



DOCUMENTO DE TRABAJO

N.º 04|2026

## **Un modelo de economía abierta para la estimación de variables no observables en Costa Rica**

Carlos Segura-Rodriguez

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

# Un modelo de economía abierta para la estimación de variables no observables en Costa Rica

Carlos Segura-Rodriguez<sup>†</sup>

Las ideas expresadas en este documento son del autor y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

## Resumen

Esta investigación desarrolla un modelo estructural de economía abierta para Costa Rica que estima variables latentes clave para la política monetaria. Con respecto a la estimación de Segura-Rodriguez (2024), se endogeniza la evolución del tipo de cambio real, se incorpora la dualidad entre el régimen definitivo y los regímenes especiales de producción, y se incluye la estimación de la inflación de largo plazo como nivel ancla para el comportamiento de la inflación. La estimación que se realiza con técnicas bayesianas revela que el régimen definitivo es el principal canal de transmisión de la política monetaria local y el mayor determinante tanto de la tasa de interés real neutral como del tipo de cambio real de largo plazo. En contraste, el régimen especial, impulsado por factores externos, presenta un crecimiento potencial superior y genera encadenamientos positivos, en el largo plazo, hacia el régimen definitivo. La estimación de la tasa de interés real neutral se encuentra cerca del 1,60 % para los últimos periodos, similar a la estimada por Segura-Rodriguez (2024). Asimismo, se evidencia que la inflación de largo plazo ha oscilado alrededor del 3 % por cerca de una década. Se presenta un ejercicio contrafactual para el periodo 2023-2024 que muestra que una postura monetaria más laxa habría dinamizado la producción local, mitigado la fuerte apreciación cambiaria, y generado un impacto significativo, aunque pequeño, sobre el nivel de precios.

**Palabras clave:** Estimación bayesiana, política monetaria, economía abierta .

**Clasificación JEL:** E52, F41, C11, C32.

<sup>†</sup>Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. [segurarc@bccr.fi.cr](mailto:segurarc@bccr.fi.cr).

# An open economy model for estimating non-observable variables for Costa Rica

Carlos Segura-Rodriguez<sup>†</sup>

The ideas expressed in this paper are those of the author and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

## Summary

This study develops an open-economy structural model for Costa Rica to estimate key latent variables for monetary policy. Building upon the estimation by Segura-Rodriguez (2024), this model endogenizes the evolution of the real exchange rate, incorporates the duality between the regular regime and the special production regimes, and includes the estimation of long-term inflation as an anchor for inflationary behavior. The estimation, conducted using Bayesian techniques, reveals that the regular regime is the primary transmission channel for local monetary policy and the main determinant of both the neutral real interest rate and the long-term real exchange rate. In contrast, the special regime, driven by external factors, exhibits higher potential growth and generates positive long-term linkages toward the regular regime. The neutral real interest rate is estimated to be near 1,60 % for the most recent periods, similar to the results obtained by Segura-Rodriguez (2024). Furthermore, evidence indicates that long-term inflation has hovered around 3 % for approximately a decade. A counterfactual exercise for the 2023-2024 period shows that a looser monetary policy stance would have stimulated local production and mitigated the sharp currency appreciation, while having a significant, though small, impact on the price level.

**Key words:** Bayesian estimation, monetary policy, open economy.

**JEL Codes:** E52, F41, C11, C32 .

<sup>†</sup>Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. segurarc@bccr.fi.cr.

# Índice

|  |           |
|--|-----------|
| <b>1. Introducción</b>   | <b>2</b>  |
| <b>2. Datos</b>  | <b>5</b>  |
| <b>3. Modelo</b>   | <b>6</b>  |
| <b>4. Método de estimación</b>   | <b>11</b> |
| 4.1. Valores iniciales . . . . .   | 14        |
| 4.2. Pruebas de convergencia y simulación de intervalos de credibilidad . . . . .        | 15        |
| <b>5. Resultados</b>   | <b>16</b> |
| 5.1. Parámetros estimados . . . . .  | 16        |
| 5.2. Estimación de variables no observables . . . . .                                    | 21        |
| 5.3. Relación temporal entre la brecha de la tasa de interés y otras variables . . . . . | 27        |
| 5.4. Ejercicio contrafactual . . . . .   | 29        |
| <b>6. Conclusiones</b>   | <b>33</b> |
| <b>7. Apéndice</b>   | <b>38</b> |
| 7.1. Representación de estado-espacio del modelo . . . . .                               | 38        |
| 7.2. Pruebas de convergencia de la cadena de Metropolis-Hastings . . . . .               | 40        |
| 7.3. Promedio móvil de muestras de cada parámetro . . . . .                              | 41        |
| 7.4. Distribuciones previas y posteriores estimadas . . . . .                            | 43        |
| 7.5. Ejercicio contrafactual con reducción en tasa de interés real desde 2022 . . . . .  | 46        |

## 1. Introducción

La conducción de la política monetaria moderna requiere que las autoridades sean capaces de evaluar la postura de sus instrumentos en relación con el estado del ciclo económico. Sin embargo, los puntos de referencia críticos para esta evaluación constituyen en muchos casos variables no observables: tasa de interés real neutral, brecha del producto, inflación de largo plazo o tipo de cambio real de largo plazo. Por tanto, es necesario contar con una estimación fiable de estas variables que permita conocer con suficiente certeza los desequilibrios que se presentan en la economía, y de esa manera realizar los ajustes de política orientados a conducir a la economía hacia su equilibrio de largo plazo.

Para la estimación de estas variables latentes, uno de los métodos más utilizados es estimar modelos de estado-espacio, que permiten descomponer las series macroeconómicas observadas en sus componentes de tendencia y ciclo. Con base en modelos nekeynesianos, Laubach y Williams (2003, 2016) y Holston, Laubach y Williams (2023) han utilizado este tipo de metodologías para estimar la tasa de interés real neutral en economías desarrolladas a partir de la estimación de la tendencia de largo plazo del nivel de producción. Berger y Kempa (2014) y Pedersen (2015) incluyeron, en este tipo de modelos, condiciones específicas de una economía pequeña y abierta que podrían afectar su comportamiento. En particular, para estas economías el tipo de cambio real es de suma importancia porque representa el precio relativo de los bienes producidos internamente y en el exterior, y esta variable guarda una estrecha relación con las tasas de interés locales. Finalmente, para este estudio es de interés el análisis realizado por Chan, Clark y Koop (2018), quienes estimaron la inflación de largo plazo con este clase de modelos para el caso de Estados Unidos.

El objetivo de este documento es extender el modelo estimado por Segura-Rodriguez (2024), cuyo objetivo era obtener una estimación de la tasa de interés real neutral (TIRN) y, como subproducto, una estimación del producto potencial. En este nuevo análisis, el modelo se extiende en cuatro dimensiones. En primer lugar, mientras que Segura-Rodriguez (2024) utilizaba una estimación externa de la brecha del tipo de cambio real, en este modelo se endogeniza dicha variable al modelar su relación con la brecha de tasa de interés. En segundo lugar, se modela la evolución de la producción del régimen definitivo y de los regímenes especiales de manera independiente al utilizar dos curvas IS separadas. Esto permite introducir diferencias sobre

cómo la producción de cada uno de los regímenes responde a diferentes variables observadas. En tercer lugar, se estima una serie de inflación de largo plazo que se identifica a partir de las expectativas de inflación de largo plazo de mercado y de la inflación observada. En cuarto lugar, se permite que la tasa de interés real neutral y la tasa de crecimiento del tipo de cambio real se relacionen de manera diferenciada con las tasas de crecimiento de los dos regímenes de producción.

Otro aporte fundamental de este trabajo reside en que la estimación de los parámetros se realiza mediante métodos bayesianos en lugar del enfoque tradicional de máxima verosimilitud. En este sentido, se adopta la metodología de estimación empleada por Berger y Kempa (2014) y Pedersen (2015), quienes argumentan que el marco bayesiano facilita la imposición de restricciones teóricas sobre los parámetros de manera más natural y flexible. Esta capacidad permite mitigar el conocido “problema de amontonamiento” (*pile-up problem*), que se presenta en máxima verosimilitud debido a que las estimaciones de las varianzas de los estados latentes tienden a sesgarse hacia cero, y garantiza la estabilidad dinámica del modelo al restringir el espacio de parámetros para evitar la presencia de raíces unitarias no deseadas. Finalmente, una ventaja sustancial de este enfoque es la obtención directa de intervalos de credibilidad para los parámetros y las variables no observables, lo que permite incorporar la incertidumbre de forma integral sin requerir procedimientos computacionales adicionales como el *bootstrapping*.

Los resultados de la estimación confirman que los parámetros del modelo presentan los signos económicos esperados y revelan dinámicas fundamentales sobre la dualidad de la economía costarricense. Se identifica una relación casi unitaria entre las brechas de la tasa de interés y del tipo de cambio real, así como una sensibilidad de la tasa de interés real neutral cinco veces mayor al crecimiento del régimen definitivo en comparación con el especial. Asimismo, se estima que el crecimiento del régimen definitivo impacta en mayor medida el tipo de cambio de equilibrio de largo plazo que el crecimiento de los regímenes especiales. Igualmente, se evidencia que aunque la competencia inicial por factores productivos genera un efecto desplazamiento de los regímenes especiales hacia el definitivo, en el largo plazo, se constata la presencia de encadenamientos productivos que generan efectos de “derrame” desde los regímenes especiales hacia el definitivo.

En cuanto a las variables no observables, el estudio estima un crecimiento potencial signifi-

cativamente más alto y volátil para el régimen especial (9,81 % al final del periodo) frente al definitivo (2,65 % al final del periodo), una inflación de largo plazo que ha oscilado cerca del 3,0 % en la última década y una tasa de interés real neutral de 1,60 % hacia el final de la muestra, coherente con el estimado por Segura-Rodríguez (2024).

Finalmente, se presenta un ejercicio contrafactual en el que se supone una reducción permanente de la tasa de política monetaria a partir de 2023. El ejercicio muestra que en ese escenario se habría dinamizado moderadamente el crecimiento del régimen definitivo y mitigado parcialmente la apreciación cambiaria. No obstante, el impacto sobre la inflación habría sido estadísticamente significativo pero cuantitativamente pequeño. Esto sugiere que la dinámica de precios reciente estuvo dominada por choques de oferta y posiblemente otros elementos asociados a la política monetaria diferentes a la tasa de interés, como la comunicación.

Este no es el primer estudio en el que se estima para Costa Rica el valor de variables no observables. En el caso de la TIRN, Muñoz y Rodríguez (2019) resumen la evidencia y metodologías utilizadas por estudios previos, documentando una tendencia decreciente en su valor. La estimación más reciente fue realizada por Segura-Rodríguez (2024), quien incorpora parcialmente características de economía pequeña y abierta, además de estimar el producto potencial. Para esta última variable, los estudios para Costa Rica han considerado desde el uso de filtros estadísticos hasta enfoques de funciones de producción (Chaverri y Rojas, 2012; Monge y Vindas, 2015; Álvarez, 2018; Rodríguez, 2022).

Por otra parte, la dinámica del sector externo ha sido abordada por Alfaro-Ureña, Sánchez-Gómez y Sandoval (2024), quienes estiman el tipo de cambio real de equilibrio mediante la metodología de *Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER)*, mientras que Segura-Rodríguez, Brenes y Jiménez (2022) utilizan el enfoque de *Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEER)* para analizar la misma variable. Finalmente, aunque el anclaje de las expectativas y la persistencia inflacionaria han sido documentados por autores como Chaverri y Torres (2010), Segura-Rodríguez (2019) y Segura-Rodríguez (2022), estas investigaciones no han estimado un valor de la inflación implícita de largo plazo en la economía de Costa Rica. Esta investigación contribuye a dicha literatura al integrar, de forma simultánea, la estimación de todas estas variables a partir de un único modelo semiestructural.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: la sección 2 describe los datos; la sección 3 presenta el modelo estructural que se utiliza para el análisis; la sección 4 presenta

los detalles sobre cómo se estiman los parámetros, los estados latentes y los intervalos de credibilidad; la sección 5 introduce los resultados de la estimación de los parámetros y de los estados latentes, la relación temporal que existe entre algunas variables y el ejercicio contrafactual. Finalmente, la sección 6 presenta las principales conclusiones del estudio.

## 2. Datos

Para la estimación del modelo se utilizan datos con periodicidad trimestral correspondientes al período comprendido entre 2009 y 2025. Para las variables con frecuencia mensual, se emplea un promedio trimestral simple del indicador correspondiente.

En el caso de la economía costarricense se utilizan el Producto Interno Bruto desagregado por regímenes (especiales y definitivo) como indicadores de producción<sup>1</sup>; la tasa de política monetaria (TPM)<sup>2</sup> como tasa de interés nominal observada; el Índice de Tipo de Cambio Efectivo Real (ITCER); y la variación interanual del Índice de Exclusión Fija (IEF) como indicador de inflación. Para la estimación se utiliza el IEF en lugar del Índice de Precios al Consumidor (IPC), dado que este excluye de la canasta del IPC los bienes agrícolas, combustibles y artículos regulados, cuyos precios presentan mayor volatilidad. Dichas variaciones transitorias, por definición, no son inflacionarias. Esta elección es coherente con el hecho de que un banco central debe basar sus decisiones de política monetaria en indicadores que reflejen de manera más precisa las presiones inflacionarias subyacentes en la economía, para lo cual el IPC no constituye el indicador más adecuado. Todas estas variables provienen del sitio de indicadores económicos del Banco Central de Costa Rica (BCCR).

Adicionalmente, se utiliza la brecha del producto de Estados Unidos y un indicador de inflación internacional como indicadores de holgura en la producción y presiones inflacionarias externas, respectivamente. La primera variable se obtiene directamente de la base de datos *FRED* de la Reserva Federal de San Luis. En cuanto a la inflación internacional, se emplea la medida implícita en la definición del ITCER, la cual también proviene del sitio de indicadores económicos del BCCR. Asimismo, se emplea el *COVID-19 Stringency Index*, obtenido directamente del sitio web de la Universidad de Oxford, con el fin de capturar el efecto de las

---

<sup>1</sup>Los datos corresponden a los del año de referencia 2022.

<sup>2</sup>Castro y Chaverri (2013) resumen la historia de la TPM y reconstruyen la serie para el período previo a su definición como instrumento operativo del BCCR, utilizando la tasa de interés del Mercado Integrado de Liquidez a partir de junio de 2011.

restricciones a la movilidad sobre la actividad económica durante la pandemia.

Finalmente, para construir una tasa de interés real observada, es necesario utilizar un indicador de expectativas de inflación que permita descontarla de la tasa de política monetaria. En este trabajo se emplean las expectativas de inflación de mercado publicadas por el BCCR. En primer lugar, Segura-Rodríguez (2019) muestra que este indicador produce un pronóstico de la inflación a doce meses que presenta menor sesgo y un menor error cuadrático medio en comparación con la expectativa proveniente de la encuesta de expectativas realizada por el Banco Central. En segundo lugar, Segura-Rodríguez (2022) documentan que los informantes de dicha encuesta tienden a utilizar procedimientos simples para formar sus expectativas —basados en la inflación reciente, la meta de inflación o esquemas adaptativos—, lo cual reduce la confiabilidad del indicador. Adicionalmente, este trabajo requiere una medida de expectativas de inflación de largo plazo, y el único indicador disponible a un horizonte de 60 meses corresponde a las expectativas de mercado, estimadas con la misma metodología.

### **3. Modelo**

El modelo se basa en la propuesta de Holston et al. (2023) para estimar la tasa de interés real neutral<sup>3</sup>. A este marco se le adicionan cuatro extensiones. En primer lugar, se segmenta la producción nacional en dos componentes: el régimen definitivo y los regímenes especiales. Esta distinción es crucial, ya que los regímenes especiales presentan dinámicas de crecimiento y sensibilidad a choques internos y externos distintas a las del resto de la economía. Esto obedece a que su producción no depende del consumo interno, sino de la integración en Cadenas Globales de Valor. Así, sus niveles de actividad están supeditados a la demanda internacional y a las decisiones de localización de sus casas matrices. Por esta razón, en este trabajo se decide modelar su comportamiento de forma separada, mediante la inclusión de dos curvas IS.

En segundo lugar, se incorpora un conjunto de variables que vinculan la economía costarricense con el resto del mundo. En particular, con base en los trabajos de Berger y Kempa (2014) y Pedersen (2015), se modela la relación existente entre el tipo de cambio real y las tasas de interés locales. La primera variable es de especial interés, dado que representa el

---

<sup>3</sup>Se elige esta versión del modelo como base porque incorpora un ajuste por las interrupciones en la producción generadas por la pandemia del COVID-19.

precio relativo entre los bienes internos y externos, lo cual incide directamente sobre el comportamiento de la economía real. En tercer lugar, se incluye la estimación de una inflación de largo plazo, la cual afecta simultáneamente la inflación observada y las expectativas de inflación de largo plazo. Para este último componente se sigue el enfoque propuesto por Chan et al. (2018). En cuarto lugar, la separación entre los crecimientos del régimen definitivo y especiales permite diferenciar los aportes de cada régimen al comportamiento de la tasa de interés real y a la tasa de crecimiento del tipo de cambio de largo plazo, y analizar qué relación existe entre la tasa de crecimiento de ambos regímenes.

