



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 07 | 2019

Expectativas de inflación en el mercado de deuda soberana costarricense: ¿están ancladas?

Carlos Segura-Rodríguez

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

Expectativas de inflación en el mercado de deuda soberana costarricense: ¿están ancladas?*

Carlos Segura-Rodríguez[†]

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

Resumen

En este artículo se utilizan las transacciones de bonos emitidos por el Ministerio de Hacienda y el Banco Central para extraer expectativas de inflación y de variación del tipo de cambio para la economía costarricense. Se emplea un modelo lineal de las tasas de interés que extiende la metodología propuesta por Gimeno y Marqués (2012). Se muestra que las expectativas implícitas del modelo son mejores pronosticadores de la inflación y de la variación del tipo de cambio que las recopiladas mediante la Encuesta de Expectativas del Banco Central de Costa Rica (BCCR). Se encuentra fuerte evidencia de que durante los años más recientes las expectativas de inflación implícitas de largo plazo se encuentran ancladas a un valor por debajo de la meta de inflación anunciada por el BCCR.

Palabras clave: Inflación, Tipo de Cambio, Expectativas, Anclaje, Meta de Inflación.

Clasificación JEL: E31, E44, E52, F31, D84.

*Agradezco la colaboración brindada por Carlos Monge Badilla con la escritura de parte del código y discusiones durante las etapas tempranas del desarrollo de este proyecto.

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

Inflation Expectations in the Costarican Sovereign Debt Market: Are They Anchored?*

Carlos Segura-Rodríguez[†]

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 article uses government and central bank's debt transactions to extract a measure of inflation and exchange rate variation expectations for Costa Rica. For this purpose we utilize a linear model of interest rates that extends the methodology proposed by Gimeno y Marqués (2012). I show that the implicit expectations from the model provide better forecasts of inflation and exchange rate than the ones collected through the survey implemented by the Central Bank of Costa Rica (BCCR). I find strong evidence that during the most recent years the long run implicit inflation expectations have been anchored to a value below the target announced by the BCCR.

Key words: Inflation, Exchange Rate, Expectations, Anchored, Inflation Target.

JEL Codes: E31, E44, E52, F31, D84.

*I thank Carlos Monge Badilla's for his collaboration with the writing of part of the code for this paper and insightful chats during the early development of the project.

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

1. Introducción

La efectividad de un sistema de metas de inflación depende críticamente en la confianza que los agentes económicos tienen en el banco central. En vista de que el banco central debe implementar políticas que mejoren su credibilidad, se hace necesario contar con instrumentos que permitan evaluar la confianza que los agentes le tienen. En este sentido es crucial para las autoridades monetarias conocer si las expectativas de inflación se encuentran ancladas: si los individuos creen que el banco central se encuentra comprometido con su meta, sus expectativas deberían encontrarse cercanas a la meta de inflación y ser invariantes ante cambios leves de política o cambios coyunturales en el entorno económico.

En este artículo se extraen expectativas de inflación de bonos de deuda del Ministerio de Hacienda y del Banco Central de Costa Rica, y se evalúa si estas expectativas implícitas se encuentran ancladas. Esta nueva medida de expectativas de inflación posee una serie de propiedades que son deseables. Primero, es fácil de actualizar, y la actualización se puede realizar de manera oportuna cada mes. Segundo, permite obtener expectativas de inflación a diferentes plazos; mientras que las expectativas de corto plazo son necesarias para realizar política monetaria, las expectativas de largo plazo son necesarias para evaluar la credibilidad del banco central. Tercero, al ser una medida creada con información del mercado de valores, esta debería ser más certera y menos sesgada: pequeños errores en las expectativas de inflación de los ahorrantes e inversionistas le pueden ser muy costosas, y los precios de negociación de los bonos son inmunes a los errores deliberados que se pueden presentar en una encuesta.

