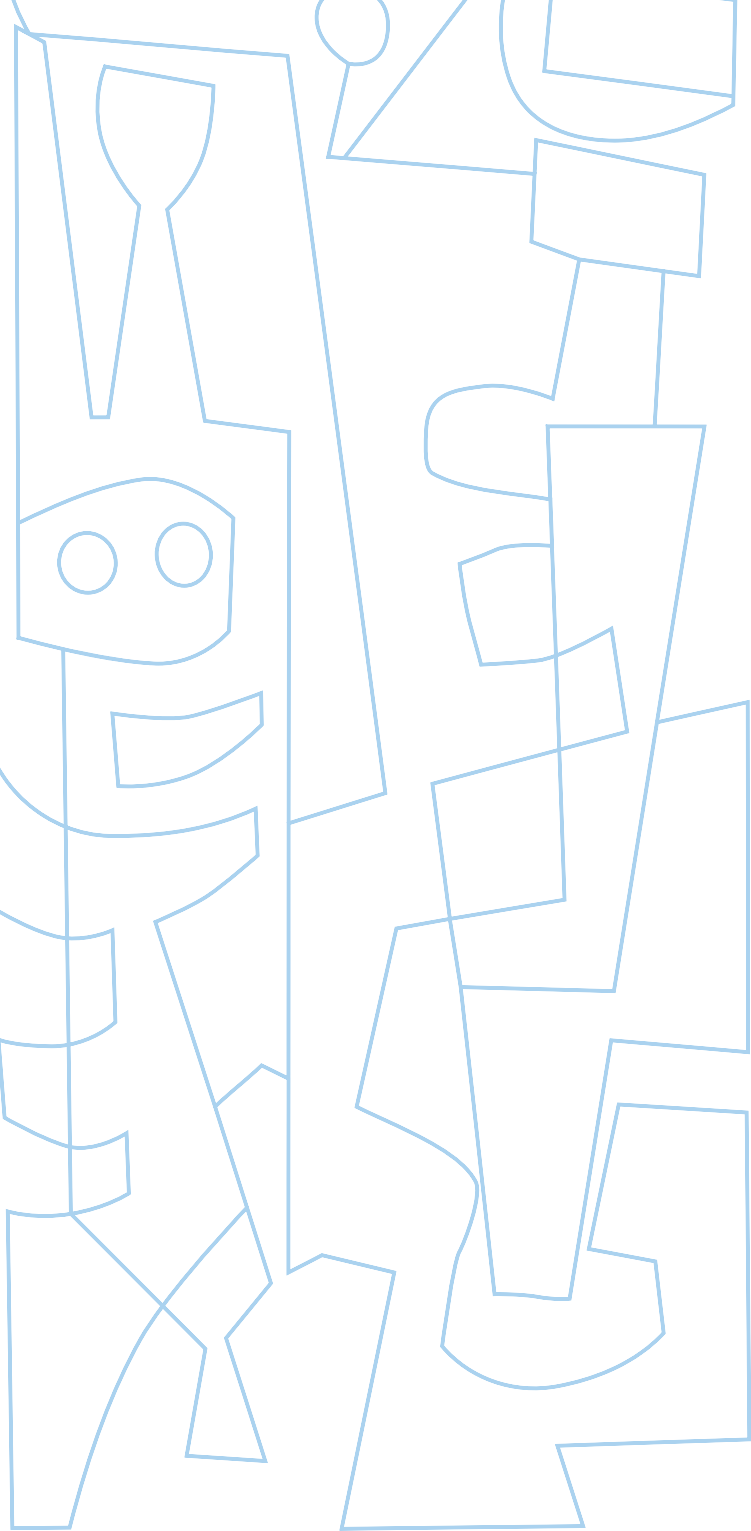


BANCA CENTRAL

No. 90

julio - diciembre 2025





Banco de Guatemala

7ª. Avenida 22-01, Zona 1, Guatemala, C.A.

Código Postal: 01001

Teléfono: PBX (502) 2429 6000 /
2485 6000 / 2390 6000

Fax: (502) 2429 6086 / 2485 6041

www.banguat.gob.gt

Banca Central

No. 90

(julio-diciembre 2025)

Consejo Editorial

Director

Johny Gramajo Marroquín

Consejeros

Jorge Vinicio Cáceres Dávila

Leonel Moreno Mérida

Herberth Solórzano Somoza

Juan Carlos Castañeda Fuentes

Coordinación

Guillermo Aníbal Carranza

Producción

Alejandra María Segura García

Diego Alejandro Ovalle Contreras

Diagramación

María Paulina Tercero González

Servicios secretariales

Karla Estefanía Gil Mazariegos

Edición

Olga María Gallegos Rodríguez

Banca Central es una publicación semestral, divulgativa del pensamiento institucional del Banco de Guatemala. Debido a que es una revista de amplio criterio, también está abierta a ideas no necesariamente coincidentes con las del banco.

Los colaboradores de la revista son entera y exclusivamente responsables por sus opiniones y, por consiguiente, estas no reflejan la posición oficial del banco, a menos que ello se haga constar expresamente.

Es libre la reproducción de los artículos, gráficas y cifras que figuren en la revista, siempre y cuando se mencione la fuente.

Toda correspondencia deberá dirigirse a: Revista Banca Central, Banco de Guatemala, 7ª. Avenida 22-01, Zona 1. Código Postal: 01001.

ÍNDICE

XXXVI Certamen Permanente de Investigación
"Doctor Manuel Noriega Morales"

Primer Lugar

Redes Neuronales y Política Monetaria en Guatemala: Una Regla de Taylor Óptima

2

Alfredo Ibrahim Flores Sarria

Segundo Lugar

Measuring the Natural Rate of Interest after COVID-19: The Guatemalan Case

38

Rodrigo Rafael Chang Papa

Jorge Giovany Orenos Rodríguez

Tercer Lugar

Asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés en Guatemala

54

Leonel Alberto Aburto Calderón

Otto William Montenegro Munguía

Secciones permanentes

Junta Monetaria

81

Autoridades y Funcionarios Superiores
del Banco de Guatemala

82

Red de Bibliotecas del
Banco de Guatemala

84

Redes Neuronales y Política Monetaria en Guatemala: Una Regla de Taylor Óptima

Alfredo Ibrahim Flores Sarria

Introducción

Contexto y motivación

En economías emergentes, la política monetaria desempeña un papel crucial en la estabilización de precios y el fomento del crecimiento económico. Desde 2005, el Banco de Guatemala (BANGUAT) ha adoptado un esquema de Metas Explícitas de Inflación (EMEI) con el objetivo de fortalecer la estabilidad macroeconómica y aumentar la efectividad de la política monetaria. La implementación de este esquema le ha permitido emplear la tasa de política monetaria (TPMGT) como su principal instrumento para anclar las expectativas de inflación.

A lo largo de las últimas décadas, la política monetaria en Guatemala ha mantenido una estabilidad relativa, con niveles de inflación generalmente alineados con el rango meta. No obstante, el país ha enfrentado diversos *shocks* macroeconómicos, tanto internos como externos, que han puesto a prueba la capacidad de respuesta del EMEI. Entre estos eventos destacan la crisis financiera global de 2008, la volatilidad en los precios de las materias primas y, más recientemente, el impacto socioeconómico de la pandemia de COVID-19. Estos *shocks* han generado episodios de alta incertidumbre y cambios estructurales en la economía guatemalteca, resaltando la necesidad de una regla de política monetaria suficientemente flexible para adaptarse a entornos económicos dinámicos y en constante evolución.

Uno de los marcos analíticos más utilizados para la formulación de políticas monetarias es la regla de Taylor (1993), la cual establece una relación sistemática entre la TPMGT, la brecha de inflación y la brecha del producto. Sin embargo, su formulación tradicional, basada en coeficientes fijos y relaciones lineales, puede no capturar adecuadamente la complejidad de la dinámica macroeconómica en economías emergentes como la guatemalteca. En este tipo de economías, las relaciones no lineales y los cambios estructurales son frecuentes debido a la volatilidad de los mercados y la exposición a *shocks* externos. En respuesta a esta limitación, Clarida, Galí, & Gertler (1998) propusieron una

versión prospectiva de la regla de Taylor, en la que la TPMGT responde a expectativas de inflación y a la brecha del producto, proporcionando así un mayor grado de flexibilidad y adaptación para la toma de decisiones.

En este contexto, las redes neuronales artificiales (ANN) emergen como una alternativa metodológica innovadora para modelar la política monetaria, ya que permiten identificar relaciones no lineales y dinámicas entre la TPMGT y sus determinantes. A partir de este enfoque, el presente estudio propone la utilización de una ANN para estimar una regla de Taylor óptima para Guatemala, con el objetivo de generar una TPMGT que minimice las desviaciones de la inflación respecto al rango meta establecido por el BANGUAT.

Preguntas de investigación

Derivado de lo anterior, el estudio plantea las siguientes preguntas de investigación:

- ¿Puede una red neuronal artificial aprender una regla de Taylor óptima para Guatemala que permita mantener la inflación dentro del rango meta, incluso en presencia de *shocks* macroeconómicos?
- ¿Es posible capturar cambios estructurales en la política monetaria mediante un enfoque basado en aprendizaje profundo, superando las limitaciones de los modelos lineales tradicionales?

Objetivos del estudio

El objetivo general de esta investigación es diseñar y entrenar una red neuronal artificial basada en la regla de Taylor prospectiva de Clarida, Galí y Gertler (1998), que permita generar una TPMGT óptima minimizando las desviaciones de la inflación con respecto al rango meta establecido por el BANGUAT.

Para alcanzar este propósito, se establecen los siguientes objetivos específicos:

- Desarrollar un modelo basado en ANN que aprenda la relación entre la TPMGT, las expectativas de inflación y la brecha del producto.

- Evaluar la capacidad del modelo para capturar cambios estructurales en la conducción de la política monetaria en Guatemala.

Estructura del documento

Para alcanzar los objetivos anteriores, el documento se organiza en cuatro secciones. Luego de esta introducción, la Sección 1 presenta la revisión de la literatura sobre reglas de política monetaria y el uso de modelos de aprendizaje automático en este ámbito. La Sección 2 describe el enfoque metodológico, incluyendo la selección de datos, el modelado de expectativas y la arquitectura de la red neuronal.

En la Sección 3, se presentan los resultados empíricos, analizando la capacidad del modelo para capturar cambios en la política monetaria de Guatemala. Finalmente, la Sección 4 expone las conclusiones y ofrece recomendaciones para futuras investigaciones.

1 | Revisión de literatura

La regla de Taylor en economías emergentes

La regla de Taylor ha sido ampliamente utilizada en la formulación de políticas monetarias en diversas economías.

De acuerdo con Kırıcı Çevik, Koç Yurtkur, & Dibooglu (2018), en economías emergentes, la política monetaria ha seguido en gran medida esta regla, aunque con modificaciones para abordar preocupaciones concernientes a la estabilidad financiera. Se ha observado además que los regímenes de baja inflación tienden a ser más persistentes y duraderos en comparación con los de alta inflación, excepto en Indonesia y Sudáfrica.

En el contexto de economías emergentes de la Asociación de Naciones del Sudeste Asiático (ASEAN), como Indonesia, Filipinas y Tailandia, los bancos centrales han adoptado un régimen de metas de inflación en el que las reglas monetarias responden

de manera activa a la inflación, en concordancia con el principio de Taylor. Sin embargo, en Malasia y Vietnam, que no han implementado este régimen, las decisiones de política monetaria responden principalmente a la brecha de producción o una combinación de reglas de política (Wanasilp, 2021).

En América Latina, la investigación de Moura & Carvalho (2010) devela que en México y Brasil, se observa una política monetaria más estricta, mientras que Chile y Perú adoptan políticas más suaves frente a la inflación. Argentina, Colombia y Venezuela tienden a no ajustar las tasas de interés nominales para enfrentar fluctuaciones inflacionarias, mostrando políticas más laxas.

Diversos estudios han identificado asimetrías en la función de reacción de la política monetaria en economías emergentes. Bui & Kiss (2020), así como Tiryaki, Ceylan, & Erdoğan (2018), encuentran que la presión deflacionaria causada por recesiones económicas genera una reacción más fuerte en la tasa de interés, ya que los bancos centrales priorizan la estabilidad del crecimiento económico por encima del control de la inflación en países como Brasil, Colombia, Hungría, Filipinas y Sudáfrica.

La literatura ha sugerido que, para capturar mejor la dinámica de la política monetaria en economías emergentes, una versión ampliada y no lineal de la regla de Taylor puede ser más efectiva.

En este sentido, Caporale, Helmi, Çatık, Ali, & Akdeniz (2016) encuentran que, en países como Indonesia, Israel, Corea del Sur, Tailandia y Turquía, la respuesta de los bancos centrales ante desviaciones de la inflación o la brecha de producción varía en magnitud y significancia estadística, dependiendo del régimen inflacionario. Asimismo, el tipo de cambio tiene un impacto considerable en regímenes de alta inflación, pero no en regímenes de baja inflación.

Factores externos y adaptaciones de la regla de Taylor

En economías abiertas y pequeñas, los *shocks* macroeconómicos requieren ajustes específicos en la aplicación de la regla de Taylor. Alba, Su, & Chia (2011) argumentan que los *shocks* de oferta y demanda afectan de manera diferenciada la inflación y la producción, lo que implica que las

reglas monetarias centradas exclusivamente en la inflación pueden estabilizar el tipo de cambio real, pero a costa de una mayor volatilidad en la economía real.

Además, la investigación de Batini, Harrison, & Millard (2001) encuentra que las reglas basadas en pronósticos de inflación pueden ser efectivas y robustas frente a diferentes *shocks*, y añadir una respuesta al nivel del tipo de cambio real puede mejorar marginalmente la estabilización.

Nazlıoğlu, Gormus, & Soytaş (2018) encuentran que los cambios en los precios del petróleo afectan las políticas monetarias en mercados emergentes como Brasil, India, Indonesia, Sudáfrica y Turquía. Estos efectos no son homogéneos y pueden variar dependiendo de la estructura económica de cada país y de la evolución de los mercados globales de materias primas.

En economías abiertas, es crucial ajustar el peso del tipo de cambio en la función de pérdida de la política monetaria. Reducir el peso del tipo de cambio y aumentar el de la inflación puede ayudar a reducir la pérdida de bienestar general (Guo, 2013).

En tal sentido, en América Latina, la regla de Taylor se ha modificado para incluir el tipo de cambio, dada la alta movilidad de capitales y la exposición a fluctuaciones externas.

En México, el tipo de cambio es un factor determinante en la política monetaria, lo que ha llevado a adaptar la regla de Taylor para incluir este elemento (Barajas, Steiner, Villar, & Pabon, 2014).

Es preciso mencionar que las fricciones financieras y el grado de *pass-through* del tipo de cambio son cruciales para determinar la efectividad de diferentes regímenes de política monetaria. Cuando el *pass-through* es alto, un objetivo de inflación de bienes no comerciables es más efectivo, mientras que un objetivo estricto de inflación del IPC es preferible cuando el *pass-through* es bajo (Devereux, Lane, & Xu, 2006).

Un factor externo muy importante en las economías emergentes son las políticas monetarias no convencionales aplicadas por los Estados Unidos;

puesto que tienen un impacto significativo a través de flujos de capital. Un choque expansivo en los Estados Unidos aumenta los flujos de cartera hacia las economías emergentes, lo que a menudo lleva a estas economías a relajar su postura monetaria (Anaya, Hachula, & Offermanns, 2017).

Martins (2020) señala que la movilidad de capitales y la apertura financiera pueden afectar la autonomía de la política monetaria. En países con regímenes de metas de inflación, esto genera un dilema entre mantener la independencia monetaria y gestionar los efectos de los flujos de capital externo.

El caso de Guatemala y sus desafíos de política monetaria

Durante las décadas de 1980 y 1990, Guatemala experimentó una dominancia fiscal, donde la política fiscal tenía un impacto significativo sobre la inflación. Sin embargo, entre 1999 y 2008, se observó un cambio hacia una dominancia monetaria, donde la relación entre el déficit fiscal y la inflación no fue estadísticamente significativa (Toc Bac, 2021).

De acuerdo con Castañeda & Castillo (2005), la adopción del régimen de metas de inflación en Guatemala en 2005 representó un cambio estructural en su política monetaria, con el objetivo de fortalecer la estabilidad macroeconómica y mejorar la efectividad de la política monetaria.

Sin embargo, persisten desafíos importantes; por un lado, Hurtarte Aguilar (2010) advierte que la formación de expectativas de inflación en Guatemala sigue siendo volátil, lo que puede sesgar las decisiones del banco central y afectar el comportamiento de consumidores y empresas. Por otra parte, Blanco Valdés & Valle (2018) señalan que la transmisión de la política monetaria se ve afectada por factores como la liquidez del sistema bancario y la dolarización de carteras.

De acuerdo con Castillo (2014), la política monetaria en Guatemala enfrenta desafíos significativos, como la necesidad de coordinar instrumentos para evitar señales mixtas a los agentes económicos y asegurar el cumplimiento de los objetivos de inflación.

Por otro lado, la baja recaudación fiscal y la regresividad de los impuestos limitan la capacidad del gobierno para reducir la desigualdad y la pobreza, lo que también afecta la estabilidad social (Cabrera, Lustig, & Morán, 2015).

Los modelos de política monetaria en Guatemala han evolucionado para adaptarse a cambios estructurales y choques externos, con un enfoque creciente en el objetivo de inflación. Sin embargo, la efectividad de estas políticas sigue enfrentando desafíos significativos debido a factores internos y externos.

Uso de las redes neuronales artificiales (ANN) en la formulación de la política monetaria

Si bien la literatura ha demostrado la importancia de adaptar la regla de Taylor a economías emergentes, los modelos tradicionales presentan limitaciones en su capacidad de capturar relaciones no lineales y cambios estructurales. En este contexto, las técnicas de aprendizaje automático, en particular las redes neuronales artificiales, han surgido como una herramienta prometedora para modelar la política monetaria de manera más flexible y precisa.

El uso de aprendizaje profundo en la estimación de reglas de política monetaria se centra en aplicar técnicas avanzadas de inteligencia artificial para mejorar la precisión y eficiencia de los modelos de predicción de políticas monetarias.

Un enfoque de aprendizaje profundo se ha aplicado para realizar estimaciones de máxima verosimilitud en modelos macro-financieros, evaluando el impacto de variables clave en la política monetaria y prediciendo tasas de interés (Juneja & Amar, 2021).

Por otro lado, en la investigación de Lu (2020), se utilizan redes neuronales para predecir cambios en las tasas de interés y ajustes de reservas, mejorando la precisión mediante modelos como el backpropagation con pesos temporales (TWBP), que considera características temporales y de importancia de los indicadores financieros.

Se ha propuesto el uso de aprendizaje por refuerzo profundo para resolver modelos de equilibrio general estocástico dinámico, permitiendo a los agentes aprender a optimizar sus decisiones en un entorno sin conocimiento previo (Chen, y otros, 2021).

En el trabajo de Hinterlang & Tänzer (2022), un enfoque basado en aprendizaje por refuerzo ha demostrado ser efectivo para calcular funciones de reacción de tasas de interés óptimas, superando reglas comunes y reduciendo significativamente las pérdidas del banco central. Modelos de redes neuronales recurrentes con unidades de puerta (GRU-RNN) han mostrado un rendimiento superior en la predicción de tasas de inflación, superando a modelos tradicionales al capturar relaciones no lineales y dinámicas complejas (Yang & Guo, 2021).

También, se han desarrollado modelos globales utilizando árboles de decisión neuronales profundos para predecir crisis monetarias, proporcionando herramientas para adaptar políticas macroeconómicas y asegurar la estabilidad financiera como es evidenciado en la investigación de Alaminos, Becerra-Vicario, Fernández-Gámez, & Cisneros Ruiz (2019).

Según el trabajo de Hinterlang (2020), las redes neuronales artificiales han sido utilizadas para predecir la política monetaria de la Reserva Federal de los Estados Unidos, mostrando un comportamiento no lineal en la política monetaria entre 1987 y 2012; por otro lado, la investigación de Ogundele, Ujunwa, & Mohamed (2020) para el caso de Nigeria, sugiere que las ANN también han mejorado la predicción de tasas de política monetaria, superando a los modelos lineales tradicionales.

Adicionalmente, se han propuesto estrategias que combinan redes neuronales con algoritmos genéticos para optimizar decisiones de política monetaria, como en el caso de Brasil, donde se sugiere que la inflación podría haberse reducido en un 62.48% del tiempo (Speranza, Tanscheit, & Vellasco, 2020).

De acuerdo con Karakaş (2023), un sistema de machine learning que utiliza la tasa de inflación y la brecha de producción como entradas, y la tasa de fondos federales como salida, ha mostrado una mejora significativa en la precisión de las estimaciones.

Este método captura la relación no lineal entre las variables, lo que permite que las tasas de fondos federales estimadas sean casi idénticas a las implementadas, salvo en casos de recesiones causadas por burbujas económicas.

El trabajo de Wang, Morley, & Stamatogiannis (2018) encuentra que los modelos no lineales y de machine learning superan a los modelos lineales tradicionales en términos de precisión de las estimaciones. Mientras que el método lineal tiende a sobreestimar ciertos coeficientes, el enfoque no lineal y de machine learning ofrece una representación más realista de las relaciones económicas.

Si bien estos estudios han demostrado el potencial del aprendizaje automático en política monetaria, la mayoría de las investigaciones se han centrado en economías desarrolladas y emergentes con mercados más estables. Esto plantea la necesidad de evaluar la aplicabilidad y efectividad de estos modelos en economías emergentes con las características de Guatemala.

Brecha en la literatura

A pesar del creciente uso de redes neuronales en la modelación de políticas monetarias, la literatura sigue siendo limitada en cuanto a su aplicación en economías emergentes. La mayoría de los estudios han sido aplicados en economías desarrolladas con mercados financieros más estables y datos de mayor calidad, lo que deja abierta la pregunta sobre su efectividad en contextos de economías pequeñas y abiertas con alta exposición a los *shocks* externos, como el caso de Guatemala.

Aunque algunos estudios han explorado el uso de redes neuronales en mercados emergentes, estos se han enfocado principalmente en la predicción de tasas de interés o en la evaluación de funciones de reacción monetaria específicas. No obstante, sigue existiendo una brecha en la literatura sobre la formulación de una regla óptima de política monetaria basada en ANN, particularmente en economías emergentes con regímenes de metas de inflación, como el caso de Guatemala.

Contribución del estudio

Las redes neuronales ofrecen una herramienta poderosa para la predicción de tasas de interés y la formulación de políticas monetarias, superando a los modelos tradicionales en precisión y adaptabilidad. Estas técnicas permiten a los bancos centrales tomar decisiones más informadas y basadas en datos, mejorando la transparencia y la credibilidad en la política monetaria.

Este estudio llena un vacío en la literatura al desarrollar un modelo basado en ANN para estimar una regla de Taylor óptima en Guatemala. A diferencia de estudios previos, este modelo no solo captura la naturaleza no lineal de la política monetaria, sino que también evalúa su capacidad de adaptación a cambios estructurales.

Además, al aplicar esta metodología en una economía emergente, esta investigación aporta evidencia empírica clave sobre la viabilidad del uso de aprendizaje profundo en la formulación de políticas monetarias en entornos macroeconómicos dinámicos y con disrupciones provocadas por el entorno internacional.

Este modelo no solo permitirá capturar la naturaleza no lineal de la política monetaria, sino que también podría proporcionar una herramienta más precisa para que el BANGUAT ajuste la TPMGT en función de condiciones económicas cambiantes. Al mejorar la capacidad de respuesta de la política monetaria ante *shocks* macroeconómicos de diversa naturaleza, este estudio contribuye al desarrollo de estrategias más efectivas para mantener la inflación bajo control en Guatemala.

2 | Enfoque metodológico

Considerando lo discutido, y a la luz de las limitaciones de los modelos tradicionales para capturar la complejidad de la política monetaria en economías emergentes, este estudio avanza hacia una formalización rigurosa del problema que enfrenta el banco central. Para ello, se plantea un modelo de optimización intertemporal que incorpora, de forma explícita, los objetivos de estabilidad de precios y las restricciones estructurales que condicionan la acción de la autoridad monetaria. Esta formulación permite derivar una regla de política monetaria con características prospectivas, suavizadas y no lineales, que sienta las bases para su estimación mediante técnicas de aprendizaje profundo.

A continuación, se presenta el planteamiento del problema de la autoridad monetaria, las ecuaciones que lo restringen, y el proceso mediante el cual se deduce la regla de Taylor óptima que guiará el entrenamiento del modelo basado en redes neuronales artificiales.

2.1 El problema de la autoridad monetaria

El banco central minimiza una función de pérdida intertemporal, que refleja su objetivo de estabilidad de precios, estabilización de la brecha del producto y respuesta a perturbaciones de oferta.

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t [\mathbb{I}(\pi_t \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*])(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2 + \phi GSCPI_t^2 - \chi \mathbb{I}(GSCPI_t > 0)(\pi_t - \pi^*)GSCPI_t] \quad [1]$$

Donde:

$\delta \in [0,1]$: es el factor de descuento intertemporal.

π_t : es la inflación observada en el período .

π^* : es la meta de inflación.

$\pi_{min}^* = \pi^* - \Delta$: límite inferior de la meta de inflación.

$\pi_{max}^* = \pi^* + \Delta$: límite superior de la meta de inflación.

Δ : margen de tolerancia.

$\mathbb{I}(\pi_t \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*])$: es una función indicadora que adopta el valor de uno cuando la inflación está fuera del rango meta y cero si está dentro del rango.

$(y_t - y^*)$: es la brecha del producto.

$\lambda > 0$: es la importancia de estabilizar el producto.

$GSCPI_t$: es el índice global de presión de la cadena de suministros.

$\phi > 0$: mide la importancia de mitigar las disrupciones de oferta.

$-\chi \mathbb{I}(GSCPI_t > 0)(\pi_t - \pi^*)GSCPI_t$: penaliza las disrupciones de oferta permitiendo mayor flexibilidad de la política monetaria.

La minimización de la función de pérdida por parte del banco central es un problema de optimización sujeto a las siguientes restricciones dinámicas:

1. La curva de Phillips con presiones de oferta:

$$\pi_t = \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) + \kappa(y_t - y^*) + \eta GSCPI_t + u_t \quad [2]$$

2. Curva IS:

$$y_t - y^* = \mathbb{E}_t(y_{t+1} - y^*) - \sigma(i_t - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1})) - \psi GSCPI_t + v_t \quad [3]$$

3. Condición de paridad descubierta de tasas de interés (UIP):

$$\mathbb{E}_t(q_{t+1} - q_t) = (i_t - i_t^*) + [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)] \quad [4]$$

Donde:

$\kappa > 0$: es el impacto de la brecha del producto en la inflación.

$\eta > 0$: es el impacto de la presión en la cadena de suministros sobre la inflación.

$\sigma > 0$: es la sensibilidad de la brecha del producto a la tasa de interés real.

$\psi > 0$: es el impacto de la presión en la cadena de suministros en la brecha del producto.

i_t : tasa de interés nominal.

i_t^* : tasa de interés nominal foránea.

q_t : tipo de cambio real.

π_t^* : inflación foránea.

u_t : perturbación de oferta.

v_t : perturbación de demanda agregada.

Planteamiento del lagrangiano

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left[\begin{aligned} & \mathbb{I}(\pi_t \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda (y_t - y^*)^2 + \phi GSCPI_t^2 \\ & - \chi \mathbb{I}(GSCPI_t > 0) (\pi_t - \pi^*) GSCPI_t \\ & + \mu_t (\pi_t - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \kappa (y_t - y^*) - \eta GSCPI_t - u_t) \\ & + v_t (y_t - y^* - \mathbb{E}_t(y_{t+1} - y^*) + \sigma (i_t - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1})) + \psi GSCPI_t - v_t) \\ & + \xi_t (\mathbb{E}_t(q_{t+1} - q_t) - (i_t - i_t^*) - [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)]) \end{aligned} \right] \quad [5]$$

Obtención de las condiciones de primer orden

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \pi_t} : 2\mathbb{I}(\pi_t \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) - \chi \mathbb{I}(GSCPI_t > 0) (\pi_t - \pi^*) GSCPI_t + \mu_t = 0$$

$$\mu_t = \delta \mathbb{E}_t(\mu_{t+1})$$

$$FOC1: \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \pi_t} : 2\mathbb{I}(\pi_t \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) - \chi \mathbb{I}(GSCPI_t > 0) (\pi_t - \pi^*) GSCPI_t + \delta \mathbb{E}_t(\mu_{t+1}) = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial y_t} : 2\lambda (y_t - y^*) - \kappa \mu_t + v_t = 0$$

$$FOC2: \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial y_t} : 2\lambda (y_t - y^*) - \kappa \delta \mathbb{E}_t(\mu_{t+1}) + v_t = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial i_t} : \sigma v_t - \xi_t = 0$$

$$v_t = \delta \mathbb{E}_t(v_{t+1})$$

$$FOC3: \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial i_t} : \sigma \delta \mathbb{E}_t(v_{t+1}) - \xi_t = 0$$

$$FOC4: \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial GSCPI_t} : 2\phi GSCPI_t - \chi \mathbb{I}(GSCPI_t > 0) (\pi_t - \pi^*) - \eta \mu_t + \psi v_t = 0$$

$$FOC5: \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial q_t} : \xi_t - \delta \mathbb{E}_t(\xi_{t+1}) = 0$$

Deducción de la regla de Taylor a partir de las condiciones de primer orden

De la FOC3 tenemos que:

$$\sigma v_t = \xi_t$$

Sustituyendo la FOC5:

$$\sigma v_t = \delta \mathbb{E}_t(\xi_{t+1})$$

$$v_t = \frac{\delta}{\sigma} \mathbb{E}_t(\xi_{t+1})$$

Sustituyendo v_t en la FOC2:

$$2\lambda(y_t - y^*) - \kappa\mu_t + \frac{\delta}{\sigma} \mathbb{E}_t(\xi_{t+1}) = 0$$

De la FOC1 se tiene que:

$$\mu_t = -2\mathbb{I}(\pi_t \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) + \chi\mathbb{I}(GSCPI_t > 0)(\pi_t - \pi^*)GSCPI_t$$

Reemplazando en la FOC2:

$$2\lambda(y_t - y^*) + \kappa\{2\mathbb{I}(\pi_t \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) - \chi\mathbb{I}(GSCPI_t > 0)(\pi_t - \pi^*)GSCPI_t\} + \frac{\delta}{\sigma} \mathbb{E}_t(\xi_{t+1}) = 0$$

Dado que:

$$\sigma v_t = \xi_t$$

Y como:

$$\xi_t = (i_t - i_t^*) + [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)]$$

Entonces:

$$(i_t - i_t^*) + [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)] = \sigma v_t$$

$$(i_t - i_t^*) + [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)] = \delta \mathbb{E}_t(\xi_{t+1})$$

Al despejar v_t de la condición de primer orden respecto a la brecha del producto:

$$v_t = \kappa\mu_t - 2\lambda(y_t - y^*)$$

Entonces:

$$\xi_t = \sigma\{\kappa\mu_t - 2\lambda(y_t - y^*)\}$$

Tomando expectativas:

$$\mathbb{E}_t(\xi_{t+1}) = \sigma \mathbb{E}_t\{\kappa \mu_{t+1} - 2\lambda(y_{t+1} - y^*)\}$$

Entonces:

$$(i_t - i_t^*) + [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)] = \delta \sigma \mathbb{E}_t\{\kappa \mu_{t+1} - 2\lambda(y_{t+1} - y^*)\}$$

Ahora bien, de la condición de primer orden respecto a π_t se despeja π_t

$$\mu_t = -2\mathbb{I}(\pi_t \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) + \chi \mathbb{I}(GSCPI_t > 0)(\pi_t - \pi^*)GSCPI_t$$

Tomamos expectativas:

$$\mathbb{E}_t(\mu_{t+1}) = -2\mathbb{E}_t\mathbb{I}(\pi_{t+1} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) + \chi \mathbb{I}(GSCPI_{t+1} > 0)(\pi_{t+1} - \pi^*)GSCPI_{t+1}$$

Entonces:

$$\begin{aligned} (i_t - i_t^*) + [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)] \\ = \delta \sigma \mathbb{E}_t\{\kappa [-2\mathbb{I}(\pi_{t+1} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) \\ + \chi \mathbb{I}(GSCPI_{t+1} > 0)(\pi_{t+1} - \pi^*)GSCPI_{t+1}] - 2\lambda(y_{t+1} - y^*)\} \end{aligned}$$

Despejando i_t , obtenemos la regla de Taylor:

$$\begin{aligned} i_t = i_t^* + \delta \sigma \mathbb{E}_t\{-2\kappa \mathbb{I}(\pi_{t+1} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) + \kappa \chi \mathbb{I}(GSCPI_{t+1} > 0)(\pi_{t+1} - \\ \pi^*)GSCPI_{t+1} - 2\lambda(y_{t+1} - y^*)\} - [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)] \quad [6] \end{aligned}$$

La regla de Taylor anterior, aunque obtenida mediante optimización intertemporal, no considera suavizamiento de las tasas de interés. En la práctica, los bancos centrales no ajustan bruscamente la tasa de interés, sino que la modifican de manera gradual.