El modelo cuenta con cinco ecuaciones principales. La primera describe la dinámica de la brecha del producto del régimen definitivo. Su especificación incorpora el efecto de los encadenamientos productivos provenientes de los regímenes especiales y está dada por:

$$\hat{y}_t^{RD} = \alpha_1 \hat{y}_{t-1}^{RD} + \alpha_2 \hat{y}_{t-2}^{RD} + \alpha_3 \left( \frac{\hat{r}_{t-1} + \hat{r}_{t-2}}{2} \right) + \alpha_4 \hat{y}_t^{EUA} + \alpha_5 \hat{q}_{t-1} + \alpha_6 \hat{y}_{t-1}^{RE} + \epsilon_t^{RD}. \quad (1)$$

Aquí,  $\hat{y}_t^{RD}$  representa la brecha del producto del régimen definitivo,  $\hat{r}_t$  la brecha de la tasa de interés,  $\hat{y}_t^{EUA}$  la brecha del producto de Estados Unidos,  $\hat{q}_t$  la brecha del tipo de cambio real y  $\hat{y}_t^{RE}$  la brecha del producto de los regímenes especiales. Esta ecuación sigue la especificación estimada en Segura-Rodriguez (2024), con la diferencia de que incorpora explícitamente el efecto de los encadenamientos de los regímenes especiales sobre la actividad del régimen definitivo. Al igual que en Holston et al. (2023), durante el periodo de la pandemia, la brecha del producto se ajusta utilizando el *COVID-19 Stringency Index* publicado por la Universidad de Oxford<sup>4</sup>. Se supone que el efecto sobre la actividad económica de las restricciones impuestas por los gobiernos, durante ese periodo, es proporcional al valor del índice<sup>5</sup>.

La segunda ecuación corresponde a una curva IS para los regímenes especiales. Dada la naturaleza de las empresas que operan bajo este régimen (en su mayoría multinacionales) su producción se considera exógena a la tasa de interés local e independiente del crecimiento del régimen definitivo. En su lugar, se postula que su dinámica depende de la brecha de la inversión extranjera directa. Esta variable se incluye con un rezago de un año, con el fin de capturar el tiempo que transcurre entre el ingreso de los recursos al país y el inicio efectivo de

<sup>4</sup>El valor de este índice para Costa Rica es constante a partir del primer trimestre de 2022; sin embargo, la administración presidencial 2022–2026, que inició labores en mayo de ese año, implementó un relajamiento acelerado de las medidas de restricción. Por esta razón, se supone una tendencia lineal decreciente del índice desde el primer trimestre de 2022 hasta alcanzar un valor de cero en el cuarto trimestre de ese mismo año.

<sup>5</sup>El parámetro asociado a este efecto se denota por  $\tau^{RD}$ .

operaciones de una nueva empresa o línea de producción. La especificación es la siguiente:

$$\hat{y}_t^{RE} = \beta_1 \hat{y}_{t-1}^{RE} + \beta_2 \hat{y}_{t-2}^{RE} + \beta_3 \hat{y}_t^{EUA} + \beta_4 \hat{q}_{t-1} + \beta_5 I\hat{E}D_{t-4} + \epsilon_t^{RE}. \quad (2)$$

En esta ecuación,  $I\hat{E}D_{t-4}$  representa la brecha de la inversión extranjera directa, estimada mediante el filtro de Hodrick-Prescott, mientras que el resto de las variables ya ha sido definido en los párrafos previos<sup>6</sup>.

La tercera ecuación es una curva de Phillips que incorpora el efecto del tipo de cambio real y la inflación internacional en la inflación local. A diferencia de la especificación en Segura-Rodríguez (2024), se reemplaza la meta de inflación por una estimación endógena de la inflación de largo plazo o de tendencia ( $\pi_t^*$ ). Asimismo, se incorpora un componente híbrido que captura tanto la inercia inflacionaria ( $\hat{\pi}_{t-1}$ ) como las expectativas de mercado que resumen cualquier presión inflacionaria que estén previendo los agentes económicos. La curva estimada es:

$$\hat{\pi}_t = \gamma_1 \hat{\pi}_{t-1} + \gamma_2 (\mathbb{E}_t[\pi_{t+4}] - \pi_{t-1}^*) + \gamma_3 \hat{y}_{t-1}^{RD} + \gamma_4 \hat{y}_{t-1}^{RE} + \gamma_5 \pi_t^{Int} + \gamma_6 \Delta q_{t-1} + \epsilon_t^\pi. \quad (3)$$

Aquí,  $\hat{\pi}_t$  representa la desviación de la inflación respecto a su valor de largo plazo,  $\mathbb{E}_t[\pi_{t+4}]$  la expectativa de inflación a cuatro trimestres,  $\pi_t^{Int}$  la desviación de la inflación internacional respecto a su media histórica y  $\Delta q_{t-1}$  la variación interanual del tipo de cambio real observada el trimestre anterior.

Como variable observable para identificar la inflación de largo plazo, se utiliza la expectativa de inflación de mercado a 60 meses, que es el indicador de expectativas de más largo plazo con que cuenta el BCCR. Esta propuesta se basa en Chan et al. (2018), quienes utilizaron una curva de Phillips análoga a la de la ecuación 3 y una ecuación para las expectativas de largo plazo, como la que sigue, para estimar la inflación de largo plazo para la economía de Estados Unidos. En este trabajo, se estima la siguiente ecuación:

$$\mathbb{E}_t[\pi_{t+15}] = \pi_t^* + \zeta (\mathbb{E}_{t-1}[\pi_{t-1+20}] - \pi_{t-1}^*) + \epsilon_t^{Exp}, \quad (4)$$

donde  $\mathbb{E}_t[\pi_{t+20}]$  corresponde a las expectativas de mercado a 5 años (20 trimestres)<sup>7</sup>.

<sup>6</sup>Al igual que para la brecha del producto del régimen definitivo, se utiliza el *COVID-19 Stringency Index* publicado por la Universidad de Oxford para capturar el efecto sobre la actividad económica de las restricciones a la movilidad durante la pandemia del COVID-19. El parámetro  $\tau^{RE}$  captura este efecto.

<sup>7</sup>A diferencia de Chan et al. (2018), y debido a ser un modelo con más componentes, en este caso se supone que los parámetros de esta ecuación son constantes en el tiempo.

Además, se incluye una ecuación que relaciona la brecha del tipo de cambio con la brecha de la tasa de interés. Esta relación es importante en una economía abierta porque si las tasas de interés superan su nivel neutral, se genera una presión al alza en la demanda de activos locales, induciendo una apreciación del tipo de cambio real, y viceversa. En este caso, con base en Berger y Kempa (2014) y Pedersen (2015) se estima

$$\hat{q}_t = \lambda_1 \hat{q}_{t-1} + \lambda_2 \hat{r}_{t-1} + \kappa_{t-1}, \quad (5)$$

donde  $\kappa_{t-1}$  es un error autocorrelacionado que sigue un proceso AR(1):  $\kappa_t = \rho \kappa_{t-1} + \eta_t^\kappa$ . La ecuación 5 formaliza el canal financiero en una economía pequeña y abierta en el que al aumentar la tasa de interés en colones los incentivos para ahorrar en colones aumentan y se espera observar una apreciación del tipo de cambio. La variable no observable  $\kappa_t$  actúa como un término residual que sintetiza cualquier otra variable que afecta el tipo de cambio no incluida en el modelo (choques de riesgo país, tasas de interés internacionales, expectativas de variación cambiaria, entre otros).

De manera adicional, se supone que el vector de errores  $\epsilon_t = (\epsilon_t^{RD}, \epsilon_t^{RE}, \epsilon_t^\pi, \epsilon_t^{Exp})$  se distribuye de forma conjunta de acuerdo con una distribución normal con media cero y, por parsimonia, matriz de varianza-covarianza diagonal, con diagonal igual a  $(\sigma_{RD}^2, \sigma_{RE}^2, \sigma_\pi^2, \sigma_{Exp}^2)$ <sup>8</sup>.

En el modelo hay cinco variables no observables para las que es necesario definir cómo evolucionan: el producto potencial de los regímenes definitivo y especial,  $\bar{y}^{RD}$  y  $\bar{y}^{RE}$ , respectivamente; el tipo de cambio real de largo plazo,  $q_t^*$ ; la inflación de largo plazo,  $\pi_t^*$ ; y la tasa de interés real neutral  $r_t^*$ . Para las primeras cuatro variables se sigue la literatura (Holston et al., 2023; Berger y Kempa, 2014) y se supone que siguen un proceso no estacionario con tendencia:

$$\bar{y}_t^{RD} = \bar{y}_{t-1}^{RD} + g_{t-1}^{RD} + \eta_t^{\bar{y}^{RD}}, \quad (6)$$

$$\bar{y}_t^{RE} = \bar{y}_{t-1}^{RE} + g_{t-1}^{RE} + \eta_t^{\bar{y}^{RE}}, \quad (7)$$

$$\bar{\pi}_t^* = \bar{\pi}_{t-1}^* + g_{t-1}^{\pi^*} + \eta_t^{\bar{\pi}^*}, \quad (8)$$

<sup>8</sup>Holston et al. (2023) proponen permitir que las varianzas varíen en el tiempo con el fin de capturar el mayor nivel de volatilidad generado por la crisis ocasionada por la pandemia del COVID-19. En este trabajo, se permiten varianzas diferenciadas para el producto del régimen definitivo para el periodo entre el segundo trimestre y el cuarto de 2020, el 2021 y el 2022, para la producción de los regímenes especiales para los mismos trimestres del 2020 y el 2021, y para la inflación para el 2022 y 2023. Es importante resaltar, que a diferencia de Holston et al. (2023), acá los múltiplos de la varianza que se estiman son diferentes para cada variable. Estas variables se denotan por  $\mu_{2020}^{RD}$ ,  $\mu_{2021}^{RD}$  y  $\mu_{2022}^{RD}$  para el régimen definitivo,  $\mu_{2020}^{RE}$  y  $\mu_{2021}^{RE}$  para los regímenes especiales, y  $\mu_{2021}^\pi$  y  $\mu_{2022}^\pi$  para la inflación.

$$\bar{q}_t^* = \bar{q}_{t-1}^* + g_{t-1}^{q^*} + \eta_t^{q^*}. \quad (9)$$

En el caso de la tasa de interés real neutral, lo común en la literatura (Laubach y Williams, 2003; Holston et al., 2023) es suponer que es proporcional a la tasa de crecimiento de la economía y de un choque estocástico que sigue un proceso de raíz unitaria. En el modelo en este estudio se tiene una tasa de crecimiento para cada uno de los regímenes, por lo que se supone que la tasa de interés real neutral es proporcional a ambas tasas de crecimiento:

$$r_t^* = \theta_1 g_{t-1}^{RD} + \theta_2 g_{t-1}^{RE} + z_t, \quad (10)$$

con  $z_t = z_{t-1} + \eta_t^z$ .

Además, análogo a lo supuesto por Holston et al. (2023), las tasas de crecimiento de largo plazo de los regímenes especiales y de la inflación de largo plazo se supone que son procesos no estacionarios con raíz unitaria:

$$g_t^{RE} = g_{t-1}^{RE} + \eta_t^{g^{RE}}, \quad (11)$$

$$g_t^{\pi^*} = g_{t-1}^{\pi^*} + \eta_t^{g^{\pi^*}}. \quad (12)$$

En el caso de las tasas de crecimiento de largo plazo del régimen definitivo y del tipo de cambio real de largo plazo se especifica una estructura un poco más compleja. Por un lado, se permite que la tasa de crecimiento de los regímenes especiales influya sobre el crecimiento del definitivo, con el fin de medir el efecto de los encadenamientos que existen entre ambos regímenes<sup>9</sup>. Así, la evolución de la tasa de crecimiento de largo plazo del régimen definitivo está dada por:

$$g_t^{RD} = \omega_1 g_{t-1}^{RD} + \omega_2 g_{t-1}^{RE} + \eta_t^{g^{RD}}. \quad (13)$$

De forma similar, la evolución de largo plazo del tipo de cambio real depende en gran medida del aumento de la productividad de la economía<sup>10</sup>. Sin embargo, a diferencia del régimen

<sup>9</sup>Hasta donde conoce el autor, este sería un primer intento de estimar la importancia del efecto macroeconómico de “derrame” que tiene el crecimiento de los regímenes especiales sobre el régimen definitivo. A nivel microeconómico, Alfaro-Ureña, Manelici y Vasquez (2022) muestran que las empresas locales que se convierten en suplidores de empresas multinacionales se ven favorecidas con un aumento en su productividad, número de trabajadores y en el largo plazo, en sus ventas. Es importante recordar que no todas las empresas multinacionales se ubican en los regímenes especiales ni que todas las empresas en este régimen son multinacionales.

<sup>10</sup>Alfaro-Ureña et al. (2024) estiman el tipo de cambio de equilibrio de acuerdo con el enfoque *Behavioural Equilibrium Exchange Rate* (BEER, por sus siglas en inglés), y muestran que la productividad de la economía a nivel agregado ha sido el factor que más preponderancia ha tenido en que la senda de equilibrio del tipo de cambio real muestre una tendencia decreciente.

definitivo, en el cual los ingresos por exportaciones suelen liquidarse mayoritariamente en la economía doméstica, las empresas bajo regímenes especiales pueden emplear una estrategia de repatriación selectiva de capitales. En estas organizaciones, el flujo de divisas hacia el mercado local necesario es aquel que satisface sus obligaciones operativas, tales como el pago de remuneraciones, la adquisición de insumos nacionales o la ejecución de inversiones adicionales. Por tanto, se permiten efectos diferenciados de ambos regímenes en la tasa de crecimiento del tipo de cambio de largo plazo:

$$g_t^{q*} = \phi_1 g_{t-1}^{q*} + \phi_2 g_{t-1}^{RD} + \phi_3 g_{t-1}^{RE} + \eta_t^{g^q}. \quad (14)$$

Para concluir se supone que el vector  $\eta_t = (\eta_t^{\bar{y}^{RD}}, \eta_t^{\bar{y}^{RE}}, \eta_t^{\pi^*}, \eta_t^{q^*}, \eta_t^{g^{RD}}, \eta_t^{g^{RE}}, \eta_t^{g^{\pi}}, \eta_t^{g^q}, \eta_t^z, \eta_t^k)$  de errores de los estados sigue una distribución normal con media cero y, por parsimonia, matriz de varianza-covarianza diagonal, con diagonal igual a  $(\sigma_{\bar{y}^{RD}}^2, \sigma_{\bar{y}^{RE}}^2, \sigma_{\pi^*}^2, \sigma_{q^*}^2, \sigma_{g^{RD}}^2, \sigma_{g^{RE}}^2, \sigma_{g^{\pi}}^2, \sigma_{g^q}^2, \sigma_z^2, \sigma_k^2)$ .

Finalmente, el modelo se puede formular bajo una representación de espacio de estados, donde las ecuaciones 1-5 constituyen las ecuaciones de medida, mientras que las dinámicas de las variables no observables definen las ecuaciones de transición. La representación de estado-espacio de este modelo se presenta en el apéndice 7.1.

#### 4. Método de estimación

Esta sección describe la metodología de estimación del modelo. Aunque Laubach y Williams (2003) emplearon originalmente máxima verosimilitud, este enfoque es vulnerable al *pile-up problem* cuando las varianzas son mínimas. Si bien la literatura (Laubach y Williams, 2003, 2016; Holston et al., 2023; Segura-Rodriguez, 2024) suele mitigar este sesgo mediante el estimador de mediana insesgada de Stock y Watson (1998), la complejidad del modelo actual dificulta realizar dicho ajuste.

Por esta razón, se opta por una estimación bayesiana de los parámetros, siguiendo la propuesta de trabajos como los de Berger y Kempa (2014) y Pedersen (2015). Este último señala que el enfoque bayesiano ofrece ventajas comparativas: primero, el uso de distribuciones previas (priors) permite asegurar valores positivos para las varianzas, lo que mejora la precisión de la estimación. Segundo, facilita la resolución de problemas de identificación y raíces unita-

rias mediante restricciones en los parámetros que garantizan la estabilidad del sistema.

La estimación bayesiana busca obtener la distribución posterior de los parámetros que mejor ajusta los datos,  $p(\theta | \text{Datos})$ . Por el Teorema de Bayes tenemos que

$$p(\theta|\text{Datos}) \propto p(\text{Datos}|\theta) \times p(\theta), \quad (15)$$

donde  $\propto$  significa que el lado izquierdo es proporcional al lado derecho,  $p(\text{Datos} | \theta)$  representa la función de verosimilitud y  $p(\theta)$  la densidad previa. La constante de normalización (la densidad marginal de los datos) se omite, ya que no depende de los parámetros a estimar.

La ventaja de esta especificación es que el filtro de Kalman permite calcular la verosimilitud de los datos observados para cualquier conjunto de parámetros dado. Como media de las distribuciones previas se emplean los parámetros estimados con el método de máxima verosimilitud, que se adapta por el estimador de mediana insesgada de Stock y Watson (1998) para las varianzas  $\sigma_{\bar{y}RD}^2$ ,  $\sigma_{\bar{y}RE}^2$ ,  $\sigma_{q^*}^2$  y  $\sigma_z^2$ . Además, en las distribuciones previas se suponen varianzas elevadas para reflejar un bajo conocimiento previo y que los datos dominen la estimación, para incorporar el limitado conocimiento previo sobre estos coeficientes<sup>11</sup>.

Para asegurar que los parámetros respeten sus dominios teóricos se utilizan las siguientes transformaciones de los parámetros:

- parámetros sin restricción: distribución normal,
- parámetros positivos/negativos: transformación exponencial de una variable normal (asegurando positividad o negatividad según corresponda), lo que equivale a suponer una distribución log-normal para los parámetros en niveles,<sup>12</sup>
- correlaciones y parámetros en el intervalo (-1,1): transformación tangente hiperbólica de una variable normal<sup>13</sup>.

