



NOTA TÉCNICA

N.º 03 | 2024

La tasa de interés real neutral en una economía abierta y pequeña: el caso de 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.

La tasa de interés real neutral en una economía abierta y pequeña: el caso de Costa Rica.

Carlos Segura-Rodriguez[†]

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

Resumen

En este estudio se actualiza la estimación de la tasa de interés real neutral (TIRN) para Costa Rica para el periodo entre el primer trimestre de 2010 y el tercer trimestre de 2023. Se utilizan dos metodologías de estimación: el modelo semi-estructural de Holston, Laubach y Williams (2023) y un VAR estructural propuesto por Brzoza-Brzezina (2002). El aporte metodológico de este estudio es utilizar una extensión del modelo de Holston et al. (2023) que incorpora condiciones inherentes de una economía pequeña y abierta. El principal resultado es que la TIRN ha oscilado entre un 1,18 % y 1,47 % para el periodo en estudio, y se ha ubicado entre 1,36 % y 1,44 % después del 2022. Además, la brecha de la tasa de interés muestra correlaciones con otras variables económicas como la brecha del producto, la inflación observada y la brecha del tipo de cambio real con signos esperados desde un punto de vista teórico. Finalmente, la estimación permite concluir que la política monetaria que ha implementado el Banco Central es coherente con el objetivo de mantener una inflación baja.

Palabras clave: Tasa de interés natural, política monetaria, economía abierta y pequeña.

Clasificación JEL: E31, E52, F41.

[†]Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. segurarc@bccr.fi.cr.

Natural real interest rate in an open small economy: the Costa Rica's case

Carlos Segura-Rodriguez[†]

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 updates the Costa Rica's natural real interest rate (NRIT) estimate for the period between 2010's first quarter and 2023's third quarter. I use two different methodologies for this estimation: Holston, Laubach and Williams (2023)'s semi-structural model and a structural VAR proposed by Brzoza-Brzezina (2002). This study's methodological contribution is to estimate an extension of Holston-Laubach-Williams framework to incorporate conditions that are inherent in an open and small economy. The main result is that the natural real interest rate has oscillated between 1,18 % and 1,47 % during the period in analysis, and has been in the interval between 1,36 % and 1,44 % after 2022. Further, I check that the real interest rate gap correlation with other economic variables, like output gap, inflation and real exchange gap, shows a sign that is expected. Finally, I conclude that the Central Bank's monetary policy has been consistent with its objective of maintaining a low inflation.

Key words: Natural interest rate, monetary policy, open small economy.

JEL Codes: E31, E52, F41.

[†]Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. segurarc@bccr.fi.cr.

1. Introducción

La tasa de interés real neutral o natural (TIRN) es una de las variables no observables con mayor relevancia en la macroeconomía moderna. En 1898, Wicksell (1936) propuso el concepto de tasa de interés real neutral como aquella tasa de interés que no tiene incidencia en el comportamiento de los precios, ni hacia el alza ni hacia la baja. La intuición económica, en la que se inspiró Wicksell para generar esta definición, es que si la tasa de interés fuera menor (mayor) a la natural, entonces los agentes económicos tendrían incentivo a aumentar (disminuir) el nivel de inversiones productivas, lo que supone un aumento (disminución) de la demanda agregada que terminará con un incremento (descenso) en los precios. De esta manera, la tasa de interés neutral es un parámetro objetivo a partir del cual se deberían comparar las tasas de interés de mercado.

Esta definición fue formalizada en los modelos neokeynesianos (Woodford, 2003). En el modelo neokeynesiano básico las siguientes dos ecuaciones caracterizan el comportamiento de la economía:

$$\hat{y}_t = \mathbb{E}_t[\hat{y}_{t+1}] - \frac{1}{\sigma}(r_t - r_t^n) \quad \text{Curva IS dinámica}$$
$$\pi_t = \beta\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) + \kappa\hat{y}_t \quad \text{Curva de Phillips}$$

donde r_t^n corresponde a la tasa de interés real neutral, r_t a la tasa de interés real observada, \hat{y}_t a la brecha del producto, y π_t y $\mathbb{E}_t(\pi_{t+1})$ a la inflación y la expectativa de inflación, respectivamente. En el desarrollo del modelo se muestra que la tasa de interés real neutral depende tanto del crecimiento del producto potencial como de las preferencias intertemporales de los agentes económicos, que determinan, respectivamente, la demanda y oferta de fondos prestables.

Así, el modelo neokeynesiano concluye que si la brecha de la tasa de interés real, $r_t - r_t^n$, es positiva se va a observar un efecto negativo en la brecha del producto a través de la curva IS dinámica, y esta caída en la brecha del producto genera una disminución en la inflación. Por tanto, la posición relativa de la tasa de interés real observada con respecto a la tasa de interés real neutral es de relevancia para evaluar la posición de la política monetaria que implementa el Banco Central: la política monetaria es expansiva (contractiva) si la brecha de tasa de interés es negativa (positiva). De esta manera, tener una estimación confiable y precisa de la

tasa de interés real neutral es crucial para evaluar la posición de política que ha asumido el Banco Central en el pasado y para guiar la toma de decisiones por parte de las autoridades monetarias.

Por esta razón, el objetivo de este estudio es actualizar la estimación de la tasa de interés real neutral para el caso de Costa Rica, e incluir en la estimación un periodo en el que se ha presentado alta incertidumbre generada por el choque adverso que generó la pandemia causada por el COVID-19.

En general, la literatura ha concluido que TIRN es difícil de estimar, debido a que es una variable no observable. Por esto, es común en la literatura utilizar diferentes metodologías de estimación, de manera que se tengan diversos parámetros de comparación. En este estudio se utilizan dos metodologías: un modelo semi-estructural inicialmente propuesto por Laubach y Williams (2003) y Laubach y Williams (2016), y un modelo VAR estructural propuesto por Brzoza-Brzezina (2002). Uno de los principales aportes de este estudio es que en el modelo semi-estructural se incorpora la mejora propuesta por Holston et al. (2023) que permite considerar el efecto que tuvo la pandemia causada por el COVID-19 sobre la economía, y extender este modelo con variables que vinculan el comportamiento de una economía pequeña y abierta como la costarricense con la economía internacional y que, por tanto, tienen un efecto relevante en el comportamiento de la economía de Costa Rica.¹

La tasa de interés real neutral se ha estimado en múltiples ocasiones para el caso de Costa Rica. En general, las estimaciones han mostrado una reducción paulatina en el valor de la TIRN a lo largo del tiempo. Entre las estimaciones más recientes, y que incorporan al menos en parte el periodo de transición hacia un régimen de metas de inflación que inició en 2006, se encuentran Muñoz Salas y Tenorio Chaves (2007) (estimación de 2,9%), Segura-Rodríguez y Vindas Quesada (2012) y FMI (2016) (con estimaciones de 1,9%), OECD (2016) y Muñoz-Salas y Rodríguez-Vargas (2016) (con estimaciones de 1,5-1,6%), y Muñoz-Salas y Rodríguez-Vargas (2019) (estimación al inicio de la muestra cercana a un 1% y al final de la muestra cercana a 1,5%).² El resultado en este estudio coincide en que la TIRN en el periodo 2010-2023 ha oscilado entre 1,18% y 1,47%, y para los últimos dos años se ha ubicado en

¹Esta extensión se basa en la que propuso Pedersen (2015) para el caso de Dinamarca.

²Véase Muñoz-Salas y Rodríguez-Vargas (2019) para una descripción más exhaustiva sobre las metodologías que se utilizaron y los resultados en cada uno de estos estudios.

el intervalo entre 1,36 % y 1,44 %.³

El resto del documento se encuentra organizado de la siguiente forma. En la Sección 2 se explican las dos metodologías que se utilizan para la estimación. La Sección 3 presenta una descripción de los datos que se utilizan para proceder con la aplicación de ambas metodologías. Las Secciones 4 y 5 presentan y analizan los resultados que se obtienen con cada una de las metodologías. Finalmente, la Sección 6 presenta las principales conclusiones del estudio.