Para capturar lo que en la práctica realizan los bancos centrales, se introduce suavizamiento en la tasa de interés:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^{\text{sin suavizamiento}}$$

Donde $i_t^{\text{sin suavizamiento}}$ es la regla de Taylor que se obtuvo al resolver el problema de optimización.

De manera que la regla de Taylor suavizada es:

$$\begin{aligned} i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \{ i_t^* \\ + \delta \sigma \mathbb{E}_t\{-2\kappa \mathbb{I}(\pi_{t+1} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) \\ + \kappa \chi \mathbb{I}(GSCPI_{t+1} > 0)(\pi_{t+1} - \pi^*)GSCPI_{t+1} - 2\lambda(y_{t+1} - y^*)\} \\ - [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)] \} \end{aligned}$$

Expandiendo los términos se tiene:

$$\begin{aligned} i_t = & \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* - 2\kappa(1 - \rho) \delta \sigma \mathbb{E}_t \mathbb{I}(\pi_{t+1} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) \\ & + (1 - \rho) \delta \sigma \kappa \chi \mathbb{E}_t \mathbb{I}(GSCPI_{t+1} > 0) (\pi_{t+1} - \pi^*) GSCPI_{t+1} \\ & - 2\lambda(1 - \rho) \delta \sigma \mathbb{E}_t (y_{t+1} - y^*) - (1 - \rho) [\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*)] \end{aligned}$$

En virtud de la UIP, el diferencial esperado entre la inflación doméstica y la inflación internacional es un proxy de la variación esperada del tipo de cambio real.

Es decir:

$$\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^*) = \mathbb{E}_t(q_{t+1} - q_t)$$

Por tal razón:

$$\begin{aligned} i_t = & \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* - 2\kappa(1 - \rho) \delta \sigma \mathbb{E}_t \mathbb{I}(\pi_{t+1} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) \\ & + (1 - \rho) \delta \sigma \kappa \chi \mathbb{E}_t \mathbb{I}(GSCPI_{t+1} > 0) (\pi_{t+1} - \pi^*) GSCPI_{t+1} \\ & - 2\lambda(1 - \rho) \delta \sigma \mathbb{E}_t (y_{t+1} - y^*) - (1 - \rho) [\mathbb{E}_t(q_{t+1} - q_t)] \end{aligned}$$

De manera que:

$$\begin{aligned} i_t = & \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \{ i_t^* - 2\kappa \delta \sigma \mathbb{E}_t \mathbb{I}(\pi_{t+1} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) \\ & + \delta \sigma \kappa \chi \mathbb{E}_t \mathbb{I}(GSCPI_{t+1} > 0) (\pi_{t+1} - \pi^*) GSCPI_{t+1} - 2\lambda \delta \sigma \mathbb{E}_t (y_{t+1} - y^*) \\ & - \mathbb{E}_t(q_{t+1} - q_t) \} \end{aligned}$$

Siguiendo a Clarida, Galí, & Gertler (1998) introducimos adelantos, que representan el horizonte temporal de las expectativas, para la inflación doméstica y para la brecha del producto.

$$\begin{aligned} i_t = & \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \{ i_t^* - 2\kappa \delta \sigma \mathbb{E}_t \mathbb{I}(\pi_{t+k} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*]) \\ & + \delta \sigma \kappa \chi \mathbb{E}_t \mathbb{I}(GSCPI_{t+1} > 0) (\pi_{t+k} - \pi^*) GSCPI_{t+1} - 2\lambda \delta \sigma \mathbb{E}_t (y_{t+k} - y^*) \\ & - \mathbb{E}_t(q_{t+1} - q_t) \} \quad [7] \end{aligned}$$

Esta regla óptima de política monetaria, formalizada en la ecuación [7], incorpora expectativas, suavizamiento y respuesta asimétrica a shocks, lo que la dota de mayor realismo. No obstante, su estructura no lineal y la presencia de funciones indicadoras dificultan su estimación mediante métodos econométricos tradicionales.

A partir de la ecuación [7], derivada de las condiciones de primer orden, surge la necesidad de un mecanismo flexible de estimación que preserve su estructura, pero que permita una aproximación empírica no paramétrica.

En este sentido, las redes neuronales artificiales ofrecen una herramienta computacional capaz de preservar la lógica estructural de la regla óptima, mientras capturan relaciones no lineales y patrones complejos difíciles de modelar por métodos econométricos tradicionales.

2.2 De la regla de Taylor óptima a la arquitectura de la red neuronal

La ecuación [7] resume la lógica de un banco central moderno: reaccionar preventivamente ante desviaciones inflacionarias, responder a fluctuaciones de la demanda y *shocks* de oferta, y ajustar la tasa de interés con suavidad para preservar la estabilidad financiera.

Sin embargo, su implementación enfrenta una dificultad empírica fundamental: su estructura altamente no lineal, su naturaleza condicional (dependiente del desvío inflacionario), y la interacción entre múltiples factores impiden su estimación por métodos econométricos tradicionales.

Aquí es donde el aprendizaje profundo ofrece una alternativa poderosa. En lugar de imponer una forma funcional fija, se entrena una red neuronal artificial para que aprenda la función de reacción de política monetaria directamente a partir de los datos. Se busca, en esencia, aproximar la función implícita $\mathcal{F}_\theta: \mathbb{R}^n \mapsto \mathbb{R}$ tal que:

$$\Delta \hat{i}_t = \mathcal{F}_\theta(x_t)$$

Donde $\Delta \hat{i}_t = \hat{i}_t - i_t$ representa el ajuste óptimo de la tasa de política monetaria, x_t es el vector de condiciones macroeconómicas, θ son los parámetros entrenables de la red neuronal. La tasa estimada final se ajusta únicamente si la inflación esperada se encuentra fuera del rango meta definido por el banco central:

$$\hat{i}_t = i_{t-1} + m_t \Delta \hat{i}_t$$

Donde la máscara de intervención está definida como: $m_t = \begin{cases} 1, & \pi_{t+h} \notin [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*] \\ 0, & \pi_{t+h} \in [\pi_{min}^*, \pi_{max}^*] \end{cases}$ [8]

Este mecanismo computacional refleja fielmente el *principio de intervención selectiva* que caracteriza a los bancos centrales que operan bajo un esquema de metas explícitas de inflación.

Vector de entrada y racionalidad estructural

El vector $x_t \in \mathbb{R}^n$ está diseñado para reflejar la estructura de la regla óptima denotada por [7]:

$$x_t = [\delta\pi_t, y_{t+h}, \delta r_t, \Delta q_t, \pi_{t+h}, \pi_{min}^*, \pi_{max}^*, GSCPI_{t+1}, m_t]$$

Donde:

$\delta\pi_t = \pi_{t+h} - \pi^*$ es la brecha inflacionaria esperada.

y_{t+h} es la brecha del producto esperada.

$\pi^* = \frac{(\pi_{min}^* + \pi_{max}^*)}{2}$ meta de inflación.

$\delta r_t = i_t^* - \bar{i}^*$ desviación de la tasa de interés externa respecto a su promedio.

Δq_t variación del tipo de cambio real.

Arquitectura de la red neuronal

La red neuronal $\mathcal{F}_\theta$ se estructura como una función compuesta:

$$\mathcal{F}_\theta(x_t) = \tanh\left(W^{(3)}\text{ReLU}\left(W^{(2)}\text{ReLU}\left(W^{(1)}x_t^{(1)} + b^{(1)}\right) + b^{(2)}\right) + b^{(3)}\right) \quad [9]$$

Donde ReLU es la función de activación de las capas ocultas, y $\tanh$ es la función de activación de la capa de salida. Dichas funciones se definen como sigue:

$$\text{ReLU}(x) = \max(0, x) = \begin{cases} x, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\tanh(x) = \frac{e^x - e^{-x}}{e^x + e^{-x}}$$

Además,

$W^{(k)}$: matrices de pesos entrenables.

$b^{(k)}$: vectores de sesgo entrenables.

La estructura de la red puede describirse en tres bloques:

1. Codificación de *shocks* externos: se aplica la primera capa a $x_t^{(1)} = [\Delta q_t, GSCPI_{t+1}]$, con salida $z_t^{(1)} \in \mathbb{R}^{128}$, codificando los *shocks* externos de manera no lineal.
2. Concatenación contextual: se construye un vector extendido: $\tilde{x}_t = [\delta\pi_t, y_{t+h}, \delta r_t, \Delta q_t, z_t^{(1)}]$ y se pasa por la segunda capa densa con salida $z_t^{(2)} \in \mathbb{R}^{64}$.
3. Salida final: la última capa genera $\Delta\hat{\iota}_t \in (-1, 1)$, utilizando la función para acotar la magnitud del ajuste, lo cual refleja la preferencia institucional por cambios graduales en la tasa de política monetaria.

Función de pérdida y entrenamiento

El modelo se entrena mediante el optimizador Adam, con una tasa de aprendizaje $\eta = 0.001$, en 200 épocas y un tamaño de batch de 32. La función de pérdida total incorpora tres elementos:

$$\mathcal{L}(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m_t (i_t - \hat{\iota}_t)^2 + \lambda_s \sum_{t=2}^T (\hat{\iota}_t - \hat{\iota}_{t-1})^2 + \lambda_2 \|\theta\|_2^2 \quad [10]$$

En la función de pérdida denotada por [10], el primer término representa el error cuadrático medio con intervención. El segundo término es el suavizamiento temporal y, el tercer término es la regularización $L2$. Esta regularización, es un mecanismo que penaliza los pesos excesivamente grandes en la red neuronal, ayudando a prevenir el sobreajuste. Al incorporar este término en la función de pérdida, se favorece un modelo más robusto, parsimonioso y generalizable.

Donde $\lambda_1 = 10$ y $\lambda_2 = 0.01$ fueron calibrados para reflejar, respectivamente, la aversión institucional a ajustes abruptos en la tasa de política monetaria y la necesidad de evitar el sobreajuste en la red neuronal. La elección de estos valores se justifica tanto desde consideraciones macroeconómicas (suavidad en la conducción de la política) como desde principios de regularización estadística ampliamente aceptados en el campo del aprendizaje profundo.

En otras palabras, la función de pérdida refleja un compromiso entre precisión (primer término), estabilidad intertemporal (segundo término) y parsimonia paramétrica (tercer término).

Arquitectura de la red basada en la racionalidad macroeconómica

La arquitectura de la red no es arbitraria: cada componente está inspirado directamente en la lógica de la ecuación [7]. Las capas ocultas capturan no linealidades implícitas; la máscara refleja la regla de activación asimétrica; la penalización por suavidad imita la aversión del banco central a cambios bruscos.

La arquitectura de la red neuronal propuesta utiliza dos capas densas con 128 y 64 neuronas, respectivamente. Esta configuración se basa en prácticas comunes en el diseño de redes neuronales, donde se emplean potencias de dos para optimizar el rendimiento computacional.

En el caso particular de este trabajo, esta configuración fue validada empíricamente como la que ofrecía un mejor rendimiento entre el error de validación y la estabilidad en el entrenamiento.

Además, la estructura piramidal facilita la extracción de características relevantes y reduce la dimensionalidad de los datos de manera progresiva, logrando un equilibrio entre la capacidad de aprendizaje y la eficiencia computacional.

En síntesis, lo que se ha construido no es una red neuronal genérica tipo caja negra, sino una implementación computacional que tiene sus fundamentos en la teoría macroeconómica. Esta arquitectura permite que el banco central opere con una regla de política flexible, estructurada, y empíricamente viable, en entornos de alta complejidad y cambio estructural.

3

Exposición de los resultados

Esta sección presenta los principales resultados empíricos del modelo de red neuronal desarrollado para aproximar una regla óptima de política monetaria en Guatemala. Como se argumentó en la sección anterior, la arquitectura propuesta se fundamenta en una formulación estructural derivada de un problema de optimización dinámica bajo expectativas racionales, cuya complejidad funcional motivó el uso de aprendizaje profundo como herramienta de estimación flexible.

Antes de analizar el desempeño de la red neuronal en la optimización de la tasa de política monetaria (TPMGTGT), es necesario detallar un paso fundamental del enfoque metodológico adoptado: la estimación de las variables de expectativa utilizadas como entradas del modelo.

Particularmente, se consideran tres componentes clave:

- a. La expectativa de inflación a seis meses (*INFLACESP6*).
- b. La expectativa de la brecha del producto a tres meses (*GAPESP3*).
- c. La expectativa a un mes del índice global de presión de la cadena de suministros (*GSCPI1*).

Estas variables, que capturan la dimensión prospectiva del entorno macroeconómico y externo, no son observables directamente. Por tanto, han sido estimadas de forma separada mediante métodos adecuados para cada caso. La precisión con la que estas expectativas son aproximadas es esencial, no solo por su rol como determinantes directos de la tasa de política en la red neuronal, sino también por su coherencia con la lógica de una regla de política monetaria que responde anticipadamente a desequilibrios esperados.

La siguiente subsección describe el procedimiento empleado para estimar dichas expectativas y presenta los resultados obtenidos, sentando así las bases para la evaluación integral del modelo propuesto.

3.1 Estimación de expectativas

Modelado de las expectativas de inflación

Para modelar las expectativas de inflación, se utiliza una especificación basada en el trabajo de Bolívar Rosales, Huanto Quispe, & Terán Flores (2023):

En este caso:

$\pi_t = INFLACGT_t$: tasa de inflación interanual de Guatemala, π_t^e : inflación esperada, $\pi_t^{USA} = INFLACUSA_t$ tasa de inflación interanual de Estados Unidos.

Los parámetros de las ecuaciones [11.a] y [11.b] se estiman por máxima verosimilitud mediante filtro de Kalman, ya que la inflación esperada (π_t^e) es una variable latente. La estimación abarca el período 2005M01-2024M12.

Los resultados de la estimación son los siguientes (Ver Anexo II para mayores detalles):

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Valor Z	Valor p
γ	0.5844	0.1851	3.158	0.0016
κ	0.2358	0.0704	3.347	0.0008
ρ	0.8501	0.0778	10.923	< 0.0001
σ_u	0.0655	0.0775	0.845	0.3981
σ_v	0.4859	0.1460	3.329	0.0009

El parámetro γ captura la inercia inflacionaria e indica que aproximadamente el 58% de la inflación actual puede explicarse por la inflación pasada. Este resultado sugiere que en Guatemala el ajuste de precios es gradual y los agentes forman expectativas adaptativas.

El parámetro κ representa el grado de transmisión externa de la inflación, específicamente de Estados Unidos que es un socio comercial muy importante para Guatemala y de quien recibe flujos importantes de remesas familiares. Un valor cercano a 0.24 implica que una cuarta parte de la inflación guatemalteca está influenciada por la inflación estadounidense.

El coeficiente ρ mide la persistencia dinámica de la inflación esperada. Su orden de magnitud evidencia un anclaje parcial de expectativas en torno al rango meta establecido por el banco central, aunque con cierto rezago en el ajuste ante nueva información.

El valor reducido de σ_u , que corresponde al componente transitorio del error, indica que los *shocks* de corto plazo no explican de forma sustantiva la dinámica inflacionaria.

Por otro lado, el valor de σ_v , que corresponde al componente permanente de la inflación esperada sugiere que las expectativas de inflación están determinadas fundamentalmente por factores persistentes como la postura de la política monetaria, las estructuras de costo o las condiciones externas.

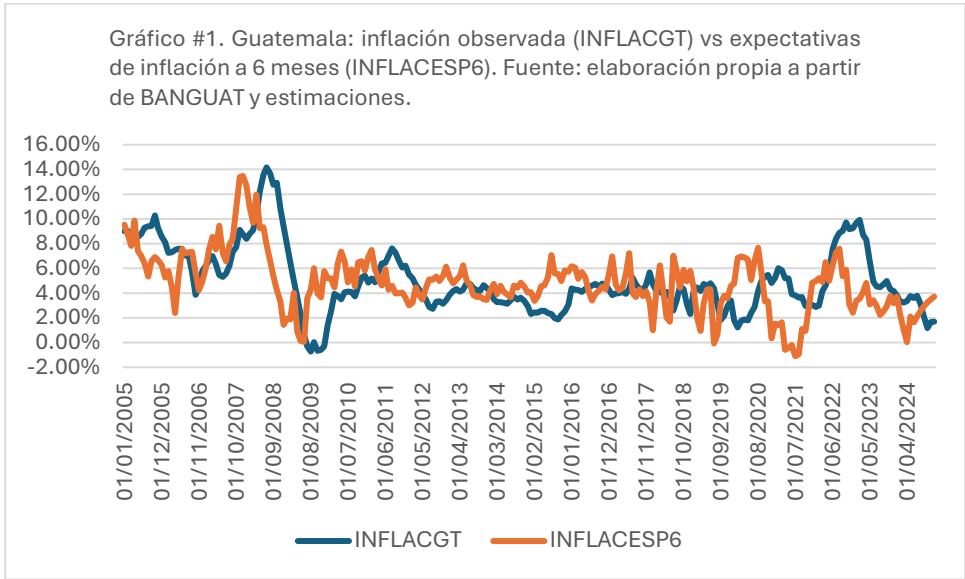
Todos los parámetros son estadísticamente significativos al 1 %, excepto σ_u , cuyo valor p sugiere que no es significativamente distinto de cero.

Adicionalmente, se realizaron contrastes estadísticos para verificar los supuestos clásicos que subyacen a todo modelo econométrico:

Prueba estadística	Estadístico	Valor p	Resultado
Ljung-Box (H_0 : ausencia de correlación serial)	15.82	0.1050	No se rechaza H_0
Breusch-Pagan (H_0 : homocedasticidad)	0.878	0.8307	No se rechaza H_0
Shapiro-Wilk (H_0 : normalidad)	0.9896	0.0850	No se rechaza H_0
Jarque-Bera (H_0 : normalidad)	12.47	0.0020	Rechazo parcial de H_0

Los residuos cumplen con los supuestos de no autocorrelación y homocedasticidad, mientras que presentan distribución aproximadamente normal según Shapiro-Wilk, aunque la prueba de Jarque-Bera señala cierta desviación.

A continuación, se presenta una comparación gráfica entre la inflación observada y su correspondiente expectativa a seis meses, estimada con el modelo especificado, lo cual permite evaluar visualmente el poder explicativo del enfoque adoptado.



Los resultados obtenidos permiten concluir que el modelo especificado proporciona estimaciones robustas de la inflación esperada, lo que habilita su uso como insumo fundamental en la arquitectura de red neuronal diseñada para el ajuste de la tasa de política monetaria óptima.

Modelado de las expectativas de la brecha del producto

Para modelar las expectativas de brecha del producto, se utiliza la siguiente especificación:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + (1 - \alpha) y_t^e + u_t \quad [11.c]$$

$$y_t^e = \rho y_{t-1}^e + v_t \quad [11.d]$$

En este caso,

$y_t = GAPGT_t$ brecha del producto de Guatemala, y_t^e brecha esperada del producto.

Los parámetros de las ecuaciones [11.c] y [11.d] se estiman por máxima verosimilitud mediante filtro de Kalman, ya que la brecha esperada del producto (y_t^e) es una variable no observable directamente. La brecha del producto fue obtenida a partir de la serie de la tendencia-ciclo del índice mensual de actividad económica; a dicha serie se le aplicó un filtro de Hodrick & Prescott (1997) con la corrección propuesta por Ravn & Uhlig (2002), es decir, con un parámetro de suavizamiento $\lambda = 129600$ para datos mensuales. La estimación abarca el período 2005M01-2024M12.

Los parámetros han sido estimados empleando una matriz robusta de covarianzas, específicamente una del tipo HAC (Newey-West), los resultados de la estimación son los siguientes (Ver Anexo III para mayores detalles):

Parámetro	Estimación	Error estándar HAC	Valor Z (HAC)	Valor p (HAC)
α	0.7159	0.0702	10.197	< 0.0001
ρ	0.6798	0.0367	18.521	< 0.0001
σ_u	0.3141	0.1073	2.927	0.0034
σ_v	0.9589	0.1950	4.917	0.000000879

El parámetro α representa el grado de persistencia de la brecha del producto observada, su orden de magnitud cercano al 72% sugiere que la brecha del producto en Guatemala tiende a mostrar una inercia fuerte, lo cual es consistente con fricciones del mercado laboral o con lentitud en los ajustes de la demanda agregada.

El parámetro ρ es la persistencia de la brecha del producto esperada, su valor estimado cercano al 68% indica que los agentes económicos forman percepciones sobre el ciclo económico a partir de información acumulada, con cierta rigidez.

El parámetro σ_u es el desvío típico de los *shocks* transitorios, su valor moderado sugiere que la brecha del producto está influenciada tanto por fluctuaciones estructurales como por variabilidad coyuntural.

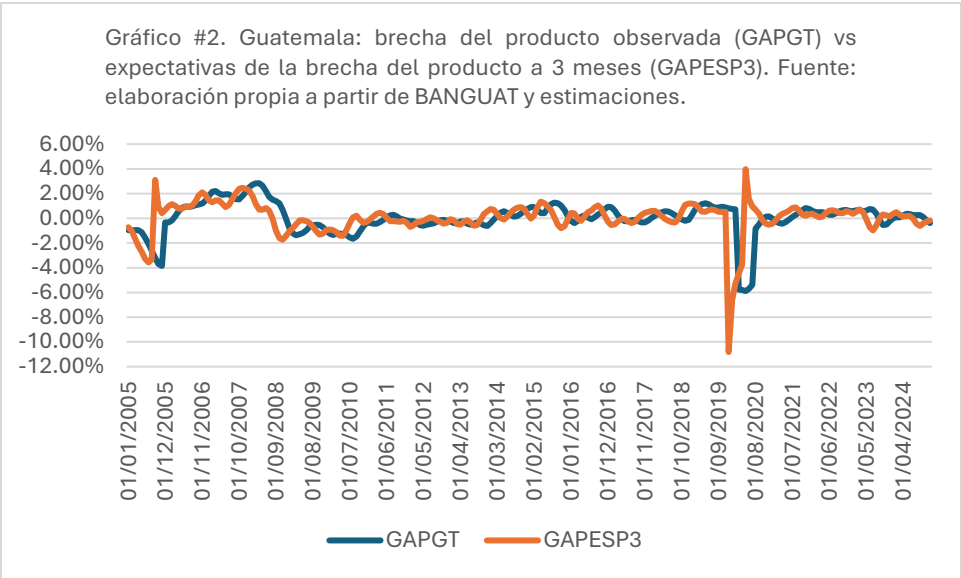
El parámetro σ_v es el desvío típico del componente estructural, su valor evidencia que la evolución de la brecha esperada está influida por procesos como cambios en las condiciones crediticias, en la inversión y en la productividad.

Todos los parámetros estimados, resultaron ser estadísticamente significativos al 1%. Por otro lado, para evaluar la validez de los supuestos clásicos sobre los residuos del modelo estructural de brecha del producto, se realizaron pruebas formales sobre autocorrelación, heteroscedasticidad y normalidad. Los resultados que se muestran a continuación indican claras violaciones a dichos supuestos.

Prueba estadística	Estadístico	Valor p	Resultado
Ljung-Box (H_0 : ausencia de correlación serial)	28.52	0.0015	Se rechaza H_0
Breusch-Pagan (H_0 : homocedasticidad)	44.72	1.95×10^{-10}	Se rechaza H_0
Shapiro-Wilk (H_0 : normalidad)	0.4352	8.31×10^{-27}	Se rechaza H_0
Jarque-Bera (H_0 : normalidad)	58073.82	< 0.0001	Se rechaza H_0

Estos resultados justifican plenamente el uso de errores estándar robustos tipo HAC. Dado que las condiciones de independencia y homocedasticidad no se cumplen, el uso de errores estándar convencionales llevaría a estimaciones sesgadas, afectando de forma negativa la validez de las pruebas de significancia estadística. La corrección HAC permite obtener errores estándar válidos y consistentes; incluso en presencia de correlación serial y heteroscedasticidad, preservando de esta forma la confiabilidad de la inferencia estadística en el contexto de los datos que se están analizando.

A continuación, se presenta una comparación gráfica entre la brecha del producto observada y su correspondiente expectativa a tres meses, estimada con el modelo especificado, lo cual permite evaluar visualmente el poder explicativo del enfoque adoptado.



En virtud de los resultados obtenidos, la brecha del producto esperada, estimada a partir del modelo estructural, constituye un insumo robusto y macroeconómicamente fundamentado para su incorporación como variable explicativa en la arquitectura de red neuronal diseñada para aproximar una tasa óptima de política monetaria en el caso de Guatemala.

Modelado de las expectativas del índice global de presión de la cadena de suministros

Para modelar las expectativas del índice global de presión de la cadena de suministros (GSCPI), se emplea la siguiente especificación:

$$GSCPI_t = GSCPI_t^e + u_t \quad [11.e]$$

$$GSCPI_t^e = \rho GSCPI_{t-1}^e + v_t \quad [11.f]$$

Esta especificación se fundamenta en que GSCPI es una variable de alta frecuencia, global y sujeta a *shocks* exógenos; por lo que su dinámica presenta características propias de series con persistencia significativa y componentes de tendencia subyacente.

Los parámetros de las ecuaciones [11.e] y [11.f] se estiman por máxima verosimilitud mediante filtro de Kalman, ya que el índice global de presión de la cadena de suministros ($GSCPI_t^e$) es una variable latente. La estimación abarca el período 2005M01-2024M12.

Los parámetros han sido estimados empleando una matriz robusta de covarianzas, específicamente una del tipo HAC (Newey-West), los resultados de la estimación son los siguientes (Ver Anexo IV para mayores detalles):

Parámetro	Estimación	Error estándar HAC	Valor Z (HAC)	Valor p (HAC)
ρ	0.9314	0.0341	27.32	< 0.0001
σ_u	0.000001	0.000000472	2.12	0.0339
σ_v	0.3644	0.0282	12.91	< 0.0001

El valor del parámetro ρ indica una altísima persistencia en el valor esperado del índice global de presión de la cadena de suministros, esto implica que los agentes económicos esperan un ajuste lento en las presiones en las cadenas de suministros internacionales. Lo cual guarda coherencia con la naturaleza de los *shocks* logísticos globales, que tienden a disiparse gradualmente.

Desde la perspectiva de la política monetaria, esto implica que la presión externa esperada sobre los precios domésticos tiene efectos prolongados que deben ser anticipados cuidadosamente.

El parámetro σ_u es el desvío típico del componente transitorio, su orden de magnitud sugiere que casi toda la variabilidad observada en el índice global de presión de la cadena de suministros puede atribuirse a su tendencia de mediano plazo, y no a *shocks* de corto plazo.

El parámetro σ_v es el desvío típico del componente estructural esperado del índice, su valor indica que la tendencia del GSCPI está sujeta a *shocks* importantes, lo que justifica su inclusión explícita en el modelo como un insumo en la formulación de la política monetaria. Estos *shocks* podrían estar asociados a tensiones comerciales internacionales, tensiones geopolíticas o disrupciones persistentes de las cadenas de producción globales.

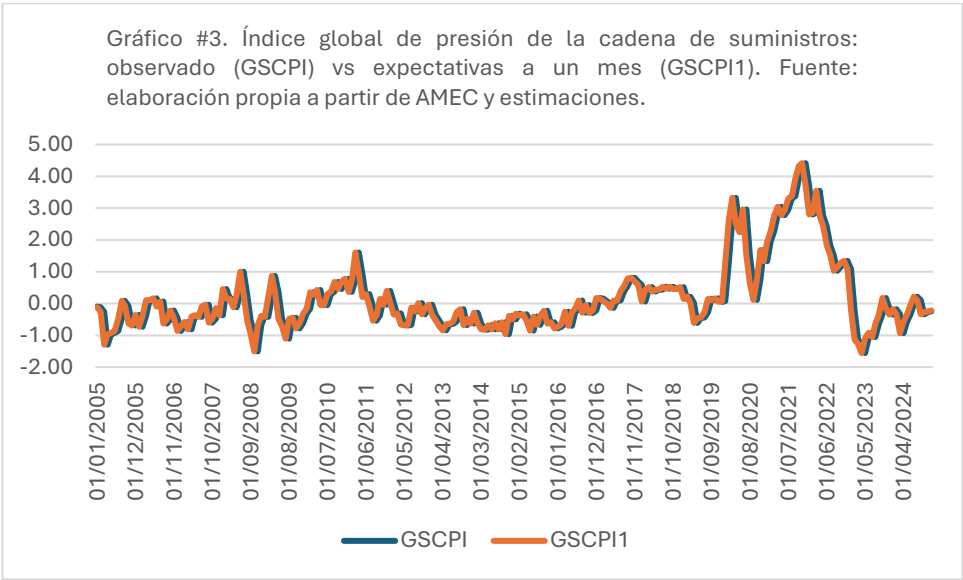
Todos los parámetros estimados, resultaron ser estadísticamente significativos al 1%. Por otro lado, para evaluar la validez de los supuestos clásicos sobre los residuos del modelo estructural de brecha del producto, se realizaron pruebas formales sobre autocorrelación, heteroscedasticidad y normalidad.