Dado que la distribución posterior es compleja y no tiene una forma analítica cerrada, se emplean métodos de cadenas de markov de Monte Carlo. Específicamente, se utiliza el algoritmo de Metropolis-Hastings para simular muestras de la distribución deseada (Chib y Greenberg,

<sup>11</sup> Estos valores previos se ajustan mediante una búsqueda de rejilla (*grid search*) para eliminar remanentes de sesgo en la estimación de máxima verosimilitud.

<sup>12</sup> Además, de las varianzas, con base en restricciones teóricas, los parámetros  $\beta_3$ ,  $\beta_5$ ,  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$ ,  $\gamma_4$ ,  $\theta_1$  y  $\theta_2$  se restringen a tomar valores positivos y los parámetros  $\alpha_3$ ,  $\tau^{RE}$  y  $\phi_3$  a tomar valores negativos. Además, los factores móviles de varianza de las tres primeras ecuaciones de medida, de ser necesario, se restringen a ser mayores que o iguales que uno.

<sup>13</sup> Esta transformación se utiliza para los parámetros  $\xi$ ,  $\lambda_1$ ,  $\rho$ ,  $\omega_1$  y  $\beta_2$ .

1995). Dados los supuestos, todos los parámetros en su versión transformada se distribuyen de acuerdo con una distribución normal.

El algoritmo parte de un valor inicial de los parámetros transformados,  $g(\theta)_0$ . Este valor se fija en la media de las distribuciones previas. En cada iteración  $t$ , se propone un nuevo vector candidato  $g(\theta)^*$  al perturbar aleatoriamente el valor actual ( $g(\theta)_{t-1}$ ):  $g(\theta)^* \sim N(g(\theta)_{t-1}, \Sigma_{prop})$ . Este candidato se acepta con probabilidad

$$v = \min \left( 1, \frac{P(g(\theta^*)|Datos)}{P(g(\theta)_{t-1}|Datos)} \right),^{14}$$

es decir, se acepta si de acuerdo con los datos la probabilidad de que el vector de parámetros candidato sea el verdadero es alta: si el candidato es mejor que el valor actual siempre se acepta, lo que permite acercarnos al punto que maximiza la densidad posterior; si el candidato no es mejor se acepta con una probabilidad baja para que la simulación explore el espacio de incertidumbre alrededor de la estimación central<sup>15</sup>.

El mayor reto de este tipo de estimaciones es explorar todo el espacio de parámetros relevante de manera eficiente. Dicha velocidad se controla a partir de la varianza  $\Sigma_{prop}$ . Si es muy pequeña, la cadena se mueve lentamente y no busca en el resto del espacio. Si es muy grande, la diferencia en las densidades posteriores entre los parámetros que representan mejor los datos y nuevos candidatos es demasiado grande, por lo que se rechazan de manera frecuente.

Para optimizar la exploración del espacio de parámetros y manejar la correlación entre ellos, se implementa el algoritmo de Metropolis-Hastings adaptativo propuesto por Haario, Saksman y Tamminen (2001).

En este esquema, en lugar de fijar  $\Sigma_{prop}$ , el algoritmo actualiza recursivamente la matriz de covarianza de la propuesta  $\Sigma_t$  a partir de todas las muestras pasadas, de la siguiente forma:

$$\Sigma_{t+1} = \frac{t-1}{t} \Sigma_t + \frac{s_d}{t} \left( (t-1) \bar{\theta}_{t-1} \bar{\theta}_{t-1}^T - t \bar{\theta}_t \bar{\theta}_t^T + \theta_t \theta_t^T + \varepsilon I \right), \quad (16)$$

donde  $s_d = (2,38)^2/d$  es el factor de escala óptimo teórico para una dimensión de los pará-

<sup>14</sup>En términos prácticos en la estimación se utiliza la diferencia de logaritmos entre las dos densidades posteriores, ya que disminuye las dificultades de precisión numérica.

<sup>15</sup>Las densidades posteriores se estiman en logaritmos, de acuerdo con la ecuación 15, como la suma del logaritmo de la función de verosimilitud, el logaritmo de la densidad previa; y el ajuste jacobiano (en logaritmos) correspondiente a cada transformación de los parámetros, lo que permite garantizar la validez de la densidad posterior simulada.

metros  $d$  que garantiza una tasa de aceptación de los nuevos candidatos adecuada.

#### 4.1. Valores iniciales

La estimación de modelos de espacio de estados es sensible a la elección del estado inicial ( $S_{0|0}$ ) y su matriz de covarianza ( $P_{0|0}$ ). Una elección arbitraria o excesivamente difusa puede generar divergencias en los parámetros de persistencia y volatilidad. Para mitigar este riesgo, este estudio implementa un procedimiento de inicialización en dos etapas:

- En una primera etapa, se realiza una estimación inicial de los parámetros del modelo  $\theta$  a través del método de muestreo de Metropolis-Hastings. En esta primera etapa se fija  $S_{0|0}$  como la estimación del suavizador de Kalman de  $S_{0|T}$  que se obtiene de la estimación de máxima verosimilitud y que se refina mediante una búsqueda de rejilla<sup>16</sup>. Se utilizan 500 mil simulaciones con una eliminación (*burn-in*) de las primeras 250 mil de ellas. A partir de esta estimación se obtiene la estimación con el suavizador de Kalman de  $S_{0|T}$  para cada una de las simulaciones que se conservan.
- En una segunda etapa se repite el procedimiento de Metropolis-Hastings con 500 mil simulaciones, de las cuáles se eliminan la primera mitad de ellas. En esta etapa, se fijan los hiperparámetros de la condición inicial del filtro de Kalman utilizando los resultados de la etapa previa. Específicamente, se establece  $S_{0|0} = med(S_{0|T})$  y  $P_{0|0} = 5 \times Cov(S_{0|T})$ <sup>17</sup>.

Este enfoque permite balancear entre dos alternativas: si se fijan los valores ex-ante de  $S_{0|0}$  y  $P_{0|0}$  se supone conocimiento perfecto de dichos valores, lo que va en contra de la filosofía de la estimación bayesiana; si se realiza estimación completamente bayesiana, a través de procedimientos como el muestreo de Gibbs, es difícil obtener una estimación que converja debido a que las series de tiempo de algunas de las variables utilizadas son relativamente cortas.

---

<sup>16</sup>Los valores iniciales de dicha estimación corresponden a valores de tendencia estimados a partir del filtro de Hodrick-Prescott y de sus tasas de diferencia. Para  $z$  se suponen valores iniciales de 0 y para  $\pi^*$  valores iniciales de 5% que corresponden a la meta de inflación del BCCR para el 2010.

<sup>17</sup>Se utiliza un factor de expansión para no imponer una distribución inicial excesivamente informativa.

## 4.2. Pruebas de convergencia y simulación de intervalos de credibilidad

La convergencia de la cadena de Metropolis-Hastings se validó con las pruebas de Heidelberger y Welch (1983)<sup>18</sup> y Geweke (1992)<sup>19</sup>. El resultado de estas pruebas se presenta en el cuadro 2 en el apéndice 7.2 y muestran resultados en los que no se rechaza la hipótesis nula de convergencia. Además, en el apéndice 7.3 se presenta el promedio móvil acumulado de las muestras de cada parámetro, que al ser prácticamente constantes al final de las iteraciones, también sugieren la convergencia del algoritmo. Así, se concluye que la cadena de Metropolis-Hastings convergió, es decir, que diferentes agrupamientos de las simulaciones no presentan distribuciones diferentes entre sí.

A partir de cada una de dichas simulaciones se puede utilizar el suavizamiento de Kalman para obtener el valor de las variables de estado, con lo que se obtiene una distribución del valor de cada estado en cada momento del tiempo. Sin embargo, dicha estimación subestima la incertidumbre presente, ya que no considera ni la de los valores iniciales ni la de la estimación de los estados latentes (en el filtro de Kalman). Para poder incorporar las tres fuentes de incertidumbre señaladas se utiliza el algoritmo de suavizamiento por simulación de Durbin y Koopman (2002).

Este procedimiento consiste en que para cada simulación de parámetros  $\theta^{(j)}$ :

1. Se extrae un estado inicial aleatorio  $S_0^{(j)} \sim N(S_{0|0}, P_{0|0})$ <sup>20</sup>.
2. Simular trayectorias de estados ( $S^+$ ) y variables dependientes ( $Y^+$ ) que respeten la dinámica del modelo a partir de  $\theta^{(j)}$ . En particular, se simulan los componentes aleatorios  $\epsilon$  y  $\eta$  a partir de las matrices  $R$  y  $Q$  estimadas.
3. Calcular los residuos sintéticos como  $Y^* = Y - Y^+$ .
4. Aplicar el suavizamiento de Kalman a  $Y^*$  para obtener  $\hat{S}^*$ .

<sup>18</sup>La prueba de Heidelberger y Welch (1983) utiliza el estadístico de Cramer-von-Mises para probar la hipótesis nula de que los valores de la cadena provienen de una distribución estacionaria. La prueba genera el número de iteraciones que se deben eliminar, y si dicho número supera la mitad de la cadena, se concluye que no se ha alcanzado convergencia. Además, la prueba genera un p-value donde la hipótesis nula es convergencia. Todos los parámetros pasan esta prueba.

<sup>19</sup>La prueba de Geweke (1992) compara las medias de la primera parte de la cadena que se va utilizar con la última parte de esta. Si ya se ha alcanzado convergencia, no debería haber diferencias significativas entre las medias de ambas muestras. Ambas pruebas se implementan con el uso del paquete CODA en R (véase Plummer, Best, Cowles y Vines (2015)). Los estadísticos Z de todos los parámetros sugieren que no se rechaza la convergencia al menos al 1 %, pero para la mayoría de los parámetros el test provee evidencia de convergencia aún mayor.

<sup>20</sup>Para garantizar la estabilidad numérica, el cálculo de la ganancia de suavizamiento en el periodo inicial se realiza mediante la pseudo-inversa de Moore-Penrose.

5. Construir la trayectoria final como  $S^{(j)} = S^+ + \hat{S}^*$ .

## 5. Resultados

En esta sección se presentan los principales resultados de la estimación. En primera instancia se discuten los valores estimados para cada uno de los parámetros en el modelo. Luego, se presentan los valores estimados de los estados latentes o no observables. Finalmente, se presenta un análisis de correlaciones entre algunas variables de interés y el resultado de un ejercicio contrafactual.

### 5.1. Parámetros estimados

Como es usual en una estimación bayesiana, en el cuadro 1 se presenta tanto la mediana como los percentiles 5 y 95 de la distribución posterior. En el apéndice 7.4 se contrastan las distribuciones empíricas con sus respectivas distribuciones previas (priors). En la mayoría de los casos, la distribución posterior se encuentra más concentrada pero con una media cercana a la previa; esto sugiere que los valores iniciales fueron acertados y que las distribuciones previas fueron suficientemente difusas para permitir que la información contenida en los datos guiara la estimación.

En cuanto a la ecuación IS para el régimen definitivo, la brecha del producto muestra persistencia positiva ante el primer rezago y negativa ante el segundo. Se confirma el canal de transmisión de la política monetaria: un aumento de la brecha de la tasa de interés real reduce la brecha del producto. Cabe resaltar que este coeficiente casi duplica al obtenido por Segura-Rodriguez (2024). Esta diferencia es esperable, pues al modelar específicamente el régimen definitivo, que está más vinculado a la demanda interna y al crédito local, se captura una mayor sensibilidad a la tasa de política que al considerar el producto agregado.

Por último, dada la naturaleza pequeña y abierta de la economía, la brecha de Estados Unidos actúa como un motor de demanda para el régimen definitivo. Respecto a la brecha del tipo de cambio real y del producto de los regímenes especiales, ambas presentan signos negativos, pero sin significancia estadística. En el primer caso, si bien un aumento del tipo de cambio real aumenta los ingresos de las empresas del sector exportador y del turismo, también encarece los insumos y bienes de capital importados para todas las empresas locales. Si estos bienes

**Cuadro 1. Parámetros estimados**

| Parámetro                                      | Percentil 5 | Mediana | Percentil 95 | Parámetro                                      | Percentil 5 | Mediana | Percentil 95 |
|--|-------------|---------|--------------|--|-------------|---------|--------------|
| <b>IS Régimen Definitivo</b>                   |             |         |              | <b>Tasa de interés real neutral</b>            |             |         |              |
| $\hat{y}_{t-1}^{RD}$                           | 0,596       | 0,827   | 1,067        | $g_{t-1}^{RD}$                                 | 0,236       | 0,394   | 0,615        |
| $\hat{y}_{t-2}^{RD}$                           | -0,419      | -0,243  | -0,062       | $g_{t-1}^{RE}$                                 | 0,044       | 0,077   | 0,133        |
| $\frac{\hat{r}_{t-1} + \hat{r}_{t-2}}{2}$      | -0,149      | -0,092  | -0,055       | <b>Tasa de crecimiento RD</b>                  |             |         |              |
| $\hat{y}_t^{EUA}$                              | 0,153       | 0,310   | 0,472        | $g_{t-1}^{RD}$                                 | 0,650       | 0,875   | 0,950        |
| $\hat{q}_{t-1}$                                | -0,058      | -0,015  | 0,030        | $g_{t-1}^{RE}$                                 | 0,007       | 0,031   | 0,106        |
| $\hat{y}_{t-1}^{RE}$                           | -0,041      | -0,003  | 0,033        | <b>Tasa de crecimiento TCR</b>                 |             |         |              |
| $\sigma_{RD}^2$                                | 0,079       | 0,117   | 0,175        | $g_{t-1}^{q*}$                                 | 0,262       | 0,488   | 0,688        |
| <b>IS Régimen Especial</b>                     |             |         |              | $g_{t-1}^{RD}$                                 | -0,294      | -0,178  | 0,105        |
| $\hat{y}_{t-1}^{RE}$                           | 1,462       | 1,651   | 1,794        | $g_{t-1}^{RE}$                                 | -0,058      | -0,035  | -0,020       |
| $\hat{y}_{t-2}^{RE}$                           | -0,829      | -0,707  | -0,550       | <b>Varianzas de los estados</b>                |             |         |              |
| $\hat{y}_t^{EUA}$                              | 0,097       | 0,166   | 0,275        | $\sigma_{\hat{y}^{RD}}^2$                      | 0,055       | 0,088   | 0,141        |
| $\hat{q}_{t-1}$                                | -0,047      | 0,041   | 0,119        | $\sigma_{\hat{y}^{RE}}^2$                      | 0,230       | 0,381   | 0,613        |
| $\hat{I}\hat{E}D_{t-4}$                        | 0,025       | 0,041   | 0,063        | $\sigma_{\pi^*}^2$                             | 0,003       | 0,005   | 0,008        |
| $\sigma_{RE}^2$                                | 1,185       | 1,692   | 2,416        | $\sigma_{\hat{q}}^2$                           | 0,105       | 0,175   | 0,292        |
| <b>Curva de Phillips</b>                       |             |         |              | $\sigma_{g^{RD}}^2$                            | 0,008       | 0,014   | 0,024        |
| $\hat{\pi}_{t-1}$                              | 0,861       | 0,913   | 0,950        | $\sigma_{g^{RE}}^2$                            | 0,230       | 0,383   | 0,637        |
| $\mathbb{E}_t[\pi_{t+4}] - \pi_{t-1}^*$        | 0,032       | 0,054   | 0,089        | $\sigma_{g^{\pi^*}}^2$                         | 0,012       | 0,017   | 0,024        |
| $\hat{y}_{t-1}^{RD}$                           | 0,022       | 0,036   | 0,057        | $\sigma_{g^{q*}}^2$                            | 0,163       | 0,282   | 0,490        |
| $\hat{y}_{t-1}^{RE}$                           | 0,000       | 0,000   | 0,000        | $\sigma_z^2$                                   | 0,002       | 0,003   | 0,006        |
| $\pi_t^{Int}$                                  | 0,131       | 0,219   | 0,308        | <b>Efecto COVID-19 en brechas del producto</b> |             |         |              |
| $\Delta q_{t-1}$                               | -0,005      | 0,010   | 0,026        | $\tau^{RD}$                                    | -0,043      | -0,018  | 0,007        |
| $\sigma_{\pi}^2$                               | 0,108       | 0,143   | 0,191        | $\tau^{RE}$                                    | -0,074      | -0,046  | -0,028       |
| <b>Expectativa de inflación 60 meses</b>       |             |         |              | <b>Factores de varianza durante COVID-19</b>   |             |         |              |
| $\mathbb{E}_{t-1}[\pi_{t-1+20}] - \pi_{t-1}^*$ | 0,953       | 0,981   | 0,994        | $\mu_{2020}^{RD}$                              | 7,881       | 8,632   | 9,404        |
| $\sigma_{Exp}^2$                               | 0,001       | 0,002   | 0,004        | $\mu_{2021}^{RD}$                              | 1,471       | 1,826   | 2,438        |
| <b>Brecha de tipo de cambio real</b>           |             |         |              | $\mu_{2022}^{RD}$                              | 1,398       | 1,697   | 2,246        |
| $\hat{q}_{t-1}$                                | 0,686       | 0,801   | 0,894        | $\mu_{2020}^{RE}$                              | 8,117       | 8,652   | 9,201        |
| $\hat{r}_{t-1}$                                | -1,085      | -0,823  | -0,555       | $\mu_{2021}^{RE}$                              | 1,018       | 1,032   | 1,056        |
| $\rho$   | 0,710       | 0,851   | 0,933        | $\mu_{2022}^{\pi}$                             | 1,900       | 2,498   | 3,513        |
| $\sigma_{\kappa}^2$                            | 0,641       | 0,941   | 1,349        | $\mu_{2023}^{\pi}$                             | 3,245       | 3,619   | 4,001        |

Fuente: Estimación propia.

no tienen sustitutos cercanos, las empresas deben absorber los costos y pueden encontrar beneficioso reducir su producción. Así, se manifiesta un efecto contractivo de la depreciación real sobre la producción del régimen definitivo, un fenómeno documentado en la literatura de economías abiertas (véase Krugman y Taylor (1978)). En el caso del efecto de los regímenes especiales, el signo sugiere un posible efecto de desplazamiento por la competencia de factores productivos, donde una expansión de las empresas en zona franca podría limitar temporalmente la capacidad de producción del régimen definitivo.

