



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 004 | 2019

**Política monetaria en Costa Rica: una
evaluación a partir de la tasa de interés real
neutral
2009-2018**

Evelyn Muñoz Salas
Adolfo Rodríguez Vargas

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



Política monetaria en Costa Rica: una evaluación a partir de la tasa de interés real neutral 2009-2018

Evelyn Muñoz Salas[‡]
Adolfo Rodríguez Vargas⁺

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

Resumen

En este estudio se realiza una evaluación de la postura de política monetaria para Costa Rica en el período 2009-2018 con base en un indicador de brecha de tasa de interés real. Se realiza estimaciones de la tasa de interés real neutral mediante seis metodologías, cuya coherencia empírica se evalúa para decidir su uso en el cálculo de un único indicador. El valor más actualizado de la tasa de interés real neutral (TIRN) para Costa Rica se estima en 1,54%.

El indicador de brecha de tasa de interés real calculado a partir de la serie de TIRN muestra propiedades empíricas apropiadas, entre ellas correlaciones negativas y adelantadas con la brecha de producto y la inflación subyacente. Esto sugiere que el uso de la tasa de interés de política está siendo exitoso en cumplir el objetivo de influir en el costo marginal de la liquidez para los intermediarios financieros. El análisis sugiere que la política monetaria en Costa Rica ha respondido mayoritariamente a movimientos de la inflación no asociados con choques temporales, y que hay instancias en las que los ajustes requeridos en la postura de política pudieron ser más acelerados.

Palabras clave: política monetaria, inflación, variables no observables

Clasificación JEL.: E12, E31, E52

[‡] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. munozse@bccr.fi.cr

⁺ Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. rodriguezva@bccr.fi.cr

Monetary policy in Costa Rica: an assessment based on the real neutral interest rate 2009-2018

Evelyn Muñoz Salas[‡]
Adolfo Rodríguez Vargas⁺

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

Abstract

In this study we assess the monetary policy stance in Costa Rica during the years 2009-2018 using an indicator of the real policy rate gap. We obtain estimates of the real neutral interest rate by using six methodologies, whose empirical consistency is evaluated in order to decide whether they are used in the final estimation. The updated value for the real neutral interest rate is 1.54%.

The policy rate gap indicator shows appropriate empirical properties, among them a negative lead correlation with the output gap and core inflation. This suggests that the policy rate is successfully influencing the marginal cost of liquidity for financial intermediaries. Our analysis suggests that monetary policy in Costa Rica has responded mainly to inflation movements not related to temporary shocks, and that there are episodes when the required policy adjustments could have been swifter.

Key words: monetary policy, inflation, unobservable variables

JEL codes: E12, E31, E52

[‡] Department of Economic Research, Economic Division, BCCR. Email address munoze@bccr.fi.cr

⁺ Department of Economic Research, Economic Division, BCCR. Email address rodriguezva@bccr.fi.cr

Política monetaria en Costa Rica: una evaluación a partir de la tasa de
interés real neutral
2009-2018

Contenido

1. Introducción	1
2. Datos y metodología	3
2.1. Tasa de política monetaria	3
2.2. Métodos de estimación	5
2.2.1. SVAR bayesiano con coeficientes cambiantes	5
2.2.1. Modelo de tendencial local lineal	6
2.2.3. Modelo macroeconómico semiestructural con componentes no observables	8
2.2.4. Tendencia estocástica común implícita	9
2.2.5. Reglas de Taylor dinámicas	10
2.2.6. VAR estructural con restricciones de largo plazo	11
3. Resultados	13
3.1. Estimaciones de la brecha de tasa de interés	13
4. Política monetaria en Costa Rica 2009-2018	22
5. Conclusiones	25
6. Referencias	26
7. Anexos	28

Política monetaria en Costa Rica: una evaluación a partir de la tasa de interés real neutral 2009-2018

1. Introducción

En 1898, el economista sueco Knut Wicksell introdujo el concepto de la tasa de interés natural (o neutral) como “la tasa para préstamos que es neutral hacia los precios de las mercancías, y que no tiende a incrementarlos ni a disminuirlos” (Wicksell, 1938, pp.106, traducción propia). Wicksell argumentó que en tanto la tasa de interés fuese menor a la tasa natural de retorno del capital, existiría un incentivo para endeudarse para acumular capital. Este proceso de acumulación llevaría eventualmente a un incremento en el nivel general de precios debido al aumento de la demanda agregada. Así pues, para Wicksell la estabilidad de precios se lograría únicamente si, todo lo demás constante, se pudiera evitar discrepancias permanentes entre la tasa de interés vigente y la tasa natural. En consecuencia, una discusión sobre el nivel de la tasa de interés solo tendría sentido en comparación con el nivel de la tasa natural. Sin embargo, Wicksell reconoció que la tasa natural no es observable ni constante, pues dependería de la evolución de los factores que influyen en el retorno del capital.

Woodford (2003) hizo la contribución más relevante para consolidar el concepto de tasa natural de interés en la macroeconomía moderna, al demostrar que es posible derivar una tasa natural conceptualmente equivalente a la de Wicksell como función de variables fundamentales (preferencias de consumidores, choques de productividad) en el marco de un modelo neokeynesiano, y que esa tasa es la que imperaría en ausencia de rigideces nominales. Así, Woodford formuló la base teórica para justificar la forma en que muchos bancos centrales realizan política económica de estabilización de precios, al demostrar que es viable realizar dicha política sin tomar en cuenta la oferta de dinero, sino mediante una regla para la tasa de interés. Esto resulta de particular relevancia para los bancos centrales que siguen un esquema de metas de inflación.

En la práctica de buena parte de los bancos centrales, la tasa de interés real neutral (TIRN) es una referencia fundamental para caracterizar, en tiempo real y de manera *ex post*, la postura de la política monetaria: contractiva cuando la tasa de política es superior a la TIRN, expansiva cuando es inferior. Por ende, para un banco central es de suma utilidad contar con estimaciones fiables de la brecha entre la tasa de política monetaria y la TIRN cuando se enfrenta al proceso de toma de decisiones de política monetaria¹. Esto es un desafío por cuanto la TIRN es una variable no observable.

El Banco Central de Costa Rica (BCCR) ha realizado varias estimaciones de la TIRN para Costa Rica. El primer ejercicio, de Muñoz y Tenorio (2007), usó datos para el período 1991 – 2006, de forma que solo se incluyó información del período de vigencia del esquema cambiario de paridad reptante, y estimó la TIRN mediante cuatro metodologías: el modelo semiestructural propuesto por Laubach y Williams (2003), la paridad descubierta de interés,

¹ Esto incluye el uso de la TIRN como insumo en los modelos macroeconómicos neokeynesianos utilizados en bancos centrales para el pronóstico y la simulación.

una aplicación del filtro de Hodrick-Prescott para obtener tendencia de largo plazo, y una aproximación ad-hoc que corresponde al promedio de la tasa de interés real vigente durante un período de inflación estable. Segura y Vindas (2012) utilizaron información para el período 2001-2011, de forma que se incluyó datos del período de banda cambiaria, y además de los métodos usados por Muñoz y Tenorio incorporó la estimación mediante vectores autorregresivos propuesta por Brzoza-Brzezina (2003, 2006). Muñoz y Rodríguez (2016), utilizaron datos para el período 2009-2015, que comprende información para un régimen cambiario más flexible, y estimó la TIRN mediante los métodos usados por los estudios antes citados, además de incorporar modelos estado-espacio de regla de Taylor.

Adicional a lo realizado por el BCCR, el FMI (2016) y la OCDE (2016) también han generado estimaciones de la TIRN como parte de sus evaluaciones de la economía costarricense. El FMI se basó en un modelo semiestructural nekeynesiano, un modelo de equilibrio general, un modelo monetario y una regla de Taylor aumentada por expectativas. Este último método es también el utilizado por la OCDE.

Los resultados de todas las referencias citadas pueden consultarse en el Cuadro 2 de los anexos. En general, las estimaciones más recientes, que utilizan más datos del período de mayor flexibilidad cambiaria, muestran una reducción en el nivel promedio de la TIRN para Costa Rica: de 2,9% en Muñoz y Tenorio (2007), a 1,9% en Segura y Vindas (2012) y FMI (2016), a 1,5%-1,6% en OCDE (2016) y Muñoz y Rodríguez (2016).

Un rasgo común de los estudios anteriores es el énfasis puesto en el proceso de estimación de la TIRN. La investigación que ahora se presenta, tiene por objetivo aproximar una brecha de tasa de interés, cuyas propiedades sean coherentes desde un punto de vista empírico, y además relacionar esta brecha con el estado de la macroeconomía de Costa Rica, lo cual permite realizar una evaluación de la postura de política monetaria del BCCR. Las estimaciones añaden dos métodos a los utilizados por Muñoz y Rodríguez (2016).

El documento está dividido en 5 secciones, además de esta introducción. La descripción de las metodologías de estimación se realiza en la sección 2, los resultados de las estimaciones y la evaluación de la postura de política se presentan en la sección 3, y en la sección 4 se resumen las conclusiones del estudio.

2. Datos y metodología

2.1. Tasa de política monetaria

En 2005, el BCCR inició un proceso de modernización de su política monetaria con el fin de mejorar el cumplimiento del objetivo que le confiere su Ley Orgánica de mantener la estabilidad interna de la moneda nacional, interpretado como el logro de una inflación baja y estable, acorde con la de los principales socios comerciales del país. Este proceso llevó a que en enero de 2018 se adoptara un esquema de política monetaria de metas de inflación.

Un paso determinante en este proceso fue la introducción, en junio del 2011, de la tasa de política monetaria (TPM) como instrumento de control monetario². La mayor variabilidad del tipo de cambio resultante de la adopción de los esquemas de banda cambiaria, a finales de 2006, y de flotación administrada, a principios de 2015, ha permitido una independencia cada vez mayor para el uso de la TPM, tras décadas de un esquema de paridad reptante que restringía la posibilidad de utilizar la tasa de interés para realizar política monetaria³.

La TPM corresponde a "...la tasa de interés objetivo del Banco Central de Costa Rica. Este indicador corresponde a la tasa de interés que utiliza el Banco Central de Costa Rica como referencia para conducir el costo de las operaciones a un día plazo en el Mercado Integrado de Liquidez dentro de un corredor formado por las tasas de interés de sus facilidades permanentes de crédito y de depósito en este mercado"⁴. Con esta tasa el BCCR procura influir en el costo marginal de la liquidez para los intermediarios financieros de manera que esto permita transmitir el tono deseado de la política monetaria a las demás tasas del sistema financiero.

Antes de contar con esta definición formal del indicador, las investigaciones empíricas que requerían utilizar la tasa de política monetaria enfrentaban un desafío debido a que no se contaba con un indicador de tasa política monetaria coherente para períodos lo suficientemente largos como para permitir el análisis cuantitativo. Por ejemplo, Muñoz y Tenorio (2007) y Segura y Vindas (2012) utilizaron la tasa básica pasiva como indicador de la tasa de política del BCCR.