2. Metodologías de estimación

En este estudio se utilizan dos metodologías para estimar la tasa de interés real neutral. La primera es una versión ligeramente modificada del modelo semi-estructural propuesto por Laubach y Williams (2003, 2016) y que Holston et al. (2023) extendieron para incluir de manera apropiada el efecto que tuvo la pandemia por el COVID-19 sobre la economía. Esta metodología se adapta para incorporar el hecho de que Costa Rica es una economía pequeña y abierta, ajuste que se inspira en el que propuso Pedersen (2015) para la economía de Dinamarca. La segunda metodología es un VAR estructural propuesto por Brzoza-Brzezina (2002). En este VAR se imponen restricciones de largo plazo que permiten descomponer la tasa de interés real observada en sus componentes neutral y de brecha a partir del supuesto de que la inflación solo reacciona al componente de la brecha de tasa de interés real.

2.1. Modelo semi-estructural

En la metodología propuesta por Laubach y Williams (2003) se estima un modelo semi-estructural nekeynesiano que cuenta con dos ecuaciones (de medida) que permiten relacionar las variables observables con variables no observables. En primer lugar, el modelo presenta una ecuación IS dinámica en la que la brecha del producto depende de sus propios rezagos, del promedio de los rezagos de la brecha de la tasa de interés real y un choque idiosincrático. En particular, estiman la ecuación:

$$\hat{y}_t = \alpha_1^y \hat{y}_{t-1} + \alpha_2^y \hat{y}_{t-2} + \frac{\alpha^r}{2} (\hat{r}_{t-1} + \hat{r}_{t-2}) + \epsilon_t^y, \quad (1)$$

³En la Sección 4 se presentan algunas hipótesis sobre la razón de que al final del periodo en estudio la tasa de interés real neutral se encuentre en el límite superior del rango estimado para todo el periodo en estudio. Un análisis detallado de estas hipótesis va más allá del objetivo de este trabajo.

donde \hat{y}_t corresponde a la brecha del producto y es igual al producto observado menos el producto potencial, y \hat{r}_t representa la brecha de la tasa de interés real que se define como la tasa de interés real observada menos la tasa de interés real neutral.

En segundo lugar, el modelo incorpora una curva de Phillips. En esta ecuación se supone que la inflación en el periodo t depende de la inflación en el pasado, la brecha del producto en el periodo anterior y dos choques inflacionarios externos: la desviación de la inflación núcleo de bienes importados con respecto a la inflación interna y la desviación del rezago del aumento de los precios del petróleo importado con respecto a la inflación interna. Así, la curva de Phillips, donde π^I representa la inflación núcleo importada y π^O la variación del precio del petróleo importado, corresponde a

$$\pi_t = \sum_{v \geq 1} \beta_j^\pi \pi_{t-v} + \beta_1^y \hat{y}_{t-1} + \beta^I (\pi_t^I - \pi_t) + \beta^O (\pi_{t-1}^O - \pi_{t-1}) + \epsilon_t^\pi. \quad (2)$$

Las dos ecuaciones anteriores dependen de dos variables no observables: el producto potencial y la tasa de interés real neutral. Por tanto, es necesario utilizar ecuaciones de estado que caractericen la evolución de ambas variables. Por una parte, el producto potencial se supone que es la suma de su rezago, la tasa de crecimiento del producto potencial que se denota por g y de un choque independiente v^y . Así, el producto potencial en el periodo t es igual a

$$y_t^p = y_{t-1}^p + g_{t-1} + v_t^y. \quad (3)$$

Por otra parte, a partir de la definición de la tasa de interés real neutral en el modelo neokeynesiano, los autores suponen que esta es proporcional a la tasa de crecimiento del producto potencial, g , más un choque idiosincrático, z . Este choque z representa, en primera instancia, cambios en los parámetros que definen las preferencias de los consumidores. Sin embargo, incorpora cualquier cambio en la coyuntura económica no relacionado con la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía que afecte la tasa de interés real neutral. Así, suponen que

$$r_t^n = c g_{t-1} + z_t \quad (4)$$

Finalmente, suponen que tanto la tasa de crecimiento del producto potencial como el choque idiosincrático en la tasa de interés real neutral son variables aleatorias con raíz unitaria. Es

decir,

$$g_t = g_{t-1} + v_t^g \quad (5)$$

$$z_t = z_{t-1} + v_t^z \quad (6)$$

Uno de los supuestos que realizan Laubach y Williams (2003) es que las varianzas de las ecuaciones de medida son constantes. Sin embargo, las restricciones que impusieron los gobiernos para contener la transmisión del COVID-19 y la rápida recuperación que se presentó en los años posteriores generó una mayor volatilidad en el comportamiento de la producción y la inflación. Por tanto, es difícil sostener el supuesto de que, durante ese periodo, las varianzas de los errores en las ecuaciones de medida no sufrieron variación. Por esta razón, Holston et al. (2023) sugieren introducir en la estimación un vector de factores $\kappa = (\kappa_{2020,2-4}, \kappa_{2021}, \kappa_{2022})$ que multiplique el error estándar de la varianza de ambas ecuaciones de medida en cada uno de los respectivos años.

Sin embargo, en el caso de Costa Rica, el comportamiento de la inflación ha sido muy disímil al de otras economías. Por un lado, prácticamente no hubo un efecto en la inflación durante el 2020 y si bien, al igual que a nivel mundial, durante finales de 2021 y el 2022 la inflación se aceleró rápidamente, en el 2023 se presentó una caída muy pronunciada en este indicador que no se ha presentado en otros países. Por esta razón, para incorporar esta mayor volatilidad en el comportamiento de la inflación se introduce un vector $\delta = (\delta_{2022}, \delta_{2023})$ que multiplique el error estándar del error de la ecuación de Phillips. Además, se supone que el vector κ solo multiplica al error estándar del residuo de la ecuación IS dinámica, con lo que, contrario al trabajo de Holston et al. (2023), se separa la estimación de la volatilidad que se presentó en la brecha del producto de la que se presentó en la inflación.

Por otra parte, Holston et al. (2023) suponen que los cierres transitorios impuestos por los gobiernos tienen un impacto sobre el nivel de producción que es proporcional al *COVID-19 Stringency Index* publicado por la Universidad de Oxford. Para el caso de Costa Rica este índice se vuelve constante a partir del primer trimestre del 2022, pero a partir de que el nuevo gobierno asumió en mayo de 2022 se presentó un relajamiento acelerado de las medidas para contener la transmisión del COVID-19. Así, en este trabajo se supone que el índice siguió decreciendo linealmente a partir del segundo trimestre del 2022 hasta alcanzar un nivel de 0 en el cuarto trimestre de ese año.

Ahora bien, Costa Rica es una economía pequeña y abierta, por lo que se hace necesario incorporar las características inherentes en este tipo de economías en la estimación. Con este fin, y en línea con el trabajo de Pedersen (2015) para la economía de Dinamarca, se incorpora en la definición de la curva IS dinámica la brecha en el tipo de cambio real como variable que ayuda a explicar el comportamiento de la brecha del producto, y en la ecuación de Phillips incorpora la variación del tipo de cambio real como variable que contribuye a explicar la evolución de la inflación.

La justificación de estas variaciones en la metodología es que el tipo de cambio real es el principal macroprecio que define la relación de una economía abierta con el resto del mundo. Por un lado, se espera que un incremento del tipo de cambio real por encima de su valor neutral fomente las exportaciones y ralentice las importaciones, por lo que un incremento del tipo de cambio real debería generar un efecto positivo en la brecha del producto. Por otro lado, un incremento del tipo de cambio real hace relativamente más caros los bienes importados, lo que implica un aumento de la inflación medida por el Índice de Precios al Consumidor.

Para cerrar el modelo, Pedersen (2015) supone que el tipo de cambio real de equilibrio se comporta como un proceso aleatorio con raíz unitaria, la brecha del tipo de cambio sigue un proceso autorregresivo, y, aún más importante, con base en la paridad descubierta de las tasas de interés, supone que la brecha de la tasa de interés real es proporcional a la brecha del tipo de cambio real y un choque aleatorio que se comporta como un proceso con raíz unitaria.