La expectativa de inflación se puede extraer fácilmente del mercado financiero como la diferencia entre las tasas de interés de los títulos nominales y las de los bonos indexados a la inflación. Hay un gran número de estudios que han

utilizado esta aproximación de la expectativa de inflación en múltiples países y períodos (Joyce, Lildholdt y Sorensen, 2010; Christensen, Lopez y Rudebusch, 2010; Beechey, Johannsen y Levin, 2011; d'Amico, Kim y Wei, 2018), así como para el caso de Costa Rica (Laverde y Rodríguez, 2009). Sin embargo, en países como Costa Rica, en donde no existen bonos indexados a la inflación o estos bonos se negocian con poca frecuencia en el mercado secundario, la información disponible limita el uso que se puede hacer de esta simple metodología. Para superar esta limitación, Gimeno y Marqués (2012) han propuesto un nuevo método que permite extraer las expectativas de inflación directamente de las tasas de interés de los bonos nominales.

La metodología consiste en la estimación de un modelo lineal de las tasas de interés nominales. Se supone que las tasas de interés son una función de algunos estados: los parámetros de la curva de rendimiento estimada con el método de Nelson y Siegel (1987), y la inflación. Además, en este artículo se incluye el tipo de cambio como una de las variables explicativas con el fin de capturar el efecto de la dolarización financiera presente en Costa Rica. Esta dolarización financiera permite a los individuos ahorrar en instrumentos financieros en ambas monedas, por lo que el tipo de cambio afecta la decisión de los agentes económicos al comprar un bono en colones. Para contar con un análisis robusto se supone que estos estados que determinan las tasas de interés evolucionan conjuntamente como un vector autorregresivo de orden uno.¹

El introducir el tipo de cambio como uno de los estados cuenta como ventaja extra el permitir la estimación de una medida de expectativa de variación de tipo de cambio. Aun cuando bajo un esquema de metas de inflación el banco central no tiene un objetivo de tipo de cambio, el contar con esta medida provee información que es útil para entender el comportamiento de los agentes y para desarrollar política económica.

¹Sección 3 muestra que un VAR(1) es un modelo adecuado para representar el proceso estocástico que sigue el vector de estados.

Estas expectativas implícitas se comparan con las recopiladas mediante la Encuesta Mensual de Expectativas del BCCR. Las dos expectativas de inflación difieren marcadamente: durante este período la expectativa implícita oscila alrededor de la inflación y la expectativa de la encuesta permanece por encima de la inflación observada, aunque se ha acercado durante los últimos meses de la muestra. Las dos expectativas de variación de tipo de cambio se asemejan más, aunque la expectativa implícita es un poco más variable y sigue más de cerca a la variación del tipo de cambio observada. Sin embargo, en la Sección 6 se muestra que las expectativas implícitas de inflación y variación del tipo de cambio son mejores pronosticadores del futuro de la inflación y la variación del tipo de cambio, respectivamente.

Finalmente se consideran diversas pruebas que permiten evaluar si las expectativas de inflación se encuentran ancladas. Los resultados respaldan la hipótesis de que las expectativas de largo plazo (a 60 meses) se han anclado durante los últimos años, aunque el ancla de la inflación no necesariamente coincide con la meta de inflación del BCCR. Al utilizar una variación de la metodología en Demertzis, Marcellino y Viegi (2008) se concluye que el ancla de la inflación se ha encontrado los años más recientes ligeramente por debajo del 3 %, porcentaje que corresponde al valor de la meta de inflación de largo plazo anunciada por el BCCR para este período.

2. Revisión de literatura

Diversos artículos han estudiado el tema de las expectativas de inflación para el caso de Costa Rica. Laverde y Rodríguez (2009) estiman expectativas de inflación de la diferencia entre las tasas de interés de bonos nominales y de bonos indexados y las expectativas de tipo de cambio de la diferencia entre las tasas de interés en colones y en dólares. Alfaro y Monge (2013) muestran que las expectativas de inflación de la encuesta de expectativas presentan

sesgos persistentes en los pronósticos. Además, rechazan que la formación de expectativas de los agentes sea racional o siga un proceso de expectativas adaptativas. Finalmente, Alfaro y Mora (2018) encuentran evidencia de que algunos de los agentes económicos en la encuesta de expectativas están sujetos a rigideces de información.