Prueba estadística	Estadístico	Valor p	Resultado
Ljung-Box (H_0 : ausencia de correlación serial)	11.01	0.3567	No se rechaza H_0
Breusch-Pagan (H_0 : homocedasticidad)	20.83	0.0000	Se rechaza H_0
Shapiro-Wilk (H_0 : normalidad)	0.9898	0.0900	No se rechaza H_0
Jarque-Bera (H_0 : normalidad)	9.37	0.0092	Rechazo parcial de H_0

Aunque los residuos no presentan autocorrelación significativa, y la normalidad es aceptable bajo Shapiro-Wilk, la prueba de Breusch-Pagan muestra evidencia clara de heterocedasticidad. Esto significa que el supuesto clásico de varianza constante de los errores está violado, lo cual compromete la validez de los errores estándar convencionales.

En este contexto, el uso de errores estándar robustos HAC (Newey-West) es completamente apropiado, porque asegura la inferencia estadística confiable sin necesidad de reformular el modelo estructural.

A continuación, se presenta una comparación gráfica entre el índice global de presión de la cadena de suministros observado y su correspondiente expectativa a un mes, estimada con el modelo especificado, lo cual permite evaluar visualmente el poder explicativo del enfoque adoptado.



En resumen, el modelo revela que las expectativas sobre el GSCPI están dominadas por un componente estructural que es altamente persistente, con interferencia mínima de shocks transitorios. En consecuencia, la inclusión de $GSCPI_t^e$ como entrada en la arquitectura neuronal se justifica plenamente tanto desde la evidencia empírica como desde la lógica estructural del modelo, al capturar presiones logísticas globales que inciden en la estabilidad de precios en economías pequeñas y abiertas.

3.2 Estimación de la tasa de política monetaria óptima mediante la red neuronal

A partir de la regla óptima de política monetaria deducida en la sección 2.1, e implementada mediante una red neuronal estructurada conforme a dicha lógica, esta sección presenta los resultados obtenidos al aplicar el modelo al caso de Guatemala.

El entrenamiento de la red se realizó utilizando las variables contenidas en el vector de entrada x_t , que incluye las expectativas macroeconómicas estimadas en la sección 3.1 mediante modelos estructurales con filtro de Kalman. La red fue diseñada para aproximar los ajustes marginales a la tasa de política monetaria, permitiendo así generar una trayectoria alternativa u óptima del instrumento, en línea con el criterio establecido por la función de pérdida del banco central.

Además del ajuste condicional incorporado mediante la máscara de intervención definida en [8], el modelo introduce una penalización explícita sobre las variaciones abruptas del instrumento, lo que refleja la aversión de los bancos centrales a movimientos excesivamente volátiles. Esta estructura confiere al modelo un equilibrio entre precisión, suavidad y parsimonia.

No obstante, debe señalarse que, dado que la arquitectura de la red neuronal realiza una optimización punto a punto en el tiempo, puede inducirse cierta volatilidad residual en la trayectoria resultante. Con el fin de mitigar esta propiedad inherente y obtener una representación más estable y operativamente viable del sendero óptimo de política, se aplicó un filtro de Savitzky & Golay (1964).

Este método de suavizado combina regresión local polinomial y convolución para preservar las características esenciales de los datos (picos, tendencias, curvaturas) mientras atenúa el ruido de alta frecuencia.

En este caso, el suavizado se implementó utilizando una ventana de longitud 10 y un polinomio de orden 3, configuración que ofrece un balance adecuado entre atenuación de la volatilidad y fidelidad a la dinámica subyacente. En el Anexo I se detalla exhaustivamente la implementación de la red neuronal en el lenguaje de programación Python.

Comparación entre la tasa de política monetaria histórica (TPMGTGT) y la tasa de política monetaria óptima suavizada

El siguiente gráfico, muestra la trayectoria observada de la TPMGTGT en comparación con la tasa óptima estimada mediante la red neuronal y posteriormente suavizada con el filtro de Savitzky & Golay. La utilización del filtro con una ventana de tamaño 10 y un polinomio de tercer orden, permitió una reducción de la volatilidad en la TPMGTGT óptima del 73.9%; lo cual demuestra un equilibrio efectivo entre precisión y estabilidad operativa.

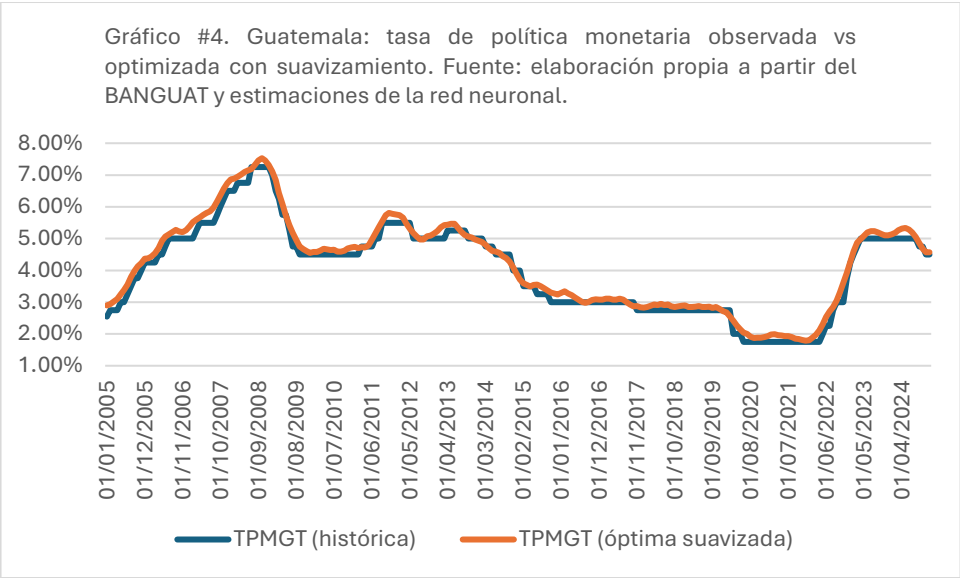
Por otro lado, la relación señal-ruido (SNR) mejoró de 8.60 a 8.62, y la entropía espectral disminuyó de 1.66 bits a 1.54 bits, sugiriendo una mayor concentración de la energía informativa en frecuencias relevantes.

Asimismo, la persistencia temporal de la serie medida como el promedio de autocorrelaciones de corto plazo se incrementó ligeramente de 95.33% a 96.37 %, lo que refuerza la estabilidad intertemporal del sendero suavizado.

Finalmente, el análisis de los residuos entre la serie original y su versión suavizada muestra un patrón de ruido blanco, sin autocorrelación serial significativa, lo cual valida que el suavizado no introduce sesgos sistemáticos en la señal estimada.

En términos generales, ambas series presentan una evolución coherente, especialmente durante los períodos en que la inflación observada se encuentra dentro del rango meta establecido por el BANGUAT.

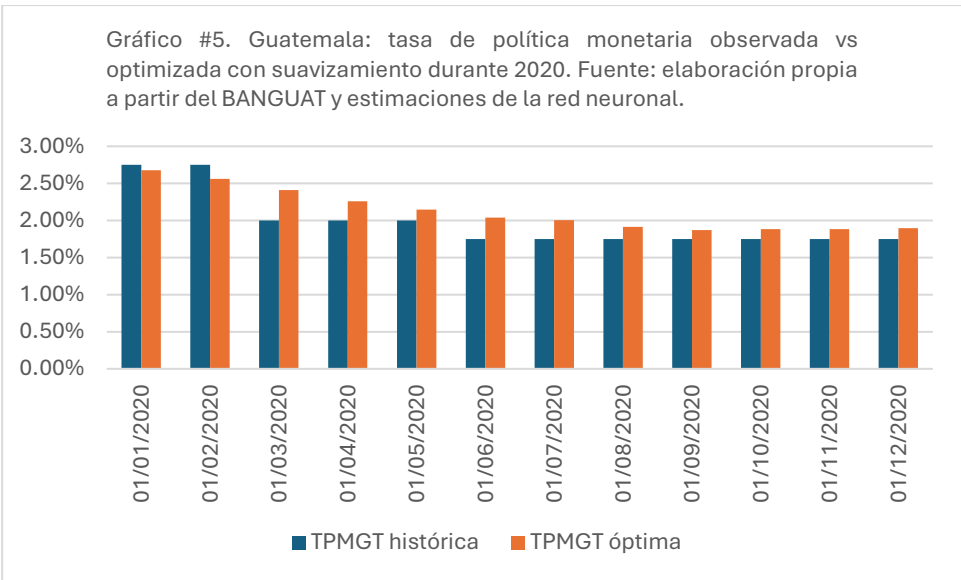
No obstante, en ciertos períodos como por ejemplo el 2005-2006 (inicio de la implementación por parte del BANGUAT del esquema de metas explícitas de inflación) en el cual la inflación se ubicó por encima del rango meta, el modelo de red neuronal sugiere ajustar la tasa de política monetaria en un monto mayor al que lo hicieron las autoridades monetarias en ese momento.



De igual manera, en el 2021-2022, el modelo sugiere un incremento en la TPMGTGT para hacer frente a las presiones inflacionarias que se dieron en el marco de la recuperación post-COVID-19.

Es interesante notar la respuesta del modelo ante la pandemia del COVID-19, que se trató simultáneamente de un shock de oferta y demanda. En enero y febrero de 2020, el BANGUAT fijó la TPMGTGT en 2.75%; mientras que el modelo ajustó la tasa en 2.68% y 2.66% para enero y febrero respectivamente.

En los meses siguientes, el BANGUAT decidió hacer reducciones en la TPMGTGT, la respuesta del modelo también fue ajustar la TPMGTGT a la baja pero con valores ligeramente superiores a los fijados por el BANGUAT como puede apreciarse en el siguiente gráfico:



Estas diferencias no deben interpretarse de ninguna forma como críticas directas a la autoridad monetaria, sino como evidencia del potencial valor añadido de modelos como el propuesto, capaces de generar señales consistentes con una regla de política monetaria óptima derivada formalmente.

En conjunto, los resultados presentados sugieren que la trayectoria óptima estimada mediante la red neuronal, al ser complementada con un procedimiento de suavizado cuidadosamente calibrado, constituye una guía potencialmente útil y operativamente viable para la toma de decisiones de política monetaria. Su capacidad para anticipar ajustes y su coherencia con una regla teóricamente fundamentada refuerzan su valor como herramienta prospectiva en contextos de elevada incertidumbre.

3.3 Aplicación institucional del modelo y propuesta de implementación gradual

Si bien el modelo propuesto en este estudio ha demostrado su coherencia estructural, validez empírica y capacidad para generar trayectorias óptimas de política monetaria, su incorporación directa en los procesos de decisión del Banco de Guatemala debe considerar cuidadosamente tanto el marco institucional vigente como las posibles resistencias técnicas y culturales.

En primer lugar, es natural anticipar cierta reticencia por parte de expertos y responsables de política monetaria acostumbrados a modelos más transparentes, lineales y parametrizables.

Esta resistencia no debe desestimarse, pues está anclada en principios como la trazabilidad de decisiones, la rendición de cuentas y la necesidad de comprensión amplia por parte de los actores del sistema económico.

Sin embargo, en lugar de posicionar el modelo de red neuronal como un sustituto del aparato analítico actual, se propone concebirlo como una herramienta complementaria, capaz de aportar valor marginal adicional en términos de:

- Detección temprana de desequilibrios.
- Evaluación de escenarios alternativos.
- Simulación de trayectorias de política consistentes con fundamentos estructurales.

Propuesta de marco de implementación gradual

Un enfoque viable para su adopción institucional podría estructurarse en tres fases:

Fase 1. Validación técnica interna

- Simulaciones retrospectivas (backtesting) y ejercicios fuera de muestra.
- Comparación con la TPMGT efectiva y con modelos macroeconómicos estructurales tradicionales (ej. DSGE o semi-estructurales).
- Evaluación técnica por parte de los equipos del Departamento de Análisis Macroeconómico y Pronósticos y del Departamento de Investigaciones Económicas.

Fase 2. Integración como herramienta de apoyo al juicio experto

- Presentación regular de los resultados del modelo en sesiones de trabajo técnico.
- Inclusión de sus trayectorias en los reportes internos como insumo complementario.
- Desarrollo de capacidades internas para ajustar sus parámetros y arquitectura.

Fase 3. Formalización de su uso en el proceso de formulación

- Establecimiento de protocolos de lectura e interpretación de los resultados.
- Inclusión del modelo en los esquemas de rendición de cuentas como insumo probabilístico.
- Eventual publicación en informes técnicos del banco, con apertura metodológica progresiva.

En resumen, la propuesta no se trata de reemplazar el juicio profesional ni desplazar los marcos estructurales vigentes, sino enriquecer el proceso de toma de decisiones con una herramienta adicional que, bien calibrada e interpretada, puede anticipar ajustes óptimos en contextos de alta incertidumbre. Su adopción estratégica, gradual y en diálogo continuo con los expertos del banco central, puede fortalecer la calidad técnica y la resiliencia institucional del proceso de formulación de política monetaria.

4 | Conclusiones

Este estudio ha propuesto una aproximación novedosa para estimar una trayectoria óptima de la tasa de política monetaria en Guatemala, articulando rigurosamente los fundamentos teóricos de una regla de Taylor prospectiva derivada a partir de un problema de optimización intertemporal restringida con herramientas modernas de aprendizaje profundo. Lejos de tratarse de una solución de caja negra, la arquitectura de red neuronal aquí desarrollada responde a una lógica estructural bien definida, en la que cada componente, desde las entradas hasta la función de pérdida y la máscara de intervención, guardan coherencia con la racionalidad económica del paradigma moderno de la política monetaria.

El modelo logra capturar, con precisión y parsimonia, trayectorias que reflejan tanto la aversión a la volatilidad como la necesidad de respuestas diferenciadas ante desviaciones relevantes en la inflación esperada.

Asimismo, incorpora variables de presión externa, como el índice global de presión de la cadena de suministros (GSCPI), que se han vuelto imprescindibles en un entorno crecientemente interdependiente y vulnerable a disrupciones logísticas globales.

Más allá del valor técnico alcanzado, el aporte esencial de esta investigación radica en su potencial aplicabilidad. El modelo no pretende en modo alguno sustituir el juicio del experto ni dismantelar los marcos normativos que sustentan la credibilidad del régimen de metas explícitas de inflación vigente.

Por el contrario, se presenta como una herramienta complementaria que puede enriquecer el proceso de formulación de la política monetaria, ofreciendo señales tempranas, simulaciones contrafactuales y trayectorias de política consistentes con fundamentos estructurales.

Ahora bien, es necesario reconocer algunas limitaciones del enfoque. En primer lugar, aunque el modelo ha sido entrenado con datos históricos cuidadosamente tratados y expectativas estimadas mediante procedimientos estructurales, su desempeño fuera de muestra y en contextos de cambio de régimen debe ser evaluado con cautela. Segundo, la interpretabilidad de algunos componentes internos de la red neuronal sigue siendo un desafío, especialmente para audiencias que demandan trazabilidad formal.

Estas limitaciones, lejos de restar valor al modelo, abren un camino fértil para futuras extensiones: inclusión de variables financieras, integración con modelos estructurales DSGE, incorporación de forward guidance o ajustes dinámicos a partir del juicio de expertos.

En un entorno de creciente complejidad e incertidumbre, los bancos centrales enfrentan el desafío de sostener la estabilidad macroeconómica con instrumentos que sean no solo técnicamente sólidos, sino también adaptativos, explicables y oportunos.

En tal sentido, el modelo que aquí se propuso, al integrar teoría económica, datos empíricos y algoritmos de aprendizaje profundo, ofrece un camino concreto para avanzar hacia esa dirección.

El Artículo 3 de la Ley Orgánica del Banco de Guatemala (Decreto No. 16-2002 del Congreso de la República), dispone que el Banco de Guatemala (BANGUAT) tiene como Objetivo Fundamental, contribuir a la creación y mantenimiento de las condiciones más favorables al desarrollo ordenado de la economía nacional, para lo cual, propiciará las condiciones monetarias, cambiarias y crediticias que promuevan la estabilidad en el nivel general de precios.

Consideramos que una implementación gradual del modelo propuesto, respetuosa de la institucionalidad vigente y sujeta a validación continua (pues todo modelo es, en última instancia, un producto en proceso), puede constituir un paso firme hacia una política monetaria más prospectiva, flexible y resiliente. Porque cuando el conocimiento técnico se alinea con el Objetivo Fundamental del BANGUAT, no se trata solo de predecir mejor, sino de decidir mejor en beneficio de la sociedad.

5 | Referencias

- Alaminos, D., Becerra-Vicario, R., Fernández-Gámez, M. Á., & Cisneros Ruiz, A. J. (2019). Currency Crises Prediction Using Deep Neural Decision Trees. *Applied Sciences*, IX(23). doi:<https://doi.org/10.3390/app9235227>
- Alba, J., Su, Z., & Chia, W. (2011). Foreign output shocks, monetary rules and macroeconomic volatilities in small open economies. *International Review of Economics & Finance*, XX(1), 71-81. doi:<https://doi.org/10.1016/J.IREF.2010.07.007>
- Anaya, P., Hachula, M., & Offermanns, C. (2017). Spillovers of U.S. unconventional monetary policy to emerging markets: The role of capital flows. *Journal of International Money and Finance*, LXXIII(Part B), 275-295. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.02.008>
- Barajas, A., Steiner, R., Villar, L., & Pabon, C. (2014). *Inflation Targeting in Latin America*. IDB Working Paper No. IDB-WP-473.
- Batini, N., Harrison, R., & Millard, S. (2001). *Monetary Policy Rules for an Open Economy*. Bank of England Working Paper No. 149.
- Blanco Valdés, J., & Valle, H. (2018). What Microeconomic Banks Data Tell Us About Monetary Policy Transmission and Financial Stability in Guatemala. En C. d. (CEMLA), & A. Ortiz Bolaños (Ed.), *Monetary Policy and Financial Stability*. Obtenido de <https://www.cemla.org/PDF/ic/2018-jrp-xix/2018-jrp-xix.pdf>
- Bolívar Rosales, O., Huanto Quispe, C., & Terán Flores, R. (2023). Expectativas de inflación: dinámica y efectos para América del Sur. *Cuadernos de Investigación Económica Boliviana*, VI(1), 7-50. Obtenido de https://www.economiayfinanzas.gob.bo/sites/default/files/2024-09/CIEB_V6_N1_a1_0.pdf
- Bui, T., & Kiss, G. (2020). Asymmetry in the Reaction Function of Monetary Policy in Emerging Economies. *Public Finance Quarterly*, LXV(2),

- 210-224. doi:https://doi.org/10.35551/PFQ_2020_2_4
- Cabrera, M., Lustig, N., & Morán, H. (2015). Fiscal Policy, Inequality, and the Ethnic Divide in Guatemala. *World Development*, LXXVI, 263-279. doi:<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.07.008>
- Caporale, G., Helmi, M., Çatık, A., Ali, F., & Akdeniz, C. (2016). *Monetary Policy Rules in Emerging Countries: Is There an Augmented Nonlinear Taylor Rule?* DIW Berlin Discussion Paper N°1588. doi:<https://doi.org/10.2139/ssrn.2797215>.
- Castañeda, J., & Castillo, C. (2005). *Supply Shocks in the Transition Towards an Inflation Targeting Reform: an Empirical Evidence for Guatemala*. Banco Central de Chile Documento de Trabajo N°354. Obtenido de https://www.bcentral.cl/documents/33528/133326/DTBC_354.pdf
- Castillo, C. (2014). Inflation targeting and exchange rate volatility smoothing: A two-target, two-instrument approach. *Economic Modelling*, XLIII, 330-345. doi:<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.08.011>
- Chen, M., Joseph, A., Kumhof, M., Pan, X., Shi, R., & Zhou, X. (2021). *Deep Reinforcement Learning in a Monetary Model*. Obtenido de <https://arxiv.org/pdf/2104.09368>
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European Economic Review*, XLII(6), 1033-1067. Obtenido de <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292198000166>
- Devereux, M., Lane, P., & Xu, J. (2006). Exchange Rates and Monetary Policy in Emerging Market Economies. *The Economic Journal*, CXVI(511), 478-506. doi:<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2006.01089.x>
- Guo, H. (2013). *Research on Application of Different Taylor Rules in China under Open Economy*. Finance and Trade Research.
- Hinterlang, N. (2020). *Predicting Monetary Policy Using Artificial Neural Networks*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 44/2020. doi:<https://doi.org/10.2139/ssrn.3669522>.
- Hinterlang, N., & Tänzler, A. (2022). Optimal Monetary Policy using Reinforcement Learning. *SSRN Electronic Journal*. doi:<https://doi.org/10.2139/ssrn.4013384>
- Hodrick, R., & Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*(29), 1-16.
- Hurtarte Aguilar, G. (2010). What drives inflation expectations in Guatemala, and what do they imply for monetary policy decisions? IV *Foro de Investigadores: Managua, Nicaragua, 12 y 13 de agosto 2010*. Obtenido de <https://www.secmca.org/recard/index.php/foro/article/view/98>
- Juneja, J., & Amar, A. (2021). Assessing Eurosystem Policy Rules By Applying Deep Learning Approach. *20th IEEE International Conference on Machine Learning and Applications (ICMLA)*, (págs. 1773-1778). doi:<https://doi.org/10.1109/ICMLA52953.2021.00281>.
- Karakaş, A. (2023). *Reevaluating the Taylor Rule with Machine Learning*. arXiv:2302.08323. Obtenido de <https://arxiv.org/pdf/2302.08323>
- Kırcı Çevik, N., Koç Yurtkur, A., & Dibooglu, S. (2018). The Relationship Between Price Stability and Financial Stability: Evidence From Major Emerging Economies. *Global Economic Review*, XLVIII(1), 25-45. doi:<https://doi.org/10.1080/1226508X.2018.1531353>
- Lu, M. (2020). A monetary policy prediction model based on deep learning. *Neural Computing and Applications*, XXXII, 5649-5668. doi:<https://doi.org/10.1007/s00521-019-04319-1>.
- Martins, N. (2020). Inflation Targeting in Latin America: a trilemma or an irreconcilable duo? *46th Eastern Economics Association Conference*.
- Moura, M., & Carvalho, A. (2010). What can Taylor rules say about monetary policy in

- Latin America? *Journal of Macroeconomics*, 392-404. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2009.03.002>
- Nazlıoğlu, Ş., Gormus, A., & Soytaş, U. (2018). Oil Prices and Monetary Policy in Emerging Markets: Structural Shifts in Causal Linkages. *Emerging Markets Finance and Trade*, LV(1), 105-117. doi:<https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1434072>.
- Ogundele, O., Ujunwa, A., & Mohamed, A. (2020). A Neural Network Scheme for Monetary Policy Rate Validation in Nigeria. *American Journal of Artificial Intelligence*, IV(2), 62-72. doi:<https://doi.org/10.11648/J.AJAI.20200402.13>
- Ravn, M., & Uhlig, H. (2002). On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations. *The Review of Economics and Statistics*, 371-376. Obtenido de <https://home.uchicago.edu/~huhlig/papers/uhlig.ravn.res.2002.pdf>
- Savitzky, A., & Golay, M. (1964). Smoothing and Differentiation of Data by Simplified Least Squares Procedures. *Analytical Chemistry*, XXXVI(8), 1627-1639.
- Speranza, T., Tanscheit, R., & Vellasco, M. (2020). A Monetary Policy Strategy Based on Genetic Algorithms and Neural Networks. *Proceedings of the 21st EANN (Engineering Applications of Neural Networks) 2020 Conference. EANN 2020.*, (págs. 605-616). doi:https://doi.org/10.1007/978-3-030-48791-1_48
- Taylor, J. (1993). Discretion versus policy rule in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, XXXIX, págs. 195-214.
- Tiryaki, A., Ceylan, R., & Erdoğan, L. (2018). Empirical Support for Augmented Taylor Rule with Asymmetry in Selected Emerging Markets. *Journal of Current Researches on Business and Economics*, VIII(1), 147-164.
- Toc Bac, J. (2021). *The Interdependence of Monetary and Fiscal Policy in Guatemala*. XV Foro de
- Investigadores: Virtual, 21, 22 y 23 de septiembre de 2021. Obtenido de <https://www.secmca.org/recard/index.php/foro/article/view/194>
- Wanasilp, M. (2021). Monetary Policy Rules in Emerging ASEAN Economies: Adaptability of Taylor Principle. *International Journal of Asian Business and Information Management (IJABIM)*, XII(3), 255-274. doi:<https://doi.org/10.4018/IJABIM.20210701.0a16>
- Wang, R., Morley, B., & Stamatogiannis, M. (2018). *Forecasting the Exchange Rate Using Non Linear Taylor Rule Based Models*. doi:<https://doi.org/10.2139/ssrn.3354751>
- Yang, C., & Guo, S. (2021). Inflation Prediction Method Based on Deep Learning. *Computational Intelligence and Neuroscience*. doi: <https://doi.org/10.1155/2021/1071145>

6 | Anexos

Anexo I. Programación de la red neuronal para obtener la TPMGTGT óptima

```
import numpy as np
import pandas as pd
import tensorflow as tf
import matplotlib.pyplot as plt
from scipy.signal import savgol_filter
from sklearn.preprocessing import MinMaxScaler
from sklearn.model_selection import train_test_split

# -----
# 1. Carga y Preprocesamiento
# -----
def load_and_preprocess(filepath):
    df = pd.read_excel(filepath)

    # Calcular variables derivadas
    df['pi_star'] = 0.5 * (df['META_LINF'] + df['META_LSUP'])
    df['delta_pi'] = df['INFLACESP6'] - df['pi_star']
    df['r_star'] = df['FEDFUNDSRATE'].mean()
    df['delta_r'] = df['FEDFUNDSRATE'] - df['r_star']

    # Máscara de intervención
    df['mask'] = np.where(
        (df['INFLACESP6'] >= df['META_LINF']) & (df['INFLACESP6'] <= df['
META_LSUP']),
        0.0,
        1.0
    )

    # Normalización
    scaler = MinMaxScaler(feature_range=(-1, 1))
    features_to_scale = ['delta_pi', 'GAPEP3', 'delta_r']
    df_scaled = scaler.fit_transform(df[features_to_scale])

    # Construcción de X
    X = np.hstack([
        df_scaled,
        df['GSCPI1'].values.reshape(-1, 1),
        df[['INFLACESP6', 'META_LINF', 'META_LSUP', 'DITCERG', 'mask']].
values
    ])

    # Variable objetivo
```

```

y = df['TPMGTGT'].values.reshape(-1, 1)

return df, X, y, scaler

# -----
# 2. Modelo (con suavidad aumentada)
# -----
class MonetaryPolicyModel(tf.keras.Model):
    def __init__(self):
        super(MonetaryPolicyModel, self).__init__()
        self.dense1 = tf.keras.layers.Dense(128, activation='relu', kernel_regularizer=tf.keras.regularizers.l2(0.01))
        self.dense2 = tf.keras.layers.Dense(64, activation='relu', kernel_regularizer=tf.keras.regularizers.l2(0.01))
        self.output_layer = tf.keras.layers.Dense(1, activation='tanh')

    def call(self, inputs):
        x = inputs[:, :4]
        ditcert = tf.expand_dims(inputs[:, 7], axis=-1)
        mask = tf.expand_dims(inputs[:, -1], axis=-1)

        gscpi = tf.expand_dims(x[:, 3], axis=-1)
        combined_features = tf.concat([gscpi, ditcert], axis=-1)
        encoded = self.dense1(combined_features)

        context = tf.concat([x, encoded], axis=-1)
        delta_TPMGTgt = self.output_layer(self.dense2(context))

        return tf.multiply(delta_TPMGTgt, tf.cast(mask, tf.float32))

    def train_step(self, data):
        x, y = data
        with tf.GradientTape() as tape:
            y_pred = self(x, training=True)
            mask = x[:, -1]
            mse_loss = tf.reduce_mean(tf.square((y - y_pred) * mask))
            delta_TPMGTgt = y_pred[1:] - y_pred[:-1]
            smoothness_penalty = tf.reduce_mean(tf.square(delta_TPMGTgt))
            reg_loss = tf.add_n(self.losses)
            total_loss = mse_loss + 10.0 * smoothness_penalty + reg_loss
            grads = tape.gradient(total_loss, self.trainable_variables)
            self.optimizer.apply_gradients(zip(grads, self.trainable_variables))
        return {'loss': total_loss, 'mse_loss': mse_loss}

# -----
# 3. Entrenamiento
# -----

```

```

def train_model(X, y):
    X_train, X_val, y_train, y_val = train_test_split(X, y, test_size=0.2
, shuffle=False)
    model = MonetaryPolicyModel()
    model.compile(optimizer=tf.keras.optimizers.Adam(learning_rate=0.001)
, loss='mse')
    history = model.fit(X_train, y_train, validation_data=(X_val, y_val),
epochs=200, batch_size=32, verbose=1)
    return model, history

# -----
# 4. Evaluación y Exportación (CORREGIDO)
# -----
def evaluate_model(model, df, scaler, output_file="TPMGTGT_ajuste_selecti
vo.xlsx"):
    df_scaled = scaler.transform(df[['delta_pi', 'GAPESP3', 'delta_r']])
    X = np.hstack([
        df_scaled,
        df['GSCPI1'].values.reshape(-1, 1),
        df[['INFLACESP6', 'META_LINF', 'META_LSUP', 'DITCERGT', 'mask']].
values
    ])

    delta_TPMGTgt_pred = model.predict(X).squeeze()
    df['TPMGTGT_optima'] = df['TPMGTGT'] + delta_TPMGTgt_pred

    # Filtro Savitzky-Golay con padding reflejado (CORRECCIÓN)
    df['TPMGTGT_optima_suavizada'] = savgol_filter(
        df['TPMGTGT_optima'],
        window_length=10,
        polyorder=3,
        mode='mirror'
    )

    # Exportar
    df[['Fecha', 'TPMGTGT', 'TPMGTGT_optima', 'TPMGTGT_optima_suavizada']]
.to_excel(output_file, index=False)

    # Gráfico comparativo
    plt.figure(figsize=(14, 6))
    plt.plot(df['Fecha'], df['TPMGTGT'], label='Histórica', linewidth=2)
    plt.plot(df['Fecha'], df['TPMGTGT_optima_suavizada'], label='Óptima (
suavizada)', linestyle='--', color='green')
    plt.xlabel('Fecha')
    plt.ylabel('TPMGTGT')
    plt.legend()
    plt.title('TPMGTGT: Histórica vs Óptima')
    plt.grid(True)