En esta investigación se adapta la metodología propuesta por Pedersen (2015) para el caso de Costa Rica. En primer lugar, el tipo de cambio real de equilibrio se fija como el valor que obtienen Alfaro-Ureña, Sánchez-Gómez y Sandoval Alvarado (2024) al utilizar la metodología del *Behavioral Equilibrium Exchange Rate*.⁴ Esto es, la brecha del tipo de cambio real equilibrio se considera como una variable exógena en el modelo.⁵ De esta forma, es posible utilizar las Ecuaciones 3-6 del modelo de Laubach y Williams (2003) para describir el comportamiento de las dos variables no observables (producto potencial y TIRN).

⁴Se prefiere utilizar esta estimación que la que se podría obtener de métodos estadísticos alternativos, como el filtro de Hodrick-Prescott, porque en la estimación del BEER Alfaro-Ureña et al. (2024) consideran el efecto que tiene la diferencia entre la tasa de interés interna y la externa sobre el tipo de cambio real de equilibrio.

⁵Se decide estimar la brecha del tipo de cambio real fuera del modelo debido a que cuando se estima dentro del modelo los resultados son muy similares en nivel, pero presentan una mayor varianza de estimación.

Por otro lado, debido a la estrecha relación que existe entre la evolución del producto en la economía costarricense y el comportamiento de la producción en Estados Unidos, se incorpora en la ecuación IS dinámica la brecha del producto de Estados Unidos como variable explicativa de la brecha de producto costarricense. Por tanto, en el modelo se estima la siguiente ecuación IS:⁶

$$\hat{y}_t = \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \alpha_2 \hat{y}_{t-2} + \frac{\alpha_3}{2} (\hat{r}_t + \hat{r}_{t-1}) + \alpha_4 \hat{y}_t^{EEUU} + \alpha_5 t \hat{c}r_{t-1} + \epsilon_t^y. \quad (7)$$

Finalmente, en la ecuación de Phillips la variable dependiente corresponde a la brecha de la inflación, esto es, la diferencia de la inflación observada con respecto a la meta de inflación del BCCR. Se utiliza esta variable porque a lo largo del periodo de estudio, la inflación en Costa Rica se redujo, lo que brindó al Banco Central la oportunidad de ajustar a la baja su meta de inflación hasta ubicarla en un nivel coherente con la inflación de largo plazo de los principales socios comerciales del país. En este proceso de ajustes a la baja en la meta de inflación, y como parte de un régimen de meta de inflación, la política monetaria se ajustó para que la inflación futura fuera cercana a la meta, por lo que se considera conveniente utilizar como variable dependiente el desvío de la inflación con respecto a la meta.

Además, se incorpora como variable explicativa el primer rezago del desvío de la inflación y el promedio entre los rezagos 2 y 4 de dicho desvío, que se representa por $\hat{\pi}_{t-2,t-4}$. Asimismo, para que estos rezagos de la inflación aproximen una expectativa de inflación se supone que la suma de estos dos coeficientes es igual a uno. Finalmente, se incluye de manera directa el efecto de la tasa de interés real observada y de la inflación internacional. Así, si se denota por $\hat{\pi}_t$ el desvío de la inflación con respecto a la meta, la ecuación de Phillips que se estima para el caso de Costa Rica corresponde a

$$\hat{\pi}_t = \beta_1 \hat{\pi}_{t-1} + \beta_2 \hat{\pi}_{t-2,t-4} + \beta_3 \hat{y}_{t-1} + \beta_4 r_t + \beta_5 \pi_t^{int} + \beta_6 \Delta tcr_t + \epsilon_t^\pi. \quad (8)$$

Las Ecuaciones 7 y 8 corresponden a las ecuaciones de medida y las Ecuaciones 3-6 corresponden a las ecuaciones de estado en un modelo de estado-espacio. Esta estructura del modelo permite utilizar el Filtro de Kalman para estimar el valor de las variables de estado

⁶En Costa Rica se presentó una rápida recuperación de la producción en el periodo posterior a la pandemia. Este hecho se explica en parte por el proceso de relocalización de la producción por las empresas transnacionales, lo que conllevó a un rápido incremento de las exportaciones. Para capturar este efecto, en la estimación de la curva IS dinámica se incluye una variable dicotómica que interactúa con las variables explicativas (excepto la brecha del producto) para el periodo entre el tercer trimestre del 2020 y el tercer trimestre del 2022.

en cada periodo.⁷ Además, al suponer que todos los choques ϵ y ν son independientes entre sí y se distribuyen de acuerdo con una distribución normal multivariada, los parámetros del modelo se estiman a partir de la maximización de la función de verosimilitud de los errores de pronóstico en las ecuaciones de medida.

Sin embargo, la estimación numérica de los parámetros enfrenta el problema de que las varianzas que se estiman de los errores ν^g y ν^z son extremadamente pequeñas y sesgadas hacia cero. A este problema se le conoce en la literatura como el *pile-up problem*. Para solucionar este problema, las desviaciones estándar σ_{ν^g} y σ_{ν^z} se estiman a partir del estimador de la mediana insesgada propuesta por Stock y Watson (1998) de los parámetros $\lambda_g = \frac{\sigma_{\nu^g}}{\sigma_{\nu^y}}$ y $\lambda_z = \frac{\sigma_{\nu^z}}{\sigma_{\epsilon^y}} \frac{\alpha_2}{\sqrt{2}}$, donde α_2 corresponde al parámetro asociado a la brecha de la tasa de interés real en la ecuación IS dinámica y σ_{ϵ^y} es la desviación estándar del error de esta misma ecuación. Este ajuste en la estimación se utiliza de forma recurrente en este tipo de estimaciones (Laubach y Williams, 2003; Holston et al., 2023) y se incorpora como una restricción en la estimación de los parámetros.

2.2. VAR estructural

La metodología propuesta por Brzoza-Brzezina (2002) consiste en un VAR estructural con restricciones de largo plazo que permiten identificar la brecha de la tasa de interés real a partir de los cambios observados en la inflación. El principal supuesto para obtener esta identificación es que la inflación solo reacciona a cambios en la brecha de tasa de interés y no reacciona ante cambios en la tasa de interés real neutral.

El procedimiento para estimar la TIRN es el siguiente. Primero, se estima un modelo de vectores autorregresivos estándar en el que se utilizan como variables endógenas el vector $X_t = (r_t, \Delta\pi_t)$ y cuyos residuos están dados por el vector ϵ_t . Si se realizan una serie de supuestos sobre la relación entre la inflación y la tasa de interés real en el largo plazo, es posible recuperar las innovaciones estructurales u_t a partir de los residuos ϵ_t .⁸ Brzoza-Brzezina (2002) supone que:

⁷Para utilizar el Filtro de Kalman es necesario contar con valores iniciales de las variables de estado (para los periodos previos a los de estimación). Para el producto potencial se utiliza como valores iniciales el valor de tendencia que se obtiene a partir del uso del Filtro de Hodrick-Prescott, para la tasa de crecimiento del producto potencial se utiliza el valor promedio de la tasa de crecimiento observada en el periodo, para la tasa de interés real neutral inicial se utiliza la tasa real observada y el valor inicial del choque z se fija en cero.

⁸Véase Brzoza-Brzezina (2002) para una descripción detallada del significado de las innovaciones estructurales, y cómo es posible transformar los residuos en innovaciones estructurales.

1. las varianzas de las innovaciones estructurales son iguales a 1,
2. que la innovación estructural asociada a la tasa de interés real neutral, u_{1t} , no tiene ningún efecto en el largo plazo sobre el cambio en la inflación, y
3. que debido a que la política monetaria opera con rezago, la brecha de la tasa de interés real no tiene ningún efecto contemporáneo sobre la inflación.

A partir de estos supuestos, es posible descomponer la tasa de interés real en sus dos componentes. La TIRN se define como el efecto acumulado del choque u_{1t} en la tasa de interés real.

3. Datos

Para la estimación de los modelos se utilizan datos con periodicidad trimestral para el periodo entre el primer trimestre de 2009 y el tercer trimestre de 2023. En el caso de que la frecuencia de las variables sea mensual, se utiliza un promedio trimestral simple del indicador en consideración.

