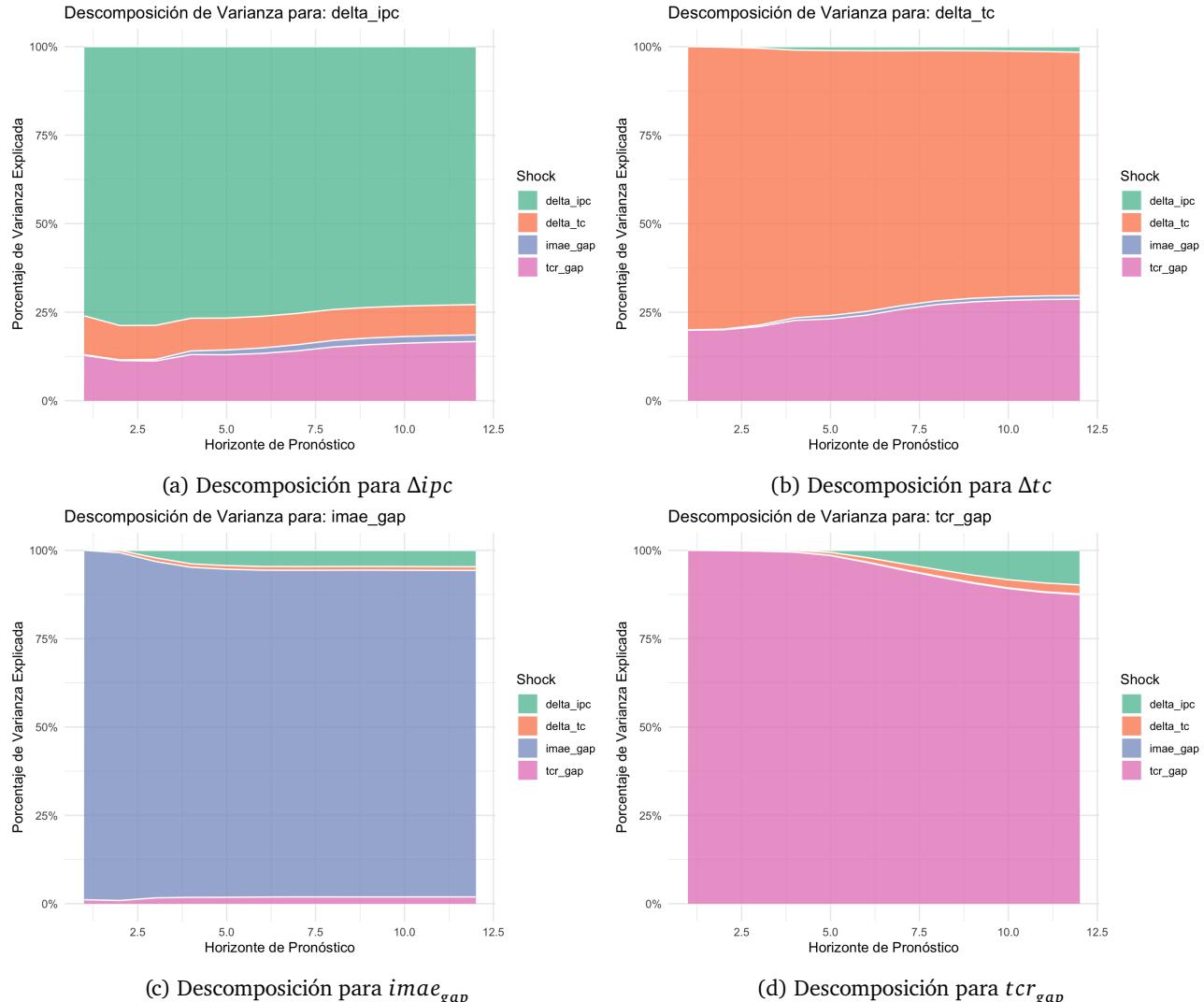


Figura 8: Descomposición de la varianza de los errores de pronóstico

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4: Coeficientes estimados de la ecuación del VAR