Sin embargo, ninguno de ellos se ha centrado en el tema de anclaje de las expectativas. Al mismo tiempo los sesgos que algunos de estos estudios han encontrado en las expectativas de la encuesta de inflación sugieren la necesidad de contar con una medida alternativa y complementaria de expectativas de inflación y variación del tipo de cambio. Este artículo trata de llenar este vacío existente.

En otros contextos hay múltiples análisis que extraen expectativas de inflación del mercado de valores al comparar las tasas de interés de los bonos nominales y los bonos indexados a la inflación (Joyce et al., 2010; Christensen et al., 2010; Beechey et al., 2011; d'Amico et al., 2018). En mercados financieros poco profundos esta metodología deja de ser útil. Gimeno y Marqués (2012) desarrollaron un nuevo procedimiento que permite extraer expectativas de inflación directamente de las tasas de interés de bonos nominales y la aplicaron a la economía española. En un artículo más reciente Fuertes, Gimeno y Marqués (2018) utilizaron la misma metodología para algunas economías latinoamericanas.

Existe toda una literatura dedicada a la evaluación de la credibilidad y el anclaje de las expectativas de inflación a la meta estipulada por los bancos centrales.² Bomfim y Rudebusch (2000) propusieron un modelo de expectativas en el que las expectativas de los agentes son un promedio ponderado de la meta de inflación (o posiblemente otro valor de anclaje) y la inflación observada en el período inmediato anterior; y el peso asignado a la meta mide el

²Acosta (2017) presenta con mayor detalle un resumen de la literatura que evalúa el anclaje de las expectativas de inflación.

grado de anclaje de las expectativas. Diversas modificaciones de esta ecuación han sido utilizadas en la literatura para medir el grado de anclaje (Levin, Natalucci y Piger, 2004; Ehrmann, 2014; Łyziak y Paloviita, 2017). Levin et al. (2004) propone estimar una regresión del cambio de la expectativa de inflación con respecto a cambios en la inflación; si las expectativas están ancladas la relación entre las dos debería ser nula. Ehrmann (2014) propuso estimar una regresión en la que la variable dependiente es el rango entre deciles de las expectativas recopiladas en la encuesta y la variable independiente es la inflación esperada. El razonamiento que justifica esta especificación es que si las expectativas se encuentran ancladas, el rango entre deciles debería ser pequeño. Łyziak y Paloviita (2017) estiman una regresión en la que la variable dependiente es la inflación esperada a largo (mediano) plazo y la variable independiente es la expectativa de inflación a corto plazo: si las expectativas de inflación se encuentran ancladas, las expectativas de más largo plazo deberían reaccionar menos a movimientos de corto plazo. Finalmente, Mariscal, Powell y Tavella (2014) estiman una regresión que incluye como variables independientes la inflación observada, la expectativa de inflación del período anterior y una variable que captura desviaciones de la inflación observada de la meta de inflación.

Todas estas metodologías suponen implícitamente que si las expectativas de inflación se encuentran ancladas el ancla corresponde a la meta de inflación. Demertzis et al. (2008) proponen una metodología que permite estimar simultáneamente el nivel del ancla y el peso que los agentes económicos asignan a dicha ancla al formar sus expectativas de inflación. La metodología consiste en estimar un VAR de la inflación y las expectativas de inflación. Al definir la relación de largo plazo entre la expectativa de inflación y la inflación observada, los resultados permiten identificar los parámetros en el modelo de Bomfim y Rudebusch (2000), es decir, es posible obtener una medida endógena del nivel del ancla de inflación y del peso que le es asignada.

3. Modelo

En esta sección se introduce un modelo lineal de las tasas de interés nominales que permite extraer una medida de las expectativas de inflación y de la variación del tipo de cambio. El modelo es una extensión de la metodología propuesta por Gimeno y Marqués (2012) y Fuertes et al. (2018), e incorpora el tipo de cambio del Colón con respecto al Dólar estadounidense como uno de los factores que afecta la tasa de interés nominal. En una economía como la costarricense en la que es posible realizar transacciones financieras tanto en moneda local como en dólares, el tipo de cambio es un factor determinante para los agentes económicos cuando deciden cuál inversión realizar.