Las variables de la economía costarricense que se utilizan son el Producto Interno Bruto como indicador de producción, la meta de inflación del BCCR, la tasa de política monetaria (TPM)⁹ como tasa de interés nominal observada, el Índice de Tipo de Cambio Efectivo Real (ITCER) y la variación interanual del Índice de Media Truncada (IMT) para medir la inflación. Para la estimación se utiliza el IMT en lugar del Índice de Precios al Consumidor (IPC), debido a que este indicador de inflación subyacente excluye el efecto de choques temporales en los precios de algunos productos, y dichas variaciones temporales, por definición, no son consideradas como inflacionarias. Esto es coherente con el hecho de que un banco central debería tomar como insumo para sus decisiones de política los indicadores de inflación subyacente y no, necesariamente, de la inflación medida a partir del IPC. Todas estas variables provienen del sitio de indicadores económicos del BCCR.

En la estimación, además, se utilizan la brecha del producto de Estados Unidos como indicador de holgura en el nivel de producción internacional y un indicador de inflación internacional.

⁹Castro y Chaverri (2013) resumen la historia de la TPM, y reconstruyen la serie para el periodo previo a a que esta se definiera como el objetivo del BCCR del valor de la tasa de interés en el Mercado Integrado de Liquidez a partir de junio de 2011.

La primer variable se obtiene a partir del uso del filtro de Hodrick-Prescott sobre el PIB desestacionalizado de Estados Unidos que se obtiene de la base de datos *FRED* de la Reserva Federal de San Luis y para la segunda variable se utiliza la medición que se encuentra implícita en la definición del ITCER, y proviene del sitio de indicadores económicos del BCCR. Además, se utiliza el *COVID-19 Stringency Index* que proviene directamente del sitio web de la Universidad de Oxford.

Finalmente, con el objetivo de obtener una tasa de interés real observada es necesario utilizar una expectativa de inflación. En Costa Rica se cuenta con cuatro indicadores que pueden ser utilizados para aproximar la expectativa de inflación de los agentes. En primer lugar, el BCCR cuenta con dos indicadores, uno a partir de una encuesta que se le realiza a empresarios, consultores, analistas financieros y académicos, y el otro que se deriva a partir de los rendimientos negociados en el mercado de deuda soberana. Además, desde un punto de vista teórico existen dos alternativas. Primero, se puede utilizar como expectativa la inflación observada doce meses después, es decir, suponer que los agentes pueden prever perfectamente la inflación futura. Una segunda alternativa teórica es crear un indicador de expectativas adaptativas en el que la expectativa es igual a un promedio ponderado de la última inflación observada y la expectativa en el periodo anterior.

Las dos alternativas teóricas se basan en supuestos simples: que los agentes pueden predecir de manera perfecta la inflación futura y que utilizan poca información del pasado para formar su expectativa, respectivamente. Así, no se esperaría que estos indicadores midan de forma adecuada las expectativas de los agentes. Por otra parte, se prefiere un indicador que refleje de forma más fiel una expectativa racional, ya que este es el supuesto que se realiza en los modelos nekeynesianos que justifican los métodos de estimación.¹⁰ En este sentido, Segura-Rodríguez (2019) muestra que el indicador de mercado genera un pronóstico de la inflación que es menos sesgado y presenta un error cuadrático menor que la expectativa de la encuesta. Por otra parte, Segura-Rodríguez (2022) muestra que los informantes de la encuesta utilizan procedimientos muy simples para formar la expectativa que informan: con base en la última inflación observada, en la meta de inflación o en una expectativa adaptativa. Por esta razón, en el presente trabajo se utiliza el indicador de expectativa de mercado como

¹⁰Brand, Bielecki y Penalver (2018) resumen la literatura que ha estudiado cómo incorporar la presencia de expectativas heterogéneas y no racionales en los modelos nekeynesianos y las implicaciones que estas tienen en términos de la política monetaria.

expectativa de inflación.

4. Estimación con metodología de Holston-Laubach-Williams

Al estimar el modelo de Holston-Laubach-Williams para el caso de Costa Rica con la especificación que se describió anteriormente se obtiene la siguiente estimación de la ecuación de Phillips:

$$\hat{\pi}_t = 0,945\hat{\pi}_{t-1} + 0,055\hat{\pi}_{t-2,t-4} + 0,041\hat{y}_{t-1} - 0,038r_t + 0,030\pi_t^{int} + 0,025\Delta tcr_t, \quad (9)$$

y la siguiente estimación de la curva IS dinámica:

$$\hat{y}_t = 0,015\hat{y}_{t-1} + 0,142\hat{y}_{t-2} - 0,041(\hat{r}_t + \hat{r}_{t-1}) + 0,529\hat{y}_t^{EEUU} + 0,025\hat{c}r_{t-1} + \dots^{11} \quad (10)$$

Todos los coeficientes estimados tienen el signo esperado: un aumento de la brecha del producto, de la inflación internacional o del tipo de cambio real genera un incremento en la inflación local, mientras que un aumento de la tasa de interés real reduce la inflación observada. Por otra parte, un aumento de la brecha de producto los dos trimestres previos, de la brecha de producto en Estados Unidos y de la brecha del tipo de cambio real se relacionan con un aumento de la brecha del producto en Costa Rica, mientras que un aumento de la brecha de la tasa de interés más bien la reduce.¹²

Por otra parte, los valores estimados de κ fueron de 8,89 para 2020, 1,63 para 2021 y 1 para 2022. Estos valores coinciden en órdenes de magnitud con los reportados por Holston et al. (2023) para las economías de Estados Unidos, la Unión Europea y Canadá. Por otra parte, se estima que las restricciones por el COVID generaron una caída del 1,53 % en el producto potencial. Este valor es significativamente menor al que reportan Holston et al. (2023). No obstante, hay que considerar que el incluir la brecha del producto de Estados Unidos en la estimación de la curva IS dinámica captura en parte el efecto simultáneo que tuvo la presencia

¹¹ Como se explicó anteriormente, en esta ecuación se incluyen una variable dicotómica para controlar por la rápida recuperación posterior a la pandemia sobre el comportamiento de las variables económicas incluidas en el modelo y la relación entre ellas. Los coeficientes de estos parámetros no se presentan para facilitar la lectura, pero pueden ser consultados al autor.

¹² El coeficiente asociado a la brecha de la tasa de interés real en la curva IS es pequeño, aunque similar al que obtienen Holston et al. (2023) para el caso de la zona euro. En el caso de Costa Rica este coeficiente podría ser pequeño debido, entre otras razones, a que la transmisión de los movimientos de la TPM a las tasas de interés de mercado, que son las que afectan el comportamiento de los agentes, es lenta e incompleta (véase, por ejemplo, Barquero Romero, Loaiza Marín y Mendoza Fernández (2021)). Este hecho reduciría el efecto que tiene la TPM sobre la brecha del producto.

de la pandemia sobre ambas economías. Finalmente, los valores estimados para δ fueron de 3,50 y 3,20 para 2022 y 2023, respectivamente; lo que refleja la alta volatilidad que presentó la inflación en el país durante esos dos años, primero al alza y luego a la baja.

