

Magnitud y velocidad 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

% estructura: objetivo y motivación, metodología abreviada, resultados principales Resumen aquí

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	2
2.2.1. El papel de la política monetaria y las expectativas	2
2.2.2. El papel de la actividad económica	3
2.3. Marco econométrico: VAR/SVAR	3
2.4. Particularidades del caso guatemalteco	3
2.4.1. Régimen monetario y estabilidad: esquema de metas explícitas de inflación	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	4
3.2. Modelo	4
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	6
4.3. Selección del orden del VAR y estimación	6
4.4. Diagnóstico del modelo	7
4.5. Funciones de impulso–respuesta	7
4.6. Descomposición de varianza de errores de pronóstico (FEVD por sus siglas en inglés)	7
5. Conclusiones	8
6. Referencias	8
A. Anexos	9

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) y la velocidad con que los movimientos cambiarios se trasladan a los precios internos.

La pregunta central de esta investigación es: ¿cuál es la magnitud y velocidad 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 expec-

tativas 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 y velocidad 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 di-

recto 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 tres características fundamentales: la magnitud (coeficiente de traspaso), la velocidad (el tiempo que tarda el choque en materializarse en los precios) 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), no depende únicamente de factores microeconómicos, sino también 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

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 las variables resultantes, 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 inflación representa el valor de la inflación en todo el año si la inflación de todos los meses hubiese sido la misma del periodo estudiado.

3.1.2. Variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal

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

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

donde:

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

Esta variación del tipo de cambio nominal representa el cambio total en el año si el cambio mensual hubiese sido el mismo del periodo estudiado durante todos los meses.

3.1.3. Desalineación del tipo de cambio efectivo real

la desalineación del tipo de cambio efectivo real representa cuando se desvia esta variable de su tendencia general. La tendencia general se obtuvo aplicando el filtro Hodrick-Prescott con parámetro $\lambda = 14400$. Esta desalineación se calculó mediante la ecuación 3

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

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 $tcr_{gap,t}$, $imae_{gap,t}$, $\Delta t c_{12}$ 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

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

diciembre funciona como el mes base) y ε_t es un vector $4 \times 1\$$ 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 $\mathbb{E} [e_t e_t^T] = \Sigma_e$.

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 $e_t = L\varepsilon_t$, entonces tenemos

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

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

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

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.

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

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

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

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

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

y para las soluciones afuera de ésta tenemos

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

Para recuperar Γ_0 , Γ_p y Φ observamos que

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

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

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 $\Delta \pi_t$.

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 e intensidad 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. 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.

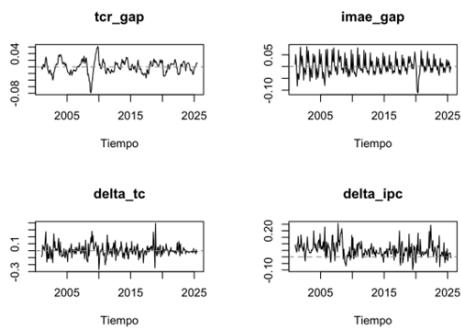


Figura 1: Evolución de la brecha del tipo de cambio real (tcr_{gap}), la brecha del IMAE ($imae_{gap}$), la variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal (Δtc) y la variación mensual anualizada de la inflación (Δipc), en el período de enero de 2001–agosto de 2025.

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

Visualmente, las cuatro series de tiempo muestran media y varianza constante, lo que sugiere estacionariedad; sin embargo, la brecha del IMAE presenta oscilaciones regulares que se repiten sistemáticamente con la misma forma cada año, lo que sugiere la presencia de un com-

ponente 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 1. 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 2, 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 encuentra en el anexo...

4.4. Diagnóstico del modelo

Una vez estimado el VAR(4), se evaluaron los supuestos básicos del modelo. En primer lugar, se verificó la estabilidad dinámica a partir de los eigenvalores de la matriz de coeficientes. Como se muestra en el Anexo 3, 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 segundo lugar, 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.

En tercer lugar, 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 4) 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.

4.6. Descomposición de varianza de errores de pronóstico (FEVD por sus siglas en inglés)

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 al rededor 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

6. Referencias

- 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>.
- 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.jimonfin.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.224277>.
- 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/stab>
- le/20642375.
- Orenos-Rodríguez, Jorge Giovany. 2024. «Estimación del efecto passthrough del tipo de cambio bajodistintos 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