En el modelo se supone que la tasa de interés puede ser expresada como una función lineal de factores y un error estocástico. La tasa de interés de los bonos que maduran en k períodos en el momento t son modeladas como

$$y_{t,t+k} = (A_k + B'_k X_t) + u_{t,t+k}, \quad u_{t,t+k} \sim N(0, \sigma^2), \quad (1)$$

donde $y_{t,t+k}$ representa la tasa de interés de un bono con vencimiento en k períodos, X_t representa los factores que afectan las tasas de interés, A_k y B_k son coeficientes y $u_{t,t+k}$ representa el movimiento aleatorio de la tasa de interés de cada uno de los bonos.

Una forma alternativa de modelar las tasas de interés que es útil para los propósitos de este estudio es estimar curvas de rendimiento. Lankester y Ortega (2019) muestran que el método de Nelson y Siegel (1987) provee una buena aproximación de la curva de rendimiento para Costa Rica.³ Diebold y Li (2006) han mostrado que la ecuación de la curva de rendimiento de Nelson y Siegel

³Aunque esta no es su especificación preferida, se utiliza en el presente trabajo por ser más parsimoniosa.

(1987) se puede reescribir como:

$$y_{t,t+k} = N_t + P_t \frac{1 - e^{-k\tau}}{k\tau} + C_t \left(\frac{1 - e^{-k\tau}}{k\tau} - e^{-k\tau} \right), \quad (2)$$

donde N_t puede ser interpretado como el nivel, P_t como la pendiente y C_t como la curvatura de la curva de rendimientos. Siguiendo a Diebold y Li (2006) se supone un valor fijo de τ . Este valor no se estima, sino que se calibra en un valor igual a 0,0609.^{4,5}

La estimación de la curva de rendimiento es útil porque Gimeno y Marqués (2012) consideran como los factores que determinan las tasas de interés, además de la inflación, los valores de las constantes N_t , P_t y C_t . Incluir la inflación en la estimación es fundamental, porque aparte de mejorar la estimación de las tasas de interés, sin su inclusión no se puede obtener una estimación de las expectativas de inflación. El presente trabajo incorpora la variación del tipo de cambio como otro factor en la estimación por dos razones. Primero, debido a la dolarización financiera, en la economía costarricense los agentes económicos tienen la opción de invertir tanto en colones como en dólares. La variación del tipo de cambio esperada tiene un peso importante para determinar en cuál de las dos monedas los agentes prefieren invertir, lo cual directamente afecta la formación de tasas de interés en colones. Segundo, el incorporar la variación del tipo de cambio permite extraer del modelo una medida de las expectativas de variación del tipo de cambio de los agentes económicos. De esta forma en este artículo los factores que afectan las tasas de interés son:

⁴Estimar todos los parámetros juntos causa problemas de identificación como fue mostrado por Gimeno y Nave (2009), y dificulta la estimación debido a que el modelo es no lineal con respecto a τ . Además, la estimación de τ requeriría la incorporación de un estado extra, y debido a que el número de parámetros aumenta exponencialmente con el número de estados se prefiere esta versión más parsimoniosa.

⁵Este valor implica que el peso que se le asigna a la curvatura se maximiza a los 30 meses. Este número de períodos se selecciona debido a que la curvatura captura el efecto de medio plazo.

$$X_t = \begin{pmatrix} N_t \\ P_t \\ C_t \\ \pi_{t-1} \\ \Delta TC_{t-1} \end{pmatrix} .^6$$

Diebold y Li (2006) muestran que la curva de rendimiento puede ser pronosticada con bastante precisión si los factores se modelan de acuerdo con un modelo AR(1). En este artículo, siguiendo la literatura (Gimeno y Marqués (2012)), se supone que el vector de factores sigue un proceso estocástico VAR(1), con la siguiente forma funcional:

$$X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + \Sigma \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, I), \quad (3)$$

donde la inflación y el tipo de cambio corresponden a variaciones intermensuales para garantizar que el proceso estocástico que sigue el VAR es estable.⁷