Variable	Estimación	Error estándar	t	p-valor
$tcr_{gap,11}$	1.2645310	0.5237354	2.414	0.01644
$imae_{gap,11}$	0.1008005	0.2219020	0.454	0.65002
$delta_{gap,11}$	-0.0975603	0.0515238	-1.903	0.05807
$delta_{gap,11}$	0.4167739	0.0695185	5.954	3.96e-09
$tcr_{gap,12}$	-1.1356101	0.8488903	-1.339	0.18139
$imae_{gap,12}$	-0.2392776	0.2691530	-0.889	0.37422
$delta_{gap,12}$	0.0074024	0.0521072	0.142	0.88720
$delta_{gap,12}$	0.0220625	0.0755112	0.292	0.77008
$tcr_{gap,13}$	0.0503579	0.2692958	0.187	0.85155
$imae_{gap,13}$	-0.0900248	0.2512208	-0.358	0.72007
$delta_{gap,13}$	0.0215374	0.0522250	0.413	0.68052
$delta_{gap,13}$	0.0436077	0.0758117	0.575	0.56594
$tcr_{gap,14}$	0.6101196	0.5519718	1.105	0.27020
$imae_{gap,14}$	-0.0970520	0.2643663	-0.367	0.71339
$delta_{gap,14}$	-0.0790670	0.0421936	-1.876	0.06183
$delta_{gap,14}$	0.1329446	0.0606304	2.193	0.02915
sd1	-0.0271541	0.0247360	-1.102	0.27022
sd2	-0.0122548	0.0244927	-0.501	0.61688
sd3	-0.0439872	0.0241464	-1.820	0.06902
sd4	-0.0064049	0.0241647	-0.265	0.79126
sd5	0.0246750	0.0237452	1.039	0.29910
sd6	0.0138678	0.0298895	0.464	0.64398
sd7	-0.0625822	0.0227411	-2.752	0.00639
sd8	-0.0561287	0.0232671	-2.413	0.01628
sd9	-0.0624626	0.0244261	-2.557	0.01099
sd10	-0.0461919	0.0233727	-1.976	0.04896
sd11	-0.0462648	0.0185203	-2.498	0.01310
const	0.0224710	0.0055012	4.087	5.80e-05

Fuente: elaboración propia a partir de la estimación del modelo VAR.

Matriz de Funciones Impulso-Respuesta
 Columnas: Shock (Impulso) | Filas: Variable de Respuesta

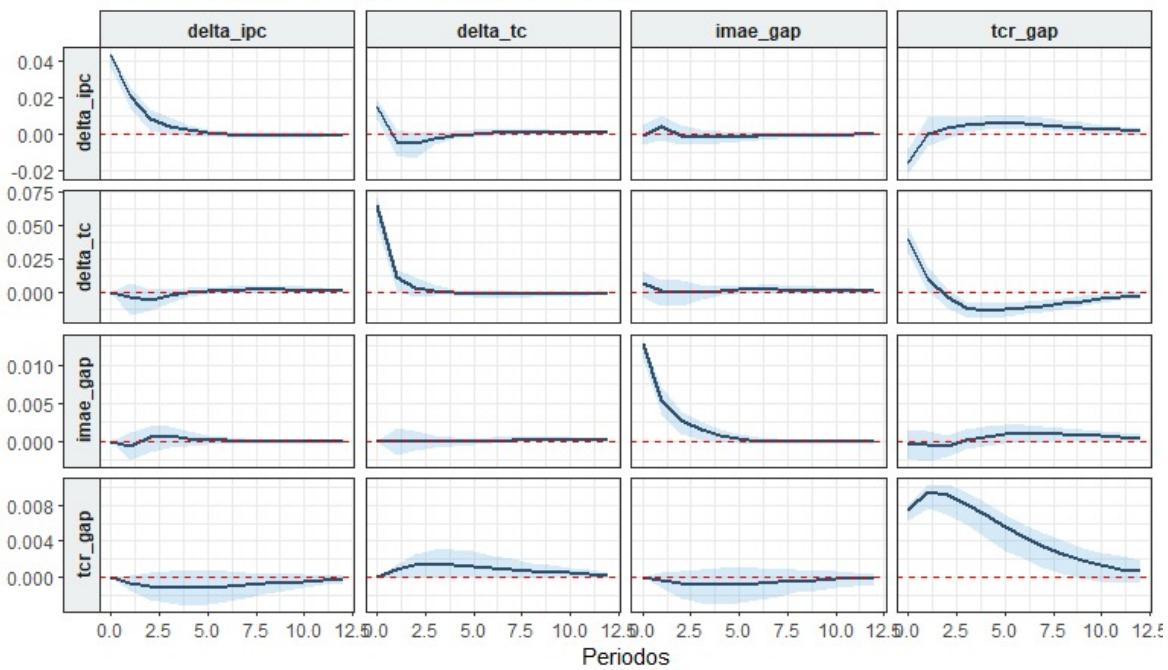


Figura 9: Matriz de Funciones de Impulso-Respuesta (IRF) para la serie antes del Covid.