Por esta razón, Castro y Chaverri (2013) definieron un indicador que reflejara la postura de la política monetaria del BCCR durante el período enero 1999 - mayo del 2011, a fin de obtener una serie de datos para la tasa de interés de política que fuese coherente durante ese período⁵. La serie de datos resultante de unir el indicador de tasa de política monetaria de Castro y Chaverri (2013) con los datos de la TPM a partir de junio de 2011 se muestra en el

² Desde el 2005 la tasa de encaje mínimo legal se encuentra en el máximo permitido por la Ley Orgánica.

³ Sobre la mayor variabilidad del tipo de cambio tras la adopción de esquemas cambiarios más flexibles, puede verse BCCR (2018).

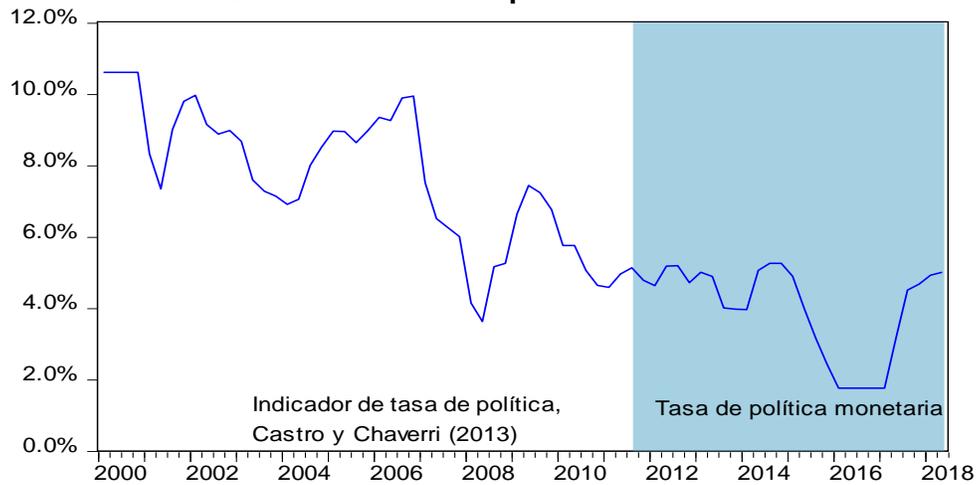
⁴ Así definida en el Título IV, Numeral 2, Literal D de las Regulaciones de Política Monetaria.

⁵ El valor de la tasa de interés a un día plazo se infiere de una curva de rendimientos elaborada con información de tasas de interés de los instrumentos a diferentes plazos que el Banco Central utilizó para administrar la liquidez sistémica.

Gráfico 1. Esta es la variable que se emplea como tasa de política monetaria a lo largo de la presente investigación.

Adicionalmente, el Cuadro 1 presenta los datos utilizados en este estudio, así como sus fuentes. El período de estimación varía de acuerdo con cada metodología, pero para el análisis de la TIRN se considera el período 2009-I – 2018-IV.

Gráfico 1
Costa Rica: Tasa de política monetaria



Fuente: elaboración propia con base en información de Castro y Chaverri (2013) y BCCR.

Cuadro 1
Definición de variables y fuentes

Variable	Datos utilizados	Fuente
R_t	Tasa de política monetaria nominal	Banco Central de Costa Rica
R_t^{lp}	Tasa ponderada de bonos de Hacienda a más de 5 años, mercado secundario	Departamento de Inspección y Análisis de Mercados e Intermediarios, SUGEVAL
π_t	Variación interanual del Índice de Precios al Consumidor	Instituto Nacional de Estadística y Censos
π_t^M	Meta para la tasa de inflación interanual	Banco Central de Costa Rica
π_{t+n}^e	Variación interanual del Índice de Precios al Consumidor en t+n	Instituto Nacional de Estadística y Censos
q_t	Tipo de cambio efectivo real multilateral con ponderadores móviles, logaritmo natural	Banco Central de Costa Rica
ρ_t	EMBI Costa Rica	Bloomberg
α_t	Margen de bonos 2020, Gobierno de Costa Rica	Bloomberg
α	Promedio de α_t para período de estimación	
y	Producto Interno Bruto, volumen a precios del año anterior encadenado.	Banco Central de Costa Rica
y^b	Diferencia porcentual del PIB real respecto a su nivel potencial (Hodrick-Prescott, $\lambda = 1800$)	Estimación propia

Fuente: elaboración propia.

2.2. Métodos de estimación

Dado que la TIRN es una variable no observable cuyo nivel puede cambiar en función de las condiciones macroeconómicas, una práctica usual es utilizar un conjunto de metodologías que provea a las autoridades de un rango de estimaciones. Este estudio parte de las metodologías empleadas por Muñoz y Rodríguez (2016) e incorpora dos metodologías adicionales: un SVAR bayesiano con coeficientes cambiantes y un modelo de tendencia local lineal.

2.2.1. SVAR bayesiano con coeficientes cambiantes

Este método sigue el enfoque utilizado por Lubik y Matthes (2015), y consiste en la estimación de un sistema de vectores autorregresivos estructural (SVAR) con coeficientes cambiantes (*Time-varying parameter VAR*, TVP-VAR) con la tasa de crecimiento del PIB real, la inflación basada en el IPC y la tasa de política monetaria como variables endógenas. El SVAR es el propuesto por Primiceri (2005), en donde la variabilidad del sistema proviene de los coeficientes cambiantes y de volatilidad estocástica en la matriz de covariancias de los choques que entran al modelo. Primiceri argumenta que los coeficientes cambiantes permiten capturar posibles no linealidades así como variación temporal en la estructura de rezagos del modelo. Lubik y Matthes argumentan que esto hace al método particularmente apto para capturar tanto los cambios seculares en la TIRN como los asociados con el ciclo del producto.

El modelo de Primiceri (2005) viene dado por

$$Y_t = c_t + B_{1,t}Y_{t-1} + \dots + B_{k,t}Y_{t-k} + u_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

cuyos choques u_t tienen matriz de variancias y covariancias Ω_t tal que

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t', \quad A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \dots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix}, \quad \Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Así, el sistema puede expresarse como

$$\begin{aligned} Y_t &= X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, & V(\varepsilon_t) &= I_n \\ X_t' &= I_n \otimes (1, y_{t-1}', \dots, y_{t-k}') \end{aligned} \quad (3)$$

donde los coeficientes del lado derecho en (1) se apilan en el vector B_t . En nuestro caso $Y_t = (\dot{y}_t, \pi_t, R_t)$. La dinámica del vector de coeficientes cambiantes está definida por

$$\begin{aligned}
B_t &= B_{t-1} + v_t \\
\alpha_t &= \alpha_{t-1} + \zeta_t \\
\log \sigma_t &= \log \sigma_{t-1} + \eta_t
\end{aligned} \quad (4)$$

Todas las innovaciones del modelo son conjuntamente normalmente distribuidas con matriz de variancias y covariancias

$$V = \text{Var} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (5)$$

donde Q, S y W son matrices semidefinidas positivas.

La estimación del modelo se realiza mediante métodos bayesianos. En particular, se utiliza el muestreador de Gibbs para la evaluación numérica de la distribución posterior de todos los parámetros. La estimación de la TIRN corresponde al promedio de las muestras para la densidad posterior del parámetro de constante en la ecuación para la tasa de interés.

Para la estimación se usa las distribuciones a priori para los parámetros de Primiceri (2005):

$$\begin{aligned}
B_0 &\sim N(\hat{B}_{MCO}, 4 \cdot V(\hat{B}_{MCO})) \\
A_0 &\sim N(\hat{A}_{MCO}, 4 \cdot V(\hat{A}_{MCO})) \\
\log \sigma_0 &\sim N(\log \hat{\sigma}_{MCO}, I_n) \\
Q &\sim IW(k_Q^2 \cdot 40 \cdot V(\hat{B}_{MCO}), 40) \\
W &\sim IW(k_W^2 \cdot 4 \cdot I_n, 4) \\
S_1 &\sim IW(k_S^2 \cdot 2 \cdot V(\hat{A}_{1,MCO}), 2) \\
S_2 &\sim IW(k_S^2 \cdot 3 \cdot V(\hat{A}_{2,MCO}), 3)
\end{aligned} \quad (6)$$

El modelo se estimó con datos trimestrales, con muestra de calibración que comprende 2002-I – 2008-IV, y muestra de estimación 2009-I – 2018-IV.

2.2.2. Modelo de tendencial local lineal

Este método parte de la descomposición clásica según el modelo estructural de series de tiempo formalizado por Harvey (1989), para expresar la serie de tasa de interés real r_t como la suma de componentes de tendencia, ciclo, estacionalidad y componente irregular:

$$r_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde μ_t es la tendencia, ψ_t es el ciclo y γ_t es el componente estacional. Todos los componentes son estocásticos y sus perturbaciones no están correlacionadas. La tasa real se obtiene a partir de la tasa de política monetaria y la tasa de inflación adelantada.

El componente de tendencia μ_t evoluciona según el modelo de tendencia lineal local

$$\begin{aligned}\mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t\end{aligned}\quad (8)$$

donde η_t y ζ_t son perturbaciones de ruido blanco no correlacionadas, con media cero y variancias σ_η^2 y σ_ζ^2 .

El componente ψ_t se modela como una función cíclica de tiempo con frecuencia λ_c , que se puede representar de manera recursiva como:

$$\begin{pmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen} \lambda_c \\ -\text{sen} \lambda_c & \cos \lambda_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} k_t \\ k_t^* \end{pmatrix}\quad (9)$$

donde k_t y k_t^* no están correlacionados y tienen variancia común σ_k^2 , y el modelo es estacionario si $|\rho| < 1$.

En este estudio, los efectos de estacionalidad γ_t se introducen mediante un conjunto de variables binarias estacionales, cuyo efecto suma cero para todo el año:

$$\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = \omega_t \quad (10)$$

donde $s = 4$ y ω_t es una perturbación con media cero y variancia σ_ω^2 .

A partir de su representación en forma estado-espacio, el modelo se estima mediante el filtro de Kalman con datos mensuales para el período 2000m1 – 2018m6. En este caso la TIRN corresponde a la estimación suavizada de μ_t en la ecuación de señal (8). Para efectos del análisis, se toma los promedios trimestrales de estos valores.