En la ecuación IS para los regímenes especiales, la brecha del producto muestra persistencia ante su primer y segundo rezago. Al igual que en el régimen definitivo, un aumento en la brecha de Estados Unidos genera un incremento en la demanda externa por los productos y servicios de exportación.

Respecto a la brecha del tipo de cambio real (TCR), el efecto no resulta estadísticamente significativo, aunque la mediana estimada para el parámetro es positiva. Para las empresas de este régimen, el efecto negativo vía costos de insumos importados es prácticamente nulo, debido a que tanto los precios de compra de insumos y bienes de capital como de los bienes exportables están denominados en dólares. No obstante, el modelo sugiere que estas empresas se benefician levemente de una depreciación real, posiblemente por la reducción de los costos que sí pagan en colones, tales como servicios públicos locales y, en algunos casos, la planilla salarial.

Finalmente, la estimación muestra que una brecha positiva de los flujos de inversión extranjera directa (IED) se relaciona con un aumento posterior en la brecha del producto de los regímenes especiales. Este resultado refleja el hecho de que la inversión extranjera directa es una de las principales fuentes de recursos para la expansión de las empresas que se ubican en los regímenes especiales.

Un aspecto relevante es que la varianza de los choques a la brecha del producto de los regímenes especiales es más de diez veces superior a la del régimen definitivo. Este resultado es esperable debido a la alta concentración de la producción en los regímenes especiales; cualquier decisión estratégica de inversión o expansión por parte de unas pocas empresas tiene un impacto sistémico en el valor agregado del sector. En contraste, la producción del régimen definitivo se encuentra más atomizada, lo que permite una mayor compensación de choques individuales. Como se detallará más adelante, esta diferencia se traduce en intervalos de cre-

dibilidad más amplios para la tendencia y el crecimiento de largo plazo de la producción de los regímenes especiales.

En cuanto a la curva de Phillips, se observa que las desviaciones de la inflación respecto a su nivel de largo plazo dependen significativamente de sus propios rezagos, mientras que la influencia de la brecha de las expectativas de inflación es reducida. Esto es coherente con un fuerte componente inercial en la formación de precios, que se ha señalado en estudios previos para Costa Rica (véase por ejemplo Chaverri y Torres (2010)).

Respecto a los efectos de demanda, la brecha del producto del régimen definitivo ejerce una presión significativa sobre la inflación futura. Por el contrario, el coeficiente asociado a la brecha de los regímenes especiales es prácticamente nulo, lo cual es coherente con su naturaleza: al dirigir su producción mayoritariamente al mercado externo, su nivel de actividad no genera presiones directas sobre los precios que enfrentan los consumidores en la economía local.

Finalmente, se determina que la inflación internacional y las variaciones del tipo de cambio real guardan una relación positiva con la inflación local. No obstante, el impacto de la inflación externa es sustancialmente mayor y estadísticamente significativo, mientras que el efecto del tipo de cambio real es marginal y no significativo.

Por su parte, la brecha de las expectativas de inflación de mercado a 60 meses con respecto a la inflación de largo plazo muestra una alta persistencia. Esto sugiere que estas expectativas corresponden a una visión de largo plazo de los agentes económicos que es poco sensible a las fluctuaciones coyunturales<sup>21</sup>.

La última variable observada que se modela es el tipo de cambio real (TCR). La estimación muestra que la brecha del TCR presenta una persistencia elevada. Asimismo, se estima que un aumento en la brecha de la tasa de interés se asocia significativamente con una reducción (apreciación) de la brecha del TCR. Esto es coherente con la naturaleza de la economía costarricense, parcialmente dolarizada y con libre movilidad de capitales, donde los agentes ajustan sus portafolios ante cambios en el diferencial de tasas. Así, un incremento en la tasa en colones incentiva el ahorro en moneda nacional y la entrada de capitales, lo que reduce la

---

<sup>21</sup> Segura-Rodríguez (2019) concluyó que, a 2019, las expectativas de inflación de largo plazo se encontraban ancladas. Esto parece siguió siendo el caso en los años posteriores, ya que estas expectativas se han movido muy poco, aún con el incremento en la inflación que se observó en 2021-2022 y el proceso desinflacionario que se ha observado posteriormente.

demanda neta de divisas y, por tanto, genera una caída del TCR. Adicionalmente, el componente de error en esta ecuación es persistente, lo que captura la evolución lenta de factores no incluidos en la estimación como las primas por riesgo país, las tasas de interés externas y las expectativas de variación cambiaria.

Respecto a los estados latentes, se estima que la tasa de interés real neutral ( $r^*$ ) reacciona con mayor intensidad al crecimiento del régimen definitivo que al de los regímenes especiales. Esto responde a las características propias de cada uno de estos regímenes: mientras las empresas del definitivo dependen primordialmente del mercado de fondos prestables local, muchas de las empresas en los regímenes especiales pueden acceder a financiamiento en los mercados internacionales. Por ende, una aceleración del régimen definitivo genera una mayor demanda por liquidez interna, elevando la tasa neutral.

En cuanto al crecimiento de largo plazo del régimen definitivo, este presenta una alta autocorrelación, pero se identifica un pequeño efecto de “derrame” (*spillover*) positivo proveniente del crecimiento de largo plazo de los regímenes especiales. Hasta donde tiene conocimiento el autor esta es la primera vez en que este efecto se captura a nivel agregado en Costa Rica, y es coherente con la evidencia microeconómica reciente sobre los efectos positivos de los encadenamientos productivos de empresas multinacionales con empresas locales (véase Alfaro-Urena et al. (2022)).

Finalmente, los resultados revelan que mayores tasas de crecimiento en ambos regímenes se asocian con una apreciación del tipo de cambio real de equilibrio. Este hallazgo es coherente con el efecto Balassa-Samuelson, el cual ha sido documentado previamente para Costa Rica por Alfaro-Ureña et al. (2024). No obstante, la estimación arroja que el coeficiente asociado al régimen definitivo es casi cinco veces superior al de los regímenes especiales. Esta disparidad se explica por la mayor propensión de los regímenes especiales a importar insumos y el remitir utilidades al exterior. Ambas dinámicas diluyen la contribución neta de este sector a la oferta de divisas, en contraste con el régimen definitivo, cuyas empresas realizan una mayor repatriación de los flujos monetarios<sup>22</sup>. Sin embargo, al analizar la apreciación cambiaria reciente, es imperativo considerar la magnitud relativa de estas tasas: durante el periodo pospandemia, el crecimiento excepcional de los regímenes especiales superó con creces al

---

<sup>22</sup>Adicionalmente, gran parte de las empresas en regímenes especiales gozan de exoneraciones sobre el impuesto de la renta, por lo que no se ven en la necesidad de liquidar divisas en el mercado local para el pago de dichas obligaciones tributarias.

del régimen definitivo, por lo que a pesar de su menor elasticidad, estos regímenes generaron una presión sustancial sobre el mercado cambiario.

En el cuadro 1 se presentan las varianzas estimadas para cada una de las ecuaciones, los efectos que tuvieron los cierres que efectuaron los gobiernos durante la pandemia ocasionada por el COVID-19 sobre la producción de ambos regímenes y los factores de mayor volatilidad en los niveles de producción e inflación durante el mismo periodo. En general, estos valores son cercanos a los que encuentran Holston et al. (2023) para Estados Unidos, Canadá y la Zona Euro, y los estimados previamente por Segura-Rodriguez (2024) para el caso de Costa Rica. Vale resaltar que se estima que el efecto de los cierres que se realizaron durante la pandemia tuvieron un mayor efecto negativo sobre los regímenes especiales que sobre el régimen definitivo<sup>23</sup>.

## 5.2. Estimación de variables no observables

En esta sección se presentan los resultados de las principales variables latentes del modelo: el producto potencial y sus tasas de crecimiento por regímenes y a nivel agregado, las brechas del producto, la tasa de interés real neutral ( $r^*$ ), la inflación de largo plazo ( $\pi^*$ ), y el tipo de cambio real de equilibrio junto con su respectiva brecha.

En el gráfico 1 se detalla la estimación del producto potencial, la tasa de crecimiento de largo plazo y las brechas de producto para cada régimen<sup>24</sup>.

En la primera fila del gráfico se observa que el producto de los regímenes especiales presenta una volatilidad significativamente mayor que la del régimen definitivo. Esto responde a la concentración de la producción: la entrada o salida de una sola empresa de gran escala en los regímenes especiales impacta el valor agregado sectorial de forma directa. Como consecuencia, el producto potencial de los regímenes especiales es menos lineal y presenta mayor incertidumbre que el de los regímenes especiales.

Esa mayor incertidumbre en el producto potencial de los regímenes especiales se manifiesta

<sup>23</sup>Este mayor efecto para las zonas francas puede reflejar la disrupción provocada en las cadenas globales de suministro, lo que amplificó el efecto de los cierres ordenados por el gobierno.

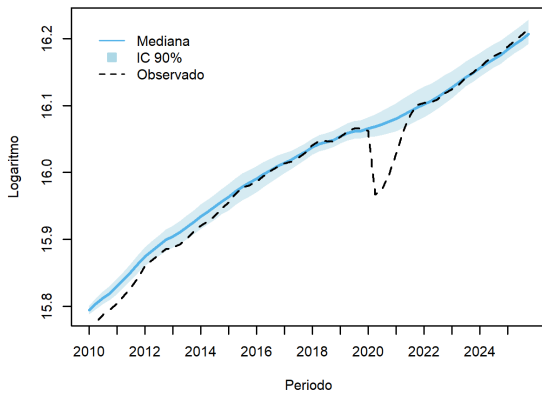
<sup>24</sup>El producto potencial se refiere a la tendencia de largo plazo del producto y el crecimiento a la variación de dicha tendencia. La brecha representa la diferencia entre el nivel observado y su tendencia; no obstante, no debe interpretarse estrictamente como una brecha de demanda, dado que factores productivos como el trabajo pueden movilizarse entre regímenes con relativa facilidad.

**Gráfico 1. Tendencia de largo plazo, brecha y tasa de crecimiento por régimen de comercio**

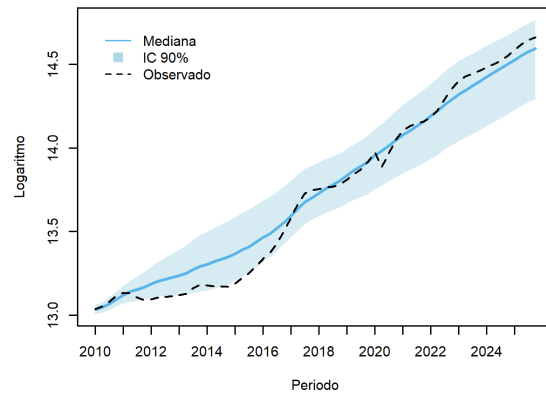
**Régimen definitivo**

**Régimen especial**

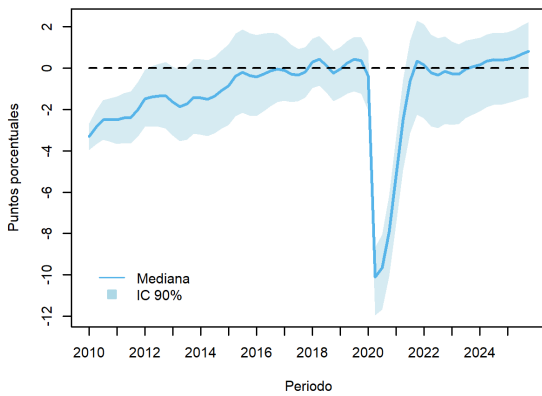
**(a) Tendencia de largo plazo**



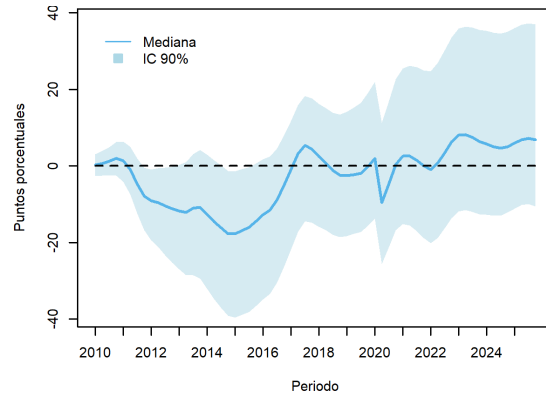
**(d) Tendencia de largo plazo**



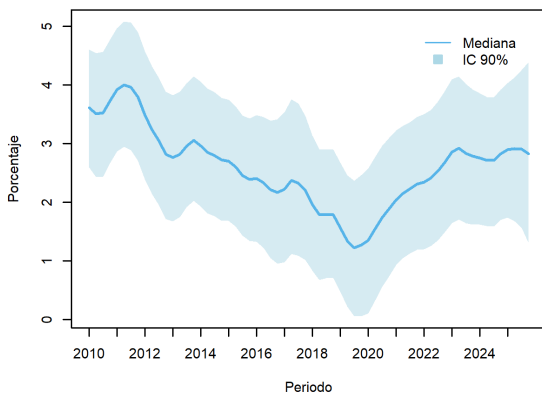
**(b) Brecha**



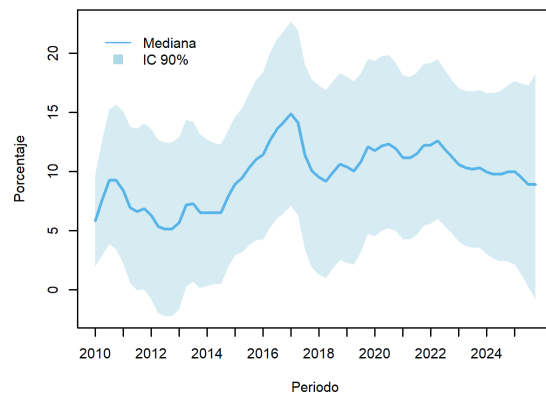
**(e) Brecha**



**(c) Tasa de crecimiento**



**(f) Tasa de crecimiento**



Fuente: Elaboración propia.

en un mayor intervalo de credibilidad en la estimación de la brecha del producto para estos regímenes. La brecha del producto del régimen definitivo tiene el comportamiento esperado. Al iniciar la muestra tras la crisis financiera de 2009, la brecha es negativa y se recupera gradualmente hasta estabilizarse cerca de cero hacia 2015. En 2018 se observa una ligera contracción vinculada a la incertidumbre fiscal y los niveles de deuda pública. Posteriormente, tras la caída abrupta por la pandemia en 2020, la rápida recuperación económica ha llevado la mediana de la brecha a terreno ligeramente positivo en los años más recientes.

La historia en los regímenes especiales es más compleja. La mediana de la brecha fue negativa tras 2011, reflejando el estancamiento posterior a la crisis de 2009, y se profundizó tras el anuncio del cierre de la planta de manufactura de Intel en 2014. Sin embargo, la brecha se recuperó y pasó a terreno positivo en 2017 gracias, principalmente, al auge del sector de dispositivos médicos. Tras verse afectada por la incertidumbre fiscal (2018-2019) y la pandemia, este régimen ha experimentado una expansión vigorosa impulsada por la llegada de nuevas empresas y la relocalización de líneas de producción (*nearshoring*), con lo que se ha observado una persistente brecha positiva durante los últimos años.

Finalmente, en cuanto a las tasas de crecimiento, se observan trayectorias divergentes entre regímenes. La tasa de crecimiento de largo plazo del régimen definitivo se estimaba cercana al 4 % al inicio de la muestra; posteriormente, experimentó una desaceleración sostenida hasta alcanzar un mínimo cercano al 1 % en 2019. En el periodo posterior a la pandemia, esta tasa ha logrado recuperarse hasta situarse ligeramente por debajo del 3 %<sup>25</sup>.

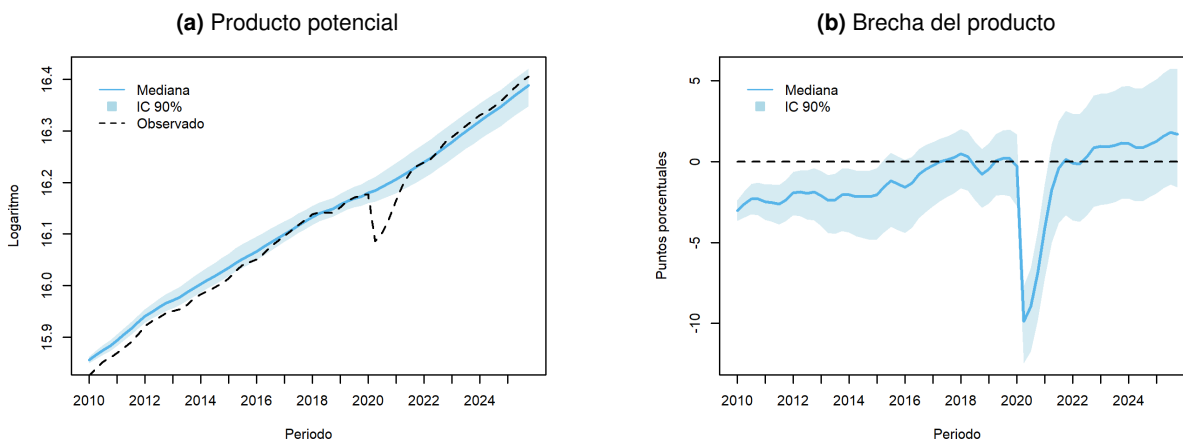
Por otro lado, la tasa de crecimiento de los regímenes especiales presenta intervalos de credibilidad mucho más amplios debido a la volatilidad mencionada. En términos de mediana, su ritmo de expansión es sustancialmente superior al del régimen definitivo. Los valores más bajos se observan al inicio de la muestra, con un mínimo de aproximadamente 5 % durante el 2012. A partir de ese punto, inició un ascenso sostenido hasta un pico cercano al 15 % en 2017. Desde 2019, la tasa ha tendido a decrecer con un valor cercano a 9 % a finales de 2025.