Para contar con una formulación que brinde resultados coherentes se supone que los agentes son racionales y se impone una condición de no arbitraje intertemporal: los agentes son indiferentes entre a) comprar hoy un bono con vencimiento en $k + 1$ períodos y b) comprar hoy un bono con vencimiento en un período y comprar el siguiente período otro bono con vencimiento en k períodos. Debido a que los agentes asumen un mayor riesgo al invertir a mayores plazos, se hace necesario ajustar esta condición de no arbitraje con

⁶Se incluye la inflación y la variación del tipo de cambio del período $t - 1$ porque estas son los valores conocidos por los agentes económicos de estas variables en el momento que interactúan en el mercado financiero durante el período t . Los estados N_t , P_t y C_t resumen el resto de información que determina la coyuntura del mercado de valores en el período t .

⁷De acuerdo con los criterios de información de Hannan-Quinn y de Schwarz el número de rezagos óptimo para el VAR es 1 cuando esta ecuación se estima de forma independiente. Además, en la estimación conjunta del modelo el eigenvalor más alto de la matriz Φ es 0,985, por lo que que la estimación del modelo es estable.

una medida que corresponda a este riesgo. El riesgo es representado por una variable estocástica ζ_t que se supone sigue una distribución log-normal con parámetro λ_t . Por tanto, la condición de no arbitraje se puede expresar como:

$$e^{A_{k+1}+B'_{k+1}X_t} = E_t[e^{A_1+B'_1X_t}e^{A_k+B'_kX_{t+1}}e^{\frac{-1}{2}\lambda'_t\lambda_t-\lambda'_t\epsilon_{t+1}}], \quad (4)$$

donde λ_t se supone que es una función lineal de los factores: $\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1X_t$.⁸

Debido a que el vector de factores incluidos en la estimación sigue un proceso AR(1), es fácil obtener las expectativas futuras de inflación intermensual y las expectativas de variación intermensual de tipo de cambio. Para la estimación de estas expectativas para un horizonte de h períodos se utiliza la siguiente condición que proviene directamente del modelo:

$$E_t[X_{t+h}] = (1 + \Phi + \Phi^2 + \dots + \Phi^{h-1})\mu + \Phi^h X_t, \quad (5)$$

y para obtener la variación interanual solamente es necesario acumular las variaciones intermensuales. Nótese que con esta metodología es posible recuperar las expectativas para cualquier horizonte que sea necesario y de manera oportuna para su uso en decisiones de política monetaria.

El modelo se estima de forma mensual a partir de las tasas de interés de los bonos cero cupón y tasa fija emitidos por el BCCR y el Ministerio de Hacienda y en la estimación se incluye tanto los datos provenientes del mercado primario como del mercado secundario. El proceso de estimación se realiza en múltiple fases. Primero se estiman los coeficientes N_t , P_t y C_t por medio de mínimos cuadrados ordinarios. Con estos valores y dado que la ley de movimiento de los factores X_t es independiente de $y_{t,t+k}$, se utiliza Mínimos Cuadrados Ordinarios para obtener estimaciones preliminares de los coeficientes A_k y B_k , y para obtener una estimación del proceso estocástico que siguen los

⁸Las condiciones de no arbitraje se reducen a la necesidad de que para todo k las igualdades $A_{k+1} = A_k + A_1 + B'_k\mu - B'_k\Sigma\lambda_0 + \frac{1}{2}B'_k\Sigma\Sigma'B_k$ y $B_{k+1} = B_1 + B'_k\Phi - B'_k\Sigma\lambda_1$ sean satisfechas. Para la derivación de estas ecuaciones véase Gimeno y Marqués (2012).

factores, lo que permite contar con valores preliminares de Φ y Σ . Finalmente, la condición de no arbitraje permite obtener una estimación preliminar de λ_0 y λ_1 . Con estos valores preliminares se procede, mediante máxima verosimilitud, a estimar simultáneamente las ecuaciones 1 y 3 bajo la imposición de las restricciones derivadas de la condición de no arbitraje.