```

```

plt.tight_layout()
plt.show()
# -----
# Ejecución Principal
# -----
if __name__ == "__main__":
    df, X, y, scaler = load_and_preprocess("/content/INFLACGT_07032025.xlsx")
    model, history = train_model(X, y)
    evaluate_model(model, df, scaler, output_file="TPMGTGT_ajuste_selectivo3.xlsx")

    dif_original = np.diff(df['TPMGTGT_optima']).var()
    dif_suavizada = np.diff(df['TPMGTGT_optima_suavizada']).var()
    print(f"Reducción de volatilidad: {100*(dif_original - dif_suavizada)/dif_original:.1f}%")

    residuos = df['TPMGTGT_optima'] - df['TPMGTGT_optima_suavizada']
    pd.plotting.autocorrelation_plot(residuos)
    plt.title('Autocorrelación de Residuos')
    plt.show()

def snr(serie):
    return np.mean(serie)**2 / np.var(serie)

print(f"SNR Original: {snr(df['TPMGTGT_optima']):.2f}")
print(f"SNR Suavizada: {snr(df['TPMGTGT_optima_suavizada']):.2f}")

from scipy.signal import periodogram

def spectral_entropy(serie):
    freqs, psd = periodogram(serie)
    psd_norm = psd / psd.sum()
    return -np.sum(psd_norm * np.log2(psd_norm))

entropia_original = spectral_entropy(df['TPMGTGT_optima'])
entropia_suavizada = spectral_entropy(df['TPMGTGT_optima_suavizada'])
print(f"Entropía Original: {entropia_original:.2f} bits")
print(f"Entropía Suavizada: {entropia_suavizada:.2f} bits")

from statsmodels.tsa.stattools import acf

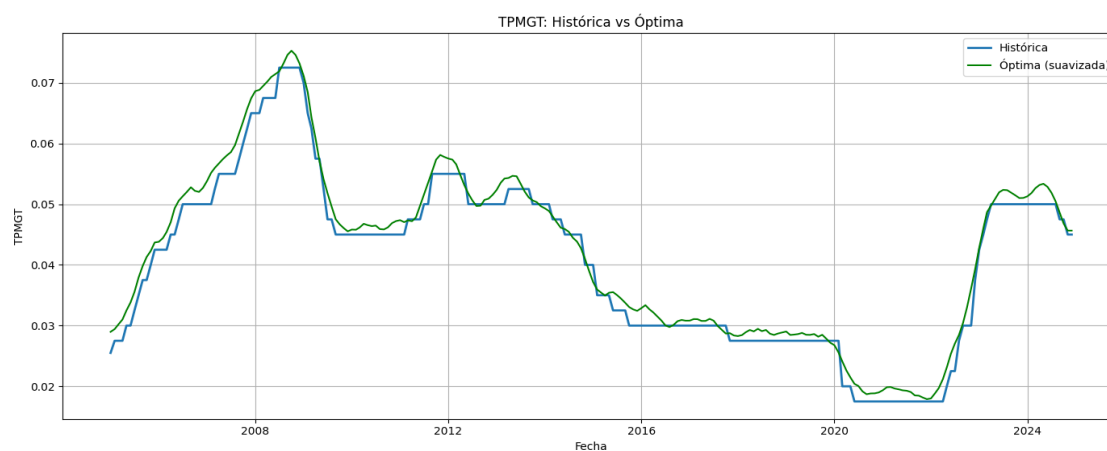
def persistent_component_ratio(serie, nlags=5):
    autocorr = acf(serie, nlags=nlags, fft=False)[1:]
    return np.mean(autocorr)

ratio_original = persistent_component_ratio(df['TPMGTGT_optima'])
ratio_suavizada = persistent_component_ratio(df['TPMGTGT_optima_suavizada'])

```



```
'])
print(f"Persistencia Original: {ratio_original:.2%}")
print(f"Persistencia Suavizada: {ratio_suavizada:.2%}")
```



Reducción de volatilidad: 73.9%

SNR Original: 8.60

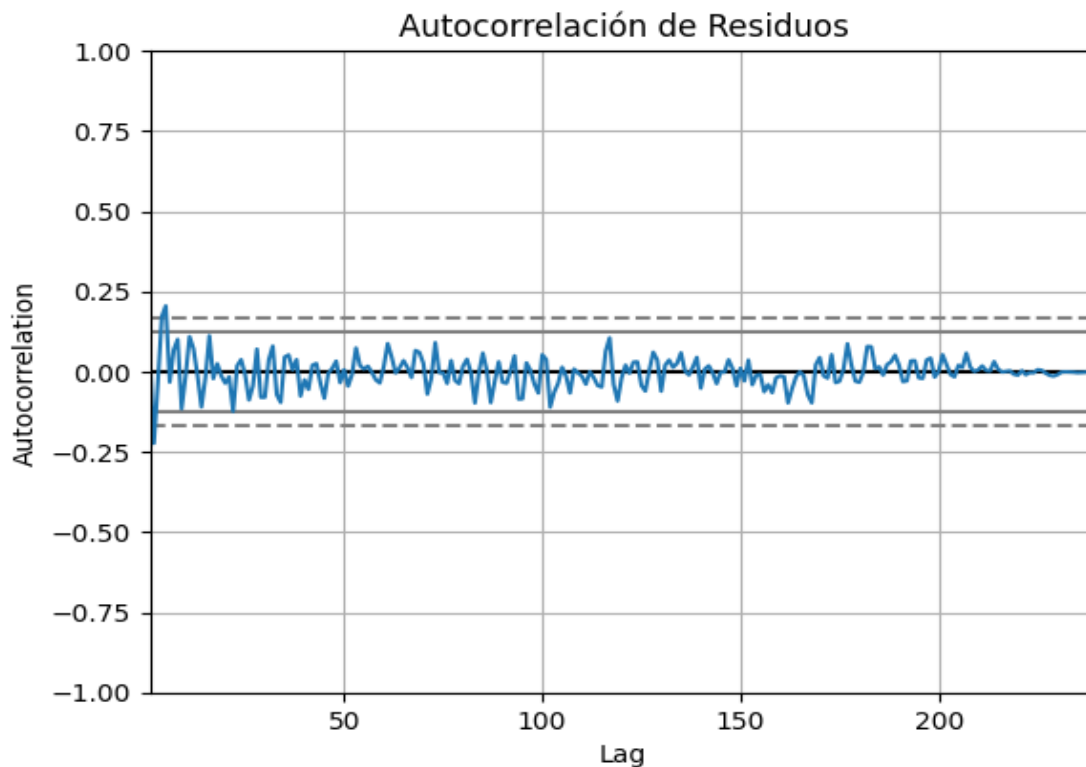
SNR Suavizada: 8.72

Entropía Original: 1.66 bits

Entropía Suavizada: 1.54 bits

Persistencia Original: 95.33%

Persistencia Suavizada: 96.37%



Anexo II. Modelado de las expectativas de inflación mediante filtro de Kalman

Resultados de la estimación:

	Parámetro	Estimación	Error Estándar	Valor Z	Valor p
0	gamma	0.584391	0.185055	3.157937	0.001589
1	kappa	0.235755	0.070427	3.347498	0.000815
2	rho	0.850095	0.077828	10.922706	0.000000
3	sigma_u	0.065519	0.077532	0.845059	0.398078
4	sigma_v	0.485850	0.145956	3.328734	0.000872

Prueba de Ljung-Box para autocorrelación de los residuos:

lb_stat lb_pvalue
10 15.816673 0.105002

Prueba de Breusch-Pagan para homocedasticidad de los residuos:

Estadístico de prueba: 0.8779586261874394, Valor p: 0.8307433763311352

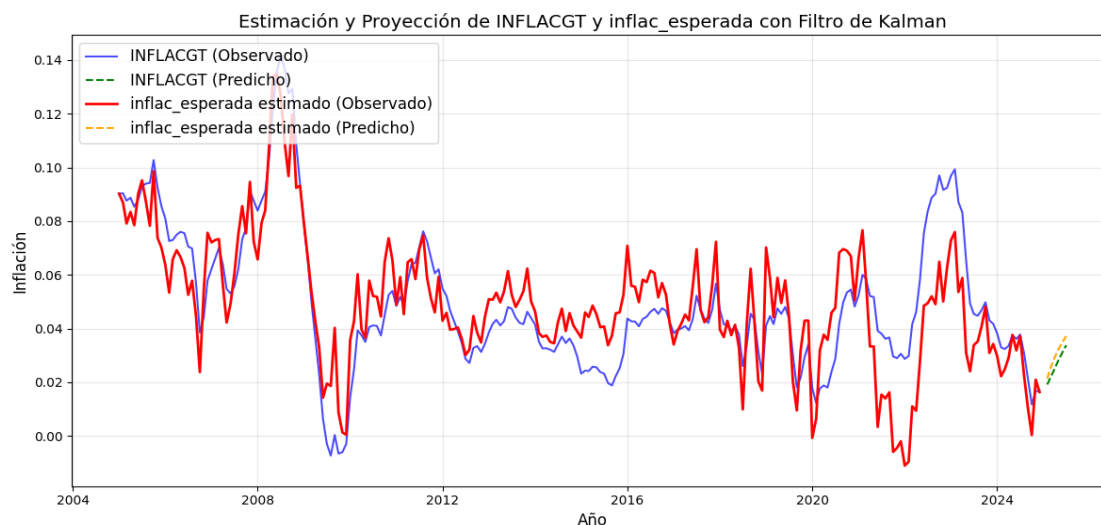
Prueba de Shapiro-Wilk para normalidad de los residuos:

Estadístico de prueba: 0.9896390947717743, Valor p: 0.08494953172990996

Prueba de Jarque-Bera para normalidad de los residuos:

Estadístico de prueba: 12.470012794370513, Valor p: 0.0019596166782551803

Datos guardados en 'INFLACESP6.xlsx'.



Anexo III. Modelado de las expectativas de la brecha del producto mediante filtro de Kalman

Resultados de la estimación:

	Parámetro	Estimación	Error Estándar	Valor Z	Valor p
0	alpha	0.715856	0.142011	5.040851	4.634652e-07
1	rho	0.679840	0.164066	4.143702	3.417432e-05
2	sigma_u	0.314067	0.051370	6.113865	9.724632e-10
3	sigma_v	0.958939	0.434316	2.207927	2.724935e-02

Resultados de la estimación con errores estándar HAC (Newey-West):

	Parámetro	Estimación	Error Estándar HAC	Valor Z HAC	Valor p HAC
0	alpha	0.715856	0.070200	10.197428	0.000000e+00
1	rho	0.679840	0.036706	18.521351	0.000000e+00
2	sigma_u	0.314067	0.107292	2.927220	3.420069e-03
3	sigma_v	0.958939	0.195029	4.916901	8.792487e-07

Datos guardados en 'GAPESP3.xlsx'.

Prueba de Ljung-Box para autocorrelación de los residuos:

	lb_stat	lb_pvalue
10	28.521718	0.001489

Prueba de Breusch-Pagan para homocedasticidad de los residuos:

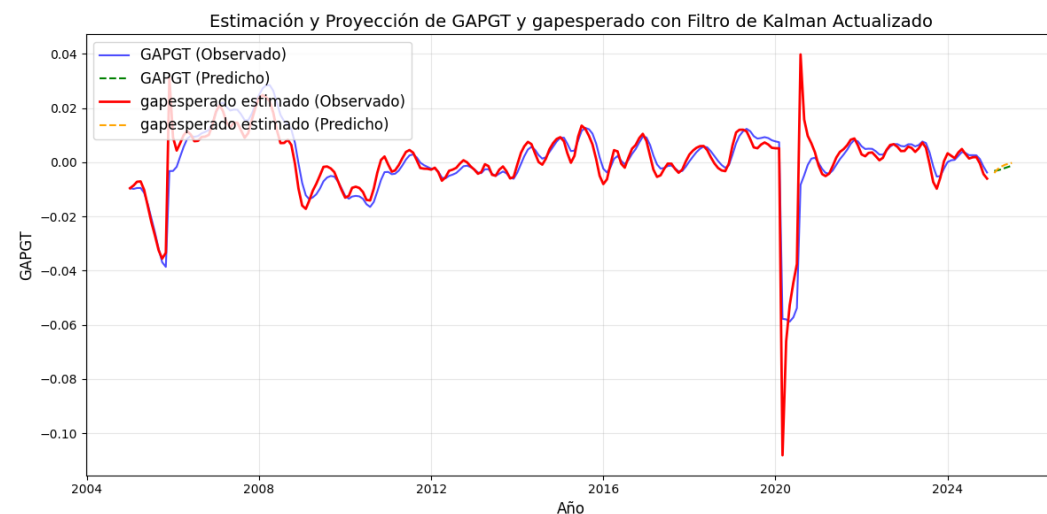
Estadístico de prueba: 44.71723041094742, Valor p: 1.9488427297272644e-10

Prueba de Shapiro-Wilk para normalidad de los residuos:

Estadístico de prueba: 0.43524117610207014, Valor p: 8.305539266466168e-27

Prueba de Jarque-Bera para normalidad de los residuos:

Estadístico de prueba: 58073.82220292631, Valor p: 0.0



Anexo IV. Modelado de las expectativas del índice de presión global de la cadena de suministros mediante filtro de Kalman

Resultados de estimación clásica:

	Parámetro	Estimación	Error Estándar	Valor Z	Valor p
0	rho	0.931382	0.023538	39.569643	0.000000
1	sigma_u	0.000001	0.047370	0.000021	0.999983
2	sigma_v	0.364433	0.016695	21.828739	0.000000

Resultados con errores estándar HAC:

	Parámetro	Estimación	Error HAC	Valor Z HAC	Valor p HAC
0	rho	0.931382	3.408586e-02	27.324581	0.000000
1	sigma_u	0.000001	4.715302e-07	2.120755	0.033942
2	sigma_v	0.364433	2.822702e-02	12.910781	0.000000

Prueba de Ljung-Box (H_0 : no autocorrelación):

	lb_stat	lb_pvalue
10	11.010319	0.356715

Prueba de Breusch-Pagan (H_0 : homocedasticidad):

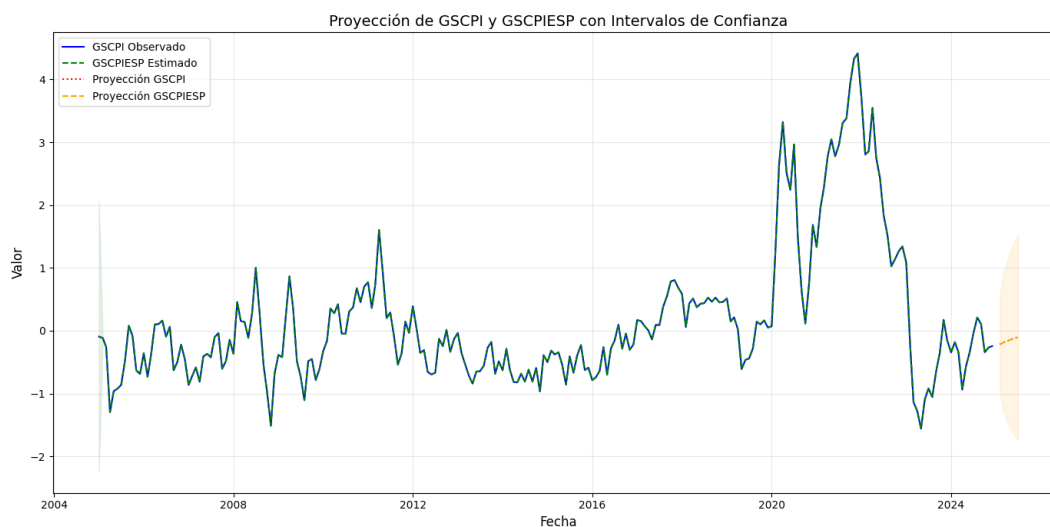
Estadístico: 20.8255, Valor p: 0.0000

Prueba de Shapiro-Wilk (H_0 : normalidad):

Estadístico: 0.9898, Valor p: 0.0900

Prueba de Jarque-Bera (H_0 : normalidad):

Estadístico: 9.3711, Valor p: 0.0092



Measuring the Natural Rate of Interest after COVID-19: The Guatemalan Case

Rodrigo Rafael Chang Papa
Jorge Giovany Orenos Rodríguez

1 | Introduction

In pursuing its mandate of macroeconomic stability, central banks rely on a diverse set of macroeconomic indicators that help build an understanding of the underlying economic conditions to guide its interest rate decisions to influence economic activity and price levels. A crucial benchmark guiding these decisions is the natural rate of interest, commonly denoted as r^* (r-star). Conceptually, it represents the real interest rate consistent with output at its potential level and stable inflation over the medium term.

The natural rate is a function of the underlying characteristics of the economy, and is not set by the central bank (Boocker, Ng, and Wessel 2023). It is not an observed quantity, and can only be estimated. Its estimates are used as a measure of the monetary policy stance, as they help the monetary authority assessing whether the interest rate it sets is stimulating or restraining the economy. Monetary policy is qualified as expansionary if the real policy rate lies below the natural rate, contractionary if it lies above the natural rate, or neutral if it is close to the natural rate.

Estimating the natural rate of interest presents important challenges because it evolves over time. Economic theory suggests that the natural rate of interest depends on real factors such as preferences, productivity trends, and structural economic changes. Laubach and Williams (2003) contribute providing a framework for its estimation using a semi-structural model. This approach has been widely adopted and methodologically refined. For instance, Lewis and Vazquez-Grande (2019) use Bayesian estimation techniques to characterize the uncertainty around r^* and tell a story of short-term factors affecting its path. Similarly, Holston, Laubach, and Williams (2023) extend its previous framework to incorporate time-varying volatility in economic shocks and specific controls for the COVID-19 pandemic. Consequently, for Guatemala, it is important to have updated and robust estimates of r^* using the most recent methodological approaches that account for the uncertainty around the estimations and possibly different dynamics after the pandemic.

In this paper, we provide an estimation of the natural rate of interest for the Guatemalan economy from 2002 to 2024. We employ the multivariate state-space approach of Holston, Laubach, and Williams (2023), adapted for the Guatemalan data on real GDP and inflation. This allows us to estimate r^* taking into account the COVID-19 pandemic period. We depart from their original frequentist approach and use Bayesian methods, as in Lewis and Vazquez-Grande (2019), to estimate the model parameters and the unobserved components. In our results, we find a natural rate of interest with a downward trend over pre-pandemic period altogether with an increase afterwards, along with a highly procyclical pattern in its path.

Our paper is organized as follows. Section 2 addresses the methodological approaches in the literature. Section 3 details the model and our estimation approach. In Section 4 we describe our findings and show our estimates of the natural rate. Finally, in Section 5, we conclude.

2 | Relevant Literature

Wicksell (1936) defines the natural rate of interest as the real short-term interest rate consistent with output growing at its natural rate and stable inflation. Taylor (1993) provides an argument for rule-based monetary policy and offered a practical and simple formula that explicitly incorporates the concept of an equilibrium real interest rate (r^*) as a key determinant of the appropriate policy stance.

Economic theory suggests that the natural rate depends on factors such as preferences and technology. A clear example is the standard Solow's model. In the context of such model, if we assume the saving rate is constant, the real interest rate depends positively on the growth rate of technology and negatively on the savings rate. Similarly, in the neoclassical growth model, the real rate depends on factors such as the savings rate, the intertemporal elasticity of substitution of consumption, the rate of labor-augmenting technological change and the household's rate of impatience (Woodford and Walsh 2005).¹ Much of the research attempting to estimate the natural rate of interest is based on these theoretical frameworks.

Regarding its empirical estimation, Laubach and Williams (2003) develop a state-space approach, in which r^* depends on the trend growth rate of output, g , and a latent process, z , that represents other real factors such as preferences. In their model, the natural rate and its unobserved components are estimated via a linear Kalman filter approach using U.S. data on output, inflation and the real policy rate. Due to small contributions from variation of trend growth and the natural rate of interest to overall variability in the data, they run into the so-called “pile-up” problem.² So, they estimate the model using a three-stage process based on Stock and Watson’s (1998) median-unbiased estimator and maximum likelihood estimation (MLE) in the last stage.

Later, Holston, Laubach, and Williams (2017) (HLW 2017) extend Laubach and Williams’ (2003) model to Canada, the United Kingdom and the Euro Area. Following, Lewis and Vazquez-Grande (2019) use Bayesian methods to estimate HLW 2017’s model while mitigating the pile-up problem under a less restrictive structure by using loose priors. They find a more procyclical median path of r^* for the U.S. economy (in contrast to HLW 2017’s results)³ and evidence of transitory shocks to r^* , in contrast with results from Laubach and Williams (2003).⁴ Lastly, Holston, Laubach, and Williams (2023) (HLW 2023) modify their 2017 model to re-estimate a path of r^* after the COVID-19 pandemic. They include a COVID-19 stringency index to control for the pandemic effects on the U.S. output gap and time-varying volatility during 2020-2022.

Building on the use of Bayesian methods and a more complex model than Lewis and Vazquez-Grande (2019), Gómez-Pineda (2021) estimates the natural rate of interest for the five largest economies in Latin America (namely Brazil, México, Colombia, Perú and Chile) using Laubach and Williams’ (2003) methodology, establishing a precedent for such estimates for developing and emerging economies. Regarding Guatemala, the Banco de Guatemala’s November 2024 monetary policy report presents the gap between the real policy interest rate and their estimation of the natural rate.⁵ However, details on their methodology and published time series are unavailable. To the best of our knowledge, no other published works estimate r^* for Guatemala under current economic conditions and with recent methodological advancements.

Our paper builds upon the efforts of Lewis and Vazquez-Grande (2019) and Holston, Laubach, and Williams (2023) to provide a baseline estimation of the path of r^* for the Guatemalan economy. We combine the latest approach of Holston, Laubach, and Williams (2023) to control for pandemic effects on the output gap and include time-varying volatility in the period 2020-2022. In our estimation procedure, we employ Bayesian methods for two reasons. First, we consider it is a more direct and transparent approach, in contrast to HLW 2023’s three stage approach, because we define explicit priors for the parameters of the model, instead of imposing implicit priors obtained in the first two stages into the last stage of the estimation procedure. Second, we believe it is a more appropriate framework to quantify the uncertainty around the estimates of the path of r^* , given the nature of the shorter time series available for Guatemala.

3 | Methodology

3.1 Model for r^*

The natural rate of interest is related to potential output. Economic theory implies that the natural real rate of interest responds to households’ preferences and the growth rate of output (Laubach and Williams 2003). In the context of a two-period Ramsey model, the solution to the intertemporal utility maximization problem yields the basic relationship between the real interest rate and growth:

$$r = \frac{1}{\sigma} g_c + \theta, \quad (1)$$

where r is the real interest rate, σ is the intertemporal elasticity of substitution in consumption, g_c is the growth rate of per capita consumption, and θ is a discount factor parameter. Based on Equation 1, Laubach and Williams (2003) propose a law of motion for the natural rate of interest, given by:

$$r_t^* = c g_t + z_t, \quad (2)$$

where g_t represents the trend growth of the natural rate of output and z_t captures other determinants of r^* .⁶

Our approach follows the model proposed by Lewis and Vazquez-Grande (2019), which is a generalized version of those presented by Laubach and Williams (2003), and Holston, Laubach, and Williams (2017). This model features a semistructural New-Keynesian framework with an IS equation and a Phillips curve relationship that describe the dynamics of the output gap and inflation as a function of the real rate gap.

To better account for the behavior of the natural rate during and after the COVID-19 pandemic, Holston, Laubach, and Williams (2023) design two main modifications to LW's canonical model. First, they include a control variable for estimating the output gap and the trend growth during the COVID-19 pandemic period. Second, they estimate time-varying volatility parameters for the output gap and the inflation equations. This allows controlling for the very atypical events associated with the pandemic and obtain better estimates of the natural rate in this period.

The main relationships are described in Equation 3, where y is the logarithm of the real GDP, y^* is the logarithm of the potential GDP, and the output gap is given by $\tilde{y} \equiv y - y^*$. Similarly, the real rate gap, $\tilde{r}$, is given by $\tilde{r} = r - r^*$, where r is the real short-term interest rate and r^* corresponds to the natural rate of interest. The first equation of the system in Equation 3 represents an IS curve that models the effect of the real rate gap on the output gap. The second equation of Equation 3 represents the Phillips curve, modeling the inflation momentum and the effect of output on inflation. The term $\sum_{i=2}^4 (\pi_{t-i}/3)$ represents inflation expectations. As in Lewis and Vazquez-Grande (2019) and Holston, Laubach, and Williams (2023), we proxy inflation expectations as a moving average of inflation in the previous two to four quarters.

$$\begin{aligned}
 \tilde{y}_t &= a_1 \tilde{y}_{t-1} + a_2 \tilde{y}_{t-2} + \frac{a_r}{2} (\tilde{r}_{t-1} + \tilde{r}_{t-2}) + \frac{\phi}{100} d_t + \kappa_t \sigma_1 \varepsilon_{1,t} \\
 \pi_t &= b_1 \pi_{t-1} + (1 - b_1) \sum_{i=2}^4 \frac{\pi_{t-i}}{3} + b_y \tilde{y}_{t-1} + \kappa_t \sigma_2 \varepsilon_{2,t} \\
 r_t^* &= g_t + z_t \\
 z_t &= \mu_z + \rho_z z_{t-1} + \sigma_3 \varepsilon_{3,t} \\
 y_t^* &= y_{t-1}^* + g_{t-1} + \sigma_4 \varepsilon_{4,t} \\
 g_t &= \mu_g (1 - \rho_g) + \rho_g g_{t-1} + \sigma_5 \varepsilon_{5,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

Following Holston, Laubach, and Williams (2023), we introduce time-varying volatility in the model by estimating a set of scale parameters to the standard deviation of the disturbance processes.⁷ In Equation 3, κ_t gives the scale of the standard deviation parameters at time t , and it is defined as in Equation 4. The parameters κ_{2020} , κ_{2021} and κ_{2022} are constrained to be greater or equal to one.⁸

$$\kappa_t = \begin{cases} \kappa_{2020} & \text{if } 2020:Q2 \leq t \leq 2020:Q4 \\ \kappa_{2021} & \text{if } 2021:Q1 \leq t \leq 2021:Q4 \\ \kappa_{2022} & \text{if } 2022:Q1 \leq t \leq 2022:Q4 \\ 1 & \text{otherwise} \end{cases} \tag{4}$$

The control $(\phi/100)d_t$ conforms a COVID-adjusted natural rate of output, given by $y_{t,COVID}^* = y_t^* + (\phi/100)d_t$. The index variable d_t aggregates measures of government containment and closure policies in public places, travel restrictions, and limits on public gatherings. The idea is to account for an approximation to the effects of the pandemic and associated public health actions on the economy. The parameter ϕ translates the COVID-19 mobility restrictions into effects on output. Thus, the output gap is modified accordingly with the COVID-adjusted natural rate of output replacing the standard potential output:

$$\tilde{y}_{t,COVID} = (y_t - y_{t,COVID}^*) = (y_t - y_t^*) - \frac{\phi}{100}d_t. \quad (5)$$

As in Holston, Laubach, and Williams (2017), we focus on a *baseline* specification of the model in Equation 3, where both the growth rate of potential output and the “other determinants” of r^* follow a random walk process, i.e., $\rho_g = \rho_z = 1$. The restriction on ρ_z follows from the results of Holston, Laubach, and Williams (2017) and Holston, Laubach, and Williams (2023) that the z process could be highly persistent and could have a unit root.

Because the determinants of the natural rate of interest are unobserved, we apply the Kalman filter to estimate jointly the natural rate of interest, output and trend growth. The first two equations of Equation 3 are the measurement equations of the state-space model, and the last four equations form the state equations. The system in Equation 3 is expressed in a standard state-space matrix form. The appendix in Section 7 presents the derivation and the full state-space representation of the system.

3.2 Data Description

The data used in the analysis for the Guatemalan case follow, as closely as possible, from Lewis and Vazquez-Grande (2019). Real GDP data are obtained from the National Accounts published data by Banco de Guatemala. We perform a seasonal adjustment with the STL method.⁹ For the inflation data, Lewis and Vazquez-Grande (2019) and Holston, Laubach, and Williams (2023) use the price index for Personal Consumption Expenditures (PCE) Excluding Food and Energy. Since there is not a direct equivalent in the Guatemalan data, and the Consumer Price Index (CPI) figures for inflation are too volatile, we considered instead the core inflation time series published by Banco de Guatemala. For the ex-ante short-term real interest rate, r_t , we use the difference between the nominal monetary policy rate and the expected inflation (approximated by average inflation of the previous two to four quarters.) The COVID-19 pandemic control variable used is the Oxford University Government Response Tracker COVID-19 Stringency Index for Guatemala during 2020 through 2023.¹⁰

The sample runs from 2001Q1 to 2024Q3.¹¹ Similarly to Holston, Laubach, and Williams (2017), the data from 2001 is used to construct initial conditions for the Kalman filter algorithm to estimate the unobserved components of r^* , so the estimation begins in 2002Q3.

3.3 Estimation

We estimate the model in Equation 3 using Bayesian methods. As discussed by Lewis and Vazquez-Grande (2019), the Bayesian estimation method avoids the pile-up problem in maximum likelihood estimation (MLE) procedures of the state-space model by using prior distributions on reasonable regions of the parameter space. Laubach and Williams (2003) use a three-stage MLE process to estimate the state-space model, but Lewis and Vazquez-Grande (2019) explain that this process is a way of choosing implicit priors over the ratios of the volatilities of the latent processes.¹² Instead, we prefer a more direct approach to estimate the parameters in the model Equation 3.

Our specification of the prior distributions is described in Section 3.3.1. The procedure relies on the log-likelihood function obtained from the standard linear Kalman filter and the priors to generate draws from the posterior distribution. For this, we use the random-walk Metropolis-Hastings algorithm with sensible restrictions on the draws. We used a burn-in period of 150,000 draws and then collected every tenth draw until having a total of 10,000 draws from the posterior distribution. From this procedure, we obtain different sampled paths for the unobserved components (such as r_t^*) with each draw of the parameters from the posterior distribution.¹³ To replicate the results, all the code of the project is available in an online repository.¹⁴

3.3.1 Prior Distributions and Restrictions

We take most of the prior distributions of the parameters based on Lewis and Vazquez-Grande (2019). In addition, we introduce priors for the scale factors to the standard deviations of the disturbances in the measurement equations. The prior distributions are detailed in Table 1. The priors on the standard deviations are chosen to be uniform within $[0,5]$, in contrast to the more common approach of using inverse gamma priors. We believe this choice is fairly informative in the context of the Guatemalan data to reflect the high degree of uncertainty about the volatility of the unobserved components.¹⁵ As in Lewis and Vazquez-Grande (2019), we restrict the ratios of the volatilities $\lambda_g \equiv \sigma_5/\sigma_4$ and $\lambda_z \equiv -a_r(\sigma_3/\sigma_1)$ to take values in $[0.01,5]$ to avoid the pile-up problem.

Table 1. Marginal prior distributions of the model parameters. The restricted parameters indicate their domain.