---

<sup>25</sup>La reducción observada hasta 2019 coincide con un periodo de alta incertidumbre fiscal. Luego de la entrada en vigor de la reforma fiscal durante 2019, la tasa de crecimiento se recupera, pero no alcanza los niveles observados al inicio de la muestra. Aunque el análisis de los efectos de la reforma fiscal va más allá de los objetivos de este estudio, este menor crecimiento estimado es coherente con un menor crecimiento del gasto del sector público por los efectos de la regla fiscal que se incluyó en la reforma y los aumentos en los impuestos que tienen mayor incidencia sobre el régimen definitivo.

En el gráfico 2 se presenta la estimación de la tendencia de largo plazo y de la brecha del producto a nivel agregado<sup>26</sup>. Debido a que el régimen definitivo representaba un 94 % del tamaño de la economía al inicio de la muestra, y más del 82 % en el último trimestre de estimación, el comportamiento agregado es muy similar al del régimen definitivo.

**Gráfico 2.** Producto potencial y brecha del producto



Fuente: Elaboración propia.

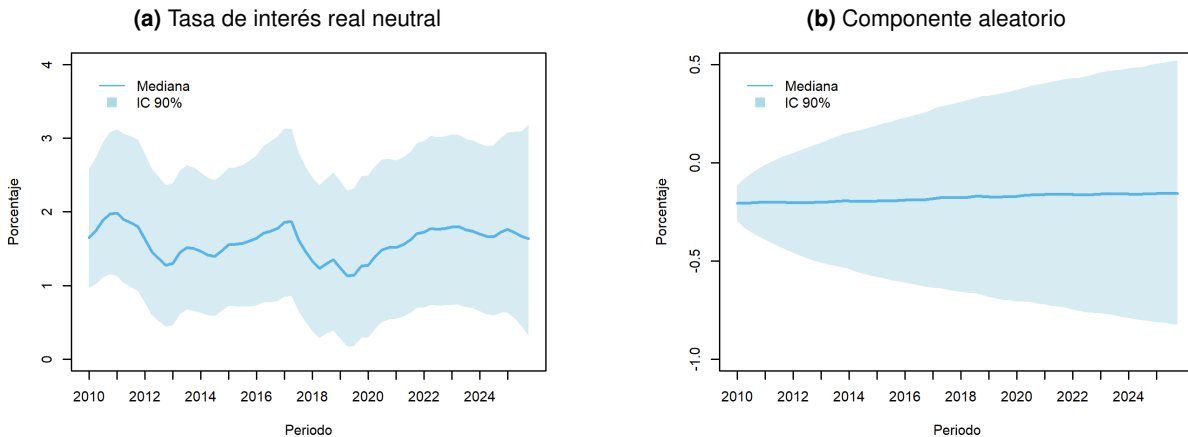
La brecha del producto es ligeramente negativa al inicio del periodo, como secuela de la crisis financiera de 2009. Conforme transcurre el tiempo, esta brecha se vuelve menos negativa, aunque la mejora es más lenta debido a que la brecha de los regímenes especiales permaneció en terreno negativo por un periodo más prolongado. Entre finales de 2018 e inicios de 2019, se observa nuevamente una brecha negativa asociada a la incertidumbre fiscal que atravesó el país en ese momento. Durante el 2020, se presenta una caída abrupta provocada por la pandemia del COVID-19, seguida de una recuperación muy rápida que ha llevado a que la brecha del producto se sitúe en valores ligeramente positivos a partir de 2022.

En el gráfico 3 se presenta la estimación de la tasa de interés real neutral ( $r^*$ ) y el componente de raíz unitaria ( $z_t$ ) asociado a ella. La tasa de interés real neutral ha mostrado una estabilidad notable durante el periodo de estudio. La mediana estimada alcanzó un máximo de 1,98 % en 2011 y un mínimo de 1,12 % en 2019; hacia el final del horizonte de estimación, se sitúa cerca del 1,60 %, valor que guarda una estrecha relación con los hallazgos previos de Segura-Rodríguez (2024).

La volatilidad observada en  $r^*$  se explica primordialmente por las variaciones en las tasas

<sup>26</sup>Ninguna de estas dos variables se modela directamente dentro del modelo. La tendencia de largo plazo corresponde a la suma de las tendencias de ambos regímenes, y la brecha del producto a la diferencia entre el producto observado total y esta tendencia agregada.

**Gráfico 3. Tasa de interés real neutral y componente aleatorio**

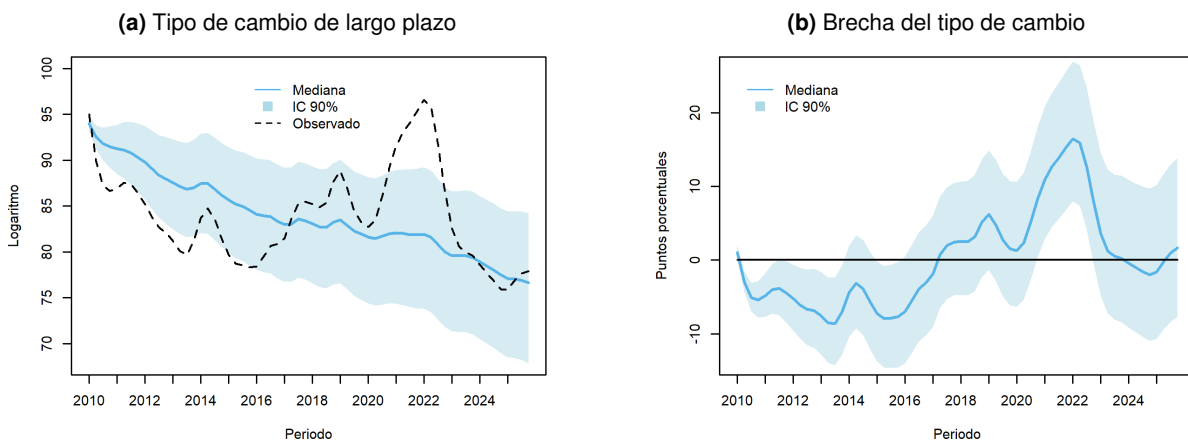


Fuente: Elaboración propia.

de crecimiento de los regímenes de producción, dado que el componente aleatorio ( $z_t$ ) se mantiene prácticamente constante. Esto sugiere que los cambios en la tasa neutral en Costa Rica están vinculados a la dinámica del crecimiento potencial más que a choques persistentes en la preferencia por el ahorro o la inversión. Respecto a la incertidumbre de la estimación, la amplitud del intervalo de credibilidad al 90% ha rondado los dos puntos porcentuales, alcanzando un máximo de 2,85 puntos porcentuales en el último periodo analizado.

El gráfico 4 presenta la evolución del tipo de cambio real (TCR) de largo plazo y su respectiva brecha. Desde el 2010, el TCR de equilibrio ha mostrado una tendencia decreciente (apreciación de largo plazo).

**Gráfico 4. Tipo de cambio real de largo plazo y brecha del tipo de cambio**



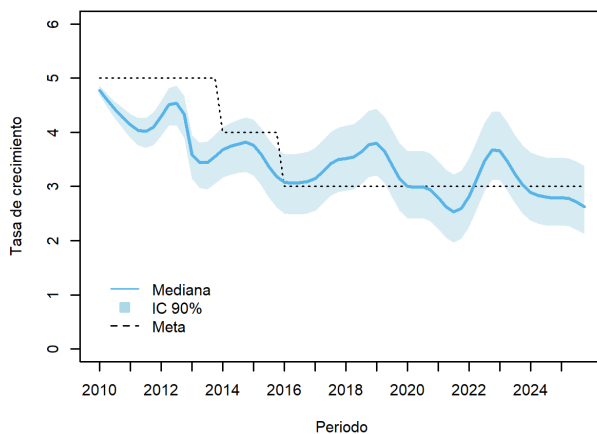
Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la brecha, esta se mantuvo en terreno negativo (apreciación real) hasta cerca del 2017. Posteriormente, la incertidumbre asociada a la crisis fiscal elevó la mediana de la brecha

cha (depreciación real) hasta casi 6 puntos porcentuales. Tras este episodio, la brecha retornó a valores cercanos a cero a finales de 2019. Sin embargo, el periodo de la pandemia y los años subsiguientes resultaron altamente disruptivos. Por un lado, la caída del turismo redujo drásticamente la entrada de divisas; por otro, las interrupciones en las cadenas de suministro y el choque de precios tras el inicio de la guerra entre Rusia y Ucrania generaron una demanda extraordinaria de divisas para importaciones. La combinación de estos factores resultó en la mayor brecha observada en la muestra, con un máximo cercano a los 16 puntos porcentuales a mediados de 2022. Una vez que estos choques transitorios se disiparon, la brecha se corrigió rápidamente. Desde mediados de 2023, la brecha ha oscilado alrededor de valores cercanos a cero.

Finalmente, en el gráfico 5 se presenta la estimación de la inflación de largo plazo ( $\pi^*$ ) extraída del modelo. El resultado más relevante es la estrecha relación entre la mediana de la inflación estimada y la meta explícita fijada por el Banco Central. Al inicio de la muestra, la inflación se encontraba en un proceso de desaceleración tras un choque positivo en los términos de intercambio que benefició a la economía luego de la crisis financiera de 2009. Esto permitió que tanto la inflación observada como su tendencia de largo plazo se ubicaran ligeramente por debajo del 5 %, que representaba el centro del rango meta en aquel periodo.

**Gráfico 5. Inflación de largo plazo**



Fuente: Elaboración propia.

La inflación de largo plazo mostró un descenso marcado hacia inicios de 2013, lo que facilitó que las autoridades monetarias redujeran la meta de inflación al 4 % en 2014 y, posteriormente, al 3 % en 2016. Desde entonces, la inflación de largo plazo ha oscilado de manera estable alrededor de dicho objetivo. Durante el 2025 los valores de esta variable no observable osci-

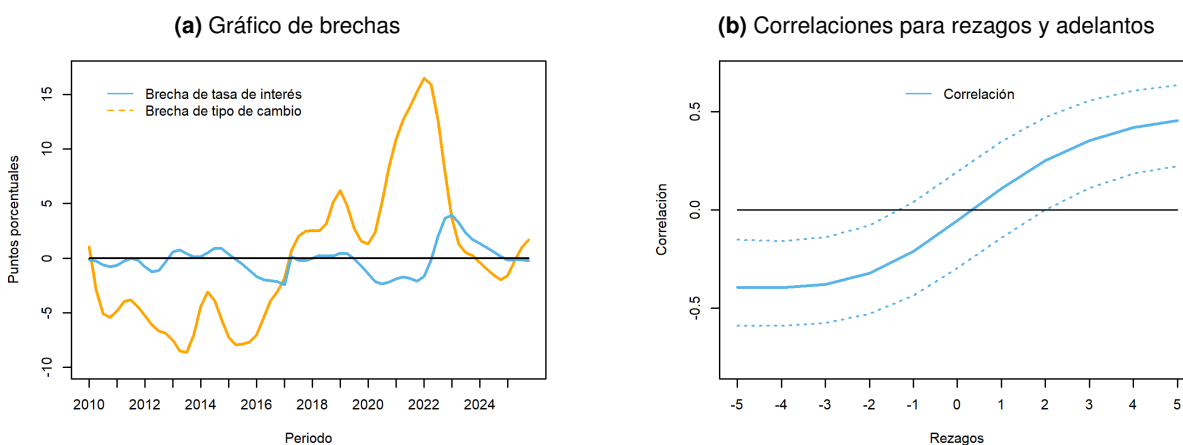
laron entre 2,62 % y 2,79 %, muy cerca de la meta del BCCR.

### 5.3. Relación temporal entre la brecha de la tasa de interés y otras variables

En esta sección se presenta la relación entre la brecha de la tasa de interés, la inflación observada y la brecha del tipo de cambio real. Estas interacciones permiten evaluar los canales de transmisión y la capacidad de la política monetaria para influir sobre la economía real.

En el gráfico 6 se presenta la estimación de las medianas de las brechas del tipo de cambio real (TCR) y de la tasa de interés, junto con su correlación para diferentes rezagos. El panel de la izquierda sugiere que un aumento en la brecha de la tasa de interés se asocia contemporáneamente con una reducción (apreciación) de la brecha del TCR. Esta relación es más clara entre 2020 y 2022, periodo en el que la brecha de la tasa de interés fue significativamente negativa, mientras que la brecha del TCR se mantuvo en terreno positivo. Una vez que la política monetaria se tornó contractiva y la brecha de tasas pasó a ser positiva, la brecha del TCR se redujo con celeridad.

**Gráfico 6.** Relación entre brecha de tasa de interés y brecha de tipo de cambio



Fuente: Elaboración propia.

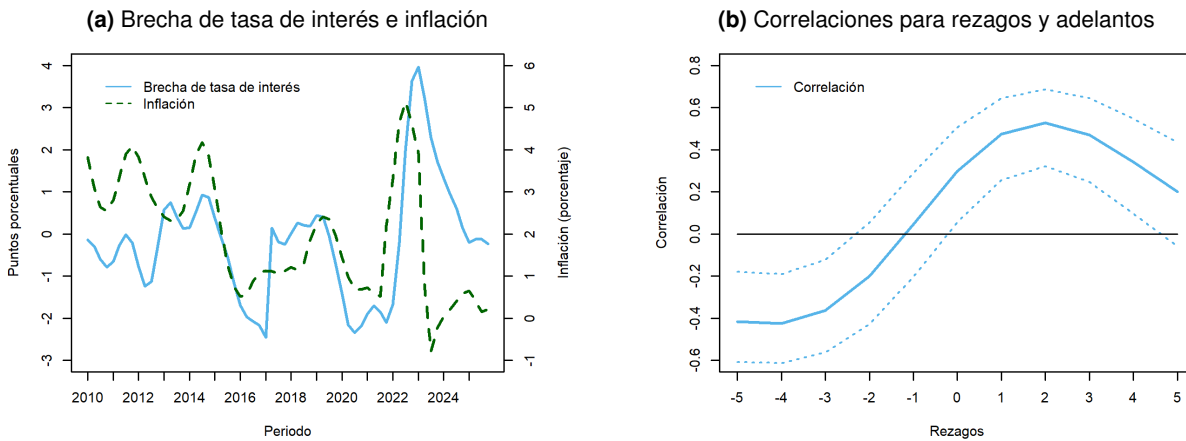
Nota: Rezago negativo (positivo) indica que movimientos en la tasa de interés preceden (suceden) a los del tipo de cambio.

El gráfico de la derecha corrobora esta dinámica mediante el análisis de correlación. El valor negativo de la correlación en los rezagos negativos indica que un incremento en la brecha de la tasa de interés precede a una disminución de la brecha del tipo de cambio en los trimestres subsiguientes, lo que evidencia una respuesta importante del tipo de cambio a las condiciones financieras. Asimismo, la correlación positiva en los rezagos positivos sugiere una reacción de política: ante episodios de depreciación del TCR, las autoridades monetarias elevan la tasa

de interés para mitigar posibles efectos inflacionarios o desequilibrios externos<sup>27</sup>.

En el gráfico 7 se presenta la relación entre la brecha de la tasa de interés y la inflación subyacente (medida mediante el índice de exclusión fija). El panel de la izquierda sugiere que las decisiones de política han sido coherentes con un esquema de meta de inflación.

**Gráfico 7.** Relación entre brecha de tasa de interés e inflación



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Rezago negativo (positivo) indica que movimientos en la tasa de interés preceden (suceden) a los de la inflación.

Al inicio de la muestra, la brecha de la tasa de interés real es ligeramente negativa, lo que refleja el esfuerzo institucional por consolidar la baja inflación alcanzada en años previos. Entre 2015 y 2017, ante la reducción observada en los precios, la autoridad monetaria adoptó una postura más laxa. No obstante, en 2017, la combinación de choques en los términos de intercambio e incertidumbre fiscal elevó los riesgos inflacionarios, por lo que el Banco Central incrementó la tasa de política monetaria hasta situar la brecha en terreno positivo.

Tras la política expansiva aplicada en 2020 para mitigar los efectos de la pandemia, el repunte inflacionario iniciado en 2021 motivó un ajuste restrictivo acelerado. El objetivo fue incidir sobre la demanda agregada para contener el crecimiento de los precios. Recientemente, tras la reducción observada en la inflación, el Banco Central ha relajado su postura, y ha buscado ubicar la brecha de la tasa de interés en niveles cercanos a cero.

En el panel de la derecha, la correlación cruzada entre la brecha de tasas y las desviaciones de la inflación respecto a su meta confirma esta dinámica. La correlación positiva en el

<sup>27</sup> Este resultado es coherente con la condición de paridad descubierta de tasas de interés, la cual sugiere que, bajo libre movilidad de capitales e intercambio de divisas en el sistema financiero nacional, los agentes económicos arbitran los rendimientos esperados entre activos en colones y dólares. Ante un incremento en la brecha de la tasa de interés en moneda nacional, el mayor diferencial de rendimientos incentiva un rebalanceo de portafolios hacia el colón, aumentando su demanda y presionando hacia una apreciación real (reducción de la brecha del TCR).

rezago cero y en los rezagos positivos evidencia la función de reacción del Banco Central: ante desvíos al alza en la inflación, responde con un incremento en la brecha de tasas. Por su parte, la correlación negativa en los rezagos negativos ilustra el canal de transmisión, el cual sugiere que niveles mayores de la brecha de interés preceden disminuciones en la inflación observada.