4. Datos

Para la estimación del modelo y el consecuente análisis se utilizan una serie de variables que provienen de diferentes fuentes. Debido a que la información de tasas de interés que se utiliza solo se encuentra disponible a partir de 2009, la muestra para la estimación consiste del período 2009-2019. La inflación corresponde a la variación interanual del Índice de Precios al Consumidor (IPC), aunque en la estimación del modelo se utiliza la variación intermensual del IPC. Para el tipo de cambio se utiliza el promedio del valor de compra y venta del dólar en ventanilla de las instituciones financieras durante el último día de cada mes anunciado por el Banco Central en su página de internet.⁹

Las tasas de interés provienen de las negociaciones en el mercado primario y secundario de bonos cero cupón y tasa fija emitidos por el BCCR y el Ministerio de Hacienda. Para la estimación se consideran todos los bonos cero cupón con un plazo menor o igual a 5 años y los bonos tasa fija con un plazo mayor a seis meses y menor o igual a 5 años.¹⁰ Los vencimientos se agrupan de acuerdo al mes superior más cercano, lo que resulta en 60 diferentes plazos de vencimiento. Se eliminan aquellos plazos que representan menos de un 0,05 % del monto total negociado durante un mes para evitar la existencia de tasas de interés atípicas para algunas transacciones. Finalmente, la

⁹Una variable alternativa que tiene un comportamiento muy similar es el tipo de cambio promedio negociado en MONEX.

¹⁰La selección de plazos se realiza con base en los resultados en Lankester y Ortega (2019). En particular, las tasas de interés de bonos tasa fija con vencimiento menor a 6 meses son muy volátiles y existen muy pocas negociaciones de bonos con vencimiento a plazos mayores a 5 años.

tasa de interés que se utiliza para cada uno de los 60 plazos de vencimiento es un promedio mensual de las tasas de interés negociadas para cada plazo ponderado de acuerdo con el valor facial de los bonos negociados.

Cuando se hable de las expectativas de la encuesta, se hace referencia al promedio de la expectativa de inflación o al promedio de la variación del tipo de cambio recopilada mediante la Encuesta Mensual de Expectativas del BCCR.

5. Evaluación del modelo

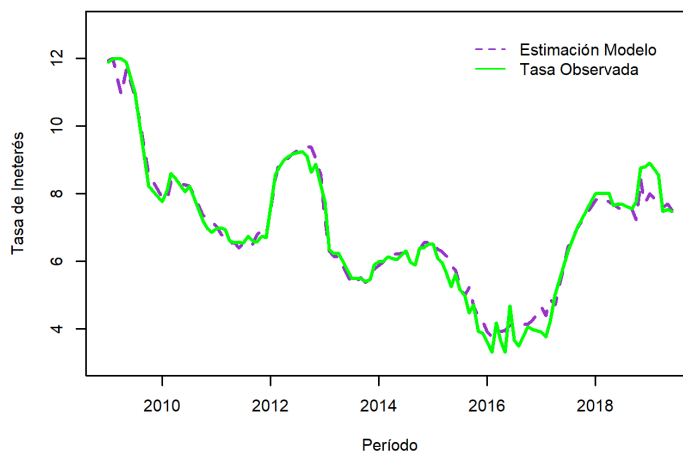
Esta sección evalúa el modelo para lo cual se consideran tres dimensiones diferentes: qué tan bien pronostica las tasas de interés, qué peso tienen las tasas de interés en la estimación y si la descomposición de la tasa de interés en expectativa de inflación, tasa real y prima de riesgo coincide con la historia económica reciente.

Como una primer valuación el Gráfico 1 presenta el pronóstico de la tasa de interés de los bonos a 12 meses para el período analizado. Como se puede observar los pronósticos dentro de la muestra son bastante cercanos al valor observado. El pronóstico captura apropiadamente la tendencia de la tasa observada, y es capaz de replicar durante algunos episodios los movimientos de corto plazo.