Una consideración importante sobre la estimación es que la función de verosimilitud es muy “plana” con respecto a la estimación de la curva IS. Esto implica que desde un punto de vista numérico es difícil aproximar los parámetros de esta curva, y por tanto, la tasa de interés real neutral. De hecho, algunos coeficientes de esa ecuación y la estimación de la TIRN presentan varianzas altas.¹³

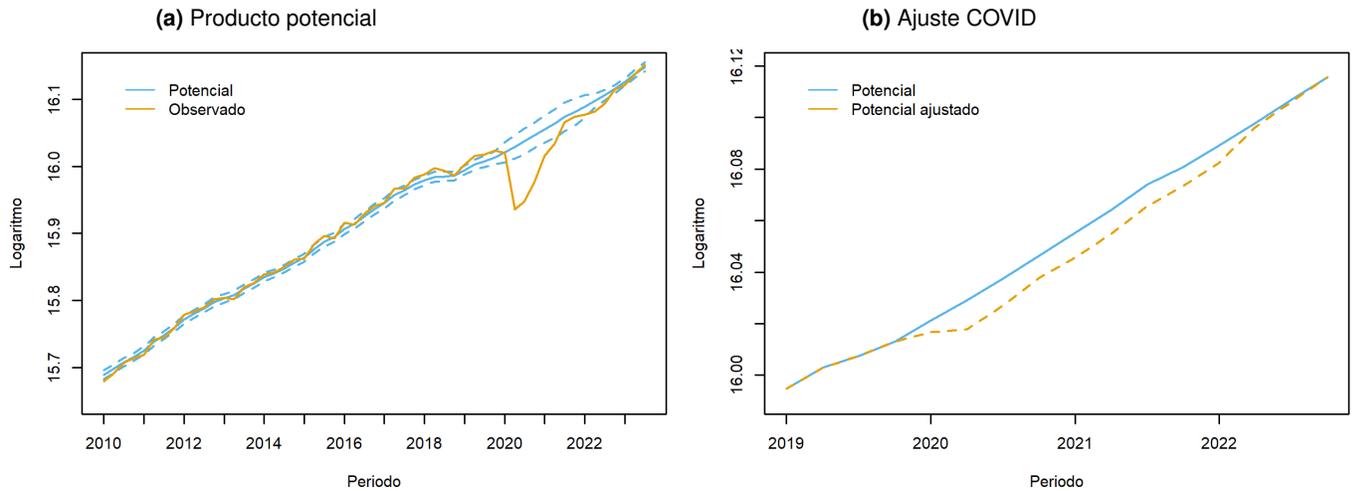
Los siguientes gráficos presentan las estimaciones de cada una de las variables de estado y algunas relaciones entre ellas. En primer lugar, el Gráfico 1 presenta la estimación del producto potencial, con o sin considerar el efecto que tuvo la pandemia sobre su valor. En el Gráfico 1a se presenta en celeste el producto potencial sin ajustar por el efecto de la pandemia y en naranja el nivel del PIB observado. Las líneas punteadas representan el producto potencial ± 1 desviación estándar. Note que esta banda se hace más amplia alrededor de 2020, lo que refleja la incertidumbre que se presenta en la estimación del producto potencial como consecuencia de los efectos provocados por las restricciones sanitarias que aplicó el gobierno para contener el contagio del COVID-19. En el Gráfico 1b se presenta el valor ajustado del producto potencial que incorpora el hecho de que durante el periodo de pandemia existieron restricciones a la oferta que impedían el pleno uso de los factores.

En el Gráfico 2 se presenta en celeste la brecha de producto que se obtiene a partir del modelo de Holston-Laubach-Williams en la que se ajusta por el efecto de la pandemia, mientras que en naranja se presenta la brecha de producto que se obtiene a partir del uso del filtro de Hodrick-Prescott.¹⁴ En este gráfico se observa que en algunos periodos se presenta una diferencia sustancial entre las dos estimaciones de la brecha de producto. Por ejemplo, tanto antes como después de la pandemia, durante algunos trimestres, la estimación de la brecha con el filtro de Hodrick-Prescott se encuentra fuera del intervalo de ± 1 desviación estándar de la estimación con el método de Holston-Laubach-Williams. Esta diferencia se debe a que el filtro de Hodrick-Prescott tiende a suavizar el choque en la producción causado por la

¹³Esta propiedad de la estimación no es exclusiva de este estudio, y es un problema que se presenta en general al estimar la TIRN con la metodologías que se basan en la propuesta por Laubach y Williams (2003). Véase Brand et al. (2018) para un análisis exhaustivo de las razones que generan este problema.

¹⁴Para el uso del filtro de Hodrick-Prescott se utiliza el parámetro de suavizamiento estimado por Gómez-Rodríguez (2023), que para una frecuencia trimestral corresponde a 1677.

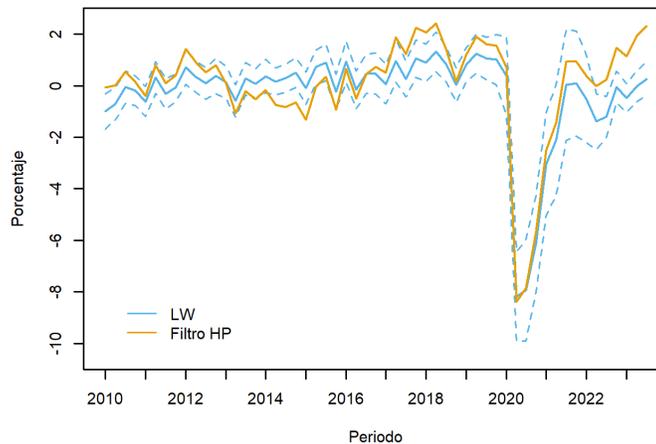
Gráfico 1. Producto potencial y brecha de producto. Costa Rica. 2010-2023



Fuente: Elaboración propia.

pandemia y esto hace que subestime el producto potencial en el periodo anterior y posterior a este evento. Así, uno esperaría que la estimación de una brecha cercana a cero antes y después del choque causado por la pandemia refleje mejor la realidad que una estimación con brecha de producto muy positiva para ese periodo.¹⁵

Gráfico 2. Brechas del producto. 2010-2023



Fuente: Elaboración propia.

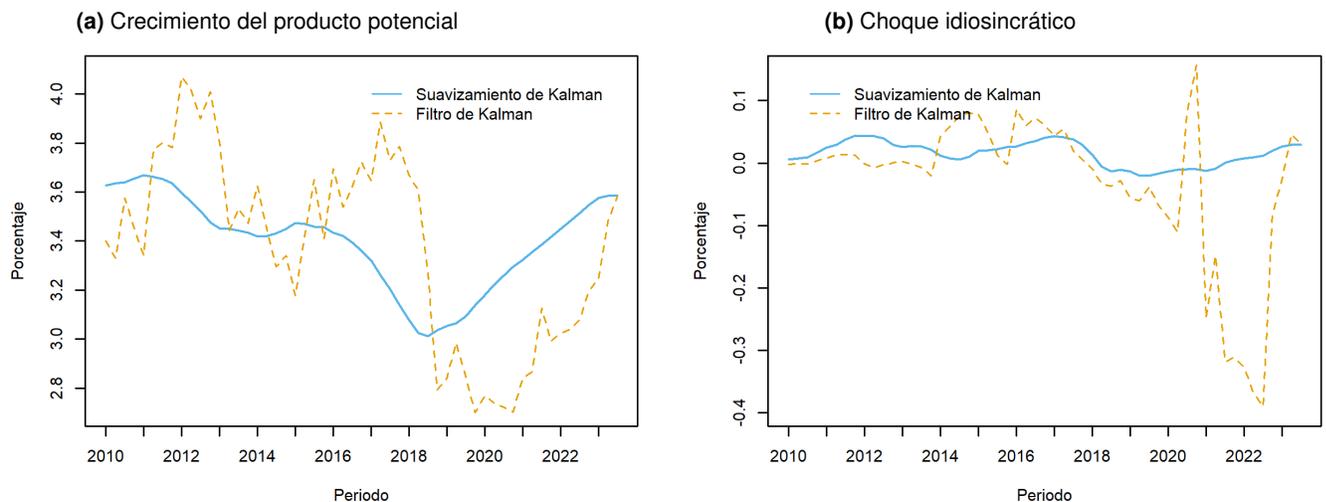
Por otra parte, es de resaltar que ambas estimaciones de la brecha de producto coinciden en señalar una tendencia creciente de la brecha del producto durante el 2022 y los tres primeros

¹⁵Para el periodo antes de la pandemia, Gómez-Rodríguez (2023) evidencia de que el filtro de Hodrick- Prescott sobreestima la brecha de producto. En su análisis encontró que si la estimación se realiza con los datos hasta 2019, se estima una brecha cercana a cero para ese periodo, pero se obtiene una brecha muy positiva cuando se utiliza toda la muestra. Por su parte, Rodríguez-Vargas (2022) presenta estimaciones con otros métodos alternativos que permiten capturar el efecto de la pandemia causada por el COVID-19 sobre el producto potencial de Costa Rica.

trimestres del 2023. En ambos casos, la brecha del producto estimada para el tercer trimestre del 2023 es positiva, pero el valor que se obtiene a partir del método de Holston-Laubach-Williams es menor.