#### 5.4. Ejercicio contrafactual

El contar con un modelo estructural tiene la ventaja de poder realizar ejercicios contrafactuales que permiten evaluar cómo las variables endógenas se ajustan ante un cambio en una decisión de política. En esta subsección se presenta el análisis del cambio esperado en las variables observables ante una reducción permanente, a partir de 2023, de un punto porcentual en la tasa de interés real con respecto al valor observado en cada trimestre.<sup>28</sup>

El ejercicio corresponde a un análisis contrafactual condicionado y se realiza de la siguiente forma: para cada una de las simulaciones de los parámetros obtenidas en la estimación bayesiana, se extraen las innovaciones estructurales (choques de transición) y los ruidos de medición mediante el filtro de Kalman.

A partir de estos choques históricos y de los estados iniciales al cierre de 2022, se proyecta el modelo de forma recursiva trimestre a trimestre. En este proceso, se sustituye la trayectoria observada de la tasa de interés real por el escenario alternativo propuesto, mientras que las variables externas mantienen su curso histórico<sup>29,30</sup>. Al mantener fijos los choques estructurales (por ejemplo, choques de oferta o externos), se logra aislar exclusivamente el efecto de la tasa de interés de política monetaria<sup>31</sup>. Bajo este esquema, el cambio en la tasa de

<sup>28</sup>En el anexo se presenta la misma evidencia gráfica si se supone que la reducción de la tasa de interés real se hubiera observado desde el primer trimestre de 2022. Los resultados y la interpretación es similar a la que se presenta en esta sección

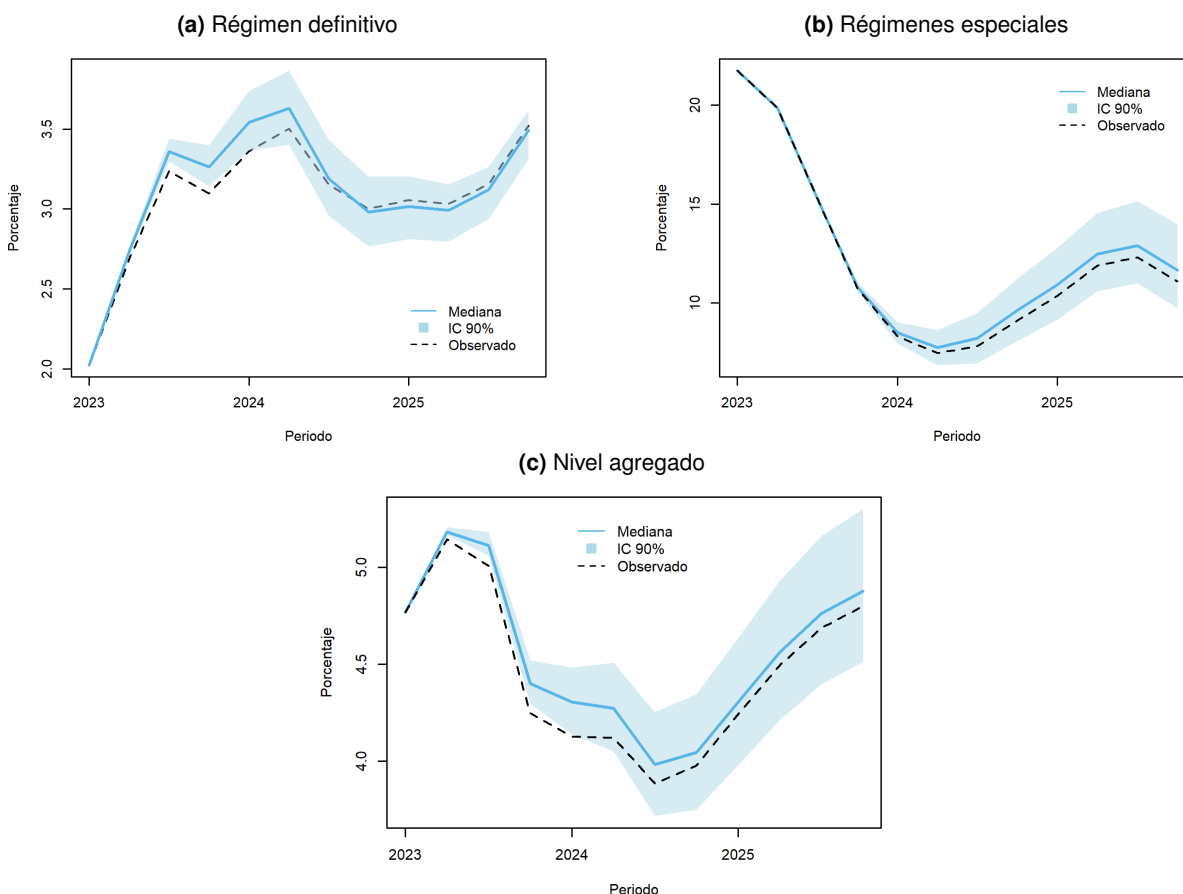
<sup>29</sup>Una limitación es la ausencia de una ecuación que determine endógenamente las expectativas de inflación a 12 meses. Dado que la postura monetaria puede influir en dichas expectativas, se incorporó un mecanismo de ajuste mediante una regresión auxiliar (en primeras diferencias y sin constante). En esta, la variación de las expectativas depende de los cambios en la inflación y en la tasa de interés real, la variación interanual del tipo de cambio real y la inflación internacional. Acorde con la metodología del ejercicio principal, las expectativas se simulan dinámicamente utilizando los valores endógenos del contrafactual, mientras se mantienen fijos los errores de estimación de la regresión (choques).

<sup>30</sup>Para la Inversión Extranjera Directa (IED), se mantiene el supuesto de exogeneidad, ya que estos flujos responden primordialmente a factores estructurales y determinantes de largo plazo.

<sup>31</sup>Es importante señalar que la política monetaria posee herramientas adicionales a la fijación de la tasa de política, tales como la estrategia de comunicación y la gestión activa en los mercados de liquidez y cambiario. Al capturar la varianza no explicada por las variables del modelo, los choques del filtro de Kalman integran implícitamente el impacto de estas medidas de política adicionales. Por tanto, el ejercicio debe interpretarse como un análisis de estática comparativa estructural: se

interés se transmite de forma endógena: impacta la brecha del producto del régimen definitivo a través de la ecuación IS y al tipo de cambio a través de la ecuación del tipo de cambio real. Posteriormente, de manera indirecta el cambio en estas variables afecta la dinámica de la inflación y la brecha del producto de los regímenes especiales. El resultado final permite comparar la trayectoria histórica real frente a una distribución de trayectorias contrafactuales que incorporan la incertidumbre paramétrica del modelo.

**Gráfico 8.** Evolución del crecimiento de la producción en el ejercicio contrafactual



Fuente: Estimación propia.

En el gráfico 8 se presenta la evolución simulada de la tasa de crecimiento junto con su intervalo de credibilidad al 90%. Los resultados indican que una reducción de la tasa de interés real habría impulsado dinámicamente el crecimiento del régimen definitivo. Este efecto es estadísticamente significativo desde el segundo trimestre de 2023 hasta el primero de 2024, alcanzando una diferencia máxima, con respecto a la mediana de la estimación, de 0,18 puntos porcentuales respecto a la mediana en este último periodo. Por el contrario, el

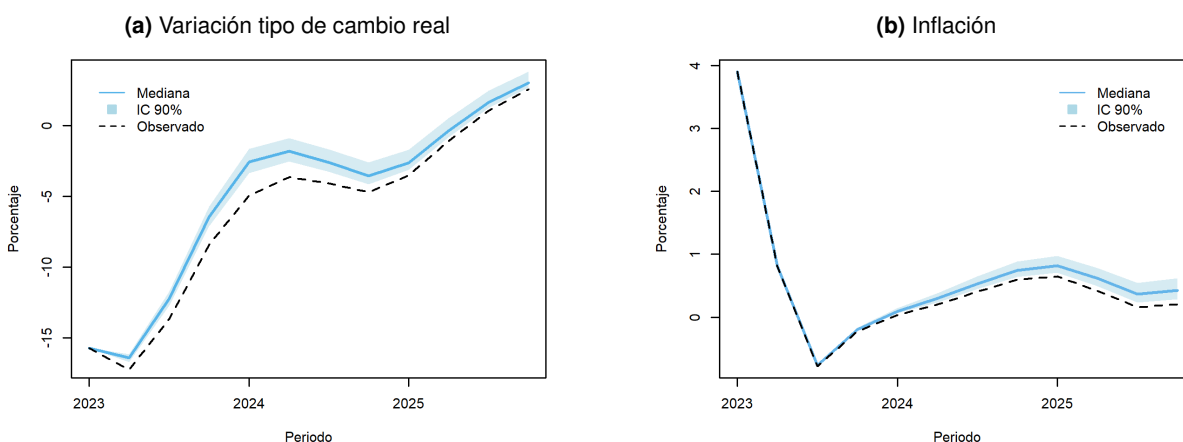
captura exclusivamente el efecto de un cambio en la trayectoria de la tasa de interés real, mientras se mantiene constante el uso del resto de instrumentos por parte de la autoridad monetaria.

impacto en los Regímenes Especiales es prácticamente nulo; y la mediana solo se distingue en el gráfico del valor observado hasta cuatro trimestres después por la menor apreciación real que resulta de una tasa de interés menor. La mayor diferencia se presenta en 2025 con un aumento que alcanza los 0,60 puntos porcentuales.

A nivel agregado, la economía de Costa Rica habría experimentado una mayor tasa de expansión, con una significancia estadística alineada cronológicamente con la del régimen definitivo. En este caso, el mayor diferencial de crecimiento se observa en el primer trimestre de 2024, con un incremento medido con la mediana de 0,18 puntos porcentuales. En este caso, la mediana simulada siempre se ubica por encima del valor observado.

En el gráfico 9 se presenta la simulación de la variación interanual del tipo de cambio real y de la inflación. El TCR reacciona de manera casi inmediata ante una menor tasa de interés, reflejando el canal de transmisión de activos financieros. Este efecto es estadísticamente significativo a partir del segundo trimestre de 2023 y se mantiene durante el resto del periodo proyectado. La mayor diferencia en la variación interanual se registra en el primer trimestre de 2024, donde la mediana de la estimación se sitúa 2,01 puntos porcentuales por encima de la observada.

**Gráfico 9.** Evolución de la variación cambiaria y la inflación en el ejercicio contrafactual



Fuente: Estimación propia.

En términos de niveles, el efecto acumulado tras ocho trimestres es sustancial: para el cierre de 2024, el TCR se habría ubicado en 77,92, en contraste con el valor observado de 75,91. Esto implica que, bajo el escenario contrafactual, el tipo de cambio real habría estado un 2,63% más depreciado respecto al valor efectivamente registrado, lo que sugiere que una política monetaria menos restrictiva habría mitigado parcialmente la apreciación cambiaria

experimentada por el país.

No obstante, esta diferencia representa solo una fracción de la apreciación total observada en el periodo. Así, dentro del marco del modelo, los choques idiosincráticos son los principales determinantes de la fortaleza del colón. En consecuencia, si bien una postura monetaria menos restrictiva habría mitigado la caída del tipo de cambio real, los resultados indican que las fuerzas exógenas al control de la tasa de interés fueron las responsables de la mayor parte de la dinámica cambiaria reciente en Costa Rica.

En el caso de la inflación, los resultados confirman que el impacto de una política monetaria más laxa se transmite con rezago a través de tres canales: la demanda agregada (vía brecha del producto del régimen definitivo), el canal del tipo de cambio (vía variación del tipo de cambio real) y el canal de expectativas. A partir del segundo trimestre de 2023 se observa un incremento en la inflación simulada respecto a la observada. Este efecto es estadísticamente significativo para todos los trimestres, excepto para el tercero del 2023. En primera instancia, este aumento proviene del efecto del tipo de cambio, y con mayores rezagos refleja el impacto acumulado de una mayor demanda y del ajuste progresivo de las expectativas. La mayor diferencia se registra en el cuarto trimestre de 2025, periodo en el que la inflación habría sido apenas 22,13 puntos base mayor a la efectivamente registrada. Este resultado sugiere que, dadas las condiciones estructurales y los choques externos del periodo, un recorte de 100 puntos base en la tasa real habría contribuido a moderar la caída de los precios, pero resultaría insuficiente para retornar la inflación al rango meta<sup>32</sup>.

Por tanto, los resultados del ejercicio contrafactual sugieren que una reducción de la tasa de interés real habría dinamizado moderadamente el crecimiento de ambos regímenes de producción (con diferente rezago) y mitigado parcialmente la apreciación del colón, lo que confirma que los canales de transmisión del modelo son coherentes con la teoría económica. Por su parte, el impacto marginal y rezagado sobre la inflación revela una dominancia de los choques de oferta y una inercia desinflacionaria que la política de tasas, por sí sola, difícilmente habría podido revertir para alcanzar el rango meta en el horizonte analizado.

---

<sup>32</sup>Como se señaló anteriormente, esta medición captura solo el efecto directo del instrumento de tasa. El Banco Central ha manifestado de forma recurrente una postura de cautela en las reducciones de la tasa de interés y señalado que la inflación no retornaría al rango meta en el corto plazo. Este tipo de comunicación pudo haber ejercido un efecto contractivo persistente sobre las expectativas de inflación y las decisiones de fijación de precios; dicho efecto se mantiene inalterado en esta simulación al fijar los choques históricos.

## 6. Conclusiones

La presente investigación presentó un modelo de economía abierta que incorpora la existencia de dos regímenes de producción en la economía costarricense. El modelo permite estimar un conjunto de variables no observables relevantes para las decisiones de política en el país: tasa de interés real neutral, tendencias de largo plazo de la producción por régimen y a nivel agregado, inflación de largo plazo y tipo de cambio real de largo plazo.

Este modelo revisa el presentado en Segura-Rodriguez (2024) e incorpora cuatro extensiones sustanciales. En primer lugar, se endogeniza la estimación de la brecha del tipo de cambio real, lo que permite capturar su interdependencia con la tasa de interés. Esta relación es fundamental dado que, en una economía pequeña, abierta y parcialmente dolarizada como la costarricense, las decisiones de los agentes económicos dependen críticamente del tipo de cambio real, el cual actúa como el precio relativo fundamental entre los bienes locales y externos. En segundo lugar, se incorpora explícitamente la dualidad productiva del país mediante la estimación de dos curvas IS separadas. Por un lado, el régimen definitivo responde a la política monetaria local y ejerce presión sobre la inflación observada a través de la demanda agregada; por otro lado, el régimen especial obedece primordialmente a factores externos y de oferta, tiene un impacto casi nulo sobre la inflación local y exhibe una mayor volatilidad sistémica derivada de su concentración productiva. En tercer lugar, se endogeniza la inflación de largo plazo, estimándola como una variable latente que funciona como ancla estructural tanto para la inflación observada como para las expectativas de inflación. En cuarto lugar, el modelo evalúa cómo el crecimiento de cada régimen incide sobre la tasa de interés real neutral y la variación del tipo de cambio real de equilibrio, además de analizar la interrelación que existe entre las tasas de crecimiento de ambos regímenes.

Desde el punto de vista metodológico, en este trabajo se emplea una estimación bayesiana para obtener los parámetros del modelo. Esto tiene varias ventajas técnicas entre las que se incluyen mitigar el problema de que las varianzas tienden a ser muy pequeñas en modelos de estado-espacio (conocido en la literatura como *pile-up problem*) y permitir incorporar de manera flexible restricciones teóricas sobre algunos de los parámetros. De manera adicional, la estimación bayesiana permite, sin la necesidad de realizar *bootstrapping*, obtener intervalos de credibilidad para los parámetros y los estados latentes que incorporan toda la incertidum-

bre presente en el modelo.

En cuanto a los resultados, todos los parámetros estimados presentan el signo esperado. Entre las relaciones que destacan y que han sido menos estudiadas para Costa Rica se encuentran las siguientes. Primero, existe una relación importante entre la brecha de la tasa de interés y del tipo de cambio: un aumento de la tasa de interés se asocia con una reducción (apreciación) de la brecha del tipo de cambio de casi la misma magnitud. Segundo, la tasa de interés real neutral responde en una proporción cinco veces mayor al crecimiento del régimen definitivo que al del régimen especial. Esto refleja que el régimen definitivo depende fundamentalmente del mercado de fondos prestables local, mientras que las empresas en regímenes especiales gozan de una mayor integración con los mercados financieros internacionales.

Tercero, incrementos en la tasa de crecimiento de los dos regímenes se asocian con una reducción de la tasa de crecimiento del tipo de cambio de largo plazo (efecto Balassa-Samuelson). Sin embargo, llama la atención que el efecto del crecimiento del régimen definitivo es casi cinco veces mayor al del régimen especial. En este sentido, hay que considerar que la mayoría de las empresas en los regímenes especiales son de propiedad extranjera, por lo que es más probable que un incremento en las ventas de dichas empresas se convierta sólo parcialmente en una mayor cantidad de dólares negociados en el mercado local. Finalmente, el modelo revela que, en el corto plazo, la brecha del producto de los regímenes especiales tiene una incidencia negativa no significativa sobre la brecha del régimen definitivo. No obstante, en el largo plazo, un mayor crecimiento de los regímenes especiales se refleja en un mayor crecimiento del régimen definitivo. Esto sugiere una competencia por el uso de factores de producción en el corto plazo, pero la existencia de encadenamientos productivos y efectos “derrame” desde los regímenes especiales hacia el definitivo.