Fuente: Elaboración propia

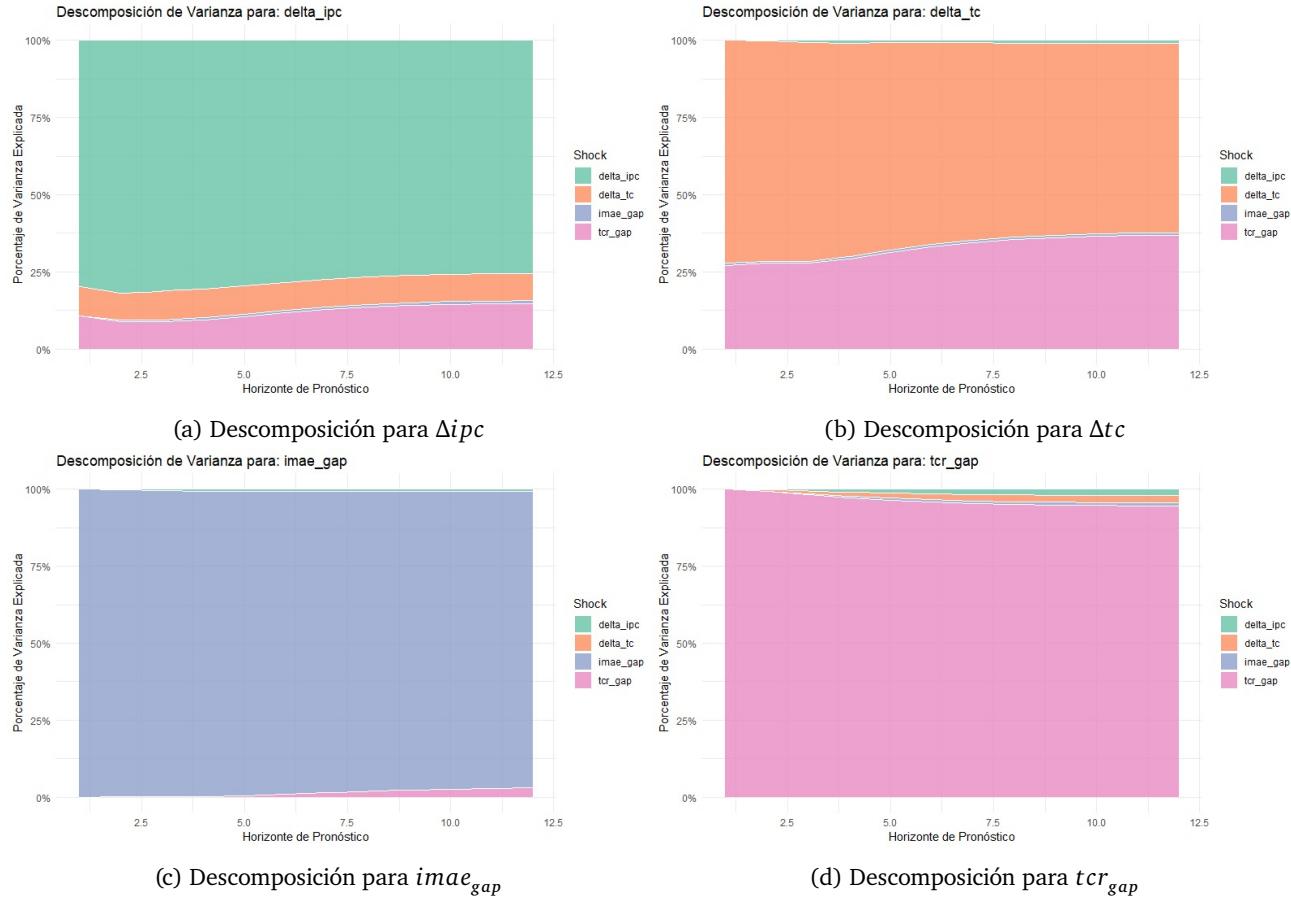


Figura 10: Descomposición de la varianza de los errores de pronóstico para la serie antes del covid
Fuente: Elaboración propia.