El Gráfico 3 presenta las dos componentes que conforman la tasa de interés real neutral: la tasa de crecimiento del producto potencial, g , y el choque idiosincrático, z . En ambos gráficos se presenta tanto la estimación con el filtro de Kalman como la estimación con el suavizamiento de Kalman.¹⁶ Para ambas variables, y en parte debido a la limitada cantidad de periodos que se utiliza para la estimación, se obtiene una estimación con el suavizamiento de Kalman que elimina algunos comportamientos interesantes que se presentan en el corto plazo.

Gráfico 3. Componentes tasa interés real neutral. 2010-2023



Fuente: Elaboración propia.

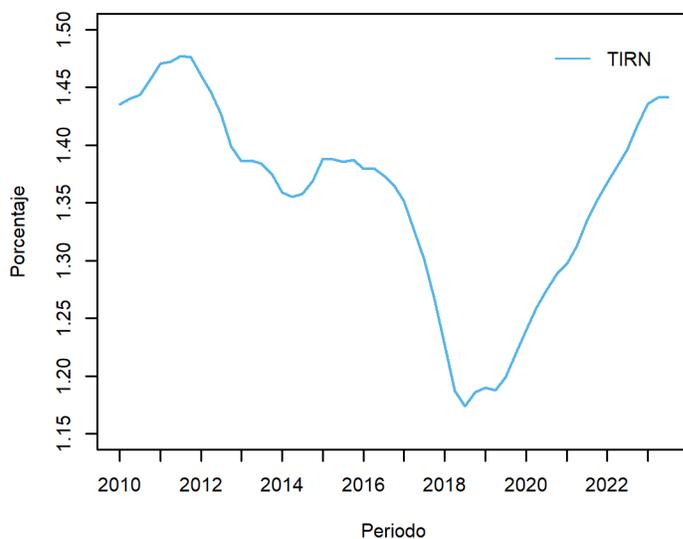
Por un lado, en el Gráfico 3a, la estimación del filtro de Kalman muestra una aceleración en la tasa del crecimiento potencial entre 2015 y mediados de 2018; comportamiento que se revierte al final de ese año y se profundiza debido al choque en la producción generado por las restricciones impuestas por los gobiernos para contener el contagio del COVID-19 y sus consecuencias de largo plazo sobre la economía. Dicha caída en la tasa de crecimiento del producto potencial parece se revierte durante los últimos trimestres de estimación, donde alcanza un valor cercano a 3,58%. Por otro lado, el Gráfico 3b muestra que la estimación del filtro de Kalman del choque idiosincrático z es prácticamente constante hasta el inicio de la pandemia. En un primer momento se incrementa rápidamente durante los dos últimos

¹⁶La diferencia entre ambas estimaciones es que el filtro de Kalman utiliza la información observada hasta el periodo t para estimar el valor de la variable de estado en ese periodo, mientras que el suavizamiento de Kalman utiliza toda la información disponible (hasta el último periodo observado) para estimar el valor de la variable de estado para el periodo t .

trimestres del 2020 y cae durante el 2021 y el 2022. Durante los últimos trimestres ha tendido a acercarse de nuevo a un valor cercano a cero.

Debido a la diferencia sustancial entre la estimación del filtro de Kalman y la de suavizamiento de Kalman de estos dos componentes, en el Gráfico 4 se presenta la estimación de la tasa de interés real neutral al utilizar el suavizamiento de Kalman. Se decide utilizar este indicador porque la TIRN es un concepto de largo plazo y el suavizamiento de Kalman refleja mejor tendencias de largo plazo al incluir toda la información disponible. En el gráfico se observa que esta tasa ha presentado bastante volatilidad a lo largo del periodo de estudio, con tasas mayores al inicio y al final del periodo. En un inicio presenta una tendencia decreciente hasta finales de 2018 e inicios de 2019 donde la estimación muestra que la TIRN fue cercana a 1,18%. Desde ese momento ha mostrado una tendencia creciente y para los tres primeros trimestres del 2023 presenta un valor cercano a 1,44 %.

Gráfico 4. TIRN estimada para Costa Rica. 2009-2023



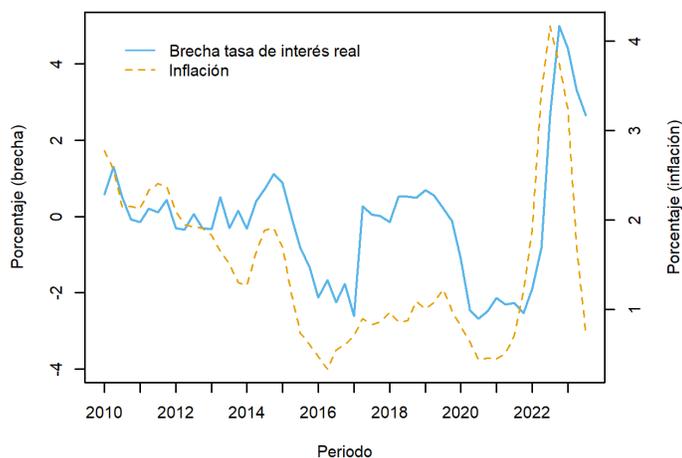
Fuente: Elaboración propia.

Uno podría estar interesado en entender qué elementos han contribuido a generar el aumento de la TIRN que se ha observado desde el 2019. En ese sentido, dada la coyuntura económica costarricense, se podría pensar que algunos factores que contribuyeron a dicho aumento son la mejora en las finanzas públicas que se ha presentado desde que se implementó una reforma fiscal en el 2019, lo que mejoró las perspectivas de crecimiento de la economía. Por otra parte, posterior a la pandemia se ha presentado un rápido incremento de la inversión directa en Costa Rica durante este periodo debido al fenómeno del *near-shoring*, un aumento

de la cantidad de turistas que visitan el país por la vía aérea, que se ha visto acompañado por un incremento del gasto por cada uno de los viajeros. Estos fenómenos podrían haber incrementado el retorno de la inversión en proyectos locales. Finalmente, en los últimos años se ha presentado un aumento de flujos financieros hacia el exterior por parte de residentes costarricenses, lo que reduce la oferta de fondos prestables en el país.¹⁷ Sin embargo, realizar un análisis detallado de cual de estos factores ha determinado dicho incremento va más allá del objetivo de esta investigación.

Por otra parte, el Gráfico 5 muestra de manera simultánea la tasa de inflación subyacente medida a través del Índice de Media Truncada y la brecha de la tasa de interés real. El gráfico evidencia que existe una relación muy estrecha entre ambas variables. Esto es coherente con el uso de una regla tipo Taylor por el Banco Central, en la que el Banco incrementa la tasa de política monetaria en los momentos en que se prevén presiones inflacionarias con el fin de reducir dichas presiones a través de una disminución en la demanda agregada. Así, los movimientos de la brecha de tasa de interés estimados son coherentes con el objetivo del Banco Central de mantener una inflación baja.

Gráfico 5. Brecha de tasas e inflación observada. 2009-2023



Fuente: Elaboración propia.

La brecha de la tasa de interés real se estima fue ligeramente positiva al inicio del periodo en análisis y esto se puede relacionar a la necesidad del Banco Central de consolidar el proceso

¹⁷Un aumento en la tasa de interés real neutral debería corresponder a un aumento de la demanda de fondos prestables o a una disminución de la oferta de estos fondos. Por ejemplo, Belke y Klose (2021) muestran que un aumento de los flujos financieros privados afectan el comportamiento de la tasa de interés real neutral. Así, una salida de flujos financieros al exterior, como la que se ha observado por parte de las operadoras de pensiones en Costa Rica desde el 2021 implican un aumento de la tasa de interés real neutral en el país.