Parameter	Domain	Density
a_1	$\mathbb{R}$	Normal(0,2)
a_2	$\mathbb{R}$	Normal(0,2)
a_r	$a_r < -0.0025$	Truncated Normal(0,2)
b_1	[0,1]	Uniform(0,1)
b_Y	$b_Y > 0.025$	Truncated Normal(0,2)
ρ_g	$\rho_g = 1$	Dirac(1)
ρ_z	$\rho_z = 1$	Dirac(1)
μ_g	$\mu_g = 0$	Dirac(0)
μ_z	$\mu_z = 0$	Dirac(0)
σ_1	[0,5]	Uniform(0,5)
σ_2	[0,5]	Uniform(0,5)
σ_3	[0,5]	Uniform(0,5)
σ_4	[0,5]	Uniform(0,5)
σ_5	[0,5]	Uniform(0,5)
ϕ	$\mathbb{R}$	Normal(0,2)
κ_{2020}	[1,10]	Uniform(1,10)
κ_{2021}	[1,10]	Uniform(1,10)
κ_{2022}	[1,10]	Uniform(1,10)
κ_{2022}	[1,10]	Uniform(1,10)
κ_{2022}	[1,10]	Uniform(1,10)
λ_g	[0.01,5]	-
λ_z	[0.01,5]	-

The restrictions on $a_r < -0.0025$ and $b_Y > 0.025$ follow those imposed by Lewis and Vazquez-Grande (2019), inherited from Holston, Laubach, and Williams (2017). Intuitively, the interest rate gap should have a negative effect on the output gap, and the output gap should have a positive relationship with inflation. The restricted values of $\mu_g = \mu_z = 0$ are adopted from the HLW model, aligning with our assumption that these processes exhibit no drift. Lastly, the scale parameters κ_{2020} , κ_{2021} and κ_{2022} have uniform priors in [1,10] to reflect higher volatility and likely outlier effects of the measurement variables (output and inflation) during the COVID-19 pandemic period.

4 Results

4.1 Bayesian Estimates of the Parameters

In Table 2, we show the resulting median estimates of the parameters of the model in Equation 3, along with their median absolute deviation and a 90% credible interval.

Table 2. Median, median absolute deviation (MAD) and 90% credible intervals of the posterior distribution of the parameters.

Parameter	Median	MAD	5%	95%
a_1	-0.3535	0.1097	-0.6247	-0.029
a_2	-0.072	0.0921	-0.3054	0.1372
a_r	-0.6754	0.1024	-0.9491	-0.4165
b_1	0.5198	0.0656	0.3558	0.6841
b_y	0.0658	0.0241	0.0295	0.1662
σ_1	0.3243	0.0856	0.1149	0.5589
σ_2	2.0035	0.1049	1.7609	2.2712
σ_3	0.8811	0.4472	0.1091	1.972
σ_4	0.7942	0.1586	0.1819	1.0833
σ_5	0.0433	0.0223	0.011	0.1425
ϕ	-7.0948	0.774	-9.1539	-4.9878
ρ_g	1.0	0.0	1.0	1.0
ρ_z	1.0	0.0	1.0	1.0
μ_g	0.0	0.0	0.0	0.0
μ_z	0.0	0.0	0.0	0.0
κ_{2020}	2.3267	0.6691	1.2766	5.6432
κ_{2021}	1.5747	0.3233	1.0838	3.2226
κ_{2022}	1.4104	0.2488	1.0427	2.5729
λ_g	0.0603	0.0329	0.0145	0.3601
λ_z	1.8668	0.9	0.2759	4.3439

Regarding the IS curve dynamics, a relevant parameter is a_r , which governs the average effect of two lags of $\tilde{r}$ on the output gap. It has a median value of -0.6754 and the 90% credible interval [-0.9491,-0.4165] is entirely negative. Its negative value indicates that the policy interest rates set by Banco de Guatemala, such that the real rate gap is positive, make monetary policy contractionary and dampen the economic activity, which is consistent with the theory.

Now, in the Phillips curve dynamics, the parameter b_Y links the lagged output gap to current inflation. Its median value of 0.0658 and its 90% credible interval [0.0295,0.1662] confirm an expected positive relationship. However, its small value suggests small feedback effects of output on inflation and a relatively flat Phillips curve for Guatemala. Inflation is, in turn, almost fully explained by its lagged values and inflation expectations (the posterior median of b_1 is 0.5198.)

During the pandemic period, both the output and inflation exhibited “extreme” behavior as the enduring mobility restrictions and subsequent reopenings changed the behavior of economic agents at the time. Therefore, the standard deviations of the output gap (σ_1) and the Phillips curve (σ_2) are most likely not constant during 2020, 2021 and 2022. The resulting scale factors of κ_t from Table 2 are consistent with those obtained by Holston, Laubach, and Williams (2023), as κ_{2020} , κ_{2021} and κ_{2022} decrease from 2020 to 2022, indicating that the highest volatility in the output gap happens at the beginning of the pandemic period, and inflation during 2022. In our view, the time-varying volatility feature of the model is indeed helpful in obtaining estimates of natural rate of interest for Guatemala that are less contaminated by outliers. Additionally, we incorporated the COVID-19 Stringency Index to control for mobility restrictions in the working of the economy. The associated parameter ϕ , which captures the direct supply-side disruptions caused by public health measures, has a negative median estimate (-7.0948) with a credible interval [-9.15,-4.99] far from zero, as the one obtained in Holston, Laubach, and Williams (2023). This implies that higher restrictions significantly lowered the economy's effective potential output during the pandemic.

4.2 Latent States

4.2.1 Components of r^*

Figure 1 shows the median path estimates of the latent states, namely r_t^* , g_t and z_t . The natural rate of interest, r_t^* , has trended downwards over the past two decades, starting in 3.97% in 2002Q3 and ending around 1.35% in 2023Q4. As in Lewis and Vazquez-Grande (2019), most of its variability comes from the non-growth component, z_t . Our estimates show that the short-term variability in z_t affects the path of the natural rate in the short-term. On the one hand, most of the variability in r^* comes from factors unrelated to trend growth (potentially global financial conditions, risk premia, changes in preferences, etc., as captured by the model) and have consistently pushed the natural rate below the estimated trend growth rate. On the other hand, the component associated to long-term growth, g , remains relatively stable within the estimation sample.

The reason why the non-growth component is more important than the growth component in explaining the short-term volatility of r^* is because σ_3 , governing the size of non-growth's shocks, has a much wider range of plausible values. In terms of the credible sets, the distribution of σ_3 is much wider, with a credible set of [0.1091,1.972], whereas the distribution of σ_5 is much narrower, with a credible set of [0.011,0.1425]. Accordingly, the median estimate of σ_3 is 0.8811, which is much larger compared to the volatility of the growth component σ_5 of 0.0433.

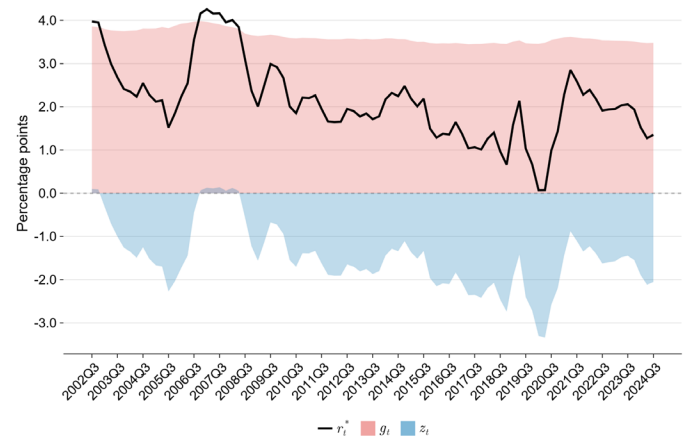


Figure 1. Median estimates of r^* and its components.

4.2.2 Growth Component

The long-term trend growth component (Figure 2), g_t , exhibits a slow, gradual decline over the entire period, starting around 3.8% in 2002 and ending near 3.5% in 2024. These estimates are consistent with trend growth estimates elaborated by Banco de Guatemala of 3.5%. We note the Bayesian estimates exhibit periods of higher uncertainty, such as those around 2004Q3 to 2008Q1, such as those from 2005Q3 to 2008Q1 and from 2020 to 2022 due to the COVID-19 pandemic. From mid-2005 to late 2006, the inflow of family remittances in Guatemala increased substantially, boosting private consumption and increasing temporarily the growth rate of the real GDP. Guatemala experienced its highest growth rates since the late 1970s. The model captured this episode as atypical innovations to the growth rate equation, which in turn causes a wider credible set.

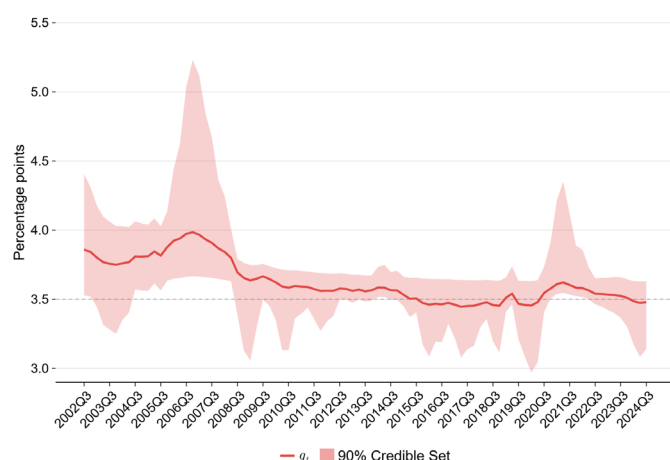


Figure 2. Trend growth median estimate.

4.2.3 Non-Growth Component

As discussed by Lewis and Vazquez-Grande (2019), relaxing the implicit prior restrictions on λ_g and λ_z causes the estimates of r^* to be pro-cyclical and its behavior to be determined by the dynamics of the non-growth component. The z_t component is highly volatile and spends almost the entire period below zero (Figure 3). In fact, the decreasing trend in the path of the non-growth component is consistent with stylized facts described in Benigno et al. (2024). The Bayesian estimates of the z_t component have in general more uncertainty than the g_t component throughout the sample, as measured by its 90% credible sets.

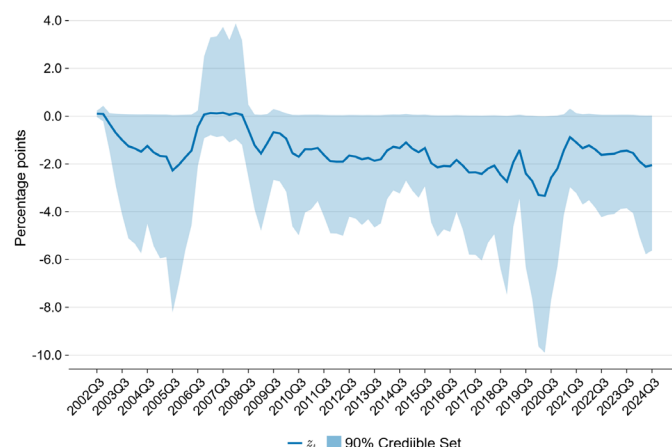


Figure 3. “Other determinants” (z_t) median estimate.

4.3 Monetary Policy Stance

In Figure 4, the significantly negative real interest rate gap before 2009 stemmed from two main factors. First, as Castañeda et al. (2019) noted, Banco de Guatemala’s transition to an inflation targeting framework between 2000 and 2004 means the policy rate did not function as a primary instrument before that. Instead, Banco de Guatemala used a framework of monetary aggregates to implement its policy, making the policy rate to be endogenously determined and highly volatile. Second, under the inflation targeting framework, Banco de Guatemala lowered the policy rate to mitigate the impact of the 2008 financial crisis. Subsequently, the monetary policy framework evolved, with the policy rate becoming the primary instrument, allowing Banco de Guatemala to guide it towards a level consistent with stable growth and inflation in the early 2010s. Thus, the natural rate gap increases to a level close to zero.

The estimated path of real interest rate gap exhibits two main episodes in the 2010s: (i) from late 2010 to late 2011, and (ii) late 2014 to early 2020. The first episode suggests the policy rate could have been higher due to a rapid increase in inflation. The second episode exhibits a similar pattern, but the underlying cause was a positive output gap. Again, this indicates the policy rate could have been higher than the observed to close the output gap, as we can see in Figure 5.

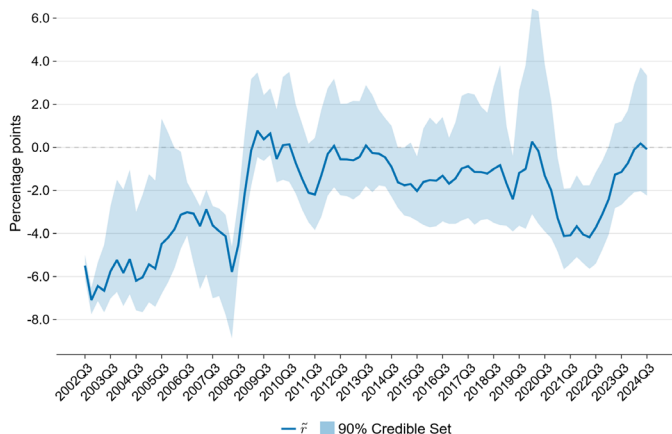


Figure 4. Real rate gap (median).

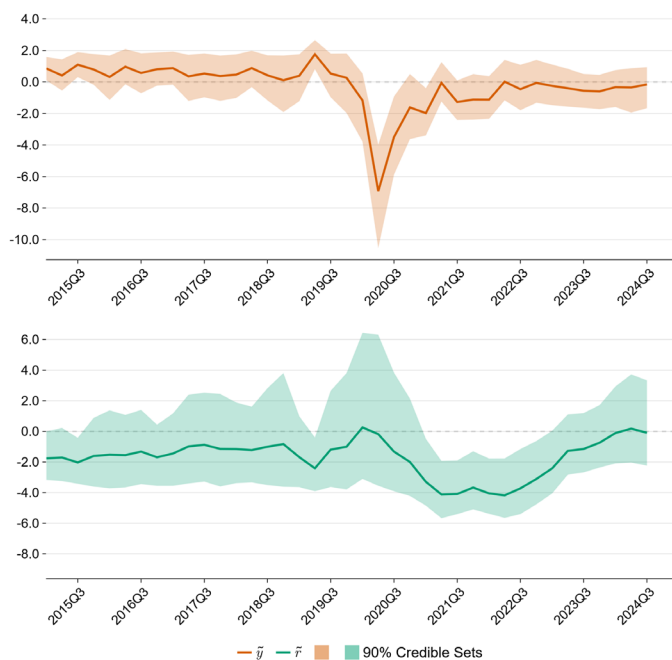


Figure 5. Median estimates of the output gap and the real rate gap with 90% credible sets.

5 | Concluding Remarks

This paper estimates the natural rate of interest for Guatemala by implementing the model proposed by Holston, Laubach, and Williams (2023), who address the unusual behavior of variables during the pandemic period. The estimation is carried out under the Bayesian paradigm developed by Lewis and Vazquez-Grande (2019), who relax the assumptions imposed by the three-stage process embedded in the maximum likelihood estimation procedure of Holston, Laubach, and Williams (2023), allowing for more transparent and explicit priors of the parameters of the model. The results show that the natural rate of interest in Guatemala exhibits a predominantly procyclical pattern. Moreover, the natural rate of interest has a negative trend within the estimation sample, a fact that shares with estimates for advanced economies. In both cases, the non-growth component of the natural rate has played an increasingly important role since the Global Financial Crisis. More research should be devoted to understanding this residual non-growth component for Guatemala and leave it as an extension of this work. Furthermore, this paper could also be extended by adapting the model and implementing specific modifications for developing economies. For instance, incorporating the effect of remittances or other external sector relevant variables into the semi-structural model, given the vulnerability of developing markets to external shocks. In summary, we believe the natural rate of interest is a crucial indicator for policymakers to set monetary policy in a coherent and timely manner.

6 | Notes

1. The rate of impatience or rate of time preference represents the preference for present consumption over future consumption. It is also commonly called the discount rate.
2. The pile-up problem arises in the context of estimating state-space models by maximum likelihood. The variance parameters of the latent processes can be estimated as exactly zero with non-negligible probability when the true value of that variance is positive but small. See also Primiceri (2005) and Kim and Kim (2022) for a more detailed discussion.
3. In Holston, Laubach, and Williams (2017), they find a path of r^* that fell during the financial crisis and remained below the levels estimated for earlier time periods.
4. Consequently, they find that g can be appropriately modeled as having a unit root, while z should be modeled to exhibit transitory shocks. This implies that their estimates of r^* are more volatile than those of previous studies.
5. See Banco de Guatemala (2024).
6. Laubach and Williams (2003) find that the c parameter is close to one. This finding is in line with evidence from Roberts (2001) that movements in the growth rate in the United States are a persistent source of movements in the natural rate of interest.
7. As noted by Holston, Laubach, and Williams (2023), this approach rests on an insight from Lenza and Primiceri (2022). In particular, if the timing of the increased volatility is known, we can introduce time-varying volatility by applying scale factors to the variance of the disturbances during such period.
8. The assumption is that the factors in κ_t can only increase the innovation variances during the pandemic period.
9. STL stands for “Seasonal-Trend Decomposition with Loess” and it is an algorithm that uses local linear regressions to decompose a time series into cyclical-trend, stationary and irregular components. See Cleveland et al. (1990).
10. The index is zero for most of the sample, except for the pandemic period. However, the index is published up to 2022Q4. Afterwards, we impute the index for the rest of the sample with a decaying trajectory given by the formula $d_t = d_{t-1} + 1.3(d_{t-1} - d_{t-2})$. Since 2023, the COVID-19 restrictions affecting the working of the economy most likely had little effects.
11. For the Guatemalan case, the Inflation Targeting (IT) monetary scheme was implemented in 2005. Before this period, Banco de Guatemala used a monetary aggregates scheme to set monetary policy. Hence, the nominal policy rate was not the main instrument affecting the short-term rates at the beginning of the sample period.
12. The three-step process used by LW and then by HLW used the first two stages to obtain point estimates of the ratios $\lambda_g \equiv \sigma_5/\sigma_4$ and $\lambda_z \equiv -a_r(\sigma_3/\sigma_1)$. Then, in the final stage, the estimates of λ_g and λ_z are imposed in the maximization of the likelihood function to reduce the implied level of parameter uncertainty in the rest of the parameters.
13. See Carter and Kohn (1994).
14. The repository link is the following: <https://github.com/jorgeorenos/r-star-GT>
15. As noted in the appendix of Lewis and Vazquez-Grande (2019, 9): “using uniform distributions gave us a simple way to allow for significant mass across potentially larger values without significantly underweighting the region close to zero.”

7 | Appendix

7.1 State-Space Representation

In this section, we outline the precise state-space representation of the model in Equation 3. From the system of equations in Equation 3, we substitute for the definition of r_t^* into the output gap equation to derive the full measurement and state equations of the standard state-space model. After algebraic manipulation, the resulting measurement equations are shown in Equation 6.

$$\begin{aligned}
 y_t &= y_t^* - a_1 y_{t-1}^* - a_2 y_{t-2}^* - 2a_r(g_{t-1} + g_{t-2}) + \frac{a_r}{2}(r_{t-1} + r_{t-2}) \\
 &= \frac{\phi}{100} d_t + \kappa_t \sigma_1 \varepsilon_{1,t} \\
 \pi_t &= -b_y y_{t-1}^* + b_y y_{t-1} + b_1 \pi_{t-1} + (1 - b_1) \sum_{i=2}^4 \frac{\pi_{t-i}}{3} + \kappa_t \sigma_2 \varepsilon_{2,t}
 \end{aligned} \tag{6}$$

Then, the state equations for the potential GDP, its growth rate (in annual terms) and non-growth process are expressed in Equation 7.

$$\begin{aligned}
 y_t^* &= y_{t-1}^* + \mu_g(1 - \rho_g) + \rho_g g_{t-2} + \sigma_4 \varepsilon_{4,t} + \sigma_5 \varepsilon_{5,t-1} \\
 z_{t-1} &= \rho_z z_{t-2} + \mu_z(1 - \rho_z) + \sigma_3 \varepsilon_{3,t-1} \\
 g_{t-1} &= \rho_g g_{t-2} + \mu_g(1 - \rho_g) + \sigma_5 \varepsilon_{5,t-1}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Equation 6 and Equation 7 are represented in a standard state-space form, as shown in Equation 8, where s_t is the state vector of latent variables and y_t the measurement vector.

$$\begin{aligned}
 s_t &= A s_{t-1} + B u_t + R_1 w_t, \\
 y_t &= C s_t + D u_t + R_{2,t} w_t.
 \end{aligned} \tag{8}$$

In the matrix form of Equation 8, we have:

$$s_t = \begin{bmatrix} y_t^* \\ y_{t-1} \\ y_{t-2}^* \\ g_{t-1} \\ g_{t-2} \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \end{bmatrix}, x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix}, u_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ r_{t-1} \\ r_{t-2} \\ \pi_{t-1} \\ \frac{4}{3} \sum_{i=2}^4 \pi_{t-i} \\ d_t \end{bmatrix}, w_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{4,t} \\ \varepsilon_{5,t} \end{bmatrix}.$$

The matrices A , B , C , D , R_1 , and $R_{2,t}$ are given from Equation 9 to Equation 14:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \rho_g & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_g & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_z & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$B = \begin{bmatrix} \mu_g(1 - \rho_g) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_g(1 - \rho_g) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_z(1 - \rho_z) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$R_1 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & \sigma_4 & \sigma_5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -a_1 & -a_2 & -2a_r & -2a_r & -\frac{a_r}{2} & -\frac{a_r}{2} \\ 0 & -b_y & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (12)$$

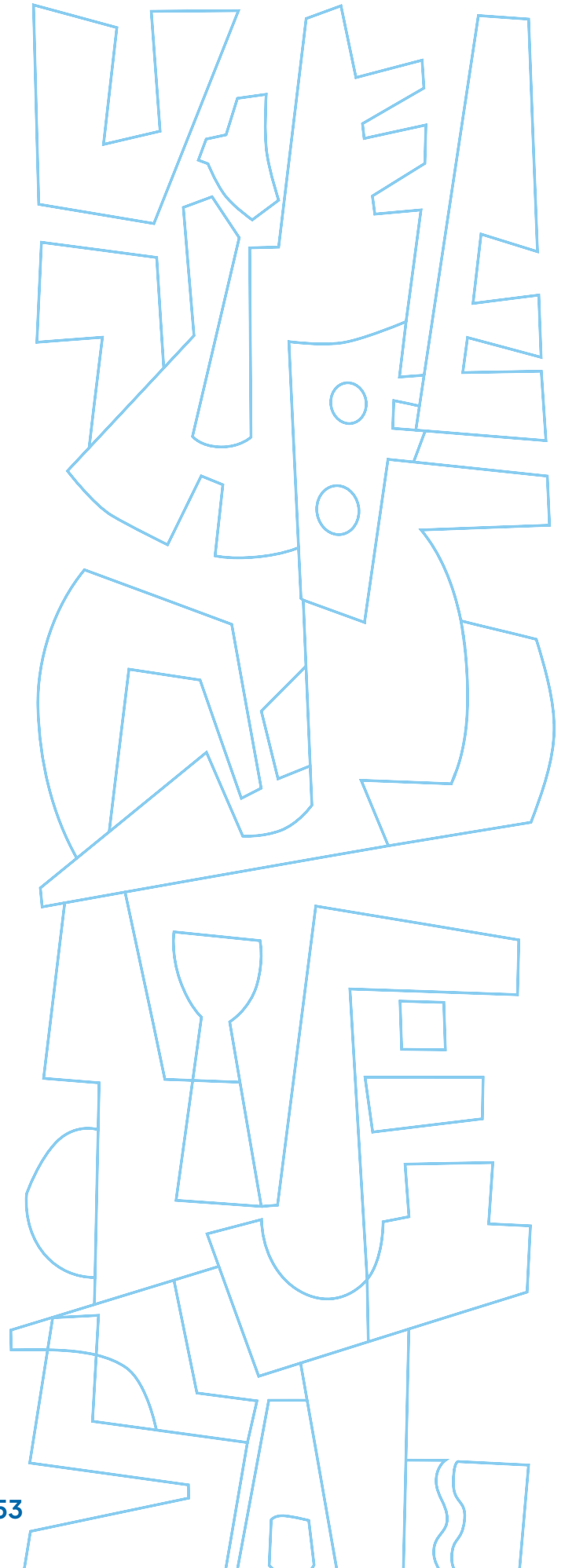
$$D = \begin{bmatrix} 0 & a_1 & a_2 & \frac{a_r}{2} & \frac{a_r}{2} & 0 & 0 & \frac{\phi}{100} \\ 0 & b_y & 0 & 0 & 0 & b_1 & (1 - b_1) & 0 \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$R_{2,t} = \begin{bmatrix} \kappa_t \sigma_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \kappa_t \sigma_2 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (14)$$

The noise processes $\epsilon_{i,t}$ for $i = 1, \dots, 5$ are assumed to be i.i.d. standard normal random variables, with the standard deviation of the processes driven by the σ_i 's and κ_t (which depends on κ_{2020} , κ_{2021} and κ_{2022}).

8 | References

- Banco de Guatemala. 2024. "Evaluación de La Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia, a Noviembre de 2024, y Perspectivas Económicas Para 2025." Banco de Guatemala. https://banguat.gob.gt/sites/default/files/banguat/Publica/comunica/eva_pol_mon_dic2024.pdf.
- Benigno, Gianluca, Boris Hofmann, G Nuño Barrau, and Damiano Sandri. 2024. "Quo Vadis, r^* ? The Natural Rate of Interest After the Pandemic." *BIS Quarterly Review* 4: 17–30.
- Boocker, Sam, Michael Ng, and David Wessel. 2023. "What Is the Neutral Rate of Interest?" Brookings Institution. <https://www.brookings.edu/articles/the-hutchins-center-explains-the-neutral-rate-of-interest/>.
- Carter, Chris K, and Robert Kohn. 1994. "On Gibbs Sampling for State Space Models." *Biometrika* 81 (3): 541–53.
- Castañeda, Juan Carlos, Carlos Castillo-Maldonado, Douglas Napoleón, Mariano Gutiérrez, and Edson Cardona. 2019. "Evaluación Del Esquema de Metas Explícitas de Inflación (EMEI) En Guatemala." *Foro de Investigadores de Bancos Centrales Del Consejo Monetario Centroamericano*. <https://www.secmca.org/recard/index.php/foro/article/view/160>.
- Cleveland, Robert B, William S Cleveland, Jean E McRae, Irma Terpenning, et al. 1990. "STL: A Seasonal-Trend Decomposition." *J. Off. Stat* 6 (1): 3–73.
- Gómez-Pineda, Javier. 2021. "The Natural Interest Rate in Latin America." *Joint Research Program*, no. 23: 249–75.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach, and John C Williams. 2017. "Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants." *Journal of International Economics* 108: S59–75.
- . 2023. "Measuring the Natural Rate of Interest After COVID-19." Staff Report.
- Kim, Chang-Jin, and Jaeho Kim. 2022. "Trend-Cycle Decompositions of Real GDP Revisited: Classical and Bayesian Perspectives on an Unsolved Puzzle." *Macroeconomic Dynamics* 26 (2): 394–418.
- Laubach, Thomas, and John C Williams. 2003. "Measuring the Natural Rate of Interest." *Review of Economics and Statistics* 85 (4): 1063–70.
- Lewis, Kurt F, and Francisco Vazquez-Grande. 2019. "Measuring the Natural Rate of Interest: A Note on Transitory Shocks." *Journal of Applied Econometrics* 34 (3): 425–36.
- Primiceri, Giorgio E. 2005. "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy." *The Review of Economic Studies* 72 (3): 821–52.
- Roberts, John M. 2001. "Estimates of the Productivity Trend Using Time-Varying Parameter Techniques." *Topics in Macroeconomics* 1 (1).
- Stock, James H, and Mark W Watson. 1998. "Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model." *Journal of the American Statistical Association* 93 (441): 349–58.
- Taylor, John B. 1993. "Discretion Versus Policy Rules in Practice." In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195–214. Elsevier.
- Wicksell, Knut. 1936. *Interest and Prices*. Ludwig von Mises Institute.
- Woodford, Michael, and Carl E Walsh. 2005. "Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy." *Macroeconomic Dynamics* 9 (3): 462–68.



Asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés en Guatemala

*Leonel Alberto Aburto Calderón
Otto William Montenegro Munguía*

Resumen

En Guatemala, la Tasa de la Política Monetaria (TPM) constituye un ancla nominal bajo un régimen de metas de inflación, sin embargo, las condiciones actuales podrían influir en una transmisión débil a tasas nacionales. Este estudio pretende evaluar la asimetría en la transmisión de TPM, examinando su impacto en tasas de intereses activas, pasivas y de reportos emitidos por el Banco Central de Guatemala (BANGUAT) tanto en dólares como en quetzales para el periodo 2010-2024. El modelo de corrección de errores permitió identificar una transmisión heterogénea y asimétrica, con variaciones significativas según moneda, plazo y tipo de tasa: a largo plazo, las tasas en quetzales poseen una mayor reacción ante cambios en la TPM, pero al corto plazo este efecto se atenúa (por ejemplo, la tasa pasiva se reduce de 3.8 veces mayor a solo 1.4 veces a corto plazo). Además, ciertos reportos en dólares carecen de cointegración (31-60 días, 61-90 días y más de 91 días), sugiriendo una transmisión débil. Ciertas tasas, como la pasiva en quetzales muestra asimetría significativa, con una velocidad de ajuste más lenta a alzas (1.20 meses) en comparación a caídas (0.83 meses) con respecto al nivel de equilibrio, siendo esto congruente a la evidencia empírica. El resto de las tasas muestra distintos ritmos de convergencia, pero sin la presencia de asimetrías estadísticamente significativas.

Palabras clave: Asimetría, tasa de política monetaria, tasas de interés, modelo de corrección de errores, velocidad de ajuste.

1 | Introducción

En economías emergentes, la estabilidad de las tasas de interés constituye un pilar fundamental para la eficacia de la política monetaria y el funcionamiento del sistema financiero. Las tasas de interés logran influir directamente en el nivel de endurecimiento de las condiciones financieras y en la dinámica macro prudencial (FMI, 2023), afectando de esta forma a variables como la inflación, el consumo y la inversión.

En este sentido, resulta crucial el equilibrio entre las tasas de interés activas (tasas de préstamos) y pasivas (tasas de ahorro); sin embargo, la velocidad con la que estas tasas se ajustan ante cambios en las condiciones económicas no siempre es simétrica, lo que puede tener implicaciones para la efectividad de la política monetaria y, en consecuencia, para la estabilidad financiera del país (Banguat, 2022). Dicha asimetría, por sus implicaciones en la transmisión de política monetaria, ha sido objeto de estudio en diversas investigaciones.