2.2.3. Modelo macroeconómico semiestructural con componentes no observables

El conocido enfoque desarrollado por Laubach y Williams (2003)⁶ aproxima la tasa de interés real neutral para la economía estadounidense mediante un modelo estado-espacio parsimonioso con fundamento teórico Keynesiano en el que los movimientos de la tasa de interés tienen efecto sobre las decisiones de consumo e inversión. Las dos ecuaciones de señal son una curva IS para describir el equilibrio en el mercado de bienes y servicios (11) y una curva de Phillips para explicar la evolución de la inflación (12). Además, se supone que el producto potencial crece a una tasa que evoluciona mediante una caminata aleatoria, como en la ecuación (13), y que la tasa de interés real neutral está determinada por el crecimiento del producto potencial, como en la ecuación (14). El sistema completo es:

$$(y_t - y_t^p) = \sum_{s=1}^S \alpha_s^y (y_{t-s} - y_{t-s}^p) + \sum_{v=1}^V \alpha_v^r (r_{t-v} - r_{t-v}^n) + \chi_{1,t}' \alpha + \varepsilon_t^y \quad (11)$$

$$(\pi_t - \pi_t^M) = \sum_{p=1}^P \beta_p^\pi (\pi_{t-p} - \pi_{t-p}^M) + \sum_{q=1}^Q \beta_q^y (y_{t-q} - y_{t-q}^p) + \chi_{2,t}' \beta + \varepsilon_t^\pi \quad (12)$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + \dot{y}_t^p + \varepsilon_t^{y^p} \quad (13)$$

$$r_t^n = c \dot{y}_t^p + z_t \quad (14)$$

Donde:

y_t *logaritmo natural del PIB*

y_t^p *logaritmo natural del PIB potencial*

r_t *tasa de política monetaria real*

π_t^M *meta de inflación*

$\chi_{1,t}'$ *otras variables que explican la brecha del producto*

$\chi_{2,t}'$ *otras variables que explican la inflación*

$\varepsilon_t^{y,\pi}$ *proceso ruido blanco con media cero y variancia constante*

\dot{y}_t^p *tasa de crecimiento del producto potencial*

$\varepsilon_t^{y^p}$ *término de error media cero y variancia constante*

z *otros factores que determinan la tasa real neutral*

⁶ Ver también Laubach y Williams (2015) y Holston, Laubach y Williams (2016).

Los otros factores z_t que explican la TIRN son modelados como procesos AR(1) a partir de los errores estimados (mínimos cuadrados ordinarios) de la ecuación (14):

$$z_t = \delta z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (15)$$

La estimación del modelo se realizó mediante el filtro de Kalman, con datos trimestrales, para el período 2009-I – 2018-II. Los valores iniciales para los parámetros y para las variables de estado provienen de la estimación de las ecuaciones de señal por mínimos cuadrados ordinarios. Los valores iniciales de variables no observables (producto potencial y tasa real neutral) se obtuvieron de aplicar el filtro de Hodrick y Prescott a las series del PIB y de la tasa de interés real observadas.

2.2.4. Tendencia estocástica común implícita

Basdevant, Björkstén y Karagedikli (2004) propusieron un modelo basado en el supuesto de que la curva de rendimiento puede dar información sobre la postura de política monetaria en un país. Formularon un modelo de tendencia estocástica común entre las tasas nominales de largo plazo y de corto plazo, que se expresa en forma estado-espacio de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} R_t^{cp} &= r_t^n + \pi_{t+12}^e + \varepsilon_t^1 \\ R_t^{lp} &= r_t^n + \pi_{t+12}^e + \alpha_t + \varepsilon_t^2 \\ r_t^n &= r_{t-1}^n + \mathcal{G}_t^1 \\ \alpha_t &= \mu_0 + \mu_1 \alpha_{t-1} + \mathcal{G}_t^2 \end{aligned} \quad (16)$$

Donde las primeras dos son las ecuaciones de señal y las siguientes las de transición, con

R^{cp} tasa nominal de corto plazo

R^{lp} tasa nominal de largo plazo

π^e expectativas de inflación a 12 meses

α_t premio por riesgo

El sistema establece que la tasa de interés de corto plazo nominal es igual a la TIRN más las expectativas de inflación a 12 meses y una perturbación estocástica, mientras que la tasa de interés de largo plazo es igual a la tasa de interés de corto plazo más un premio por riesgo y una perturbación estocástica. Las ecuaciones de transición suponen una caminata aleatoria para la TIRN real y un AR(1) estacionario para el premio por riesgo. Las perturbaciones que se suponen independientes e idénticamente distribuidas con media cero

y varianza constante El modelo se estima mediante el filtro de Kalman, para el período 2009-I -2018-II⁷.

2.2.5. Reglas de Taylor dinámicas

Magud y Tsounta (2012) estiman la TIRN mediante dos versiones de la regla de Taylor. En la primera, la tasa de interés nominal neutral se obtiene de una formulación en la que la tasa de política nominal depende de las desviaciones de la inflación con respecto a la meta del banco central y del producto respecto a su nivel potencial, de forma que cuando ambas brechas son cero la tasa de interés es igual a la tasa nominal neutral. El modelo se expresa en forma estado-espacio mediante una ecuación de estado para la tasa de interés nominal de corto plazo R_t^{cp} y dos ecuaciones de transición: una para la tasa nominal neutral (R_t^n) y otra para su tasa de variación g_t :

$$\begin{aligned} R_t^{cp} &= R_t^n + \beta(\pi_t - \pi_t^M) + \theta y_t^b + \varepsilon_t^1 \\ R_t^n &= R_{t-1}^n + g_{t-1} \\ g_t &= g_{t-1} + \mathcal{G}_t^1 \end{aligned} \quad (17)$$

donde el proceso de transición es una caminata aleatoria para g_t . Todas las perturbaciones se suponen independiente e idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante. El modelo se estima mediante filtro de Kalman, con datos mensuales para el período 2009-I – 2018-II. La TIRN se obtiene a partir de la estimación de R_t^n , para luego tomar promedios trimestrales.

La segunda especificación es una regla de Taylor aumentada por expectativas de inflación, donde la TIRN se estima mediante un modelo que ahora incluye ecuaciones de señal tanto para tasa de interés nominal de corto plazo (R_t^{cp}) como de largo plazo (R_t^{lp}), ambas con la misma dinámica de transición que en el modelo previo:

$$\begin{aligned} R_t^{cp} &= r_t^n + \pi_{t+12}^e + \beta(\pi_t - \pi_t^M) + \theta y_t^b + \varepsilon_t^1 \\ R_t^{lp} &= r_t^n + \pi_{t+12}^e + \alpha + \varepsilon_t^2 \\ r_t^n &= r_{t-1}^n + g_{t-1} \\ g_t &= g_{t-1} + \mathcal{G}_t^1 \end{aligned} \quad (18)$$

⁷ Este enfoque es también utilizado por Magud y Tsounta (2012).

Nótese que la tasa de interés nominal neutral viene ahora dada por la TIRN (r_t^n) más las expectativas de inflación a un año (π_{t+1}^e).

2.2.6. VAR estructural con restricciones de largo plazo

Brzoza-Brzezina (2002) propone estimar la TIRN con un VAR identificado (SVAR) al que se le imponen restricciones de largo plazo a la Blanchard y Quah (1989). La tasa de interés real se define como la suma de la TIRN y una brecha de tasas:

$$r_t = r_t^n + r_t^b \quad (19)$$

Además, supone que la tasa de interés real neutral y la brecha de tasas siguen procesos autorregresivos estacionarios dados por

$$\begin{aligned} r_t^n &= \Phi_1(L)r_{t-1}^n + u_{1t} = \Xi_1(L)u_{1t} \\ r_t^b &= \Phi_2(L)r_{t-1}^b + u_{2t} = \Xi_2(L)u_{2t} \end{aligned} \quad (20)$$

donde $\Xi_1(L)$ y $\Xi_2(L)$ son polinomios de rezagos tales que $\Xi(L) = (I - \Phi(L)L)^{-1}$. Así, la tasa de interés puede expresarse en términos de las perturbaciones básicas u_{1t} y u_{2t} :

$$r_t = \Xi_1(L)u_{1t} + \Xi_2(L)u_{2t} \quad (21)$$

Brzoza-Brzezina supone que el cambio en la inflación es una fracción Ψ del desvío de la tasa de interés respecto a su nivel neutral:

$$\Delta \pi_t = \Psi(r_t^b) = \Psi[\Xi_2(L)]u_{2t} \quad (22)$$

Con esto, el cambio en la inflación y la tasa de interés pueden expresarse a partir de las perturbaciones básicas:

$$\begin{bmatrix} \Delta \pi_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (23)$$

donde $S_{ij}(L)$ son polinomios de rezagos.

Resta ahora recuperar las perturbaciones básicas u_t . Para ello, primero se estima un VAR sin restricciones:

$$\begin{bmatrix} \Delta \pi_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \pi_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (24)$$

cuya representación de medias móviles es

$$\begin{bmatrix} \Delta \pi_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (25)$$

en la que perturbaciones de la forma reducida ε_{it} son una función de las perturbaciones estructurales:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} s_{11}(L) & s_{12}(L) \\ s_{21}(L) & s_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

Si se conocieran los coeficientes $s_{ij}(0)$, sería posible obtener las perturbaciones básicas a partir de los residuos ε_t del VAR no restringido. Con ese fin, Brzoza-Brzezina impone las siguientes restricciones:

- i- Las variancias de las perturbaciones básicas son iguales 1.
- ii- Se impone la restricción de largo plazo $S_{11}(1) = 0$ en el sistema original, lo cual implica que la perturbación u_{1t} no afecta $\Delta \pi_t$.
- iii- Se impone $s_{12}(0) = 0$, de modo que la brecha de tasas no tiene efecto contemporáneo sobre la inflación, esto es, que la política monetaria opera con rezago.

A partir de la estimación de la matriz de variancias y covariancias de las perturbaciones ε_t , imponer las restricciones i-iii permite obtener los restantes coeficientes $s_{ij}(0)$ de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} s_{11}(0) &= \sqrt{\text{var}(\varepsilon_{1t})} \\ s_{21}(0) &= \left[\frac{C_{11}(1)}{C_{12}(1)} \right] \sqrt{\text{var}(\varepsilon_{1t})} \\ s_{22}(0) &= \sqrt{-2 \frac{s_{21}(0)}{s_{11}(0)} \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) + s_{21}^2(0) + \text{var}(\varepsilon_{2t})} \end{aligned} \quad (27)$$

Finalmente, la TIRN puede calcularse como el resultado únicamente de perturbaciones estructurales:

$$r_t^n = S_{21}(L) u_{1t} \quad (28)$$

La estimación se realiza con datos mensuales para el período 2009m1 – 2018m6. Las estimaciones de r_t^n se promedian para el análisis.