La estimación de las variables latentes revelan información adicional. Por un lado, se muestra que la tasa de crecimiento de largo plazo de los regímenes especiales es mayor y más volátil que la del régimen definitivo. Al final de la muestra la mediana de estas tasas es de 2,65 % y 9,81 % para el régimen definitivo y los especiales, respectivamente. Además, se estima que durante el 2025 ambos regímenes presentaron brechas del producto positivas de alrededor de 1 % y 5 %, en el mismo orden que el anterior. En cuanto a la tasa de inflación de largo plazo, se presenta una estabilidad notable con oscilaciones alrededor de 3 % durante la última década.

En el 2025, la tasa de inflación de largo plazo promedio fue de 2,77 %. Por su parte, la tasa de interés real neutral presenta relativamente poca volatilidad y se estima en torno al 1,60 % hacia finales del periodo. Este resultado es similar al obtenido por Segura-Rodriguez (2024). Por último, la brecha del tipo de cambio real muestra una alta volatilidad, donde resalta la estimación de un alto nivel de depreciación por encima del valor de largo plazo durante 2021 y 2022. En el tercer trimestre del 2025, se estima que el tipo de cambio real observado se encontraba muy cerca de su valor de largo plazo.

El trabajo concluye con un ejercicio contrafactual en el que se supone que la tasa de interés real hubiera sido un punto porcentual más baja para el periodo 2023-2024. Los resultados indican que una postura monetaria más laxa habría dinamizado moderadamente el crecimiento del régimen definitivo, tenido un efecto casi nulo sobre el crecimiento de los regímenes especiales y mitigado parcialmente la apreciación del colón. No obstante, el impacto sobre la inflación habría sido estadísticamente significativo pero cuantitativamente marginal. Esto confirma que la dinámica de precios en dicho periodo estuvo dominada por choques de oferta y de comunicación que se mantuvieron constantes en el ejercicio, lo cual subraya la existencia de un margen de maniobra limitado para la tasa de política monetaria en dicho contexto.

## Referencias

- Alfaro-Urena, A., Manelici, I., y Vasquez, J. (2022). The effects of joining multinational supply chains: New evidence from firm-to-firm linkages. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(3), 1495–1552.
- Alfaro-Ureña, A., Sánchez-Gómez, M., y Sandoval, C. (2024). Una aproximación del tipo de cambio real para Costa Rica, enfoque BEER 2007-2022. *NT-02-2024. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Álvarez, C. (2018). Estimación de una función de producción para Costa Rica: 1982-2017. *DT-02-2018. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Berger, T. y Kempa, B. (2014). Time-varying equilibrium rates in small open economies: Evidence for Canada. *Journal of Macroeconomics*, 39, 203–214.
- Castro, A. y Chaverri, C. (2013). Indicador de tasa de política monetaria del Banco Central de

- Costa Rica. *DT-11-2013. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Chan, J., Clark, T., y Koop, G. (2018). A new model of inflation, trend inflation, and long-run inflation expectations. *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(1), 5–53.
- Chaverri, C. y Rojas, L. (2012). Estimación del producto potencial para Costa Rica. *DT-03-2012. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Chaverri, C. A. y Torres, C. (2010). Dinámica inflacionaria y persistencia en Costa Rica: Periodo 1953-2009. *DT-02-2010. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Chib, S. y Greenberg, E. (1995). Understanding the metropolis-hastings algorithm. *The american statistician*, 49(4), 327–335.
- Durbin, J. y Koopman, S. (2002). A simple and efficient simulation smoother for state space time series analysis. *Biometrika*, 89(3), 603–616.
- Geweke, J. (1992). Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculations of posterior moments. *Bayesian statistics*, 4, 641–649.
- Haario, H., Saksman, E., y Tamminen, J. (2001). An adaptive Metropolis algorithm. *Bernoulli*, 7(2).
- Heidelberger, P. y Welch, P. (1983). Simulation run length control in the presence of an initial transient. *Operations Research*, 31(6), 1109–1144.
- Holston, K., Laubach, T., y Williams, J. (2023). Measuring the Natural Rate of Interest after COVID-19. *FRB of New York Staff Report*, (1063).
- Krugman, P. y Taylor, L. (1978). Contractionary effects of devaluation. *Journal of International Economics*, 8(3), 445–456.
- Laubach, T. y Williams, J. (2003). Measuring the natural rate of interest. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063–1070.
- Laubach, T. y Williams, J. (2016). Measuring the natural rate of interest redux. *Business Economics*, 51, 57–67.

- Monge, C. y Vindas, A. (2015). Combinación de estimaciones del producto potencial con un método bayesiano. *DT-01-2015. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Muñoz, E. y Rodríguez, A. (2019). Política monetaria en Costa Rica: una evaluación a partir de la tasa de interés real neutral 2009-2018. *NT-04-2019. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Pedersen, J. (2015). The Danish natural real rate of interest and secular stagnation. Technical report, Danmarks Nationalbank Working Papers.
- Plummer, M., Best, N., Cowles, K., y Vines, K. (2015). Package 'coda'. URL <http://cran.r-project.org/web/packages/coda/coda.pdf>, accessed January, 25, 2015.
- Rodríguez, A. (2022). Estimación del producto potencial para Costa Rica. 1995-2021. *NT-03-2022. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Segura-Rodríguez, C. (2019). Expectativas de inflación en el mercado de deuda soberana costarricense: ¿están ancladas? *DT-07-2019. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Segura-Rodríguez, C. (2022). Formación heterogénea y persistente de las expectativas de inflación en Costa Rica. *Revista de Ciencias Económicas, 40(2), e52714–e52714.*
- Segura-Rodríguez, C. (2024). Neutral real interest rate in an open and small economy: The case of Costa Rica. *Latin American Journal of Central Banking, 100159.*
- Segura-Rodríguez, C., Brenes, C., y Jiménez, S. (2022). Los efectos de la crisis financiera de 2008 en el tipo de cambio real de equilibrio en Costa Rica. *DT-06-2022. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Stock, J. y Watson, M. (1998). Median unbiased estimation of coefficient variance in a time-varying parameter model. *Journal of the American Statistical Association, 93(441), 349–358.*

## 7. Apéndice

### 7.1. Representación de estado-espacio del modelo

El modelo se puede representar por dos ecuaciones matriciales. La primera resume las ecuaciones de medida en el bloque

$$y_t = Ax_t + Hs_t + \epsilon_t, \quad (17)$$

y la segunda es una ecuación de transición de los estados:

$$s_t = Fs_{t-1} + \eta_t. \quad (18)$$

En estas ecuaciones  $y_t = (y_t^{RD}, y_t^{RE}, \pi_t, q_t, \mathbb{E}_t[\pi_{t+20}])'$  con  $y_t^{RD}$  y  $y_t^{RE}$  el nivel observado de producción observado en los regímenes definitivo y especial, respectivamente;  $\pi_t$  la variación interanual del Índice de Exclusión Fija,  $q_t$  el tipo de cambio real y  $\mathbb{E}_t[\pi_{t+20}]$  las expectativas de inflación a 20 trimestres;  $x_t = (y_{t-1}^{RD}, y_{t-2}^{RD}, y_{t-1}^{RE}, y_{t-2}^{RE}, r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1}, \mathbb{E}_t[\pi_{t+4}], Covid_t, Covid_{t-1}, Covid_{t-2}, \hat{y}_t^{EUA}, q_{t-1}, \pi_t^{Int}, \Delta q_{t-1}, I\hat{E}D_{t-4}, \mathbb{E}_{t-1}[\pi_{t-1+20}])'$ , con  $r_t$  la tasa de interés real,  $\mathbb{E}_t[\pi_{t+4}]$  la expectativa de mercado de inflación a cuatro trimestres,  $Covid_t$  el valor del *COVID-19 Stringency Index* publicado por la Universidad de Oxford,<sup>33</sup>  $\hat{y}_t^{EUA}$  la brecha del producto de Estados Unidos,  $\pi_t^{Int}$  la inflación internacional de socios comerciales y  $I\hat{E}D_t$  la brecha de la inversión directa que recibe el país.

El vector de estados contiene el valor de 25 variables de estado:  $s_t = (\bar{y}_t^{RD}, \bar{y}_{t-1}^{RD}, \bar{y}_{t-2}^{RD}, g_t^{RD}, g_{t-1}^{RD}, g_{t-2}^{RD}, z_t, z_{t-1}, z_{t-2}, \bar{y}_t^{RE}, \bar{y}_{t-1}^{RE}, \bar{y}_{t-2}^{RE}, g_t^{RE}, g_{t-1}^{RE}, g_{t-2}^{RE}, q_t^*, q_{t-1}^*, g_t^q, g_{t-1}^q, \kappa_t, \kappa_{t-1}, \pi_t^*, \pi_{t-1}^*, g_t^{\pi^*}, g_{t-1}^{\pi^*})'$ .

La matriz  $A$  corresponde a

$$\begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_6 & 0 & \frac{\alpha_3}{2} & \frac{\alpha_3}{2} & 0 & 0 & \tau^{RD} & -\tau^{RD}\alpha_1 - \tau^{RE}\alpha_6 & -\tau^{RD}\alpha_2 & \alpha_4 & \alpha_5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_1 & \beta_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & \tau^{RE} & -\tau^{RE}\beta_1 & -\tau^{RE}\beta_2 & \beta_3 & \beta_4 & 0 & 0 & \beta_5 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & \gamma_1 & \gamma_2 & 0 & -\tau^{RD}\gamma_3 - \tau^{RE}\gamma_4 & 0 & 0 & 0 & \gamma_5 & \gamma_6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_2 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \xi \end{pmatrix},$$

<sup>33</sup>Como se mencionó en el texto, se supone que el índice disminuye linealmente desde el primer trimestre de 2022 hasta alcanzar un valor de cero en el cuarto trimestre del mismo año.



## 7.2. Pruebas de convergencia de la cadena de Metropolis-Hastings

**Cuadro 2.** Pruebas estadísticas de convergencia de la estimación bayesiana

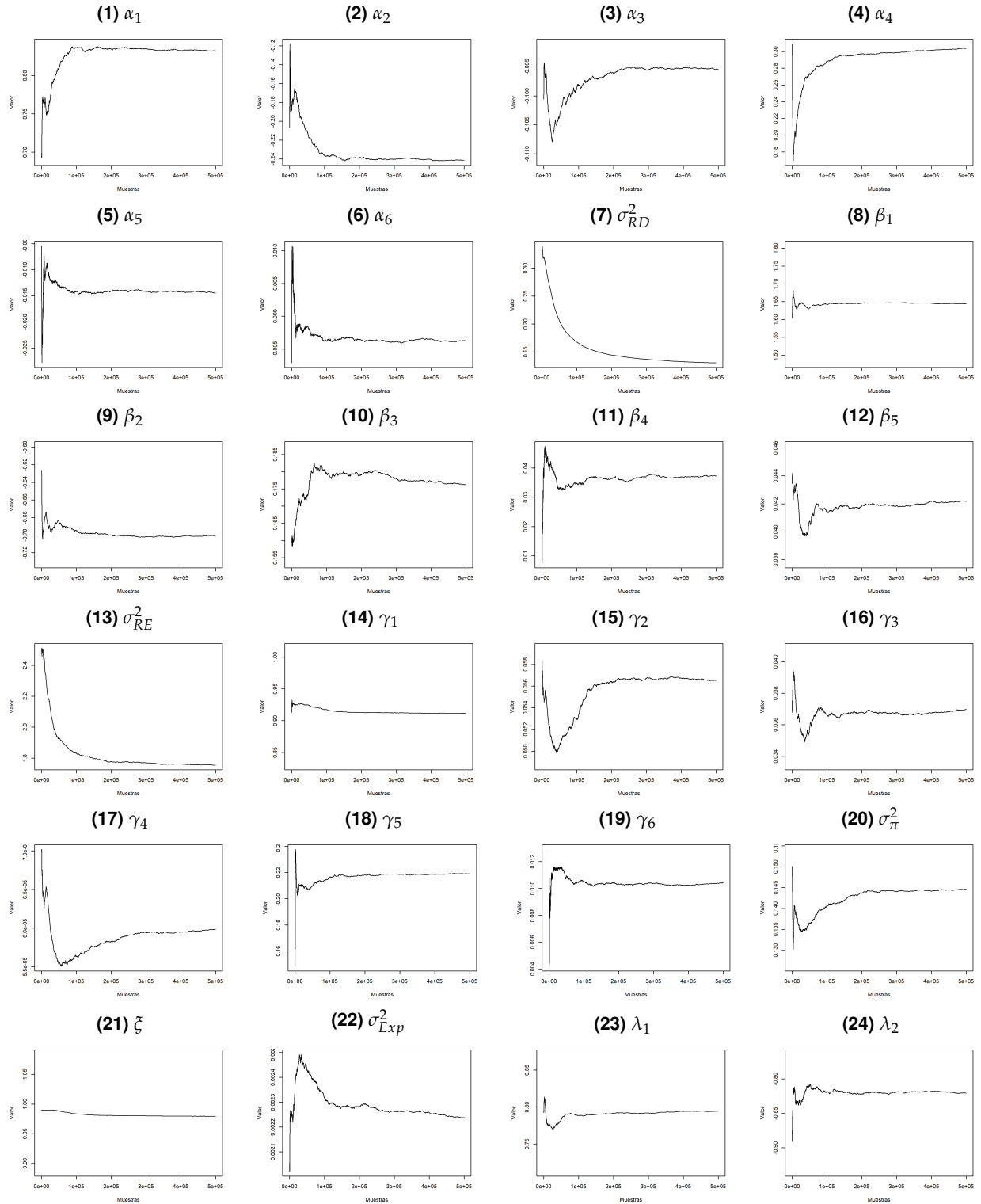
| Parámetro                                | Geweke        | Heidelberger y Welch |         | Parámetro                                      | Geweke        | Heidelberger y Welch |         |
|--|---------------|----------------------|---------|--|---------------|----------------------|---------|
|  | Estadístico z | Iteración            | Valor p |  | Estadístico z | Iteración            | Valor p |
| <b>IS Régimen Definitivo</b>             |               |                      |         | <b>Tasa de interés real neutral</b>            |               |                      |         |
| $\alpha_1$                               | -0,08         | 1                    | 0,31    | $\theta_1$                                     | 0,81          | 1                    | 0,72    |
| $\alpha_2$                               | 0,66          | 1                    | 0,12    | $\theta_2$                                     | -0,92         | 1                    | 0,49    |
| $\alpha_3$                               | -0,17         | 1                    | 0,09    | <b>Tasa de crecimiento RD</b>                  |               |                      |         |
| $\alpha_4$                               | -0,87         | 50001                | 0,12    | $\omega_1$                                     | 1,74          | 50001                | 0,21    |
| $\alpha_5$                               | 1,37          | 1                    | 0,67    | $\omega_2$                                     | -1,46         | 50001                | 0,26    |
| $\alpha_6$                               | 0,14          | 1                    | 0,83    | <b>Tasa de crecimiento TCR</b>                 |               |                      |         |
| $\sigma_{RD}^2$                          | -0,18         | 100001               | 0,19    | $\phi_1$                                       | 0,58          | 1                    | 0,22    |
| <b>IS Régimen Especial</b>               |               |                      |         | $\phi_2$                                       | 1,20          | 1                    | 0,55    |
| $\beta_1$                                | 0,96          | 1                    | 0,34    | $\phi_3$                                       | -0,19         | 1                    | 0,19    |
| $\beta_2$                                | -2,05         | 1                    | 0,31    | <b>Varianzas de los estados</b>                |               |                      |         |
| $\beta_3$                                | -0,89         | 150001               | 0,10    | $\sigma_{y^{RD}}^2$                            | 0,11          | 50001                | 0,75    |
| $\beta_4$                                | 1,24          | 1                    | 0,37    | $\sigma_{y^{RE}}^2$                            | 0,28          | 50001                | 0,22    |
| $\beta_5$                                | -1,36         | 1                    | 0,15    | $\sigma_{\pi^*}^2$                             | 0,47          | 50001                | 0,59    |
| $\sigma_{RE}^2$                          | 0,33          | 50001                | 0,95    | $\sigma_{q^*}^2$                               | 0,09          | 50001                | 0,72    |
| <b>Curva de Phillips</b>                 |               |                      |         | $\sigma_{s^{RD}}^2$                            | -0,54         | 100001               | 0,24    |
| $\gamma_1$                               | 0,08          | 50001                | 0,70    | $\sigma_{s^{RE}}^2$                            | 1,13          | 50001                | 0,15    |
| $\gamma_2$                               | 0,13          | 150001               | 0,21    | $\sigma_{s^{\pi^*}}^2$                         | -0,43         | 1                    | 0,56    |
| $\gamma_3$                               | -1,16         | 1                    | 0,11    | $\sigma_{s^{q^*}}^2$                           | ,16           | 50001                | 0,32    |
| $\gamma_4$                               | 0,42          | 50001                | 0,05    | $\sigma_z^2$                                   | -1,36         | 50001                | 0,60    |
| $\gamma_5$                               | -0,39         | 1                    | 0,25    | <b>Efecto COVID-19 en brechas del producto</b> |               |                      |         |
| $\gamma_6$                               | 0,05          | 1                    | 0,44    | $\tau^{RD}$                                    | -0,05         | 50001                | 0,54    |
| $\sigma_{\pi}^2$                         | 0,91          | 50001                | 0,71    | $\tau^{RE}$                                    | 0,05          | 1                    | 0,70    |
| <b>Expectativa de inflación 60 meses</b> |               |                      |         | <b>Factores de varianza durante COVID-19</b>   |               |                      |         |
| $\zeta$                                  | 0,58          | 50001                | 0,80    | $\mu_{2020}^{RD}$                              | -0,47         | 50001                | 0,33    |
| $\sigma_{Exp}^2$                         | 0,17          | 50001                | 0,32    | $\mu_{2021}^{RD}$                              | 0,36          | 50001                | 0,10    |
| <b>Brecha de tipo de cambio real</b>     |               |                      |         | $\mu_{2022}^{RD}$                              | 0,30          | 50001                | 0,14    |
| $\lambda_1$                              | -1,23         | 50001                | 0,22    | $\mu_{2020}^{RE}$                              | -0,74         | 1                    | 0,55    |
| $\lambda_2$                              | 0,56          | 1                    | 0,62    | $\mu_{2021}^{RE}$                              | 0,45          | 1                    | 0,22    |
| $\rho$                                   | 1,16          | 1                    | 0,07    | $\mu_{2022}^{\pi}$                             | 0,79          | 50001                | 0,44    |
| $\sigma_{\kappa}^2$                      | -1,06         | 1                    | 0,31    | $\mu_{2023}^{\pi}$                             | 1,66          | 50001                | 0,24    |

Fuente: Estimación propia.