En Guatemala, la política monetaria permite afrontar la coyuntura y las expectativas de inflación, siendo la tasa de política monetaria (o tasa líder de política monetaria) una referencia del nivel de esta política, que opera como ancla nominal para las expectativas inflacionarias (Banguat, 2023). No obstante; las condiciones actuales, como un mercado de dinero poco desarrollado y un rezago en el impacto de la política monetaria, influyen en una transmisión débil de la tasa política monetaria a las remuneraciones de los excedentes de liquidez del sistema financiero.

A ello se suma que, Guatemala, posee un nivel de dolarización parcial, donde el 40% de los depósitos y el 35% de los préstamos están denominados en dólares (Banguat, 2023), que ha llevado a una mayor estabilidad en la tasa de cambio, pero que potencialmente puede generar diferencias en las tasas de interés en quetzales y en dólares.

El presente estudio pretende evaluar si, ante cambios en la tasa de política monetaria, la velocidad de ajuste de las tasas de interés activas, pasivas y reportos emitidos por el BANGUAT,

presentan asimetrías con respecto a su equilibrio a largo plazo, considerando una economía en la que probablemente las tasas en quetzales y dólares posean un comportamiento diferido. Este estudio busca aportar evidencia empírica en torno a esta dinámica, para ello se estima una relación a largo plazo y otra a corto plazo, planteando un equilibrio y estimando la velocidad en la que convergen las tasas.

En este equilibrio, similar al propuesto por Serrano (2020), considera además una influencia de la tasa LIBOR como tasa exógena al modelo originalmente propuesto. Sin embargo, en la actualidad la tasa LIBOR no es utilizada ya por la FRED, sino la SOFR, que a pesar de ser una tasa de referencia de naturaleza distinta y de ser un cambio global significativo en los mercados financieros, podría funcionar como indicador de tomadores de política monetaria para explicar parte de esta relación al largo plazo.

La estructura del documento se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se presenta la revisión de la literatura relacionada, la cual plasma evidencia empírica sobre la transmisión de las tasas de interés tanto a nivel regional como internacional y casos aplicados a Guatemala. La sección 3 aborda aspectos metodológicos, describiendo las fuentes de información utilizadas, además del comportamiento estadísticos de las variables y el modelo econométrico propuesto, detallando las propuestas de estimaciones para corto y largo plazo en las tasas activas, pasivas y la tasa de política monetaria.

La sección 4 presenta los resultados obtenidos, donde se analiza el comportamiento diferenciado de las tasas en quetzales y en dólares, así como las posibles asimetrías en el ajuste. Por último, en la sección 5 se exponen las conclusiones, donde se resaltan los hallazgos más importantes de la investigación, además de las implicaciones para la política monetaria para Guatemala.

2 | Revisión de literatura

2.1. Teoría de transmisión de tasas de interés

La teoría de transmisión de tasas de interés se enmarca en el estudio de la política monetaria y su capacidad para influir en la economía a través de diferentes canales. Según Mishkin (1996), la política monetaria, implementada por los bancos centrales, tiene como objetivo principal la estabilidad de precios y el crecimiento económico, por lo que las autoridades monetarias ajustan la tasa de interés de referencia, lo que repercute en el costo del crédito y el rendimiento del ahorro, afectando a la inversión, el consumo y la actividad económica en general.

El mecanismo de transmisión de tasas de interés es fundamental para entender cómo los cambios en la política monetaria se trasladan a la economía real. De acuerdo con Taylor (1995, p.18), este proceso no es instantáneo ni uniforme, ya que depende de factores como la estructura del sistema financiero, la sensibilidad de los agentes económicos a las tasas de interés y la existencia de restricciones de liquidez, además del grado de desarrollo del mercado financiero y la confianza de los inversionistas, que influyen en la velocidad y efectividad de la transmisión de la política monetaria.

La literatura económica ha identificado cuatro mecanismos principales mediante los cuales los cambios en la política monetaria influyen en la actividad económica: el canal de la tasa de interés, el canal de crédito, el canal del tipo de cambio y el canal de los precios de los activos (F. S. Mishkin, 1995). Adicionalmente, algunos estudios han resaltado la importancia del canal de costos en la transmisión de la política monetaria (véase Christiano et al. (1998) y Ravenna & Walsh (2006)). A continuación, se describen estos canales:

1. Canal de la tasa de interés: Este mecanismo keynesiano clásico indica que un aumento en la tasa de interés de corto plazo eleva las tasas de largo plazo, lo que encarece el crédito y reduce la inversión y el consumo, generando una contracción en la producción y los precios (Dedola & Lippi, 2005).

2. Canal del crédito: Una política monetaria restrictiva reduce el valor neto de empresas y hogares, dificultando el acceso a financiamiento. Esto eleva la prima de financiamiento externo y disminuye la inversión y el consumo, afectando el crecimiento económico (Bernanke & Gertler, 1989; Bernanke, Gertler & Gilchrist, 1999).
3. Canal del tipo de cambio: El endurecimiento monetario suele apreciar la moneda local, encareciendo las exportaciones y reduciendo la demanda agregada. El impacto depende de la moneda en que se fijan los precios de los bienes comercializables (Taylor, 1995; Gopinath et al., 2020).
4. Canal de costo: Cuando las empresas dependen del financiamiento para cubrir costos operativos, un aumento en la tasa de interés eleva los costos de producción y puede generar presiones inflacionarias en ciertos sectores (Barth & Ramey, 2001; Ravenna & Walsh, 2006).

2.2. Evidencia Empírica

Para comprender la dinámica de ajuste de tasas de interés en distintos contextos, se revisan estudios empíricos en tres niveles: internacional, Centroamérica y Guatemala.

2.2.1. Evidencia internacional

A lo largo de la evolución del pensamiento económico, la rigidez en los ajustes de precios ha sido objeto de amplio estudio. No obstante, el análisis de la asimetría en dichos ajustes no adquirió relevancia hasta finales del siglo XX. Uno de los aportes más significativos en esta línea fue el estudio de Hannan y Berger (1991), quienes examinaron las tasas de interés de los depósitos en el sistema financiero estadounidense. Su investigación proporcionó evidencia empírica sobre la existencia de asimetrías en la respuesta de la banca privada frente a aumentos y reducciones de las tasas de referencia. Los autores concluyeron que las entidades operando en mercados más concentrados, así como los bancos de menor tamaño, mostraban una mayor rigidez en sus tasas activas y pasivas, particularmente cuando el ajuste era al alza.

En la misma línea, Neumark y Sharpe (1992) analizaron la relación entre la concentración del mercado bancario y la dinámica de ajuste de las tasas de interés sobre los depósitos. Aplicando un modelo de ajuste parcial, identificaron un nivel de equilibrio para las tasas pasivas, a partir del cual separaron las desviaciones positivas y negativas con el objetivo de evaluar la velocidad de los ajustes ascendentes y descendentes. Sus resultados fueron consistentes con los de Hannan y Berger (1991): en promedio, los bancos ajustaban sus tasas de depósito con mayor rapidez a la baja (cuando estas se situaban por encima del equilibrio) que al alza (cuando estaban por debajo). Esta asimetría se intensificaba en mercados con alta concentración, lo que sugería que la flexibilidad descendente y la rigidez ascendente en los precios eran consecuencias estructurales del entorno competitivo.

Por su parte, Scholnick (1996) extendió este enfoque al analizar la rigidez en las tasas de interés bancarias en dos economías en desarrollo: Singapur y Malasia. Para ello, empleó una técnica de corrección de errores asimétrica que permitía comparar los rezagos en los ajustes cuando las tasas minoristas estaban por encima o por debajo de su equilibrio teórico. Sus hallazgos indicaron que los ajustes eran más veloces cuando las tasas de depósito superaban el nivel de equilibrio, lo cual era coherente con la hipótesis de colusión formulada por Hannan y Berger (1991). Asimismo, Scholnick (1996) propuso una metodología innovadora, basada en la cointegración y los modelos de corrección de errores asimétricos, especialmente adecuada para contextos donde los datos transversales sobre concentración de mercado eran limitados. Inspirado por la aproximación de Neumark y Sharpe (1992), su enfoque permitió distinguir entre movimientos al alza y a la baja de manera robusta. Los resultados obtenidos reafirmaron la existencia de asimetrías significativas en ambas economías asiáticas.

En el contexto europeo, Hofmann y Mizen (2004) estudiaron cómo los cambios en la tasa de política monetaria del Reino Unido afectaban las tasas minoristas de productos financieros, tales como los depósitos y las hipotecas. Utilizando una serie mensual de datos de diecisiete años provenientes de instituciones financieras británicas, desarrollaron un marco teórico y econométrico para evaluar la transmisión de las tasas oficiales hacia las tasas aplicadas al consumidor final. Sus resultados

evidenciaron que la velocidad del ajuste dependía de la dirección del cambio: los bancos tendían a ajustar más rápidamente cuando la diferencia entre la tasa base y la tasa minorista se incrementaba, lo cual implicaba que el proceso de transmisión no era ni lineal ni simétrico.

2.2.2. Evidencia en Centroamérica

En el caso de Nicaragua, diversos estudios examinaron las características estructurales y el comportamiento del Sistema Financiero Nacional (SFN), destacando la influencia de factores internos y externos sobre la formación de tasas de interés. Clevy (2015) centró su análisis en las rigideces de la tasa de interés pasiva, las cuales atribuyó principalmente a la concentración del sector bancario y a la estructura competitiva del mercado. El autor identificó como determinantes clave la tasa internacional y la tasa de intervención del Banco Central de Nicaragua (BCN), ambas con efectos significativos sobre la evolución de la tasa pasiva, tanto en el corto como en el largo plazo. Entre sus hallazgos más relevantes, se evidenció que la tasa internacional incidía con mayor intensidad que la tasa de intervención del BCN, generando variaciones de aproximadamente 31.5 puntos base frente a los 20 puntos base provocados por un cambio de 100 puntos base en cada variable, respectivamente.

Por su parte, Serrano (2020) profundizó en el análisis de la asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés pasivas. Su estudio reveló que los bancos nicaragüenses tendían a ajustar más rápidamente sus tasas de depósito a la baja que al alza, lo cual fue interpretado como evidencia de conductas asociadas a un poder de mercado derivado de una estructura altamente concentrada. Adicionalmente, se observó que las tasas pasivas denominadas en córdobas presentaban mayor rigidez frente a las denominadas en dólares estadounidenses, reflejando posibles diferencias en la sensibilidad de los mercados según la moneda. Aunque la tasa de intervención del BCN mostró una influencia significativa en el comportamiento de largo plazo, su impacto en el corto plazo resultó limitado, debido principalmente a los altos niveles de liquidez que caracterizaron al sistema bancario durante el período de análisis.

En un contexto diferente, Torres (2022) investigó el efecto de la tasa de reportos establecida por el BCN sobre las tasas activas de los bancos comerciales, específicamente durante la crisis sociopolítica de 2018. La investigación examinó cómo las operaciones de reporte, diseñadas para inyectar liquidez en un entorno de alta incertidumbre, incidieron en el costo del crédito bancario. Estas operaciones fijaban tasas de interés explícitas o las condicionaban al comportamiento competitivo del mercado. Los resultados del estudio evidenciaron una relación positiva y estadísticamente significativa entre la tasa de reportos y la tasa activa de los bancos, lo que sugirió una dinámica de transmisión similar a la observada en períodos de normalidad mediante la tasa interbancaria. Este hallazgo subrayó el papel del BCN como agente estabilizador, aun en condiciones de estrés financiero.

2.2.3. Evidencia en Guatemala

Aunque la literatura sobre asimetrías en el canal de transmisión de tasas de interés ha sido amplia tanto a nivel internacional como regional, los estudios centrados específicamente en el caso de Guatemala continuaron siendo escasos, a pesar de su relevancia. Uno de los primeros esfuerzos sistemáticos en modelar dicho canal fue desarrollado por Alvarado (2010), aplicó un modelo de corrección de errores (ECM) utilizando datos posteriores a la implementación del régimen de metas explícitas de inflación en 2005. Su análisis evidenció que el traspaso de la tasa de política monetaria hacia las diferentes tasas de interés de mercado resultó incompleto y heterogéneo, tanto en términos de magnitud como en velocidad de ajuste. Asimismo, se identificó evidencia preliminar de asimetrías en la respuesta de las tasas, lo cual sugirió que los incrementos en la tasa líder no se trasladaron con la misma intensidad ni con la misma rapidez que los descensos, implicando un patrón de transmisión no lineal.

Profundizando en la hipótesis de transmisión asimétrica, Gonzales (2011) adoptó un enfoque estructural más complejo, combinando un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con un esquema de cambio de régimen basado en cadenas de Markov. Esta metodología permitió capturar diferencias en la eficacia de la política monetaria a lo largo de distintas fases del ciclo económico.

Castañeda-Fuentes et al. (2019) señalan que la economía nacional se encuentra influida por la evolución de la tasa de interés internacional, definida en dicho estudio como la LIBOR a un año de madurez constante. Conforme a la hipótesis de la paridad descubierta de tasas de interés, el diferencial entre esta tasa externa y su contraparte interna representada por la tasa pasiva nominal del mercado incide sobre las expectativas del tipo de cambio y, por tanto, sobre la trayectoria del tipo de cambio nominal.

Adicionalmente, Guerrón-Quintana (2013, p. 10) sostiene que la tasa de interés internacional puede utilizarse como una medida aproximada del rendimiento exigido por acreedores externos para financiar economías emergentes con regímenes cambiarios flexibles, tales como Brasil, México o Colombia. Por su parte, Díaz y Castillo (2022, p. 23) argumentan que la tasa de interés del crédito bancario en países con esquemas similares también mantiene una relación estructural con la tasa de referencia del banco central y con tasas externas como la LIBOR.

En síntesis, incluso bajo un esquema de tipo de cambio flexible, los cambios en las tasas de interés internacionales pueden tener repercusiones significativas sobre los determinantes macroeconómicos internos de economías pequeñas y abiertas como la de Guatemala. Esta sensibilidad se debe al grado de integración financiera y a los mecanismos de transmisión de la política monetaria internacional hacia los mercados locales. Si bien el Banco de Guatemala ha realizado intervenciones en el mercado cambiario con el objetivo de mitigar la volatilidad excesiva del tipo de cambio, tales acciones, aunque efectivas en el corto plazo, no logran neutralizar completamente los efectos derivados de las fluctuaciones en las tasas externas (véase Fondo Monetario Internacional [FMI], 2023).

Los resultados empíricos indicaron que los efectos de la política monetaria fueron considerablemente más intensos durante períodos de contracción económica, mientras que en fases de expansión dichos efectos resultaron estadísticamente débiles o incluso insignificantes. Esta dinámica respaldó la existencia de asimetrías en la transmisión de la política monetaria, influenciada por factores como las condiciones crediticias, la percepción de riesgo y las fricciones presentes en el sistema bancario. Tales hallazgos fueron coherentes con

los postulados teóricos de Bernanke y Gertler (1995), quienes plantearon que las imperfecciones en los mercados financieros amplifican el impacto de las políticas monetarias, especialmente durante episodios de tensión económica.

3 | Aspectos Metodológicos

3.1 Datos

Para abordar la pregunta de investigación, se utilizan series de tiempo de frecuencias mensuales provenientes de sitios oficiales, entre ellas el Banco Central de Guatemala (BANGUAT), la Superintendencia de Bancos (SIB) y la Federal Reserve Economic Data of St. Louis (FRED). El periodo de estudio está comprendido desde enero de 2010 hasta diciembre de 2024, equivalente a 180 observaciones. Esta ventana de tiempo comprende un periodo posterior a la implementación del régimen de metas de inflación en Guatemala.¹

Entre las variables consideradas, además de la tasa de política monetaria, se incluyen tasas en dólares y quetzales, tales como la tasa activa y pasiva promedio, y las de reportos monetarios emitidos por el BANGUAT para distintos plazos. Adicionalmente, se incorporan tasas internacionales de referencia, como la London Interbank Offered Rate (LIBOR) y la Secure Overnight Financing Rate (SOFR), debido a su influencia sobre los costos de financiamiento y la dinámica en economías abiertas. Debido a su naturaleza, todas las tasas se expresan en porcentajes.

Partiendo de Bernanke (1992), quien analiza el traspaso de la política monetaria a tasas nacionales, es posible ilustrar gráficamente esta relación. La evidencia empírica, como se ilustra en la Figura A1, muestra indicios en los que las tasas de interés domésticas tienden a tener una evolución similar a la Tasa de Política Monetaria (TPM) y a tasas de referencia internacionales. Esta similitud puede sugerir la existencia de una cointegración de largo plazo entre las tasas nacionales, la TPM y las tasas internacionales.

Por otra parte, la adopción de variables externas es un recurso utilizado que puede mejorar la especificación en las relaciones de largo plazo en el

modelo. En este marco, Serrano (2020), en un estudio aplicado para el caso de Nicaragua (una economía pequeña y expuesta a choques externos) incorpora al modelo base la tasa LIBOR. Esta estrategia es acorde al enfoque de Cleve (2015), quien indica que una tasa internacional de referencia puede afectar de forma significativa a las tasas domésticas.

Una tasa de interés externa, como la LIBOR (London Interbank Offered Rate), puede ejercer efectos significativos sobre una economía como la guatemalteca, que es caracterizada por ser pequeña y abierta; incluso bajo un régimen de tipo de cambio flexible. De acuerdo con el modelo clásico desarrollado por Mundell (1960) y Fleming (1961), en economías que se caracterizan por alta movilidad de capitales y regímenes de tipo de cambio flotante, la tasa de interés doméstica tiende a converger hacia la tasa de interés internacional.

Bajo esta perspectiva, un aumento en la tasa externa podría generar presiones al alza sobre la tasa interna, esto con el fin de evitar salidas de capital y repentinas depreciaciones del tipo de cambio. Estas dinámicas pueden incidir de manera negativa en los niveles de inversión y consumo, lo que debilitaría la demanda agregada y el crecimiento económico.

Para evaluar si la tasa LIBOR precede temporalmente a las tasas nacionales, se realizó el test de causalidad de Granger. Los resultados presentes en la Tabla A1, muestran que, en el sentido de causalidad de Granger², en la mayoría de los casos la LIBOR posee información útil para predecir cada una de estas tasas, en cambio, las tasas de interés nacionales y la TPM poseen un sentido bidireccional bajo la inferencia de este test. Esto no solo sugiere un indicio de la posible capacidad de la LIBOR para explicar la evolución de las tasas de interés, sino también que las tasas nacionales y la TPM se retroalimentan entre sí.

Dado que la tasa LIBOR se discontinuó el 23 de junio de 2023, se propone el uso de la tasa SOFR a 30 días como una referencia alternativa más actual. Al ser esta la sucesora de la LIBOR y al basarse en transacciones reales del mercado, pretende representar condiciones del mercado financiero de forma más efectiva.

¹ El Banco Central de Guatemala (BANGUAT) adoptó en 2005 un Esquema de Metas Explícitas de Inflación (EMEI), como principal política monetaria con el objetivo de mantener la inflación dentro de un rango previamente establecido.

² El test de Granger no infiere en un sentido causal.

No obstante, un posible riesgo vinculado a su reciente incorporación como tasa líder es que limita el número de observaciones y podría requerir de una mayor ventana de tiempo a la disponible para estimar equilibrios a largo plazo de forma robusta. Sin embargo, la Figura A2 ilustra mediante una comparación gráfica que, la dinámica de la TPM coincide tanto con la LIBOR como con la SOFR30.

3.2 Estadística descriptiva

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos de las variables empleadas en el análisis empírico, en conjunto 180 observaciones, a excepción de la LIBOR con 162 y SOFR30 con 18.

Para completar las series de reportos se utilizó la interpolación cúbica por tramos de Hermite, de

forma similar a Alvarado (2010). Esta metodología se basa en un polinomio de tercer grado, a través del cual se suavizan vacíos y se pretende conservar la estructura de pendientes crecientes, sin cambios ni saltos bruscos entre puntos.

Las tasas activas promediaron 12.9% en quetzales (con un mínimo de 1.8% y un máximo de 13.9%) y 6.3% en dólares (entre 5.5% y 8.1%); mientras que las pasivas poseen una media de 5.0% en quetzales (3.9% y 5.6%) y 3.0% en dólares (2.5% y 4.0%). Además, la TPM se situó en promedio en 3.7% (1.8% y 5.5%); la LIBOR en 1.5% (0.2% y 5.8%); y la SOFR a 30 días en 5.2% (4.6% y 5.4%).

En el mercado de reportos, la tasa en quetzales subió de 3.7% (de 1 a 7 días) a 6.1% (para más de ≥ 91 días), con un promedio de 10.8 % y una desviación (σ) de 3.6 %; en dólares aumentó de 2.2% a 4.1%, con promedio de 4.5% y $\sigma=2.2\%$.

Tabla 1: Estadísticas Descriptivas

Variable	Obs	Media	Desv. Estándar	Mín.	Máx.
Tasa de interés activa en dólares (TIAD)	180	6.3	0.5	5.5	8.1
Tasa de interés pasiva en dólares (TIPD)	180	3.0	0.3	2.5	4.0
Tasa de interés activa en quetzales (TIAQ)	180	12.9	0.6	11.8	13.9
Tasa de interés pasiva en quetzales (TIPQ)	180	5.0	0.5	3.9	5.6
Tasa de política monetaria (TPM)	180	3.7	1.2	1.8	5.5
Tasa London Interbank Offered Rate (LIBOR)	162	1.5	1.3	0.2	5.8
Secure Overnight Financing Rate a 30 días (SOFR 30)	18	5.2	0.2	4.6	5.4
Tasa de interés de reporte en quetzales de 1 a 7 días (RQ 7)	180	3.7	1.2	1.6	5.4
Tasa de interés de reporte en quetzales de 8 a 15 días (RQ 15)	180	3.9	1.4	1.8	7.2
Tasa de interés de reporte en quetzales de 16 a 30 días (RQ30)	180	4.1	1.3	1.9	6.4
Tasa de interés de reporte en quetzales de 31 a 60 días (RQ60)	180	4.4	1.3	2.1	7.5
Tasa de interés de reporte en quetzales de 61 a 90 días (RQ90)	180	5.3	1.6	2.5	10.0
Tasa de interés de reporte en quetzales de 91 a más días (RQ91+)	180	6.1	0.9	3.7	9.3
Tasa de interés de reporte en quetzales (RQ)	180	10.8	3.6	3.9	17.3
Tasa de interés de reporte en dólares de 1 a 7 días (RD7)	180	2.2	1.2	0.6	4.7
Tasa de interés de reporte en dólares de 8 a 15 días (RD15)	180	2.4	1.1	0.3	4.8
Tasa de interés de reporte en dólares de 16 a 30 días (RD30)	180	2.7	1.2	0.3	5.5
Tasa de interés de reporte en dólares de 31 a 60 días (RD60)	180	3.0	1.4	- 1.6	5.5
Tasa de interés de reporte en dólares de 61 a 90 días (RD90)	180	3.6	1.4	1.3	7.6
Tasa de interés de reporte en dólares de 91 a más días (RD91+)	180	4.1	1.3	1.6	8.8
Tasa de interés de reporte en dólares (RD)	180	4.5	2.2	1.0	10.4

Nota: Se presentan estadísticas descriptivas de las variables analizadas empíricamente para el período 2010m1 -2024m12. Los reportos están calculados mediante el promedio ponderado de operaciones.

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Guatemala (BANGUAT), la Superintendencia de Bancos (SIB) y la Federal Reserve Economic Data of St. Louis (FRED).

3.3 Modelo

Este estudio utiliza un modelo de cointegración y método de corrección de errores, metodología propuesta por Scholnick (1996). Este enfoque permite estimar la dinámica en las tasas de interés a largo plazo y las correcciones a corto plazo. Una de las principales ventajas de esta metodología, es que permite establecer un equilibrio a largo plazo, a partir del cual se determinan ajustes al alza o a la baja de las tasas de interés y se mide el efecto de traspaso, similar al utilizado por Alvarado (2010) para el caso de Guatemala.

En la literatura, autores como Bernake (1992) o Friedman (2000), han desarrollado representaciones ampliamente utilizadas para estimar el efecto de traspaso de la política monetaria a las tasas de remuneración de los excedentes de liquidez del sistema financiero. Una ecuación que puede comprender esta relación se expresa como:

$$r_t^i = \alpha + \beta TPM + u_t \quad (1)$$

Sin embargo, a partir (1) se puede intuir que la relación entre la tasa de política monetaria (la tasa de referencia del BANGUAT) y las tasas de interés, está constituida bajo una representación limitada, aun cuando este modelo considera el supuesto de competencia perfecta en el sistema financiero nacional.

El presente documento, similar a la metodología utilizada por Serrano (2020), propone la incorporación de variables externas para lograr una mejor identificación de esta relación a largo plazo. Para ello, se utilizan indicadores internacionales potencialmente relacionados, como la tasa LIBOR. Además, se sugiere la incorporación de la tasa SOFR para reflejar condiciones financieras actuales. En consecuencia, la ecuación propuesta se expresa de la siguiente manera:

$$r_t^i = \beta_0 + \beta_1 tpm_t + \beta_2 i_t^i + u_t \quad (2)$$

Donde:

r_t^i : tasa de interés

tpm_t : tasa de política monetaria

i_t^i : tasa internacional

Previo a la estimación del modelo propuesto por Scholnick (1996), es necesario verificar que las series de interés son, es decir, que posean una combinación lineal que sea estacionaria. Para ello, se realizan dos conjuntos de pruebas estadísticas, el primero propuesto por Engle & Granger (1987), partiendo de pruebas t y F , donde se evalúa la presencia de raíz unitaria mediante regresiones que incluyen rezagos de la variable de interés, una tendencia y términos en diferencia, mediante la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma \Delta y_{t-1} + \lambda T + \epsilon_t \quad (3)$$

Donde, β mide la persistencia en la serie. La hipótesis nula establece que la serie sigue un paseo aleatorio si $H_0: \beta = 0$ en la prueba t o si $H_0: \beta = \lambda = 0$ en la prueba F .

Sin embargo, estas pruebas pueden perder significancia en la presencia de rupturas estructurales, por ende, se utilizan los tests de Banerjee, Lumsdaine, & Stock (1992). Estos incluyen pruebas recursivas basadas en la estadística t mínima para evaluar la hipótesis $H_0: \beta = 0$ y pruebas secuenciales que distinguen cambios en la media y tendencia. Estas pruebas hacen uso de una variable dicotómica D_t que señala el cambio estructural:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma \Delta y_{t-1} + \lambda T + \eta D_t + \epsilon_t \quad (4)$$

Los resultados permiten contrastar los mínimos test t y los máximos test F para inferir si la serie es estacionaria.

En línea con Scholnick (1996), una vez determinado que las series son $I(1)$, se utiliza la metodología de Johansen (1988), para estimar una relación de largo plazo al determinar cointegración. Esta metodología considera estimaciones mediante máxima verosimilitud, siendo así que las series temporales pueden escribirse como un VAR en dependencia de la tasa de interés:

$$Y_t = \begin{bmatrix} r_t^i \\ tpm_t \\ i_t^i \end{bmatrix} \quad (5)$$

Donde,

$$r_t = \begin{cases} r_t^{pd}, & \text{si es la tasa pasiva en dólares} \\ r_t^{da}, & \text{si la tasa es activa en dólares} \\ r_t^{qp}, & \text{si la tasa es pasiva en quetzales} \\ r_t^{qa}, & \text{si la tasa es activa en quetzales} \\ r_t^{rq1}, & \text{si la tasa es de reportos en quetzales de 1 a 7 días} \\ r_t^{rq8}, & \text{si la tasa es de reportos en quetzales de 8 a 15 días} \\ r_t^{rq16}, & \text{si la tasa es de reportos en quetzales de 16 a 30 días} \\ r_t^{rq31}, & \text{si la tasa es de reportos en quetzales de 31 a 60 días} \\ r_t^{rq61}, & \text{si la tasa es de reportos en quetzales de 61 a 90 días} \\ r_t^{rq91}, & \text{si la tasa es de reportos en quetzales de 91 a más días} \\ r_t^{rq}, & \text{si la tasa es de reportos promedios en quetzales} \\ r_t^{rd1}, & \text{si la tasa es de reportos en dólares de 1 a 7 días} \\ r_t^{rd8}, & \text{si la tasa es de reportos en dólares de 8 a 15 días} \\ r_t^{rd16}, & \text{si la tasa es de reportos en dólares de 16 a 30 días} \\ r_t^{rd31}, & \text{si la tasa es de reportos en dólares de 31 a 60 días} \\ r_t^{rd61}, & \text{si la tasa es de reportos en dólares de 61 a 90 días} \\ r_t^{rd91}, & \text{si la tasa es de reportos en dólares de 91 a más días} \\ r_t^{rd}, & \text{si la tasa es de reportos promedio en dólares} \end{cases}$$

y,

$$i_t = \begin{cases} i_t^{lib}, & \text{si es LIBOR} \\ i_t^{sofr}, & \text{si es SOFR} \end{cases}$$

Entonces el vector $I(1)$ de (5), puede ser reescrito como:

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + u_t \quad (6)$$

pudiendo ser reparametrizado como:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

Donde $\Pi = \sum_{j=1}^k B_j - 1$, siendo así que B_j es una matriz de $n \times n$ de los rezagos del VAR, y $\Gamma = -\sum_{j=i+1}^k B_j$ para $i = 1, \dots, k$.

El rango de la matriz Π en (7), identifica el número de vectores de cointegración en un sistema, en caso de que este rango sea cero no hay vectores. El método de Johansen es un proceso que se basa en dos pruebas que se fundamentan en técnicas de máxima verosimilitud: Test de traza y test del máximo eigenvalor.

$$LR_{traza} = T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (8)$$

$$LR_{maxeig} = T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (9)$$

Donde λ en (8) y (9) son los valores propios de Π .

Estos tests permiten establecer si existen relaciones de equilibrio a largo plazo, mientras que el test de traza determina, mediante la hipótesis nula la presencia de a lo sumo n vectores de cointegración; el test del máximo eigenvalor evalúa si existen n vectores de cointegración contra la alternativa de que existen al menos $n+1$ vectores.

Una vez determinado los vectores de cointegración, se implementa un modelo de corrección de errores para examinar las dinámicas a corto plazo para cada tasa de interés, este se puede representar con la siguiente expresión, similar a la utilizada por Sander & Kleimeier (2000)³:

$$\Delta r_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 \Delta r_{t-1}^i + \gamma_3 \Delta tpm_t + \epsilon_t \quad (10)$$

Donde R corresponde a los residuos del modelo a corto plazo, y el estimador γ_1 indica la velocidad de ajuste de la tasa de interés. Según Hendry & Doornik (1994), la media rezagada puede ser expresada mediante:

$$ML = \frac{1-\gamma_1-\gamma_2-\gamma_3}{\gamma_4} \quad (11)$$

Donde (11) permite determinar el retraso del ajuste de la tasa de interés a su nivel de equilibrio. No obstante, este modelo supone un ajuste simétrico en ambas direcciones, por lo que es necesario estimar un modelo que distinga entre las desviaciones por encima y por debajo del nivel de equilibrio.