3. Resultados

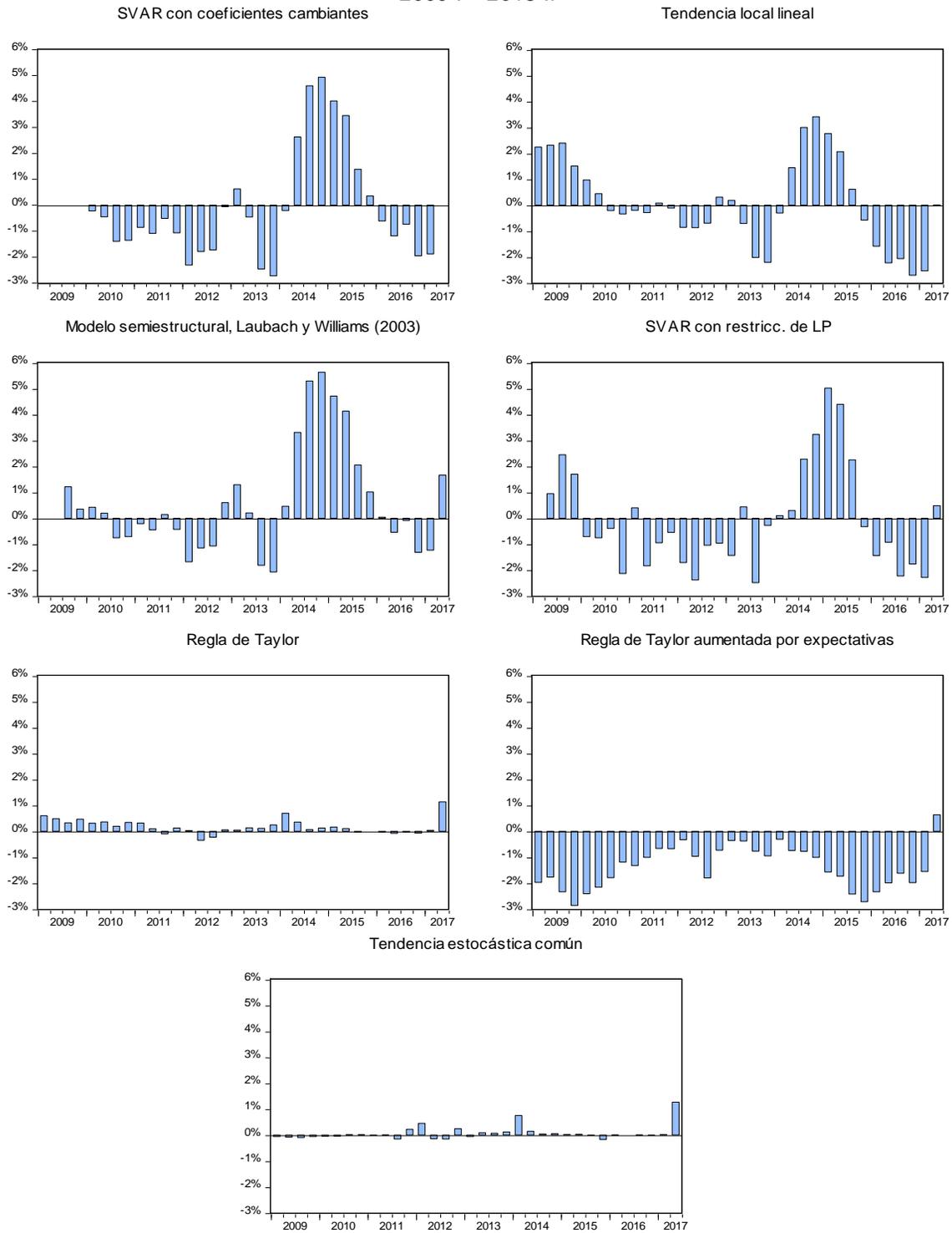
3.1. Estimaciones de la brecha de tasa de interés

El objetivo de esta sección es evaluar las estimaciones de brecha de tasa de interés obtenidas mediante las metodologías detalladas en el apartado 2, con el fin de seleccionar las más adecuadas para generar un solo indicador de brecha que permita caracterizar la postura de política monetaria que ha mantenido el BCCR durante el horizonte de interés. El

muestra las estimaciones de brecha de tasa de interés, que se calcularon como la diferencia en puntos porcentuales entre la tasa de interés de política monetaria real y cada estimación de la TIRN⁸. La mayoría de las estimaciones muestra un comportamiento similar de la brecha, con períodos de política monetaria expansiva o contractiva relativamente coincidentes.

⁸ Para calcular la tasa de interés real se utilizó la inflación adelantada un año.

Gráfico 2 Estimaciones de la brecha de tasa real 2009-I – 2018-II



Fuente: elaboración propia.

Las diferencias más notables ocurren en las estimaciones de regla de Taylor y de tendencia estocástica común. En particular, la brecha de tasa estimada con la regla de Taylor aumentada por expectativas permanece negativa durante casi todo el período considerado, y las brechas resultantes de la regla de Taylor simple y del modelo de tendencia estocástica común muestran valores comparativamente bajos, debidos a estimaciones de la TIRN cercanas a la tasa real efectiva.

Con el fin de seleccionar las estimaciones que se usarán para generar el indicador de brecha de tasa, se decidió verificar el cumplimiento de tres requisitos. En primer lugar, cuando la tasa de interés real es mayor a la TIRN, el tono de la política monetaria es contractivo, de manera que si esta brecha positiva se mantiene es de esperar que a futuro se reduzca la demanda agregada y con ello la brecha de producto y la inflación. Así, brechas de tasa positivas (negativas) deberían anteceder a reducciones (aumentos) de la brecha de producto y de la inflación.

Adicionalmente, si bien la política monetaria se formula de manera prospectiva, se puede establecer la hipótesis de que los formuladores de política respondan al comportamiento contemporáneo de la inflación, por lo que es razonable suponer que la brecha de tasas también podría estar contemporáneamente correlacionada con ella. Idealmente, un indicador de brecha de tasa debería cumplir estas características, por lo que a fin de generar el indicador final se descartará estimaciones que no las cumplan.

Por otra parte, se comparará la evolución de cada indicador de brecha con la del Índice de condiciones financieras para Costa Rica (ICF), que resulta de combinar 33 indicadores financieros mediante el método de componentes principales. Estos indicadores incluyen agregados crediticios y monetarios, precios, tasas de interés y márgenes (incluyendo la tasa de política monetaria), razones e indicadores del sistema financiero, y factores asociados con el estado de la economía global. Para mayor detalle ver Álvarez (2016). Aumentos en el ICF indican condiciones financieras menos restrictivas, en tanto que reducciones señalan lo contrario. Dado que el tono de la política monetaria debería transmitirse al sector financiero, es de esperar que aumentos de la brecha de tasas antecedan o coincidan con reducciones del ICF.

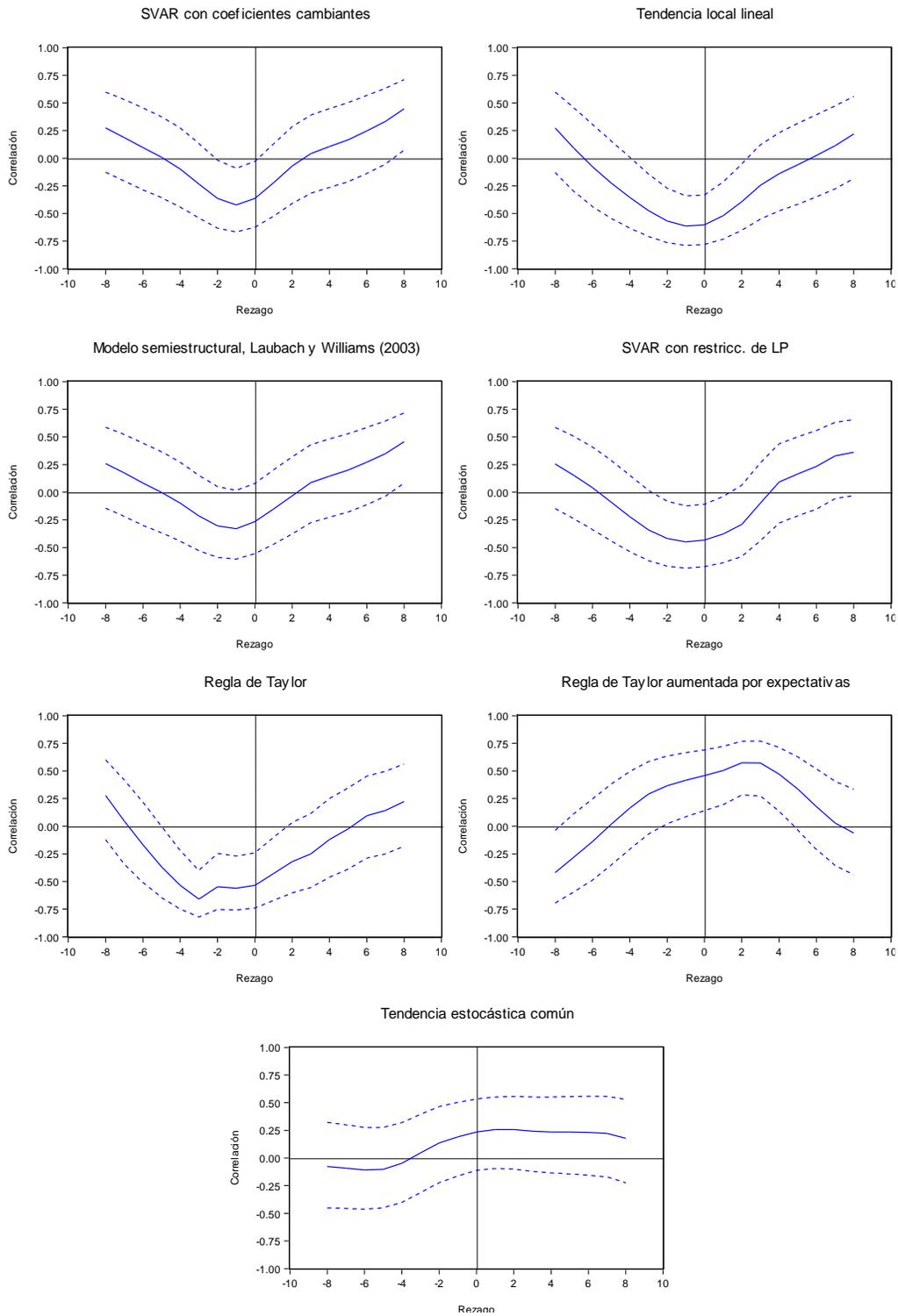
Para verificar el cumplimiento de estas características, se calcula el coeficiente de correlación entre la brecha de producto, la inflación de media truncada y el ICF con varios rezagos y adelantos de cada brecha de tasas⁹.

La mayoría de correlaciones con la brecha de producto (**¡Error! No se encuentra el origen de la referencia.**) muestra el patrón esperado, es decir, la correlación más alta dentro del horizonte de política es negativa y adelantada. Este es el caso para ambos modelos SVAR, el modelo semiestructural de Laubach y Williams (2003), el de tendencia lineal local y la

⁹ La brecha de producto es la usada en la modelación macroeconómica del BCCR, que corresponde al promedio de una estimación del producto potencial mediante una función de producción (Álvarez, 2018) y un filtro Hodrick-Prescott ($\lambda = 1800$). Detalles sobre la inflación de media truncada pueden verse en Esquivel, Rodríguez y Vásquez (2011).

regla de Taylor simple, en los que las mayores correlaciones se dan con adelantos de 1 a 3 trimestres.