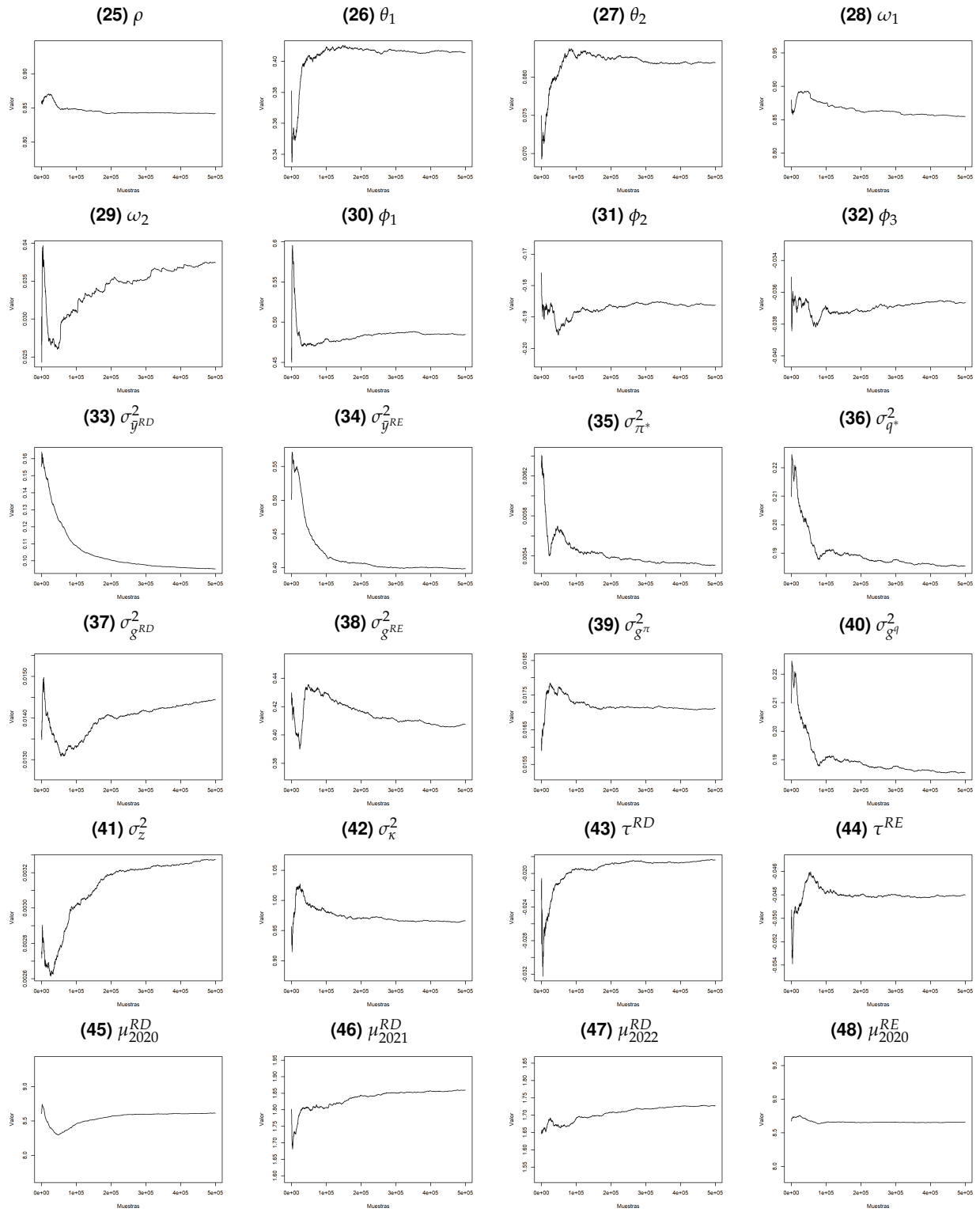
**Nota:** La hipótesis nula de ambas pruebas es que se ha alcanzado convergencia. La iteración en la prueba de Heidelberger y Welch captura la iteración a partir de la cuál se estima se ha alcanzado convergencia.

### 7.3. Promedio móvil de muestras de cada parámetro

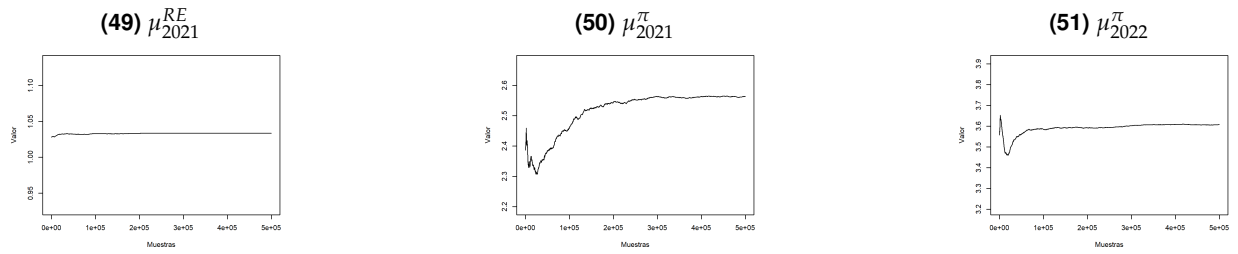
**Gráfico 10.** Promedio móvil acumulado de muestreo por parámetro



**Gráfico 10. Promedio móvil acumulado de muestreo por parámetro (continuación)**



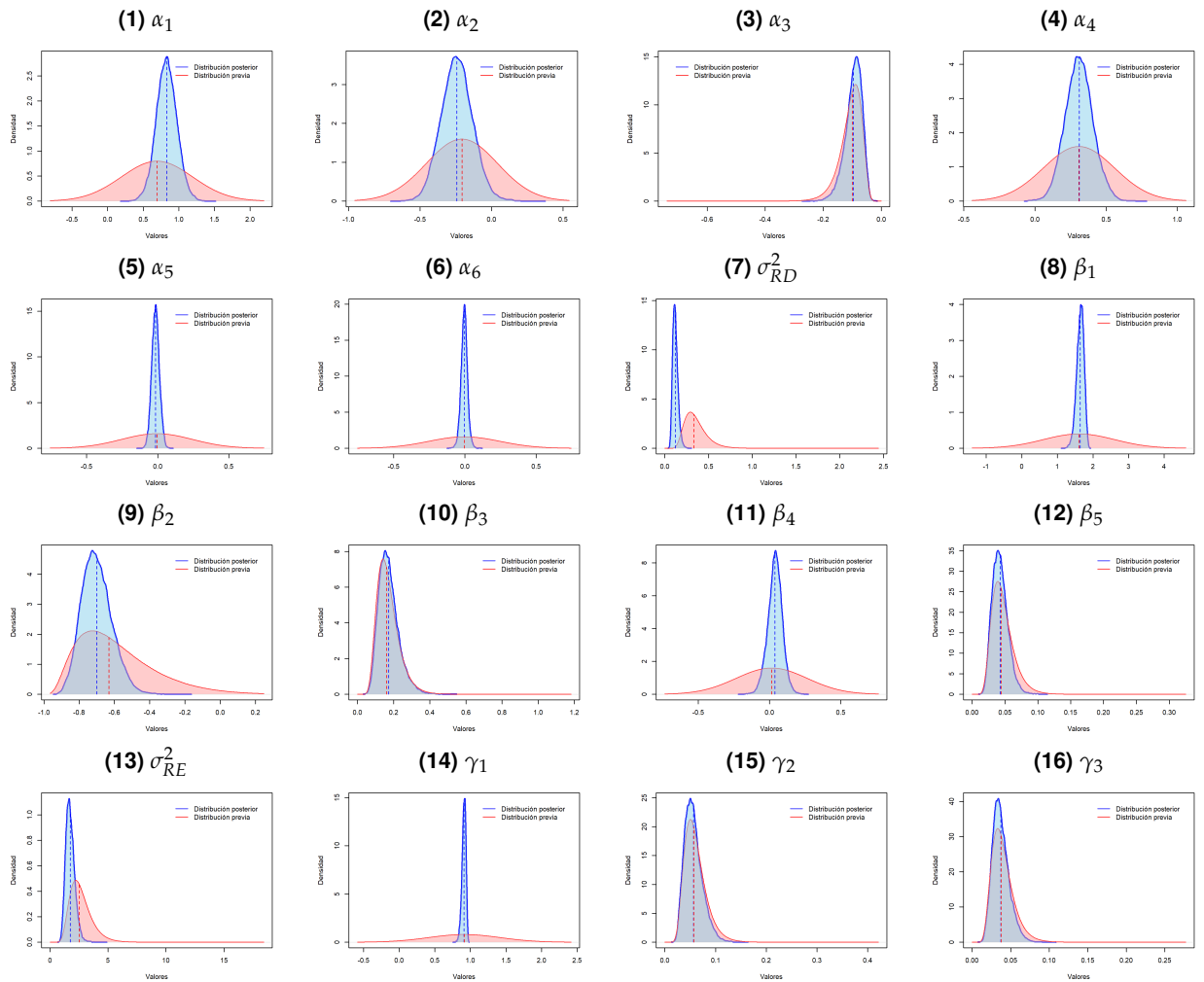
**Gráfico 10.** Promedio móvil acumulado de muestreo por parámetro (continuación)



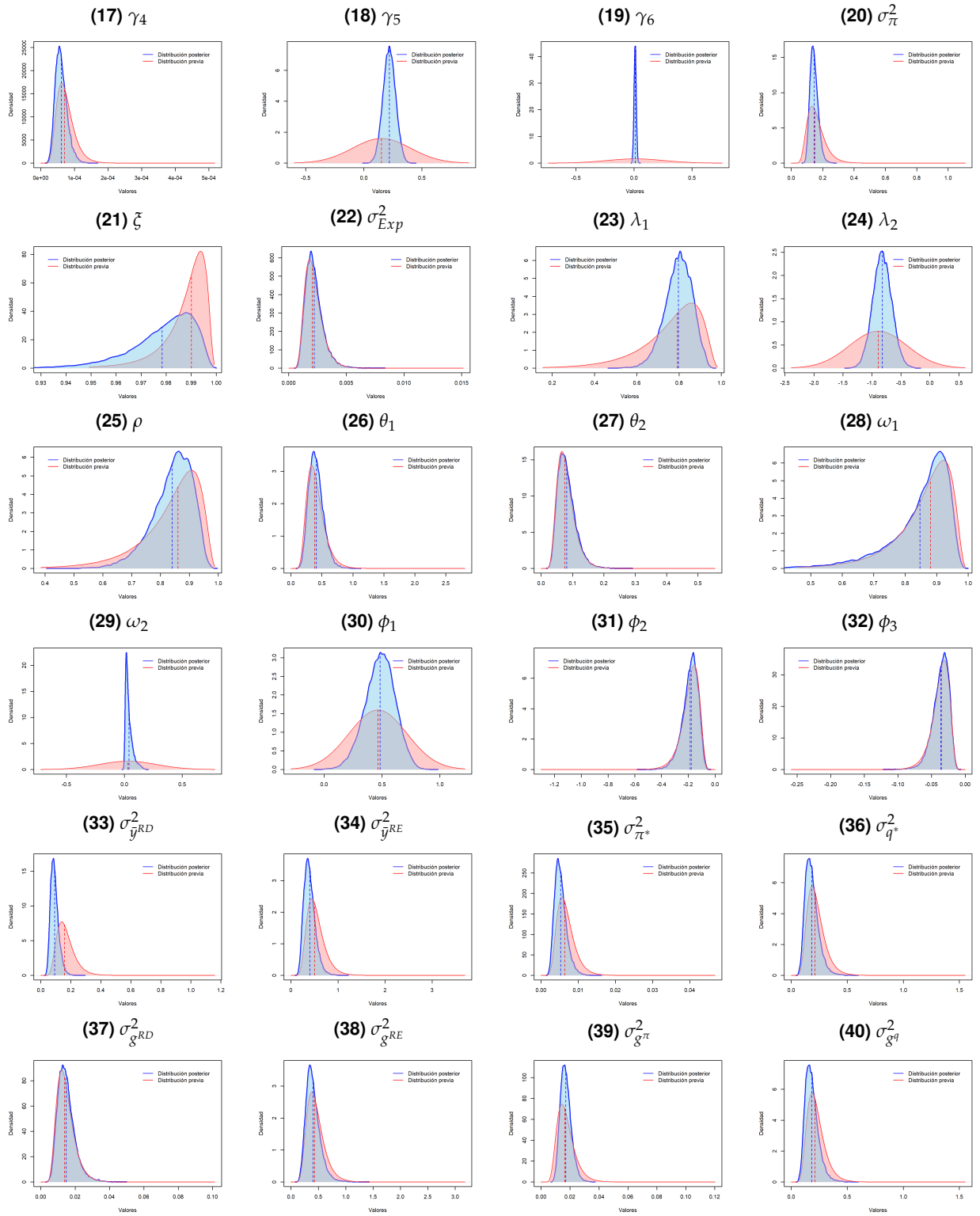
Fuente: Elaboración propia.

## 7.4. Distribuciones previas y posteriores estimadas

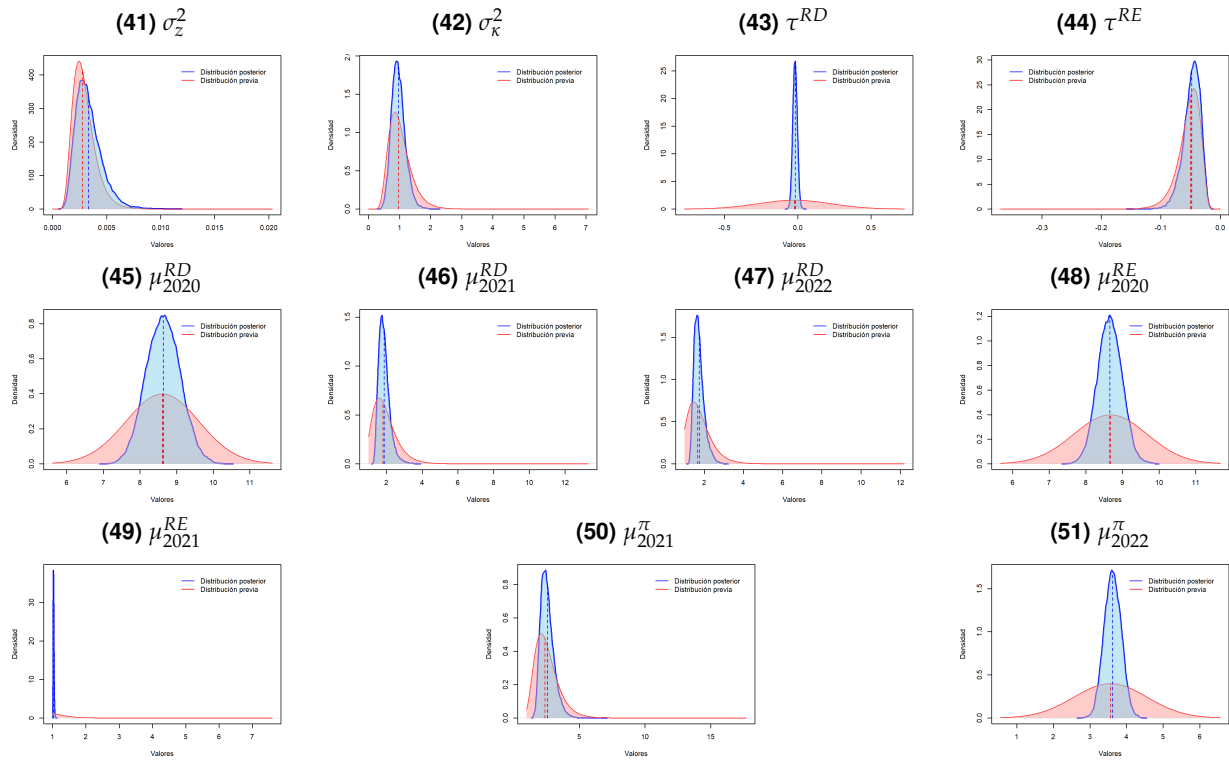
**Gráfico 11.** Distribución previa y posterior estimada para cada parámetro



**Gráfico 11.** Distribuciones previas y posteriores estimadas para cada parámetro (continuación)



**Gráfico 11.** Distribuciones previas y posteriores estimadas para cada parámetro (continuación)



Fuente: Elaboración propia.

## 7.5. Ejercicio contrafactual con reducción en tasa de interés real desde 2022

**Gráfico 12.** Evolución de las variables endógenas en el ejercicio contrafactual