3.4 Ajuste asimétrico

Similar a la metodología utilizada por Scholnick (1996), se ha determinado que la relación de equilibrio entre las tasas es la media de la serie de residuos de la ecuación de cointegración adecuada. Además, estos residuos de cointegración son, por definición, $I(0)$, lo que implica que la serie es regresiva a la media.

Por lo tanto, los residuos, ya sea por encima o por debajo de su media, tenderán a regresar hacia la relación de equilibrio. Debido a la estructura de la cointegración, estos residuos siempre se ajustarán a su relación de equilibrio. Por ejemplo, cuando los residuos se encuentran por encima de su nivel de equilibrio, esto puede interpretarse como que las tasas de interés están por encima de su equilibrio a largo plazo.

Al analizar el modelo asimétrico, es necesario hacer una distinción de los residuos R en función en función si están por debajo (R^-) o por encima del nivel de equilibrio (R^+), separando en dos componentes, es decir:

$$\begin{cases} R_t^- = R_t & \text{si } R_t < \text{media}(R_t) \\ R_t^+ = 0 & \text{de lo contrario} \end{cases}$$

Y,

$$\begin{cases} R_t^+ = R_t & \text{si } R_t > \text{media}(R_t) \\ R_t^- = 0 & \text{de lo contrario} \end{cases}$$

Partiendo de (10) y al separar R mediante variables dummies, ahora se puede estimar la velocidad de ajuste de los modelos asimétricos mediante una ecuación dinámica a corto plazo:

$$\Delta r_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 R_{t-1}^- + \gamma_2 R_{t-1}^+ + \gamma_3 \Delta r_{t-1}^i + \gamma_4 \Delta tpm_t + \epsilon_t \quad (12)$$

Donde, mediante (12), la media rezagada puede ser definida como:

$$ML^+ = \frac{1-\gamma_1-\gamma_2-\gamma_3}{\gamma_4} \quad (13)$$

Y,

$$ML^- = \frac{1-\gamma_1-\gamma_2-\gamma_3}{\gamma_4} \quad (14)$$

Ahora, es posible determinar un retraso del ajuste de la tasa de interés a su nivel de equilibrio cuando la tasa de interés está por encima de su medio y otro por debajo. A este punto, es posible utilizar una prueba de Wald con distribución $X^2(1)$ para testear, bajo la hipótesis nula de $ML^+ = ML^-$ que no existe asimetría.

³ La ecuación original de Scholnick (1996) para el caso de Malasia y Singapur no considera rezagos: $\Delta r_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 \Delta tpm_t + \epsilon_t$.

4 | Resultados

La **Tabla A2**, muestra la evaluación inicial de la estacionariedad de las series. En la mayoría de los casos se infiere que las tasas de interés son integradas de tipo $I(1)$, a excepción de la tasa de reportos en quetzales entre 61 a 90 días; y a las tasas de reportos en dólares y quetzales de 91 a más días. Una vez comprobada esta condición es posible la aplicación del análisis de cointegración.

Al considerar cambios estructurales mediante extensiones de pruebas de raíz unitarias, en muchos casos las series son estacionarias tanto en nivel como en primeras diferencias. Sin embargo, los cambios estructurales no ocurren en un mismo periodo, implicando que estadísticamente no existe un evento común con influencia significativa para todas las tasas.

Una vez establecida la primera condición para la aplicación de integración por parte de las series, se procede a realizar el análisis de cointegración utilizando la metodología de Johansen (1988), expresados en (8) y (9), cuyos resultados se muestran en la **Tabla A3**. En la mayoría de los casos (a excepción de los reportos en dólares de 31 a 60 días y en la tasa de interés promedio de los

reportos en dólares), se rechaza la hipótesis nula de ausencia de vectores de cointegración ($H_0: r = 0$), mientras que no se puede rechazar la hipótesis de al menos un vector de cointegración ($H_0: r \leq 1$). Estos resultados, inferidos por el test de traza y el valor propio máximo, indican la posible existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo.

En la **Tabla 1** se observan los vectores de cointegración, los que indican que, para la mayoría de las tasas el signo es negativo, congruente a lo esperado. Además, los resultados de este primer modelo indican una transmisión diferenciada de la TPM sobre las otras tasas en Guatemala, teniendo un efecto estadísticamente mayor sobre las tasas en quetzales.

Esto indica que, por ejemplo, si el BANGUAT decide aumentar la TPM en 100 puntos base, en promedio, la tasa de interés activa en dólares y quetzales disminuirían 7.82 y 30.14 puntos base respectivamente. Estos resultados sugieren que cambios en la TPM generan efectos significativos y medibles sobre las tasas, lo que afirma la importancia de la política monetaria sobre el control de condiciones financieras en el largo plazo.

Tabla 1: Vectores de Cointegración

V. Indepen	V. Depen TPM	V. Indepen	V. Depen TPM
TIAD	-0.078299 (0.0409)**	RQ91+	-0.39225 (0.0836)***
TIPD	-0.041746 (0.0235)*	RQ	-2.669137 (0.2384)***
TIAQ	-0.301448 (0.0734)***	RD7	0.583429 (0.2731)**
TIPQ	-1.676 (0.2797)***	RD15	0.432597 (0.2567)*
RQ7	-0.9266 (0.0658)***	RD30	0.2844 (0.2627)
RQ15	-1.08079 (0.1092)***	RD60	0.07239 (0.694)
RQ30	-1.03161 (0.0361)***	RD90	0.24915 (0.2102)
RQ60	-1.0134 (0.0748)***	RD91+	-0.112 (0.1369)
RQ90	-1.0215 (0.1958)***	RD	0.48501 (0.3821)

Nota: Los errores estándar están en paréntesis. Los niveles de significancia se definen como: 99% de confianza (***), 95% (***) y 90% (*).

Fuente: Elaboración propia.

Luego de establecer una relación a largo plazo, por medio de los errores estándar, la mayoría de las tasas muestran estabilidad y se procede a realizar la distinción de residuos a como se muestra en (12) con relación al nivel de equilibrio al separar componentes por debajo o por encima de la media, con la finalidad de establecer una dinámica a corto plazo.

Al realizar una estimación de un modelo simétrico a corto plazo, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se obtienen residuos estacionarios pero que no presentan una aproximación estadísticamente a una distribución normal a como se muestra en la **Tabla A4**. Mediante un análisis gráfico de estos residuos, se observa que estos poseen dependencia a una distribución t-Student (véase **Figura A3**), siendo así que los modelos de corrección de errores se reevaluaron usando Máxima Verosimilitud (MV) bajo supuestos de esta distribución. La **Tabla 2** muestra las estimaciones de los modelos de corrección de errores simétricos y asimétricos de corto plazo de las variables de interés, con residuos estacionarios $I(1)$, según los tests previamente realizados.

Los resultados de estos modelos presentan coeficientes similares, con evidente transmisión heterogénea por parte de la TPM en Guatemala y efectos diferenciados por moneda, plazo y tipo de tasa. A partir de un aumento en la TPM, para el corto y largo plazo las tasas en quetzales son más susceptibles que en dólares.

Además, las velocidades de ajuste poseen signos negativos y significancia estadística coherente a la corrección de desviaciones al corto plazo al equilibrio. En consecuencia, este signo negativo implica que las desviaciones respecto al largo plazo tienden a corregirse en la mayoría de los casos, lo que valida la existencia de un posible mecanismo de ajuste parcial esperado.

Para este caso en la mayoría de las tasas, la velocidad de ajuste pareciese ser mayor en quetzales que dólares; y probablemente se tarde más tiempo corregir una desviación si la perturbación reduce el valor de la tasa por debajo de la relación de equilibrio en cambio en comparación que por encima.

Sin embargo, por medio de (13) y (14) se puede establecer una prueba de Wald, para inferir estadísticamente la existencia de asimetría donde $ML^+ = ML^-$.

Tabla 2: Modelos de corrección de errores de corto plazo simétricos y asimétricos

Parte (A)

Variables Independientes	$\Delta T1AD$		$\Delta T1PD$		$\Delta T1AQ$		$\Delta T1PQ$		$\Delta RQ7$		$\Delta RQ15$		$\Delta RQ30$		$\Delta RQ60$		$\Delta RQ90$	
	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM
Δ tasa (-1)	0.9617 (0.0948)***	0.9568 (0.1007)***	0.9019 (0.0902)***	0.9014 (0.0911)***	0.3746 (0.2654)*	0.3838 (0.2702)	1.0736 (0.0941)***	1.0856 (0.0893)***	0.4514 (0.078)***	0.4372 (0.0614)***	0.1392 (0.232)*	0.2475 (0.2742)	0.3153 (0.1675)**	0.2113 (0.1554)	0.3489 (0.0697)***	0.3204 (0.1965)	0.3905 (0.0465)***	0.3431 (0.0414)***
Δ tasa (-2)									-0.096 (0.0658)*	-0.0903 (0.0392)**			0.1599 (0.0914)**	0.1334 (0.0624)**	-0.176 (0.0388)***	-0.1701 (0.0541)***		
Δ tasa (-3)															-0.077 (0.0306)*	-0.081 (0.0426)*		
Δ TPM	-0.124 (0.1299)*	-0.0061 (0.154)	0.0112 (0.2251)*	0.0103 (0.0231)	0.4829 (0.1789)*	0.0481 (0.0179)***	-0.0162 (0.008)**	-0.0149 (0.0076)**	0.1457 (0.1434)*	0.154 (0.1648)	0.2528 (0.0956)***	0.2525 (0.1025)***	0.3178 (0.1235)**	0.3831 (0.127)**	0.1539 (0.1756)*	0.1617 (0.1914)	0.0602 (0.0578)*	0.1096 (0.0703)
Simétrico	-0.8994 (0.1584)***		-0.8004 (0.1318)***		-0.187 (0.2852)*		-0.9845 (0.1277)***		-0.6654 (0.2578)**		-0.4747 (0.183)***		-0.9213 (0.1575)***		-0.5986 (0.0799)***		-0.2509 (0.0625)***	
Asimétrico																		
Positivo (+)	-1.0272 (0.1907)***		-0.7182 (0.1678)***		-0.2093 (0.2894)		-0.839 (0.1358)***		-0.529 (0.118)***		-0.5966 (0.5608)		-1.1172 (0.158)***		-0.592 (0.1005)***		-0.3153 (0.0439)***	
Negativo (-)	-0.7569 (0.1939)***		-0.8835 (0.2327)***		-0.18523 (0.369224)		-1.2122 (0.1895)***		-0.68 (0.1658)***		-0.5285 (0.3322)		-0.3962 (0.2863)		-0.5535 (0.2747)**		-0.1762 (0.0534)***	
Wald chi2(3)	204.69	176.56	159	152.8	13.36	13.56	143.35	160.28	85.62	77.82	18.93	16.23	47.79	73.58	157.96	204.54	435.43	604.04
rob > chi2	0	0	0	0	0.0039	0.008	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Observaciones	159	160	159	160	159	160	159	160	159	159	159	160	159	159	159	159	159	160

Parte (B)

Variables Independientes	$\Delta RQ91H^{-1}$		ΔRQ		$\Delta RD7$		$\Delta RD15$		$\Delta RD30$		$\Delta RD60^{1/2}$		$\Delta RD90^{1/2}$		$\Delta RD91H^{1/2}$		$\Delta RD^{1/2}$	
	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM	SIM	ASIM
Constante	0.0114 (0.0349)*	0.0119 (0.0457)	0.0133 (0.0972)*	0.1344 (0.1489)	0.0063 (0.0048)*	-0.0031 (0.0224)	0.0098 (0.0066)*	0.0212 (0.0095)	0.0106 (0.0114)*	0.0526 (0.0194)***	-0.0001 (0.0013)*	0.0011 1.0011+28.528	-0.0054 (0.0198)*	-0.0167 (0.0197)	0.0099 (0.0432)*	-0.0273 (0.0896)	0.0191 (0.0502)*	-0.0037 (0.0773)
Δ tasa (-1)	-0.3051 (0.1037)***	-0.305 (0.1034)***	0.4094 (0.2225)**	0.3983 (0.2254)*	0.2855 (0.1797)*	0.0876 (0.3826)	0.0319 (0.1752)*	-0.0009 (0.1263)	0.0085 (0.0637)*	-0.3737 (0.1667)**	0.0512 (0.0089)***	0.0628 (0.1010)***	0.5197 (0.1844)***	0.3948 (0.1545)***	0.3031 (0.2244)*	0.3078 (0.183)*	0.3772 (0.2147)**	0.3572 (0.2116)*
Δ tasa (-2)			0.3293 (0.1184)***	0.319 (0.1204)***			0.0172 (0.0771)*	0.033 0.1802			-0.027 (0.0052)***	-0.0218 (0.0053)***			-0.1549 (0.0656)**	-0.159 (0.0575)***		
Δ tasa (-3)							0.0608 (0.0539)*	0.0364 0.1859			0.0462 (0.0114)***	0.047 (0.0107)***						
Δ TPM	-0.0444 (0.28)*	-0.0445 (0.2783)	0.464 (0.758)*	0.5563 (0.8066)	-0.0087 (0.0466)*	-0.0046 (0.0306)	-0.0471 (0.0649)*	-0.0207 (0.045)	-0.0734 (0.0777)*	-0.0058 (0.0776)	0.009 (0.0271)*		0.1646 (0.319)*	0.1317 (0.3454)	0.0311 (0.3246)**	0.0606 (0.3238)	-0.0093 (0.3356)*	-0.0091 (0.3353)
Simétrico	-0.4413 (0.1297)***		-1.0307 (0.2385)***		-0.0731 (0.153)*		-0.1681 (0.1655)*		-0.0531 (0.0859)*		0.0071 (0.0083)*		-0.3277 (0.1648)***		-0.5246 (0.127)***		-0.7504 (0.2395)***	
Asimétrico																		
Positivo (+)	-0.4486 (0.1515)***		-1.144 (0.254)***		0.2672 (0.5481)		-0.2898 (0.1414)***		-0.6869 (0.1685)***		-0.0047 (0.0087)		-0.1885 (0.1507)		-0.4244 (0.312)		-0.6729 (0.2635)**	
Negativo (-)	-0.4329 (0.183)**		-0.891 (0.3141)***		-0.0776 (0.248)		-0.282 (0.2751)		0.199 (0.052)***		0.009 (0.0066)		-0.3805 (0.1877)		-0.5974 (0.1843)***		-0.7848 (0.267)***	
Wald chi2(3)	77.04	79.36	49.38	59.35	13.48	36.98	14.65	42.39	2.41	13267.92	8374.98	11899.39	18.01	95	29.43	33.56	24	24.49
rob > chi2	0	0	0	0	0	0	0.01	0	0.4921	0	0	0	0.0004	0	0	0	0	0
Observaciones	159	160	159	160	159	159	159	160	159	159	159	160	159	160	159	160	159	160

Nota: Los errores estándar están en paréntesis. Los niveles de significancia se definen como: 99% de confianza (***), 95% (**) y 90% (*).

Nota¹: Al realizar el test de DF y PP, Las tasas no son estacionarias $I(1)$.

Nota²: Al realizar el test de Johansen, las tasas no poseen vector de cointegración.

Fuente: Elaboración propia.

En la **Tabla 3**, se muestran los resultados del test de Wald y un consolidado de los modelos simétricos y asimétricos. Al evaluar la media de rezago de cada una de las tasas, se infiere que, para el caso de las tasas activas y pasivas en quetzales la convergencia al equilibrio es más lenta en comparación a dólares; caso contrario a los reportos que si son consistentes a lo estimado en la **Tabla 2**. Esto se puede justificar mediante el hecho que al corto plazo existe una mayor incidencia por parte de rezagos de la misma tasa o de la TPM.

Por ejemplo, la tasa de interés pasiva en dólares tarda 0.11 meses en volver al equilibrio mientras que en quetzales 1.03; siendo así que el tiempo de convergencia ante shocks por encima y por debajo para el caso de estas tasas sean de 0.14 y 0.11; y 1.20 y 0.83 meses respectivamente.

Tabla 3: Medias rezagadas en modelos simétricos y asimétricos con test de Wald

Tasa	Modelo simétrico (meses)	Modelo Asimétrico		
		Wald test (Prob)	ML+ (meses)	ML- (meses)
Δ TIAD	0.18***	0.238	0.05***	0.06***
Δ TIPD	0.11***	0.577	0.14***	0.11***
Δ TIAQ	0.76*	0.941	4.55	5.13
Δ TIPQ	1.03***	0.099*	1.20***	0.83***
Δ RQ7	0.74**	0.455	1.23***	0.96***
Δ RQ15	1.28***	0.931	1.25	1.414
Δ RQ30	0.22***	0.037**	0.43***	1.22
Δ RQ60	1.25***	0.840	2.05***	2.26***
Δ RQ90	2.18***	0.000****	2.08***	3.73***
Δ RQ91+ ¹	3.03***	0.942	2.88***	2.99**
Δ RQ	0.11	0.406	0.24***	0.32***
Δ RD7	9.81*	0.651	3.74	12.89
Δ RD15	5.52*	0.365	3.45***	35.46
Δ RD30	18.47*	0.000***	1.92***	6.64***
Δ RD60 ²	129.68*	0.000***	194.04	101.33
Δ RD90 ¹	0.98***	0.016	3.21	2.67
Δ RD91+ ¹	1.25***	0.688	2.00	1.42***
Δ RD ²	0.82***	0.645	0.95***	0.82***

Nota: Los errores estándar están en paréntesis. Los niveles de significancia se definen como: 99% de confianza (***), 95% (**) y 90% (*).

Nota¹: Al realizar el test de DF y PP, Las tasas no son estacionarias $I(1)$.

Nota²: Al realizar el test de Johansen, las tasas no poseen vector de cointegración.

Fuente: Elaboración propia.

Mediante la evaluación del test de Wald, cuyo objetivo es contrastar la hipótesis nula de simetría en los rezagos medios de ajuste, se infiere que en la mayoría de los casos no se evidencia estadísticamente la presencia de asimetrías.

Dentro del subconjunto de tasas donde no se determinó un grado de cointegración, mediante el método de Johansen, están la tasa de reportos en quetzales de 91 días a más; la tasa de reportos en dólares, como las de 16 a 30 días (RD30); de 31 a 60 (RD60); de 61 a 90 días (RD90); de 91 a más (RD90+); y en la de promedios en dólares (RD). Una de las posibles explicaciones puede ser la influencia limitada en el corto plazo por parte de la política monetaria local en ciertas tasas, especialmente en las de dólares, que posiblemente dependen de otros factores vinculados con expectativas, liquidez internacional o políticas de la Reserva Federal.

Entre las tasas que estadísticamente presentan asimetrías están la tasa de interés pasiva en quetzales (TIPQ); y la de reportos en quetzales de 16 a 30 días (RQ30) y de 61 a 90 días (RQ90). Esto puede sugerir la existencia de rigideces del mercado, y coincide con la conclusión de Hannan & Berger (1991) y Neumark & Sharpe (1992) que, utilizando métodos econométricos distintos, encuentran una menor rigidez en los ajustes de las tasas de interés pasivas a la baja frente a alzas.

El resto de las tasas, no presentaron asimetría estadísticamente significativa, sin embargo, la velocidad de ajuste varía entre monedas, plazos y tipos de tasas.

Modelo alterno de SOFR 30

Previamente se destacó el hecho que la LIBOR se discontinuó el 23 de junio de 2023, por ende, con la finalidad de estimar este efecto en una ventana de tiempo más actual, se optó por considerar a la tasa SOFR30 como la principal alternativa de referencia.

Por estrategia en la metodología se priorizó el uso de FPE, a pesar de que la mayor parte de criterios de información como AIC, HQIC y SBIC, indicaran otros rezagos óptimos. Esto debido que el FPE indica un rezago para cada relación, y esto es favorable por la disponibilidad de 18 observaciones para la estimación del modelo, lo que permite que se pierda menos información. Los resultados del test de cointegración de Johansen se presentan en la Tabla A5.

Al estimar los vectores de cointegración (ver Tabla 4), los resultados muestran que, en la mayoría de los casos al establecer una relación de equilibrio a largo plazo, los coeficientes exhiben signos que no son los esperados de acorde a la teoría y a la especificación utilizada previamente. Sin embargo, bajo los test de Dickey-Fuller y Phillips-Perron los residuos cumplen con el supuesto de estacionariedad $I(1)$.

Tabla 4: Vectores de cointegración con SOFR30

V. Indepen	V. Depen TPM	V. Indepen	V. Depen TPM
TIAD	24.1 (7.99)***	RQ91+	-465.87 (332.83)
TIPD	35.15 (13.28)***	RQ	-20.05 (37.57)
TIAQ	27.77 (9.12)***	RD7	10.53 (1.79)***
TIPQ	22.38 (16.08)	RD15	7.01 (3.53)**
RQ7	16.46 (3.87)***	RD30	7.84 (2.92)***
RQ15 ^{/1}	-2.11 (0.62)***	RD60	10.01 (2.80)***
RQ30	-1.95 (0.96)**	RD90 ^{/1}	13.16 (4.62)***
RQ60	25.34 (13.82)*	RD91+	-29.13 (42.45)
RQ90	40.56 (14.95)***	RD	35.1879 (51.14)

Nota: Los errores estándar están en paréntesis. Los niveles de significancia se definen como: 99% de confianza (***), 95% (**) y 90% (*).

Nota¹: Al realizar el test de DF y PP, Las tasas no son estacionarias $I(1)$.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados indican que los vectores no capturan las relaciones de equilibrio a largo plazo, debido que varias tasas parecen no ajustarse, y que muchos coeficientes carecen de significancia estadística. Por ende, realizar inferencias directas sobre estas estimaciones no es idóneo acorde a la teoría establecida, debido principalmente a que no se puede definir un nivel de equilibrio para identificar desviaciones por encima o por debajo a la media de los residuos.

Una limitación metodológica que explica este resultado es el reducido número de 18 observaciones, lo que afecta la estabilidad y la representatividad de los estimadores. Sin embargo, una vez se disponga de un horizonte de datos mayor al disponible, probablemente se podría evaluar la incorporación de esta tasa internacional de referencia al análisis de asimetrías de las tasas de interés. En ese contexto, y con la aceptación y adopción gradual de la SOFR como tasa líder (objetivo similar a la LIBOR, pero de distinta naturaleza), se esperaría obtener una estimación más robusta y la forma de transmisión de la política monetaria probablemente se podrá justificar económicamente, en complemento de la prematura evolución gráfica de la TPM y la SOFR realizada en la Figura A2 o en el test de causalidad en el sentido de Granger.

5 | Conclusiones

El presente estudio permitió evaluar la existencia de asimetría en la transmisión de la tasa de política monetaria (TPM) en Guatemala, sobre tasas activas, pasivas y de reportos emitidas por el BANGUAT, en un periodo posterior a la implementación del régimen de metas de inflación.

Los resultados de las estimaciones del modelo de corrección de errores revelan una transmisión asimétrica y heterogénea de la Tasa de Política Monetaria (TPM), con efectos diferenciados por moneda, plazo y tipo de tasa.

En particular, para ciertas tasas, como los reportos en dólares de plazos de 31 a 60 días; 61 a 90; 91 a más; y la tasa promedio, así como los reportos en dólares de 91 días a más, no existe una relación a largo plazo, esto podría sugerir una transmisión monetaria débil, posiblemente por factores como expectativas, liquidez internacional o políticas de la Reserva Federal.

Por otra parte, hay tasas que presentan asimetría, específicamente para el caso de la tasa de interés pasiva en quetzales (TIPQ) se distingue como una de las pocas tasas que muestran posibles rigideces en el mercado, siendo consistente a los resultados de Hannan & Berger (1991) y Neumark & Sharpe (1992), que sugieren una mayor velocidad de transmisión cuando el shock está por debajo del equilibrio que por encima (0.83 meses en comparación a 1.20). El resto de las tasas, no presentaron asimetría estadísticamente significativa, sin embargo, la velocidad de ajuste varía dependiendo de las características.

Además, a largo plazo se infiere que las tasas en moneda nacional se ven mayormente influenciadas por la TPM en comparación a dólares; mientras que para el corto plazo el efecto de traspaso se ve reducido (pasando de impactar de 3.8 veces más a 1.4 para el caso de la tasa pasiva). Por parte de la velocidad de ajuste, las tasas activas y pasivas en quetzales presentan una convergencia al equilibrio más lenta que en dólares, caso contrario que en reportos.

Al realizar una estimación con una ventana de tiempo más actual, una de las limitantes del estudio ha sido la corta disponibilidad de datos luego de la discontinuación de la tasa LIBOR, y se hace evidente la necesidad de un horizonte mayor de observaciones.

Para futuras líneas de investigación se podría evaluar el rol que desempeñan otras variables estructurales como la liquidez del sistema, el grado de competencia bancaria, el nivel de dolarización financiera, el marco regulatorio en la dinámica de tasas de interés y determinantes de asimetrías para una mejor comprensión del mecanismo de transmisión monetaria en una economía como Guatemala.

6 | Referencias

- Alvarado, C. (2010). Medición del canal de política monetaria de tasas de interés en Guatemala. Certamen Permanente de investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central “Doctor Manuel Noriega Morales”. En *Banco Central de Uruguay (BCU)*. BCU. <https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economa/iees03j3241010.pdf>
- Banerjee, A., Lumsdaine, R., & Stock, J. (1992). Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*.
- Barth, M., & Ramey, V. (2000). *The Cost Channel of Monetary Transmission*. <https://doi.org/10.3386/w7675>
- Bernake, B. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). Chapter 21 The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. En *Handbook of macroeconomics* (pp. 1341-1393). [https://doi.org/10.1016/s1574-0048\(99\)10034-x](https://doi.org/10.1016/s1574-0048(99)10034-x)
- Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *The American Economic Review*, 79(1), 14-31. <https://www.jstor.org/stable/1804770>
- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1998). *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?* <https://doi.org/10.3386/w6400>
- Clevy, J. (2015). Estructura microeconómica y rigideces de tasas de interés: evidencia para Nicaragua. *Revista de Economía y Finanzas BCN*, Vol 2, 1-26. https://bcn.gob.ni/sites/default/files/revista/VolumenII/Revista_Vol_II_1.pdf
- Dedola, L., & Lippi, F. (2005). The monetary transmission mechanism: Evidence from the industries of five OECD countries. *European Economic Review*, 49(6), 1543-1569. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2003.11.006>
- Engle, R. F., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*.
- Friedman, B. (2000). The role of interest rates in Federal Reserve policymaking. *The Journal of Finance*.
- Gonzales, R. (2011). El papel de la política monetaria en las fases de contracción y recuperación económica de Guatemala: resultados de un modelo de cadenas de Markov extendido con innovaciones de un modelo de vectores autoregresivos. *Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala*, 121, 1-40. https://banguat.gob.gt/sites/default/files/banguat/Publica/Investigaciones_Ec/WorkingPaper_No121.pdf
- Gopinath, G., Boz, E., Casas, C., Díez, F. J., Gourinchas, P., & Plagborg-Møller, M. (2020). Dominant Currency paradigm. *American Economic Review*, 110(3), 677-719. <https://doi.org/10.1257/aer.20171201>
- Hannan, T., & Berger, A. (1991). The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry. *The American Economic Review*, 81, 4. <https://www.jstor.org/stable/2006653>
- Hendry, D., & Doornik. (1994). *An interactive econometric modelling system*. London: International Thompson Publishing.
- Hofmann, B., & Mizen, P. (2004). Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions' Retail Rates. *Economica*, 71(281), 99-123. <https://doi.org/10.1111/j.0013-0427.2004.00359.x>
- International Monetary Fund. European Dept. (2023). Guatemala. *IMF Staff Country Reports*, 2023(173), 1. <https://doi.org/10.5089/9798400243158.002>

- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*.
- Mishkin, F. (1996). *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*. <https://doi.org/10.3386/w5464>
- Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.3>
- Neumark, D., & Sharpe, S. A. (1992). Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 657-680. <https://doi.org/10.2307/2118485>
- Ravenna, F., & Walsh, C. E. (2006). Optimal monetary policy with the cost channel. *Journal Of Monetary Economics*, 53(2), 199-216. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.01.004>
- Sander, H., & Kleimeier, S. (2000). Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates in the euro area: implications for monetary policy. University of Groningen's Conference on "Financial Structure, Bank Behaviour, and Monetary Policy in the EMU.
- Scholnick, B. (1996). Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates: evidence from Malaysia and Singapore. *Journal Of International Money and Finance*, 15(3), 485-496. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(96\)00016-2](https://doi.org/10.1016/0261-5606(96)00016-2)
- Serrano, J. (2020). ¿Simetría o asimetría en el ajuste de las tasas de interés pasivas?: Evidencia para Nicaragua. *Revista de Economía y Finanzas BCN*, 7, 1-26. https://www.bcn.gob.ni/sites/default/files/revista/volumenVII/Revista_Vol_VII_P1.pdf
- Scholnick, B. (1996). Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates: evidence from Malaysia and Singapore. *Journal of the Econometric society*.
- Taylor, J. B. (1995). The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical framework. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11-26. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.11>
- Torres, N. (2022). Dinámica de tasas de interés en Nicaragua. *XVI Foro de Investigadores*, 16, 1-38. <https://www.secmca.org/recard/index.php/foro/article/view/210>