Gráfico 3 Correlaciones móviles de brechas de tasa con brecha de producto



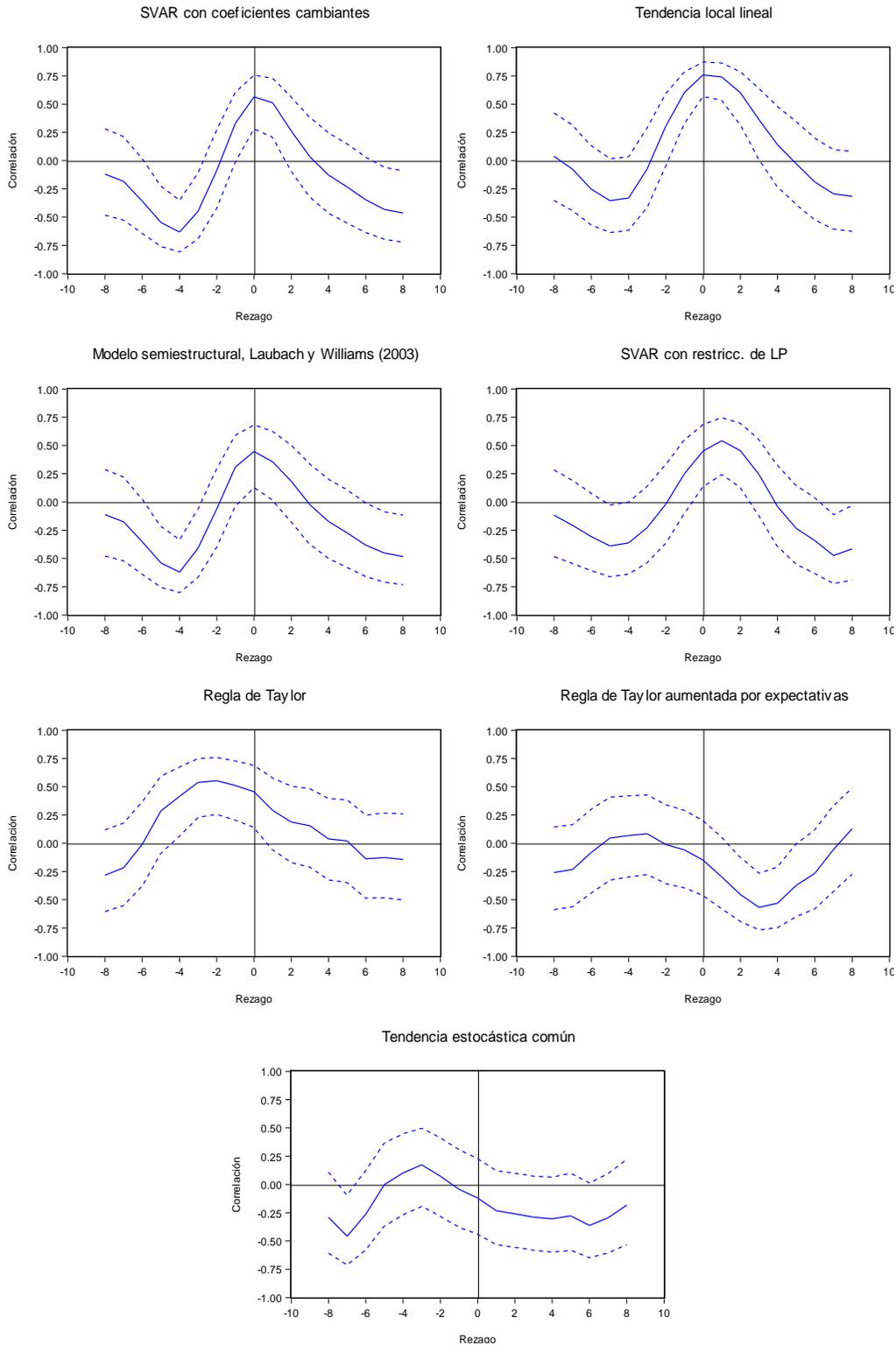
*Nota: intervalos de confianza mediante transformación z de Fisher, al 5% de significancia.
Fuente: elaboración propia.*

Por el contrario, en el caso de la brecha de tasas asociada con la regla de Taylor aumentada por expectativas la mayor correlación es positiva y rezagada, mientras que para la obtenida a partir del modelo de tendencia estocástica común las correlaciones son relativamente bajas y en su mayoría positivas.

Las correlaciones con la inflación de media truncada se muestran en el Gráfico 4. Las brechas de tasa de la mayoría de modelos muestran el patrón esperado: tanto correlaciones altas negativas y adelantadas (que denotan efecto rezagado de la política monetaria sobre la inflación, de alrededor de 4 trimestres), como positivas y contemporáneas (que sugieren reacción de la política monetaria a comportamiento vigente de la inflación). Este patrón no se cumple para las estimaciones basadas en las reglas de Taylor ni en la tendencia estocástica común.

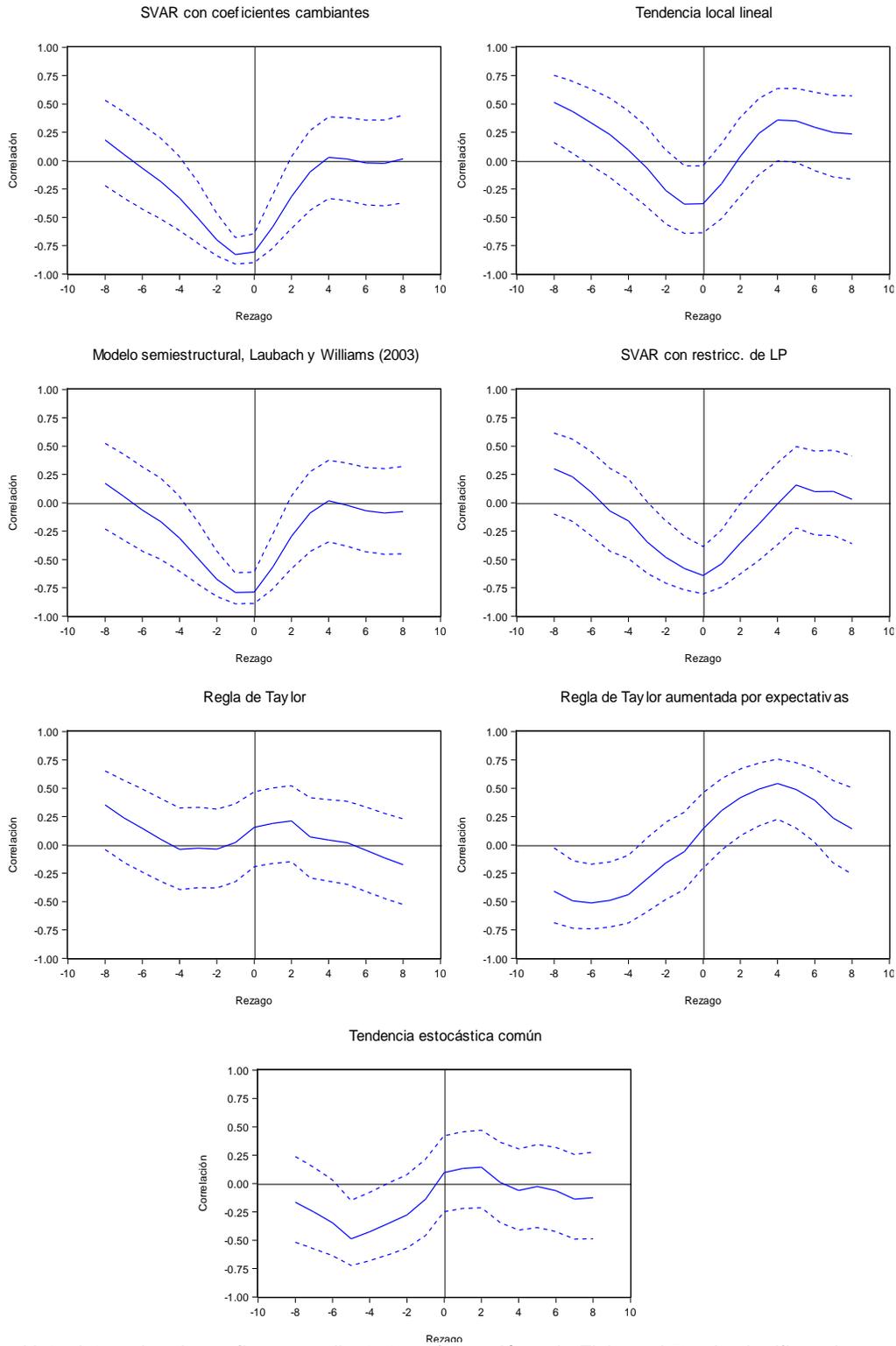
Finalmente, las brechas de tasa que se infieren de ambos SVAR, del modelo de Laubach y Williams (2003) y del modelo de tendencia lineal resultan en correlaciones con el ICF que siguen el patrón esperado: las mayores correlaciones son negativas, y contemporáneas o con un ligero adelanto dentro del horizonte de política (Gráfico 5).

Gráfico 4 Correlaciones móviles de brechas de tasa con inflación de media truncada



*Nota: intervalos de confianza mediante transformación z de Fisher, al 5% de significancia.
Fuente: elaboración propia.*

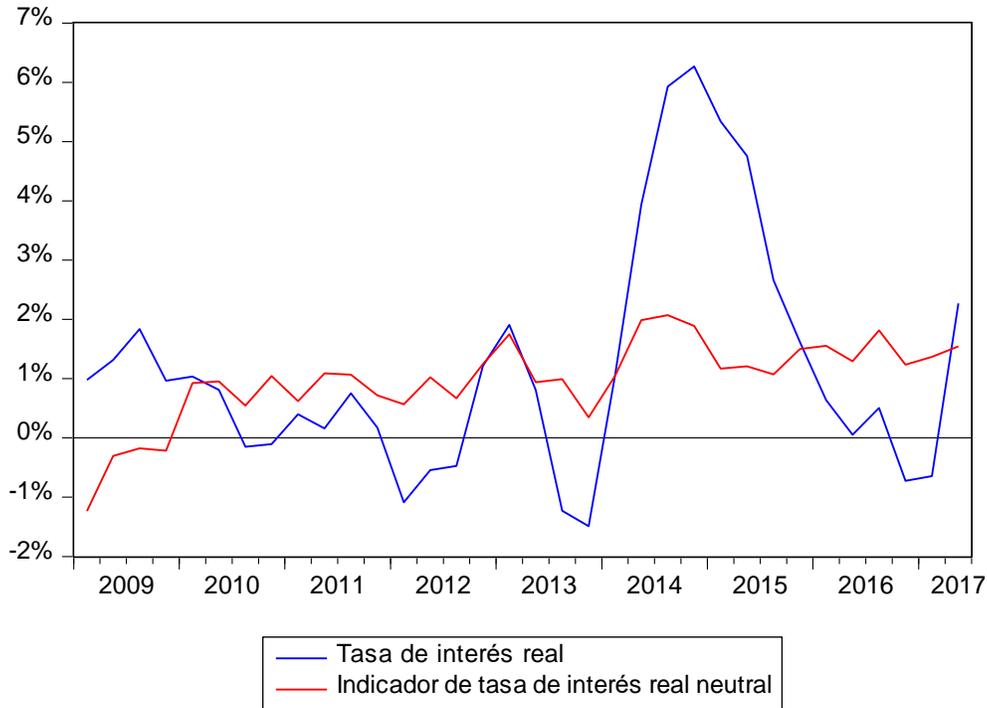
Gráfico 5 Correlaciones móviles de brechas de tasa con el Índice de condiciones financieras



*Nota: intervalos de confianza mediante transformación z de Fisher, al 5% de significancia.
Fuente: elaboración propia.*

El análisis de esta sección sugiere que las estimaciones que provienen de las reglas de Taylor y del modelo de tendencia estocástica común no cumplen con propiedades empíricas deseables. Por esta razón, el indicador final de TIRN se calculó como el promedio simple de las demás estimaciones, que se presenta en el Gráfico 6. Durante la mayor parte del período considerado, la TIRN estimada se ha ubicado en el rango de 0%-2%, y su valor al final de muestra se sitúa en 1,54%, que se ubica en el rango de referencia de estudios recientes como Muñoz y Rodríguez (2016) y OCDE (2016).