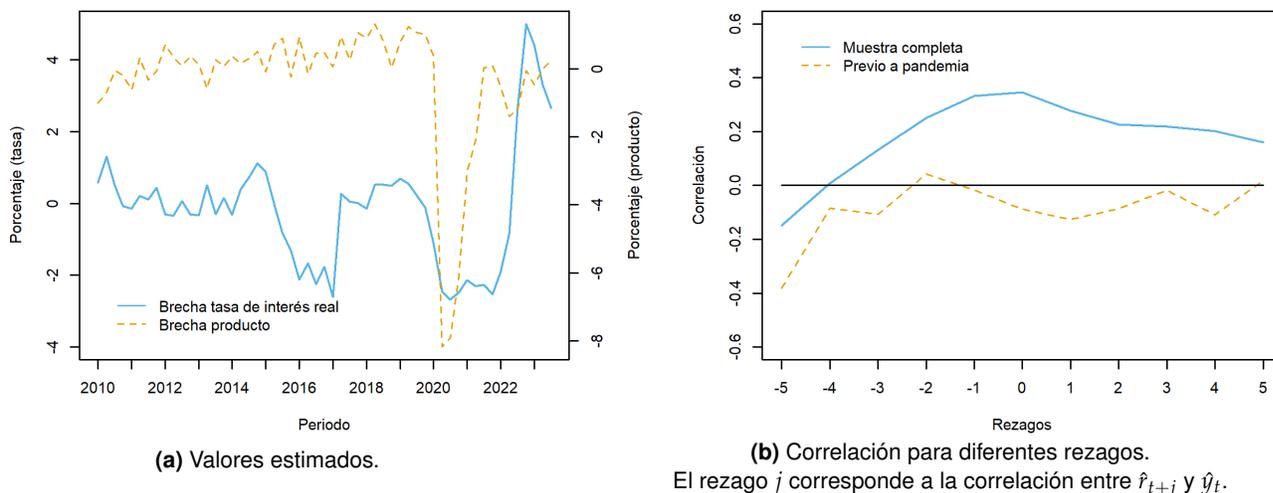
de reducción en el nivel de inflación que se observó a partir de 2009. Una vez que el BCCR previó que la inflación se ubicaría por debajo del rango de tolerancia alrededor de la meta tanto en 2015 como en 2016, el Banco Central relaja su posición de política monetaria y la brecha de interés se vuelve negativa. Luego, en 2017 y 2018 se presenta tanto un choque adverso en los términos de intercambio como un desequilibrio en las cuentas fiscales que ocasionaron un aumento del tipo de cambio y, por tanto, existía el riesgo de observar un aumento en las expectativas de inflación que se trasladara a un incremento de los precios en la economía, por lo que el Banco Central aumenta su tasa de política monetaria hasta alcanzar una brecha positiva en la tasa de interés.

A partir del 2019, el Banco Central implementa una política monetaria expansiva de nuevo. Ese proceso se inició en el 2019 para incentivar el crecimiento económico después de un largo periodo de observar tanto una tasa de inflación baja y tasas de crecimiento por debajo de su nivel de largo plazo, y se profundizó en el 2020 con fin de facilitar la recuperación de la economía ante el efecto del choque negativo en la producción que ocasionó la pandemia causada por el COVID-19. Finalmente, a partir de finales de 2021, se observa un incremento acelerado de los precios internacionales de las materias primas, del costo del transporte y de la inflación internacional que se trasladaron a la inflación observada en Costa Rica. Así, en concordancia con su misión de acercar de nuevo la tasa de inflación a su rango meta, el Banco Central implementó una política monetaria restrictiva, que se refleja en una brecha de la tasa de interés real bastante elevada, que se ha venido reduciendo pero todavía no se ha acercado a una posición neutral.

Ahora bien, una política monetaria restrictiva tiene la intención de reducir la demanda agregada, de manera que en el proceso de fijación de precios las empresas no deseen ajustarlos al alza con el fin de no ver aún más disminuida la demanda de sus productos. Así, una brecha de tasa de interés real positiva debería estar asociada con una reducción en la brecha de producto. Para analizar si este es el caso para Costa Rica, el Gráfico 6 presenta las dos brechas en la derecha y en la izquierda la correlación que existe entre ambas variables para dos periodos distintos. Del Gráfico 6b se concluye que la relación que cuando se considera todo el periodo de estimación solo el quinto rezago de la tasa de interés muestra un coeficiente de correlación ligeramente negativo con la brecha del producto. Sin embargo, cuando se estima la correlación para el periodo previo a la pandemia, existe una correlación negativa

entre la brecha del producto y los rezagos tres a cinco de la brecha de la tasa de interés y el coeficiente de correlación estimado es más negativo.

Gráfico 6. Relación entre brecha de producto y brecha de la tasa de interés. 2010-2023



Fuente: Elaboración propia.

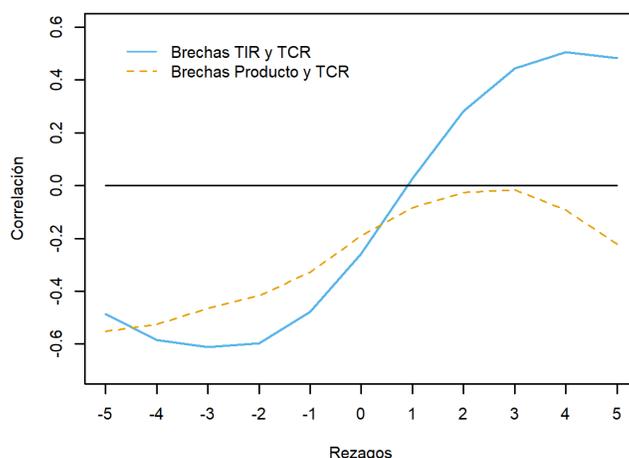
Este resultado podría interpretarse como que la política monetaria en Costa Rica es inefectiva. Sin embargo, en la estimación de la curva de Phillips que se presentó anteriormente, se muestra que existe una relación negativa fuerte entre la inflación y la tasa de interés real, por lo que este no sería el caso. Para explicar dicha dicotomía entre los dos resultados existen al menos dos posibilidades.

Por un lado, en Costa Rica se ha encontrado que el traspaso de la Tasa de Política Monetaria a las tasas de mercado es lento e incompleto, lo que disminuiría el efecto observado de la TPM en la brecha del producto y explica por qué solo para los mayores rezagos se presentan correlaciones negativas (véase, por ejemplo, Barquero Romero et al. (2021)). Sin embargo, el hecho de que en la curva de Phillips el coeficiente asociado a la tasa de interés real sea negativo sugiere que la política monetaria ha tenido efecto sobre el comportamiento de la inflación a través de otros canales (expectativas, racionamiento del crédito, entre otros). Por otro lado, y principalmente desde 2019, el BCCR ha implementado políticas contracíclicas. Así, cuando el BCCR prevé que la actividad económica va a ser menor reduce la TPM con el objetivo de incentivar la producción. La correlación que se presenta en el Gráfico 6b, como resultado, contendría tanto el efecto de esta endogeneidad en las decisiones de política como el efecto de la política monetaria sobre la brecha del producto.¹⁸

¹⁸En Estados Unidos se ha detectado que un aumento de la tasa de interés se asocia con un subsecuente incremento en

Finalmente, el incluir la brecha del tipo de cambio real en la estimación del modelo nos permite evaluar si se cumplen dos relaciones teóricas que se espera se observen en una economía pequeña y abierta como la costarricense. Primero, una depreciación real (aumento de la brecha de tipo de cambio real) debería estar asociada con un aumento en la producción, debido a que una depreciación real genera que los productos costarricenses se perciban más baratos en el extranjero y los productos importados sean más caros para los costarricenses, por lo que una depreciación real debería generar un aumento de las exportaciones netas y, por tanto, del producto. En segundo lugar, un aumento de la tasa de interés local (aumento de la brecha de tasa de interés) genera un incentivo para que ingresen capitales al país, lo que presiona a que la moneda se aprecie. Así, debería existir una relación negativa entre la brecha de la tasa de interés y la brecha del tipo de cambio real.

Gráfico 7. Correlaciones entre brechas y brecha de tipo de cambio real. 2010-2023



El rezago j corresponde a la correlación entre \hat{r}_{t+j} (y_{t+j}) y \hat{tcr}_t .

Fuente: Elaboración propia.