Tabla A1: Test de causalidad de Granger

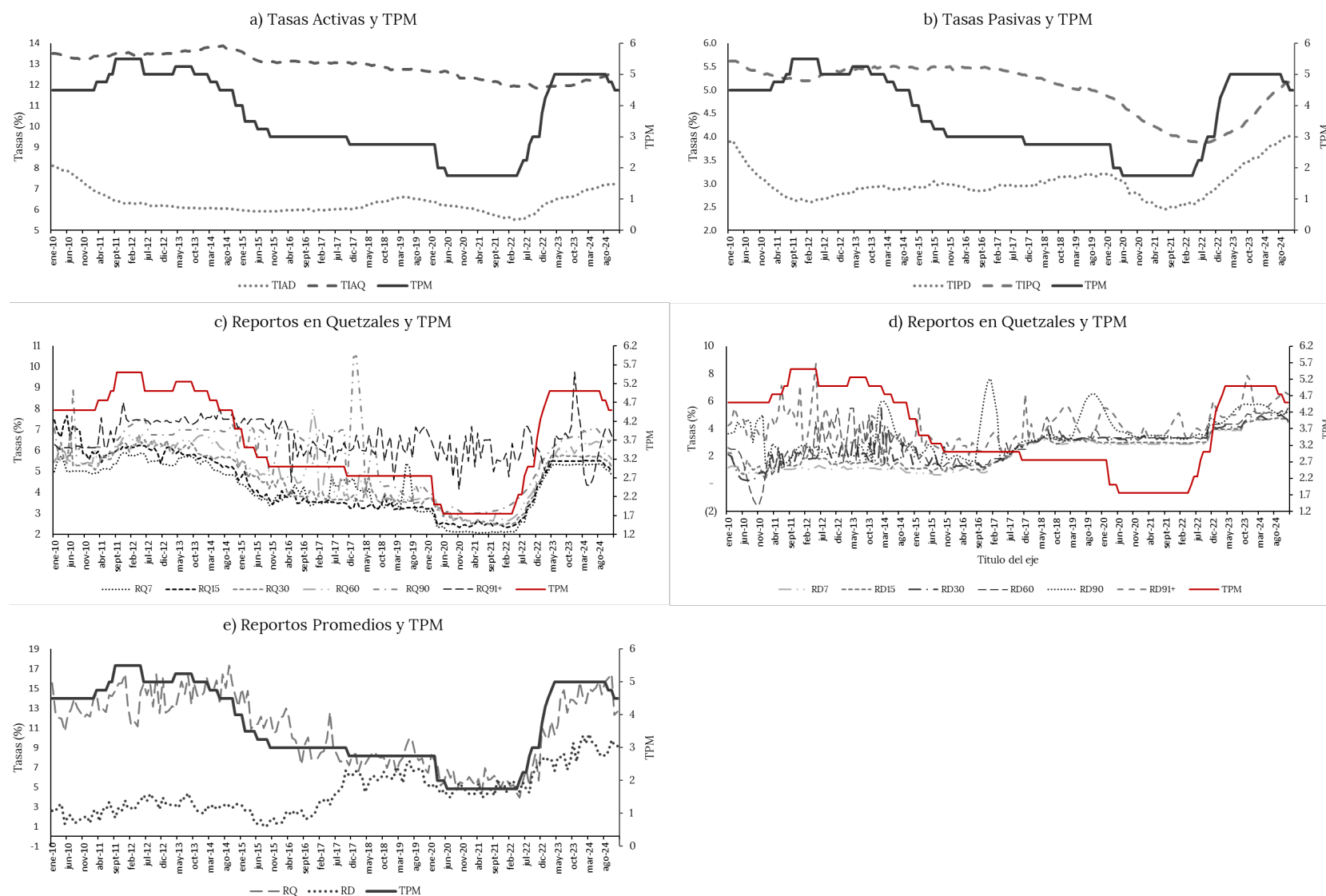
Tabla A1: Test de causalidad de Granger

H0	p- value	H0	p- value	H0	p- value	H0	p- value
TIAD → TPM	0.01***	TIPD → TPM	0.02**	TIAQ → TPM	0.00***	TIPQ → TPM	0.00***
TIAD → LIBOR	0.00***	TIPD → LIBOR	0.00***	TIAQ → LIBOR	0.88	TIPQ → LIBOR	0.00***
TIAD → ALL	0.00***	TIPD → ALL	0.00***	TIAQ → ALL	0.00***	TIPQ → ALL	0.00***
TPM → TIAD	0.08*	TPM → TIPD	0.00***	TPM → TIAQ	0.00***	TPM → TIPQ	0.00***
TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***
TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***
LIBOR → TIAD	0.00***	LIBOR → TIPD	0.00***	LIBOR → TIAQ	0.00***	LIBOR → TIPQ	0.00***
LIBOR → TPM	0.42	LIBOR → TPM	0.07*	LIBOR → TPM	0.27	LIBOR → TPM	0.85
LIBOR → ALL	0.00***	LIBOR → ALL	0.00***	LIBOR → ALL	0.00***	LIBOR → ALL	0.00***
RQ7 → TPM	0.00***	RQ15 → TPM	0.00***	RQ30 → TPM	0.00***	RQ60 → TPM	0.00***
RQ7 → LIBOR	0.00***	RQ15 → LIBOR	0.00***	RQ30 → LIBOR	0.01***	RQ60 → LIBOR	0.34
RQ7 → ALL	0.00***	RQ15 → ALL	0.00***	RQ30 → ALL	0.00***	RQ60 → ALL	0.00***
TPM → RQ7	0.02**	TPM → RQ15	0.02**	TPM → RQ30	0.06*	TPM → RQ60	0.44
TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***
TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***
LIBOR → RQ7	0.06*	LIBOR → RQ15	0.57	LIBOR → RQ30	0.01***	LIBOR → RQ60	0.64
LIBOR → TPM	0.4**	LIBOR → TPM	0.79	LIBOR → TPM	0.05**	LIBOR → TPM	0.52
LIBOR → ALL	0.01***	LIBOR → ALL	0.04**	LIBOR → ALL	0.00***	LIBOR → ALL	0.04**
RQ90 → TPM	0.00***	RQ91+ → TPM	0.00***	RQ → TPM	0.00***	RD7 → TPM	0.00***
RQ90 → LIBOR	0.68	RQ91+ → LIBOR	0.01***	RQ → LIBOR	0.72	RD7 → LIBOR	0.00***
RQ90 → ALL	0.00***	RQ91+ → ALL	0.00***	RQ → ALL	0.00***	RD7 → ALL	0.00***
TPM → RQ90	0.01***	TPM → RQ91+	0.00***	TPM → RQ	0.34	TPM → RD7	0.61
TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***
TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***
LIBOR → RQ90	0.27	LIBOR → RQ91+	0.43	LIBOR → RQ	0.17	LIBOR → RD7	0.04**
LIBOR → TPM	0.01***	LIBOR → TPM	0.05**	LIBOR → TPM	0.91	LIBOR → TPM	0.00***
LIBOR → ALL	0.03**	LIBOR → ALL	0.01***	LIBOR → ALL	0.02**	LIBOR → ALL	0.01***
RD15 → TPM	0.00***	RD30 → TPM	0.02**	RD60 → TPM	0.55	RD90 → TPM	0.34
RD15 → LIBOR	0.00***	RD30 → LIBOR	0.00***	RD60 → LIBOR	0.03*	RD90 → LIBOR	0.01***
RD15 → ALL	0.00***	RD30 → ALL	0.00***	RD60 → ALL	0.06*	RD90 → ALL	0.01***
TPM → RD15	0.45	TPM → RD30	0.23	TPM → RD60	0.72	TPM → RD90	0.04**
TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***
TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***
LIBOR → RD15	0.05**	LIBOR → RD30	0.5**	LIBOR → RD60	0.54	LIBOR → RD90	0.00***
LIBOR → TPM	0.00***	LIBOR → TPM	0.01***	LIBOR → TPM	0.01***	LIBOR → TPM	0.00***
LIBOR → ALL	0.00***	LIBOR → ALL	0.04**	LIBOR → ALL	0.04**	LIBOR → ALL	0.00***
RD91+ → TPM	0.21	RD → TPM	0.02**				
RD91+ → LIBOR	0.00***	RD → LIBOR	0.00***				
RD91+ → ALL	0.01***	RD → ALL	0.00***				
TPM → RD91+	0.63	TPM → RD	0.15				
TPM → LIBOR	0.00***	TPM → LIBOR	0.00***				
TPM → ALL	0.00***	TPM → ALL	0.00***				
LIBOR → RD91+	0.27	LIBOR → RD	0.03**				
LIBOR → TPM	0.02**	LIBOR → TPM	0.00***				
LIBOR → ALL	0.03**	LIBOR → ALL	0.01***				

Nota: La hipótesis nula (H₀) indica que "la variable a no causa en el sentido de Granger a la variable b". Los niveles de significancia se definen como: 99% de confianza (***), 95% (**) y 90% (*).

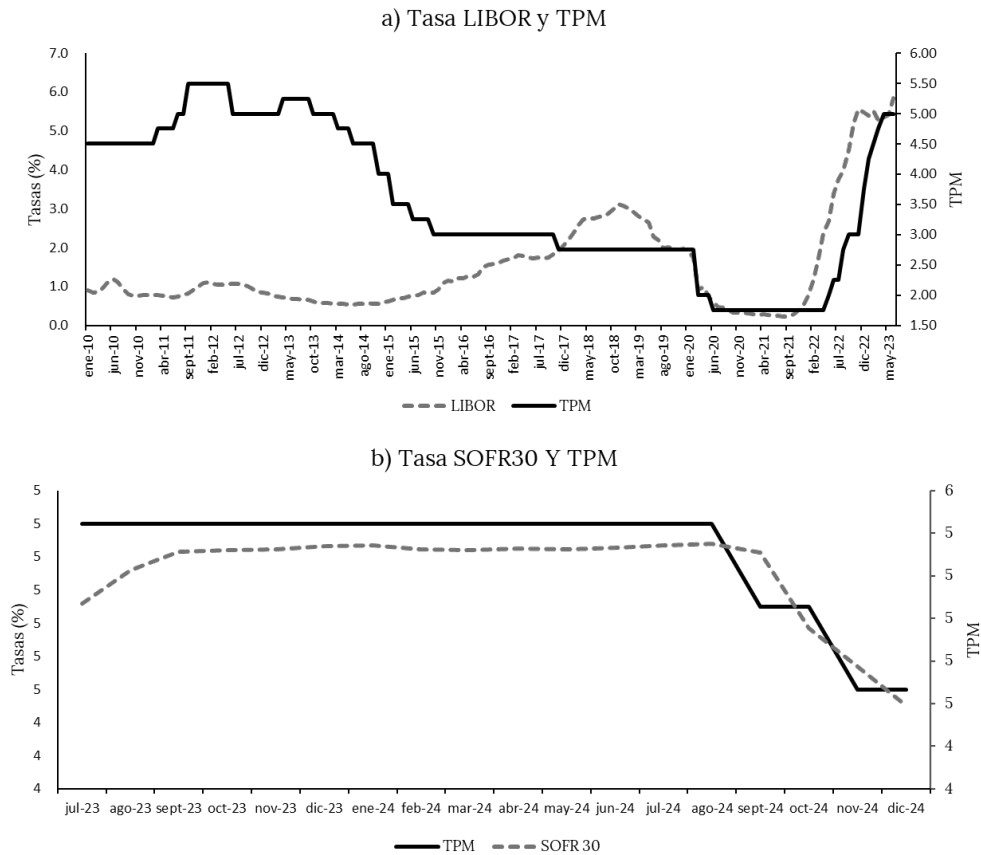
Fuente: Elaboración propia.

Figura A1: Evolución de tasas de interés y de la Tasa de Política Monetaria (TPM)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Guatemala (BANGUAT) y la Superintendencia de Bancos (SIB).

Figura A2: Evolución de tasas de referencia internacional y de la TPM



Fuente: Elaboración propia con datos de del Banco Central de Guatemala (BANGUAT) y la Federal Reserve Economic Data of St. Louis (FRED)

Tabla A2: Test de raíz unitaria

Variable	Sin intercepto ni tendencia Z(t)		Con intercepto y tendencia Z(t)		Con intercepto y sin tendencia Z(t)		Con cambio estructural t- estadístico DF	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
TIAD	-0.24	-2.90***	-2.26	-3.33***	-2.37	-2.86*	4.68***	7.52***
TIPD	-0.26	-3.38***	-1.64	-4.18***	-0.92	-3.80***	3.80	9.80***
TIAQ	-0.88	-5.57***	-0.99	-5.60***	-1.00	-5.59***	3.17	11.5***
TIPQ	-0.46	-2.90***	-0.84	-3.33***	-1.43	-2.82***	6.18***	7.36***
TPM	-0.38	-4.70***	-0.757	-4.72***	-1.14	-4.68***	2.74	11.28***
LIBOR	-0.57	-2.91***	-1.16	-3.78**	-0.34	-3.50***	3.42	5.74***
SOFR 30	-1.27	-1.17***	1.00	0.48***	0.97	0.60***	6.28***	12.95***
RQ7	-0.72	-7.93***	-1.35	-7.96***	-1.68	-7.91***	2.20	12.84***
RQ15	-1.14	-7.91***	-0.52	-8.37***	-1.61	-7.94***	2.61	16.32***
RQ30	-0.70	-7.63***	-0.49	-7.70***	-1.22	-7.61***	2.32	19.4***
RQ60	-0.43	-11.43***	-1.63	-11.43***	-1.66	-11.4***	2.33	14.21***
RQ90	-0.59	-11.09***	-2.54	-11.04***	-2.37	-11.06***	3.37	14.56***
RQ91+	-0.33	-8.83***	-4.7***	-8.78***	-3.94***	-8.81***	8.21***	22.08***
RQ	-0.49	-8.95***	-1.63	-8.91***	-1.68	-8.93***	2.98	21.25***
RD7	1.40	-6.59***	-2.33	-6.86***	0.08	-6.78***	3.16	13.32***
RD15	1.14	-8.20***	-2.17	-8.43***	-0.40	-8.47***	3.12	17.85***
RD30	0.49	-10.56***	-2.85	-10.58***	-0.93	-10.62***	4.63***	24.43***
RD60	-0.20	-9.83***	-2.83	-9.82***	-1.74	-9.82***	5.05***	21.94***
RD90	-1.08	-7.86***	-4.54***	-7.84***	-3.64***	-7.84***	4.88***	12.07***
RD91+	-0.73	-11.56***	-3.37**	-11.55***	-3.63***	-11.53***	6.98***	16.49***
RD	0.79	-9.40***	-2.18	-9.54***	-0.48	-9.74***	2.90	18.85***

Nota: Las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron se realizaron utilizando el criterio de información de Schwarz (SIC) para determinar la inclusión de 2 rezagos. Los niveles de significancia se definen como: 99% de confianza (***), 95% (**) y 90% (*).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A3: Test de cointegración de Johansen

Variable	H0: r=0	H0: r≥1	valor crítico	Variable	H0: r=0	H0: r≥1	valor crítico
TIAD	80.90	10.45*	15.41	RQ91+	41.36	12.46*	15.41
TIPD	79.36	6.81*	15.41	RQ	41.21	13.48*	15.41
TIAQ	34.19	9.70*	15.41	RD7	50.80	10.32*	15.41
TIPQ	60.69	2.02*	15.41	RD15	51.27	13.44*	15.41
RQ7	41.01	12.70*	15.41	RD30	66.80	3.29*	29.68
RQ15	17.60	1.07*	15.41	RD60	27.2*	11.30	29.68
RQ30	53.34	12.33*	15.41	RD90	39.69	12.48*	15.41
RQ60	48.74	1.17*	15.41	RD91+	48.88	1.08*	15.41
RQ90	39.92	14.36*	15.41	RD	28.52*	8.54	29.68

Nota: Se utilizó el criterio de información de Schwarz (SIC) para determinar la inclusión de 2 rezagos. Valores críticos al 5%: Traza (r=0:15.41; r≤1:3.76), Valor propio (r=0:14.09; r≤1:3.76).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A4: Tests en residuos modelo inicial MCO

Tabla A4: Tests en residuos modelo inicial MCO

Variable (Residuos)	Test estacionariedad	Test normalidad	
	Phillips- Perron (PP)	Test Swilk	Jarque- BERA
TIAD	0.00***	0.00***	0.02**
TIPD	0.00***	0.00***	0.00***
TIAQ	0.00***	0.00***	0.00***
TIPQ	0.00***	0.00***	0.00***
RQ7	0.00***	0.00***	0.00***
RQ15	0.00***	0.00***	0.00***
RQ30	0.00***	0.00***	0.00***
RQ60	0.00***	0.00***	0.00***
RQ90	0.00***	0.00***	0.00***
RQ91+	0.00***	0.00***	0.00***
RQ	0.00***	0.83	0.97
RD7	0.00***	0.00***	0.00***
RD15	0.00***	0.00***	0.00***
RD30	0.00***	0.00***	0.00***
RD60	0.00***	0.00***	0.00***
RD90	0.00***	0.00***	0.00***
RD91+	0.00***	0.00***	0.00***
RD	0.00***	0.58	0.27

Nota: Los niveles de significancia se definen como: 99% de confianza (***), 95% (**) y 90% (*).

Fuente: Elaboración propia.

Figura A3: Distribución de residuos modelo MCO

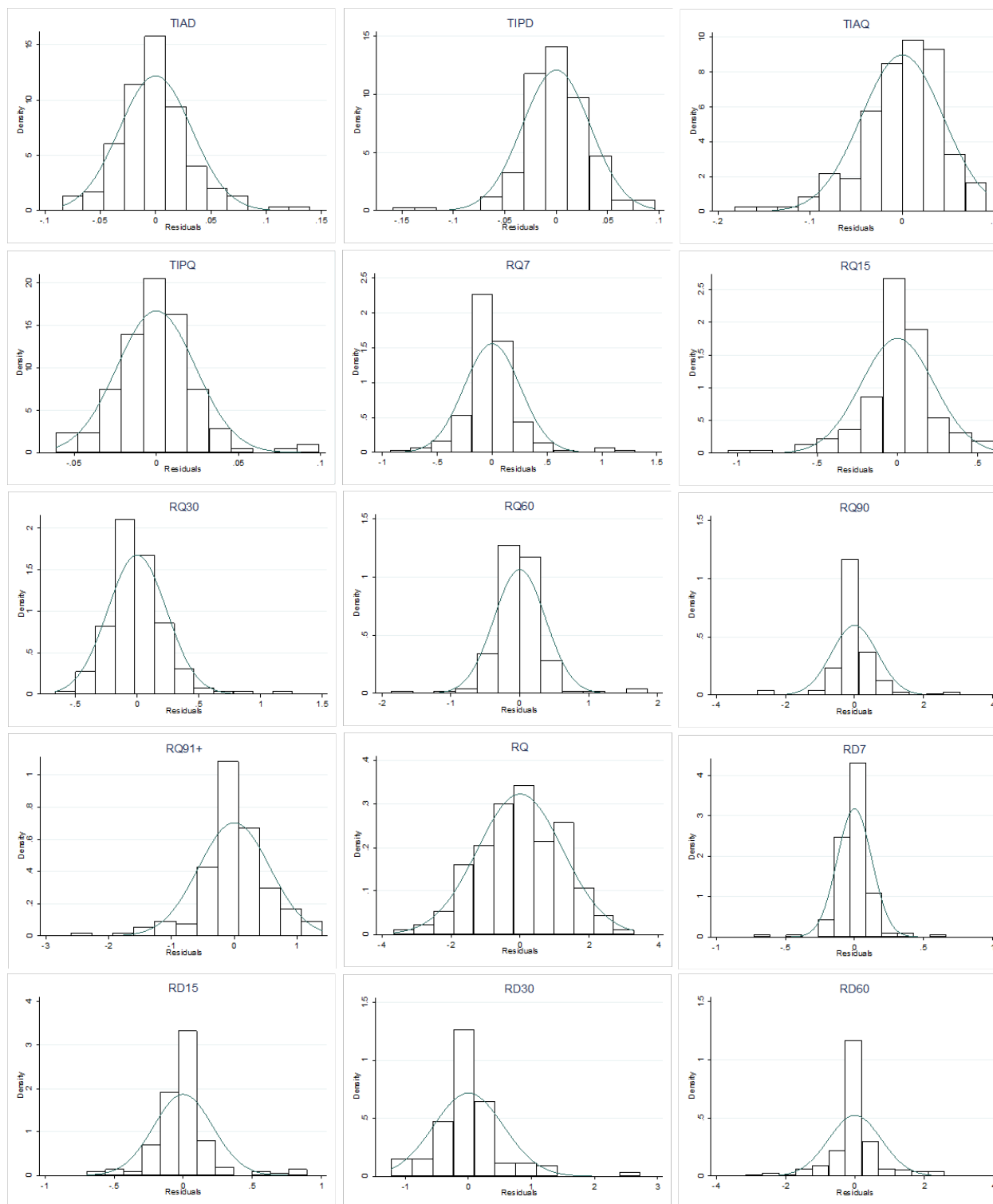


Tabla A5: Test de cointegración de Johansen de modelo SOFR

Tabla A5: Test de cointegración de Johansen de modelo SOFR

Variable	H0: $r=0$	H0: $r \geq 1$	valor crítico	Variable	H0: $r=0$	H0: $r \geq 1$	valor crítico
TIAD	54.13	6.67*	15.41	RQ91+	49.90	3.58*	15.41
TIPD	55.65	8.76*	15.41	RQ	82.85	0.15*	15.41
TIAQ	56.21	9.58*	15.41	RD7	60.82	14.25*	15.41
TIPQ	64.44	2.29*	15.41	RD15	62.71	0.01*	15.41
RQ7	99.66	3.00*	15.41	RD30	61.13	14.77*	29.68
RQ15	105.27	4.99	15.41	RD60	69.24	12.61*	29.68
RQ30	75.94	12.27*	15.41	RD90	69.06	7.17	15.41
RQ60	57.15	8.98*	15.41	RD91+	51.23	4.60*	15.41
RQ90	54.18	6.97*	15.41	RD	60.17	13.19*	29.68

Nota: Se utilizó el criterio de información de FPE para determinar la inclusión de 1 rezago. Valores críticos al 5%: Traza ($r=0$:15.41; $r \leq 1$:3.76), Valor propio ($r=0$:14.09; $r \leq 1$:3.76).

Fuente: Elaboración propia.



Junta Monetaria*

Alvaro González Ricci
Presidente

José Alfredo Blanco Valdés
Vicepresidente

Miembros titulares

Jonathan Kiril Thomas Menkos Zeissig
Ministro de Finanzas Públicas

Adriana Gabriela García Pacheco de Quinn
Ministra de Economía

Maria Fernanda del Rosario Rivera Dávila
Ministra de Agricultura, Ganadería y Alimentación

Luis Javier López Bolaños
Electo por el Congreso de la República

Carlos Roberto Arias Bouscayrol
Electo por las asociaciones empresariales de comercio, industria y agricultura

Luis Rolando Lara Grojec
Electo por los presidentes de los consejos de administración o juntas directivas de los bancos privados nacionales

Byron Giovanni Mejía Victorio
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de San Carlos de Guatemala

Miembros suplentes

Luis Fernando Leal Toledo
Electo por las asociaciones empresariales de comercio, industria y agricultura

Manuel de Jesús Archila Cordón
Electo por el Congreso de la República

Enrique Antonio José Rodríguez Mahr
Electo por los presidentes de los consejos de administración o juntas directivas de los bancos privados nacionales

Délfido Eduardo Morales Gabriel
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de San Carlos de Guatemala

* Al 31 de diciembre de 2025

Autoridades*

Alvaro González Ricci

Presidente

Jorge Vinicio Cáceres Dávila

Gerente General

Herberth Solórzano Somoza

Gerente Administrativo

José Alfredo Blanco Valdés

Vicepresidente

Johny Gramajo Marroquín

Gerente Económico

Leonel Hipólito Moreno Mérida

Gerente Jurídico

William Ariel Cano Hernández

Gerente Financiero

Funcionarios Superiores*

Departamento de Análisis Macroeconómico y Pronósticos

David René Samayoa Gordillo

Director

Juan Antonio Ibañez Reyes

Subdirector

Jorge Salvador Samayoa Mencos

Subdirector

Departamento de Investigaciones Económicas

Juan Carlos Castañeda Fuentes

Director

Juan Carlos Catalán Herrera

Asesor III

Carlos Andres Nicolle Alburez

Subdirector

Departamento de Estadísticas Macroeconómicas

Víctor Estuardo Flores Súchite

Director

Ismael Herlindo Matías Vargas

Asesor III

Carlos Ricardo Figueroa Aguilar

Subdirector

Fátima Varinia García Ramos

Subdirector

Departamento de Análisis de Estabilidad Financiera

Héctor Augusto Valle Samayoa

Director

Odalís Hernández Martínez

Subdirector

Departamento de Ejecución de Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia

Marco Tulio López Quiñonez

Director

Ariel Wosbeli López Meléndez

Subdirector

Carlos Efraín Santizo Reyes

Subdirector

Departamento Internacional

Neri Alfredo Juracán Par

Director

Susana Manoella Guerra Jordán de Guzmán

Subdirector

Departamento de Contabilidad y Sistema de Pagos

Jorge Guillermo Rodas Gómez

Director

María Regina Castillo Pinzón

Subdirector

Marvin Geovany Sandoval Ramos

Subdirector

Departamento de Emisión Monetaria

Edvin Ariel Morales y Morales
Director

Claudia Waleska Raxón Díaz de Contreras
Subdirector

Departamento de Análisis de Riesgo de Reservas Monetarias Internacionales

Carlos Rodrigo Meléndez Argueta
Subdirector

Departamento de Tecnologías de Información

Luis Arturo González Pineda
Director

Nestor Giovanni García Enriquez
Subdirector

Departamento de Ciberseguridad y Seguridad de la Información

Mario Geovanni Cordova Gomar
Director

Samuel Mauricio Muñoz Wug
Subdirector

Departamento de Servicios Administrativos

Manuel Lizandro Ramírez Barrios
Director

Byron Arnoldo Pérez Rodas
Subdirector

Departamento de Seguridad

Walter Emilio Barrios Guevara
Director

Kilian René Rayo Saravia
Subdirector

Departamento de Comunicación y Relaciones Institucionales

Guillermo Aníbal Carranza
Director

Violeta María Mazariegos Zetina de Vasquez
Asesor III

Departamento de Gestión Humana

Gloria Edelmira Mayen Veliz de Velez
Director

Carlos Alberto Arriaga Barrios
Subdirector

Asesoría Jurídica

Giovanni Paolo Vitola Mejia
Asesor III

Beatriz Eugenia Ordóñez Porta de Leal
Asesor III

Julio René Martínez Guerra
Asesor III

Juan Luis del Busto
Asesor II

Oficialía de Cumplimiento

Maynor Augusto Ambrosio Higueros
Oficial de Cumplimiento

Nelton Adolfo Navarro Aguilar
Oficial de Cumplimiento Suplente

Auditoría Interna

Walter Israú Córdova Citalán
Auditor Interno

Alba Dinorah Martínez Solís de Arroyo
Subauditor Interno

Planificación y Desarrollo Organizacional

Marco Tulio Juárez Chavarría
Asesor III

Gissella Patricia Cuté Avalos de Monterroso
Asesor II

Secretaría de la Junta Monetaria

Romeo Augusto Archila Navarro
Secretario

José Fernando Monteros Portillo
Subsecretario

* Autoridades y Funcionarios Superiores en ejercicio de funciones al 31 de diciembre de 2025.

Nota: Los nombres y apellidos se incluyen textualmente de acuerdo con la lista proporcionada por Sección de Planificación y Relaciones Laborales del Departamento de Gestión Humana del Banco de Guatemala.

Red de Bibliotecas del Banco de Guatemala*

Guatemala

Ciudad Guatemala

- 1) Biblioteca Central
7ª avenida 22-01, zona 1

Amatitlán

- 2) 5ª calle y 4ª avenida, esquina
Barrio La Cruz

San José Pinula

- 3) Parcela No. 115, Aldea San Luis
sector Letrán, Escuela Mixta No. 861

Alta Verapaz

Cobán

- 4) 1ª calle 5-24, zona 2

Baja Verapaz

Rabinal

- 5) 4ª avenida 2-37, zona 3

Salamá

- 6) 5ª avenida 6-21, zona 1, nivel 2

Chimaltenango

San Martín Jilotepeque

- 7) Plaza Central, frente a municipalidad

Chimaltenango

- 8) 2ª avenida 2-20, zona 3, nivel 2

Zaragoza

- 9) 7ª avenida norte, No. 3

Chiquimula

Quezaltepeque

- 10) 3ª calle y 2ª avenida,
zona 2

Ipala

- 11) 2ª calle 3-18, zona 1
nivel 2, edificio municipal

Concepción Las Minas

- 12) Segundo nivel, mercado municipal

El Progreso

Guastatoya

- 13) Avenida principal, contiguo
al Banco G&T Continental

El Júcaro

- 14) Edificio municipal, nivel 2

Escuintla

Escuintla

- 15) 3ª avenida 3-63, zona 1

San José

- 16) Avenida El Comercio

Santa Lucía Cotzumalguapa

- 17) 5ª calle 3-39, zona 1
edificio municipal

Huehuetenango

Huehuetenango

- 18) 4ª calle 5-07, zona 1

San Antonio Huista

19) Cantón Central

San Mateo Ixtatán

20) Cantón Yolwitz

Malacatancito21) 1ª calle "A" 4-17, zona 1
Barrio El Centro**Izabal****Puerto Barrios**22) 7ª calle y 8ª avenida, esquina, zona 1
Parque "José María Reyna Barrios"**Jalapa****Jalapa**23) Calle "Tránsito Rojas"
5-46, zona 6, nivel 2**San Luis Jilotepeque**24) Edificio municipal
Barrio El Centro**Jutiapa****Asunción Mita**25) Instituto Nacional de Educación
de Diversificado**El Progreso**26) Calle principal y avenida Achuapa
Casa de la Cultura**Jutiapa**

27) 4ª avenida y 7ª calle, zona 1

Petén**Melchor de Mencos**28) Escuela Municipal Bilingüe Intercultural
Barrio El Arroyito**San Francisco**

29) A la par del Puesto de Salud

San Luis

30) Edificio municipal

San Benito31) Calzada "Virgilio Rodríguez Macal"
5ª avenida, zona 1
Escuela Oficial Urbana Mixta
"3 de abril"**San Andrés**

32) Edificio municipal

Quetzaltenango**El Palmar**

33) Edificio de la Cruz Roja

Coatepeque34) Avenida Ferrocarril, Barrio San Francisco
zona 3**Quetzaltenango**

35) 12 avenida 5-12, zona 1

Quiché**Pachalum**

36) Edificio Mercado Central, nivel 4

Santa Cruz del Quiché37) 3ª calle 4-00, zona 5
Barrio La Sirena

Canillá

- 38) Edificio municipal

San Juan Cotzal

- 39) Colegio Cristiano Nicolás, Caserío Chacalá
Vijoma, San Juan Cotzal

Retalhuleu**Champerico**

- 40) Avenida del Ferrocarril
a un costado del Parque Central
nivel 2

Sacatepéquez**Antigua Guatemala**

- 41) Portal Las Panaderas
5ª avenida norte, No. 2, nivel 2

Sumpango

- 42) 0 avenida 1-18, zona 3

San Marcos**San Marcos**

- 43) 9ª calle 7-54, zona 1

Tecún Umán

- 44) 1ª avenida entre 3ª y 4ª calles
zona 1

Santa Rosa**Chiquimulilla**

- 45) 1ª calle "B" y 2ª avenida
zona 1, edificio municipal

Barberena

- 46) Parque Central, 4ª calle y
4ª avenida, zona 1

Guazacapán

- 47) Edificio municipal, nivel 2

Cuilapa

- 48) 2ª avenida 3-45, zona 1, nivel 2

Sololá**Sololá**

- 49) 7ª avenida 8-72
zona 2, nivel 2

Suchitepéquez**Mazatenango**

- 50) 7ª calle 3-18, zona 1

Totonicapán**Totonicapán**

- 51) 7ª avenida y 5ª calle
zona 1, nivel 2

Zacapa**Zacapa**

- 52) 4ª calle 14-32
zona 1, nivel 2

Gualán

- 53) Barrio El Centro
edificio municipal, nivel 2

Estanzuela

- 54) 1ª calle 2-00, zona 1

Río Hondo

- 55) 6ª calle 2-49, zona 1
edificio municipal

* Al 31 de diciembre de 2025