Gráfico 6
Indicador de tasa de interés real neutral para Costa Rica



Fuente: elaboración propia.

A partir del indicador NRIR, se calculó una brecha en la tasa de interés, que se muestra en la Figura 7. Este indicador muestra una correlación negativa con la brecha del producto 1 trimestre más tarde, una correlación negativa y contemporánea con la FCI y correlaciones considerables tanto con la inflación subyacente futura (signo negativo) y la inflación subyacente (signo positivo). Ver Figura 13 en el anexo.

Una característica notable que se puede inferir de todo el período de análisis es que los responsables de la formulación de políticas parecen haber respondido principalmente a movimientos de inflación no asociados con shocks temporales. Para ver esto, primero observe que la brecha en la tasa de interés muestra su mayor correlación contemporánea (positiva) con la inflación subyacente en lugar de la inflación del IPC (Figura 8). Además, parece que no hay una correlación considerable entre la brecha en la tasa de interés con

los movimientos de la inflación del IPC fuera del rango meta cuando la inflación subyacente ha estado dentro de sus límites (Figura 12 en el anexo).

Gráfico 7
Brecha de tasa de interés real para Costa Rica

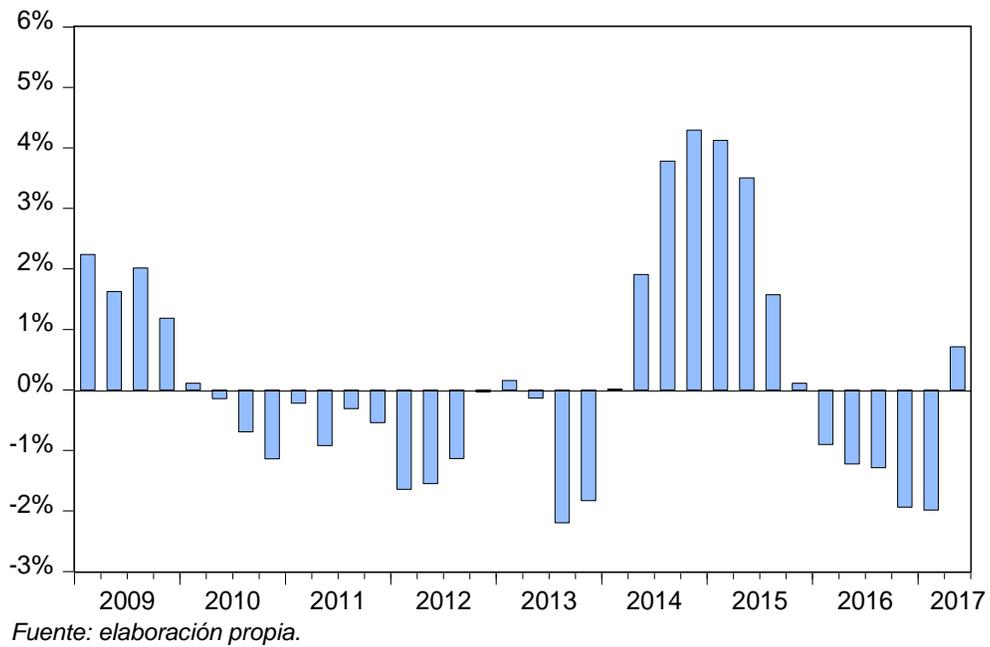
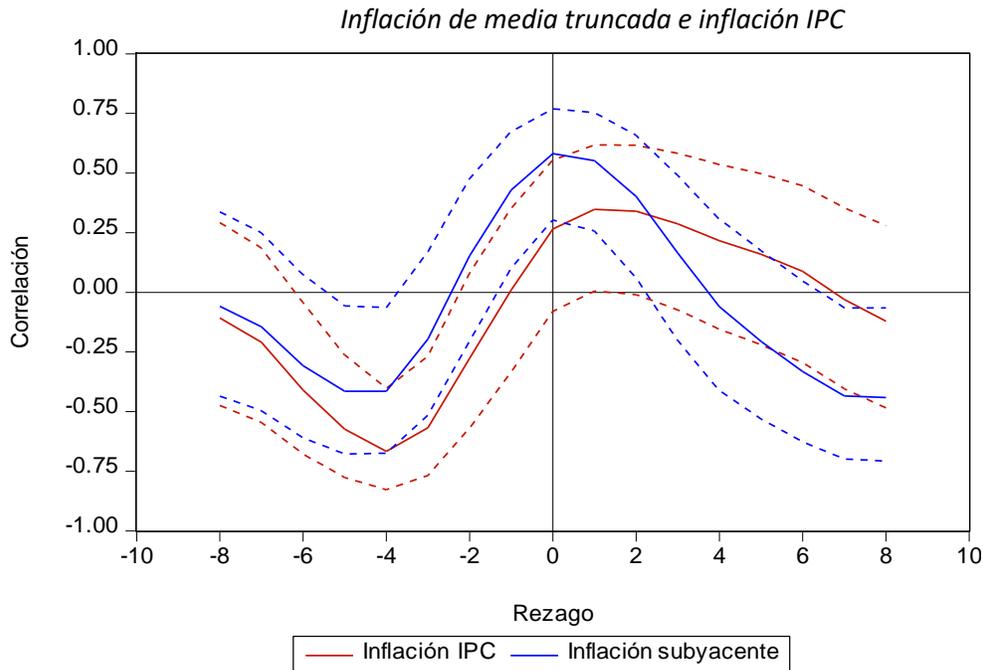


Gráfico 8
Correlaciones móviles de brecha de tasa con variables de inflación



*Nota: intervalos de confianza mediante transformación z de Fisher, al 5% de significancia.
Fuente: elaboración propia.*

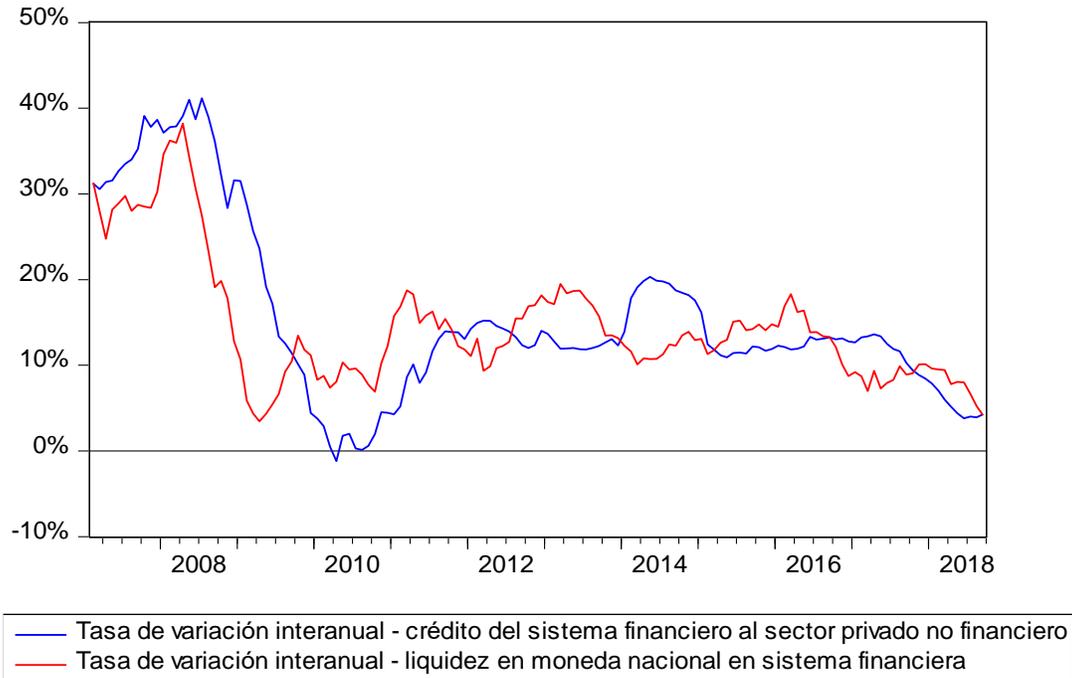
4. Política monetaria en Costa Rica 2009 -2018

Con el objetivo de evaluar si el indicador de brecha de tasa refleja de forma coherente la postura de la política monetaria de las autoridades costarricenses, de seguido se presenta una reseña de la evolución y características que ha exhibido la política monetaria entre 2009 y 2018. En este período se enmarcan algunas decisiones de política orientadas a fortalecer la capacidad del BCCR de cumplir con el objetivo de proveer a la sociedad de una inflación baja y estable, todo ello como parte de un proceso de modernización de la política monetaria iniciado en el año 2005.

El inicio del periodo de análisis coincide con un proceso política monetaria expansiva a nivel internacional, especialmente en Estados Unidos de América y la Zona Euro, como respuesta a la crisis financiera de 2008. Este exceso de liquidez global generó movimientos de capitales hacia economías emergentes, entre ellas Costa Rica. Como consecuencia, los agentes económicos costarricenses tuvieron acceso a financiamiento externo a tasas de interés históricamente bajas. Además, la necesidad de financiar el déficit fiscal se reflejó en

una presión al alza sobre las tasas de interés locales, que a su vez generó un incremento en el premio por ahorrar en Costa Rica¹⁰.

Gráfico 9
Variación del crédito al sector privado y la liquidez en moneda nacional



Adicionalmente, entre 2012 y 2015, el gobierno de Costa Rica colocó el equivalente a 8% del PIB del 2014 en títulos de deuda externa. Al mismo tiempo, el crédito otorgado al sector privado en moneda nacional y extranjera creció a una tasa promedio de 14,2% entre 2009 y 2015 (ver Gráfico 9).