El Gráfico 7 muestra dichas correlaciones para esta estimación. En primer lugar, la línea azul presenta la correlación entre las brechas de tasa de interés y tipo de cambio. El resultado es congruente con la intuición teórica: un aumento de la brecha de tasa se relaciona, tanto en el mismo trimestre como en los subsecuentes, con una disminución del tipo de cambio real. En segundo lugar, la línea naranja punteada presenta la correlación entre la brecha del producto y la brecha del tipo de cambio real. En este caso, se observa que un incremento en

los precios de la economía, un resultado, que en forma similar, contradice la efectividad de la política monetaria. A esta relación se le conoce como el "puzzle" de los precios. Christiano, Eichenbaum y Evans (1999), por ejemplo, muestran que dicha correlación positiva desaparece una vez que uno considera la decisión endógena de aumentar las tasas de interés cuando las autoridades prevén un aumento de los precios en el futuro.

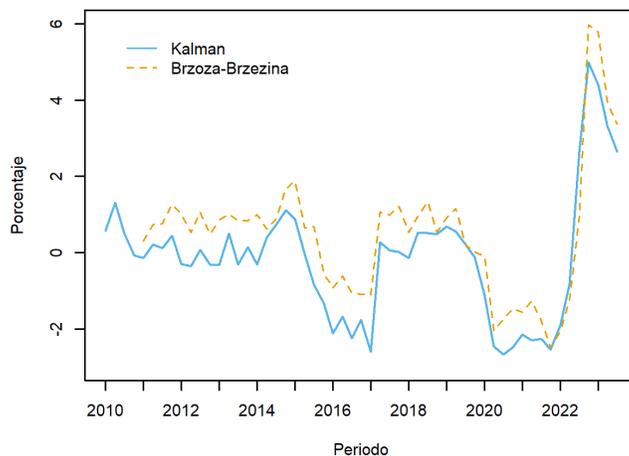
la brecha de tipo de cambio real se relaciona con un aumento de la brecha de producción en los periodos siguientes.

5. Estimación con VAR estructural

La estimación a partir del uso del VAR estructural que se detalló con anterioridad permite evaluar qué tan robusta es la estimación de la tasa de interés real neutral que se presentó en la sección previa. Para facilitar la comparación, la estimación se realiza con información trimestral, y al igual que con la estimación de la TIRN con la metodología de Holston-Laubach-Williams, se utiliza como indicador de inflación la variación interanual del Índice de Media Truncada y como tasa de interés real se utiliza la TPM ajustada por la expectativa de inflación según mercado.

En el Gráfico 8 se presenta la estimación de la brecha de tasa de interés que se obtiene a partir de ambas metodologías. En general, la diferencia entre ambas estimaciones es pequeña, aunque la brecha estimada a partir del VAR estructural tiende a ser un poco mayor. Sin embargo, y quizás lo más importante, si el objetivo es evaluar la posición de la política monetaria del Banco Central, ambas estimaciones generan exactamente la misma conclusión sobre si la política ha sido expansiva o contractiva en casi todos los periodos que se analizaron en este estudio.

Gráfico 8. Brechas de tasa de interés con Laubach-Willimas y Brzoza-Brzezina. 2010-2023



Fuente: Elaboración propia.

6. Conclusiones

En este estudio se actualiza la estimación la tasa de interés real neutral para el periodo entre el 2010 y el tercer trimestre del 2023. Esta es una variable de sumo interés para el Banco Central debido a que corresponde al nivel de referencia que permite evaluar la posición de política que ha asumido, y contar con una estimación lo más actualizada posible provee una referencia para las decisiones de política futuras. Además, el choque negativo en la economía ocasionado por la pandemia que generó el COVID-19 podría haber modificado de forma sustancial el valor de esta variable no observable, lo que hacía aún más necesaria dicha revisión.

Para cumplir con este fin se implementaron dos metodologías: una extensión de la metodología de Holston et al. (2023) que incorpora tanto el hecho de que la economía de Costa Rica es abierta y pequeña, como el efecto que la pandemia tuvo sobre el comportamiento de las variables económicas, y un VAR estructural que fue propuesto por Brzoza-Brzezina (2002). La estimación muestra bastante volatilidad con valores entre 1,18% y 1,47%. Se estima que la TIRN fue mayor tanto al inicio como al final de la muestra, y a partir de 2022 la TIRN ha oscilado entre 1,36% y 1,44%. La TIRN que se obtiene con la metodología de Brzoza-Brzezina (2002) muestra valores en niveles similares, aunque en promedio tiende a ser ligeramente menor.

Finalmente, el estudio también analiza si la estimación de la TIRN que se obtiene es coherente con la teoría económica. En este sentido se muestra que, cuando se considera el periodo anterior a la pandemia, existe una correlación negativa entre la brecha del producto y los rezagos tres a cinco de la brecha de la tasa de interés. Además, la brecha de la tasa de interés real presenta una correlación negativa con respecto a la inflación y una correlación negativa con la brecha del tipo de cambio real. Finalmente, y de acuerdo con lo esperado de manera teórica, la estimación muestra una correlación positiva entre la brecha del tipo de cambio real y la brecha del producto. Así, todas las relaciones muestran el signo que se espera desde un punto de vista teórico.

Referencias

Alfaro-Ureña, A., Sánchez-Gómez, M. E., y Sandoval Alvarado, C. (2024). Una aproximación del tipo de cambio real para Costa Rica, enfoque BEER 2007-2022. *NT-02-2024. Departamento de Estudios Económicos*.

mento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.

Barquero Romero, J. P., Loaiza Marín, K., y Mendoza Fernández, L. A. (2021). Microdata Evidence of Incomplete Monetary Policy Transmission in a Non Competitive Banking Sector: The Case of Costa Rica. *DT-04-2021. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*

Belke, A. y Klose, J. (2021). Safe haven flows, natural interest rates and secular stagnation—Empirical evidence for Euro area countries. *International Review of Economics & Finance, 76*, 1164–1190.

Brand, C., Bielecki, M., y Penalver, A. (2018). The natural rate of interest: estimates, drivers, and challenges to monetary policy. *ECB Occasional Paper, (217).*

Brzoza-Brzezina, M. (2002). Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach (Working Papers, No. 27). *Banco Nacional de Polonia.*

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.*

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., y Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of macroeconomics, 1*, 65–148.

FMI (2016). Costa Rica. Selected issues and analytical notes (IMF Country Report No. 16/132).

Gómez-Rodríguez, F. (2023). Cálculo del parámetro de suavizamiento del filtro Hodrick-Prescott para Costa Rica. *NT-01-2023. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*

Holston, K., Laubach, T., y Williams, J. C. (2023). Measuring the Natural Rate of Interest after COVID-19. *FRB of New York Staff Report, (1063).*

Laubach, T. y Williams, J. C. (2003). Measuring the natural rate of interest. *Review of Economics and Statistics, 85(4)*, 1063–1070.

Laubach, T. y Williams, J. C. (2016). Measuring the natural rate of interest redux. *Business Economics, 51*, 57–67.

- Muñoz-Salas, E. y Rodríguez-Vargas, A. (2016). Estimación de la tasa de interés real neutral para Costa Rica 2009-2015. *DT-05-2016. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- Muñoz-Salas, E. y Rodríguez-Vargas, 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.*
- Muñoz Salas, E. y Tenorio Chaves, E. (2007). Estimación de la tasa de interés real neutral para Costa Rica: 1991-2006. *DT-04-2007. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- OECD (2016). OECD Economic Surveys: Costa Rica 2016: Economic Assessment.
- Pedersen, J. (2015). The Danish natural real rate of interest and secular stagnation. Technical report, Danmarks Nationalbank Working Papers.
- Rodríguez-Vargas, 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-Rodriguez, C. (2022). Formación heterogénea y persistente de las expectativas de inflación en Costa Rica. *Revista de Ciencias Económicas, 40(2), e52714–e52714.*
- Segura-Rodriguez, C. y Vindas Quesada, A. (2012). Estimación de la tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo para la economía costarricense.
- Stock, J. H. y Watson, M. W. (1998). Median unbiased estimation of coefficient variance in a time-varying parameter model. *Journal of the American Statistical Association, 93(441), 349–358.*
- Wicksell, K. (1936). *Interest and prices.* Ludwig von Mises Institute.
- Woodford, M. (2003). Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy,"Princeton University.