Este ingreso de capitales, bajo un esquema cambiario de banda¹¹, obligó al BCCR a intervenir en defensa del límite inferior, coyuntura que además permitió a las autoridades cumplir con una serie de programas de acumulación de reservas internacionales con los cuales se buscó blindar la economía antes choques externos. El BCCR debió realizar un esfuerzo importante de esterilización mediante operaciones de mercado abierto para controlar el riesgo de que esa expansión monetaria se manifestara en presión sobre la inflación futura. La liquidez en moneda nacional creció a una tasa promedio de 20% de forma interanual durante el periodo 2007-2009 (ver Gráfico 9).

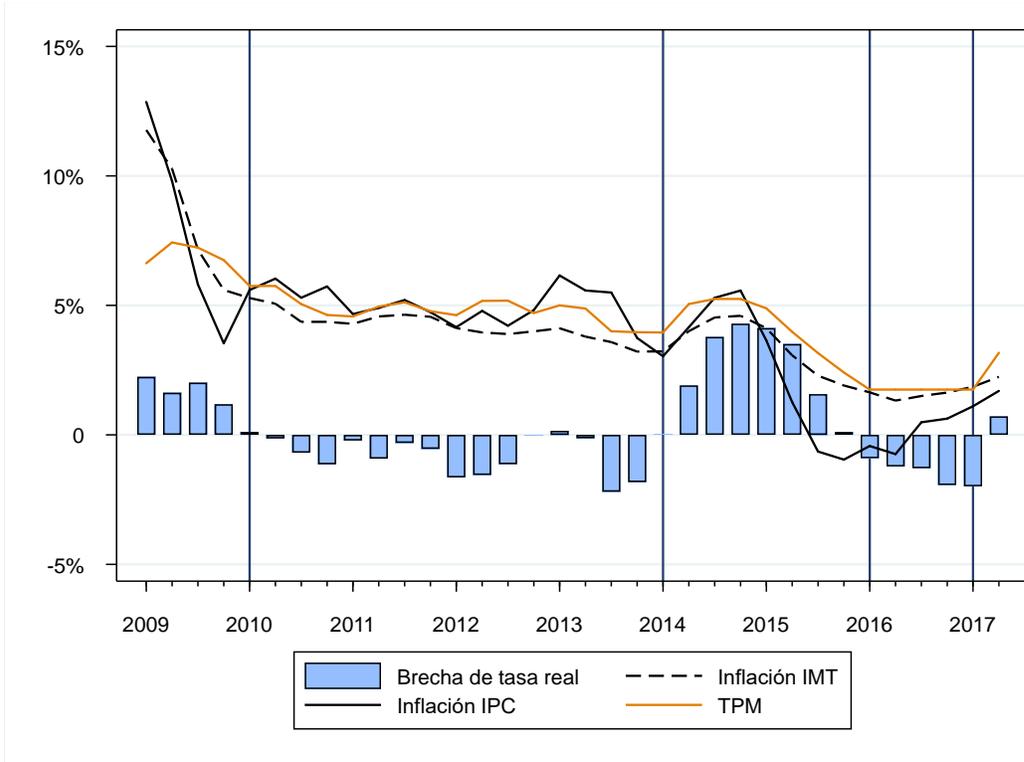
Durante el primer trimestre del 2014 Costa Rica experimentó un choque cambiario en el que el tipo de cambio se incrementó 13,3% en 7 semanas. Este evento generó un

¹⁰ Todo esto con un bajo o casi nulo riesgo cambiario, puesto que el tipo de cambio se ubicó por muchos periodos en el límite inferior de la banda cambiaria.

¹¹ Luego de más de 20 años de seguir un régimen cambiario de paridad ajustable, en octubre de 2006 Costa Rica adopta un esquema de banda cambiaria que mantendría hasta febrero de 2015, fecha desde la cual sigue un régimen cambiario de flotación administrada.

incremento en las expectativas de variación cambiaria y en las expectativas de inflación. Como respuesta a ese choque, y con el objetivo de evitar que la inflación se ubicara en niveles por encima del límite superior del rango meta, el BCCR ajustó al alza su TPM, los ajustes que iniciaron en febrero de 2014 llevaron esta tasa desde 3,75% hasta 5,25%. Esta postura de política contractiva efectivamente se refleja durante 2014 en la brecha de tasas de interés como valores positivos en el gráfico 7. A pesar de ello, la inflación se desvió temporalmente entre julio y diciembre, para regresar nuevamente al rango en enero de 2015.

Gráfico 10
Brecha de tasa real, inflación y tasa de política
2009-I – 2018-II



En 2014-2015 la caída en el precio internacional de algunas materias primas, en especial el de hidrocarburos, significó un choque positivo en términos de intercambio. Esta baja en precios internacionales incidiría también en una reducción de la inflación de la economía costarricense, en especial por el componente importado. La respuesta de política del BCCR comprendió la comunicación con el público, para explicar la naturaleza transitoria del choque, junto con reducciones graduales en la TPM. A lo largo de once meses, entre febrero de 2015 y enero de 2016, se realizaron ocho ajustes por un total de 350 p.b. que llevaron a este indicador a 1,75%. Coincidentemente, desde 2015-II y hasta 2017-III la inflación interanual se ubicó en valores por debajo del rango meta de inflación, registrándose inclusive valores negativos. A pesar de todo esto, el indicador de brecha de tasas de interés apunta a que una postura contractiva de la política monetaria se mantuvo hasta finales de

2015, lo que conduce a considerar si los ajustes a la baja en las tasas de interés debieron aplicarse en una forma menos gradual y más anticipada (Gráfico 10).

Ahora bien, la TPM se mantuvo en 1,75% enero de 2016 hasta abril de 2017, un periodo de 15 meses. Durante ese lapso inició el ajuste al alza de las tasas de interés internacionales, lo que se tradujo en un premio por ahorrar en moneda nacional bajo, incluso negativo. Este desincentivo por mantener colones, junto con un elevado y persistente déficit fiscal, generó incentivos para que los agentes económicos aumentaran su preferencia relativa por aumentar sus ahorros en dólares y al mismo tiempo desdolarizaran su deuda.

En consecuencia, el BCCR enfrentó presiones en el mercado cambiario¹², que además se manifestaron en mayores expectativas de variación del tipo de cambio que podrían contaminar las expectativas de inflación y transmitirse así a los precios internos. Ante ello, se decidió incrementar la TPM, también de forma gradual, hasta acumular 300 p.b. entre abril y noviembre de 2017 con el fin de restituir el premio por ahorrar en moneda nacional. No obstante, de la brecha de tasa de interés para este período se sigue infiriendo una postura laxa, que se mantiene durante el primer y segundo trimestres de 2017 (Gráfico 10).

5. Conclusiones

En este estudio se realizó una evaluación de la postura de política monetaria para Costa Rica en el período 2009-2018 con base en un indicador de la brecha de tasa de interés real. Este indicador se calculó a partir de una tasa de interés real neutral basada en cuatro estimaciones cuya coherencia empírica se ha evaluado. El valor de la tasa de interés real neutral para Costa Rica se estima en 1,54%, en línea con estimaciones previas.

La brecha de tasa real muestra propiedades acordes con lo esperable: correlación negativa y adelantada con la brecha de producto, correlación negativa y contemporánea con el Índice de condiciones financieras, y correlaciones de magnitud apreciable tanto adelantada (negativa) como contemporánea (positiva) con un indicador de inflación subyacente. Esto sugiere que el uso de la tasa de interés de política parece estar siendo exitoso en cumplir el objetivo de influir en el costo marginal de la liquidez para los intermediarios financieros. Esto es un factor primordial para el funcionamiento de un esquema de política monetaria de meta de inflación.

El análisis de la postura de la política monetaria en Costa Rica sugiere que ésta ha respondido mayoritariamente a movimientos de la inflación no asociados con choques temporales. Además, se encontró instancias en las que se podría argumentar que los ajustes en la postura de política ante cambios en el entorno pudieron haber sido más acelerados.

Finalmente, los nuevos indicadores de TIRN y de brecha de tasa real constituyen un insumo apreciable al proceso de mejora continua en la modelación macroeconómica en el Banco Central de Costa Rica.

¹² Se identificaron incrementos en el tipo de cambio que no eran coherentes con la trayectoria de mediano y largo plazo dada por sus variables determinantes.

6. Referencias

- Álvarez Corrales, C. (2016). *Índice de condiciones financieras para Costa Rica (Documento de Investigación No. 09-2016)*. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Álvarez Corrales, C. (2018). *Estimación de una función de producción para Costa Rica: 1982 - 2017 (Documento de Trabajo No. 002-2018)*. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Basdevant, O., Björkstén, N., & Karagedikli, Ö. (2004). *Estimating a time-varying neutral real interest rate for New Zealand (Discussion Paper Series DP2004/01)*. Reserve Bank of New Zealand.
- BCCR. (2018). *Volatilidad del tipo de cambio nominal en Costa Rica (Nota Técnica No. 001-2018)*. Banco Central de Costa Rica.
- Brzoza-Brzezina, M. (2002). *Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach (Working Papers, No. 27)*. Banco Nacional de Polonia.
- Castro, A., & Chaverri, C. (2013). *Indicador de Tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica (DT-11-2013)*. Banco Central de Costa Rica. Departamento de Investigación Económica.
- Esquivel Monge, M., Rodríguez Vargas, A., & Vásquez Carvajal, J. (2011). *Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica (Documentos de Investigación No. 01-2011)*. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- FMI. (2016). *Costa Rica. Selected issues and analytical notes (IMF Country Report No. 16/132)*. Washington, D.C.
- Harvey, A. W. (1989). *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- Holston, K., Laubach, T., & Williams, J. C. (2016). *Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants (Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2016-11)*. San Francisco, CA.
- Laubach, T., & Williams, J. C. (2003). Measuring the Natural Rate. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063-1070.
- Laubach, T., & Williams, J. C. (2015). *Measuring the Natural Rate of Interest Redux (Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2015-16)*. San Francisco, CA.
- Magud, N., & Tsouta, E. (2012). *To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank's) Question. In Search of the Neutral Interest Rate in Latin America (WP/12/243)*. Washington: Fondo Monetario Internacional.

- Muñoz , E., & Rodríguez, A. (2016). *Estimación de la tasa de interés real neutral para Costa Rica, 2009-2015 (Documento de Investigación 05-2016)* . Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigación Económica.
- Muñoz, E., & Tenorio, E. (2007). *Estimación de la tasa de interés real neutral para Costa Rica: 1991-2006 (Documento de Investigación DIE-04-2007-DI)*. Banco Central de Costa Rica. Departamento de Investigación Económica.
- OCDE. (2016). *OECD Economic Surveys: Costa Rica 2016: Economic Assessment*. París: OECD Publishing.
- Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852.
- Segura, C., & Vindas, A. (2012). *Estimación de la tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo para la economía costarricense. Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación. DI-07-2012)*. Banco Central de Costa Rica. Departamento de Investigación Económica.
- Tenorio, E. (2008). *Recopilación de definición y cambios en la Tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica (Informe Técnico DIE-037-2008-IT)*. Banco Central de Costa Rica.
- Wicksell, K. (1907). The Influence of the Rate of Interest on Prices. *The Economic Journal*, XVII, 213-220.
- Wicksell, K. (1938). *Interest and Prices (tr. de la edición de 1898 de R.F. Kahn)*. Londres: Macmillan.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.

7. Anexos

Cuadro 2
Estimaciones de tasa de interés real neutral para Costa Rica
2007-2016

	Muñoz y Tenorio (2007)	Segura y Vindas (2012)	FMI (2016)	OCDE ^{a/} (2016)	Muñoz y Rodríguez (2016)
Periodo de estudio	2001- 2006	2001-2011	Varios	2008-2015	Varios
Periodicidad	Trimestral	Mensual	Trimestral	Mensual	Mensual
Metodología					
Ad-hoc (observada)	2,8%	2,0%			
Filtro Hodrick-Prescott	2,6%	1,9%			
Modelo semiestructural	3,1%	2,2%	1,4%		0,6%
VAR estructural		1,3%			
Paridad de tasas	3,1%	n.d.	1,6%		
Regla de Taylor dinámica					1,2%
Regla de Taylor aumentada por expectativas			2,4%	1,6%	3,0%
Modelo de equilibrio general			2,6%		
Modelo monetario			1,8%		
Tendencia estocástica común					1,2%
Promedio	2,9%	1,9%	1,9%	1,6%	1,5%

^{a/} Tasa nominal es 4,6% en la fuente original, se presenta la real tras restar la meta de inflación.

Fuente: elaboración propia

Cuadro 3
Pruebas de raíz unitaria para serie de brecha de tasa real

	Estadístico	Probabilidad	Valor crítico (1%)
Dickey-Fuller aumentada			
Sin constante ^{1/}	-3.0611	0.0033	
Con constante ^{1/}	-3.0757	0.0386	
Phillips-Perron			
Sin constante ^{2/}	-2.1985	0.0289	
Con constante ^{2/}	-2.1620	0.2232	
Elliott-Rothenberg-Stock (DF-GLS)			
Con constante ^{1/}	-2.9384		-2.6392
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)			
Con constante ^{3/}	0.0816		0.7390

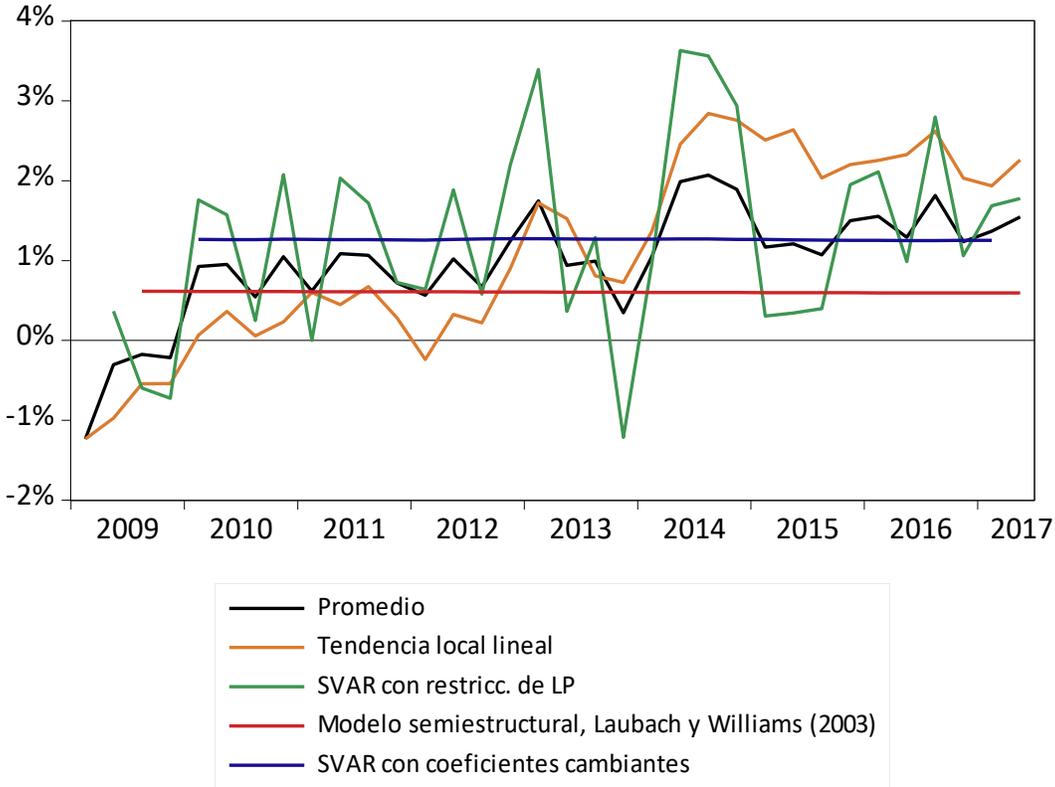
^{1/} Un rezago, selección automática (criterio de información de Schwarz, máximo de 8 rezagos)

^{2/} Bandwidth = 1 (Newey-West, kernel de Bartlett)

^{3/} Bandwidth = 4 (Newey-West, kernel de Bartlett)

Fuente: elaboración propia

Gráfico 11
Estimaciones de la TIRN
 2009-I – 2018-II



Desviaciones del IPC con respecto a la meta con inflación subyacente en el rango meta

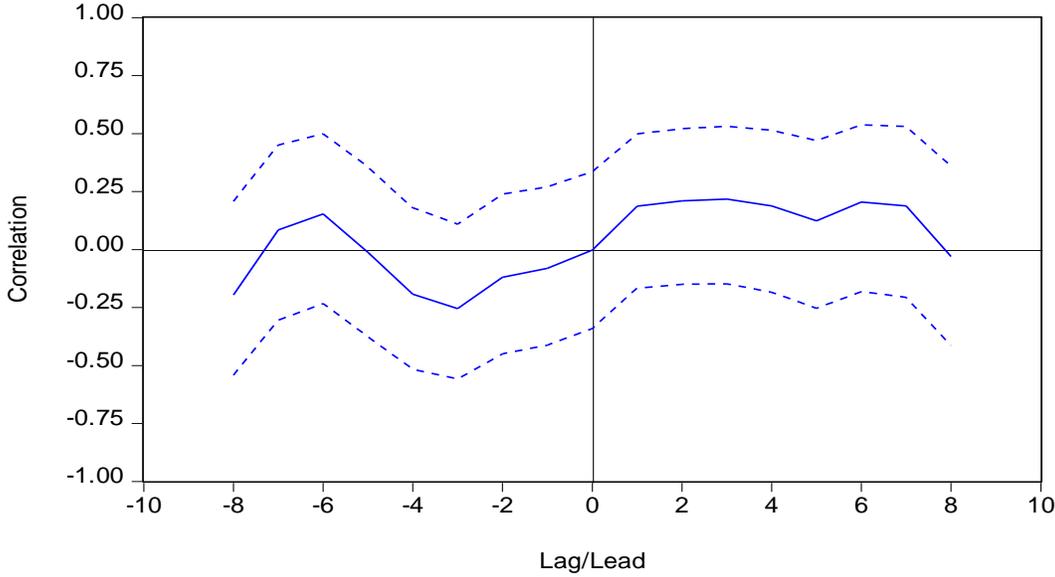
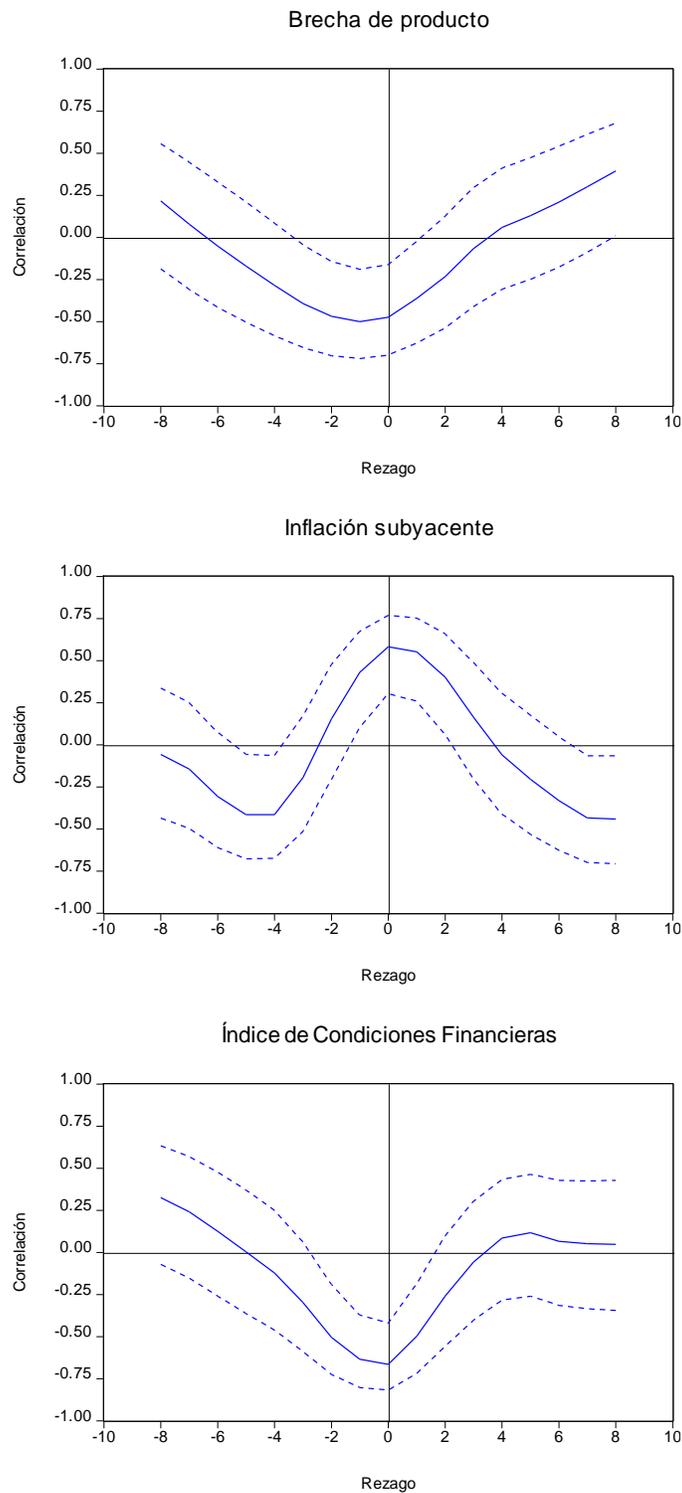


Gráfico 12 Correlaciones móviles de brecha de tasa de interés con varias variables



Nota: intervalos de confianza mediante transformación z de Fisher, al 5% de significancia.
Fuente: elaboración propia.