Una segunda consideración importante es que el modelo trata de extraer la expectativa de inflación de los agentes económicos de las tasas de interés de mercado. Por tanto, es importante preguntarse si las tasas de interés de los bonos contienen información útil para la estimación de la expectativa de inflación. El Gráfico 2 presenta la estimación de la expectativa de inflación del modelo a 12 meses y el pronóstico pasivo a 12 meses de la tasa de inflación de un VAR(1) en el que solo se incluye la tasa de inflación y la variación interanual del tipo de cambio.¹¹ Aún cuando la tendencia de ambas series es similar, es

¹¹Un VAR con 1 rezago es óptimo de acuerdo con el criterio de información de Schwarz y es estable debido

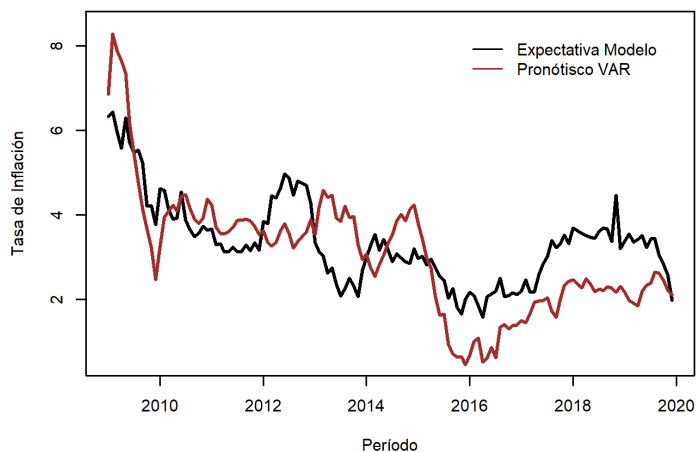
Gráfico 1. Pronóstico tasa de interés bonos con vencimiento a 12 meses
Costa Rica 2009-2019
Porcentaje.



Fuente: BCCR y elaboración propia.

claro que la expectativa del modelo es menos volátil y que hay episodios en los que hay una larga brecha entre las dos variables. Esto permite concluir que las tasas de interés de mercado contienen información relevante para la estimación de la expectativa de inflación.

Gráfico 2. Expectativas de Inflación del Modelo y Pronóstico de Inflación a 12 meses de un VAR(1)
Costa Rica 2009-2019
Porcentaje.

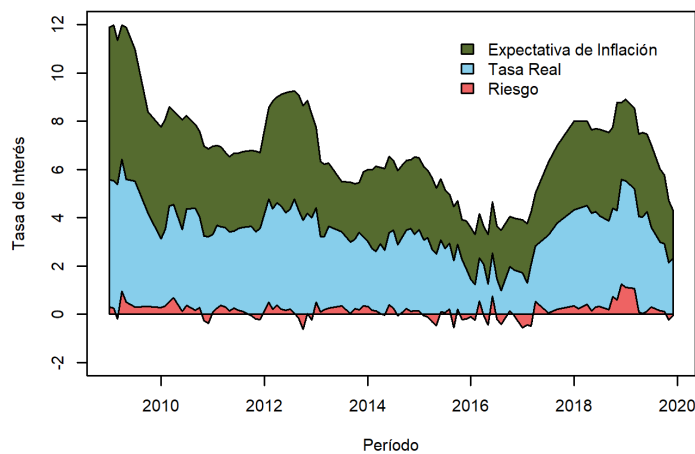


Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, el Gráfico 3 presenta la descomposición de la tasa de interés no-
a que el mayor (parte real) eigenvalor es 0,95.

minal de los bonos a 12 meses en tasa de interés real, expectativa de inflación y prima de riesgo. La prima de riesgo que se estima corresponde a los riesgos asociados con realizar inversiones a mayor plazo.¹² En el caso que el riesgo de no repago afecte las tasas de interés de los bonos costarricenses con vencimiento a muy corto plazo, este riesgo no se ve reflejado en esta estimación de prima de riesgo, pero se incorpora como parte de la estimación de la tasa de interés real. La tasa de interés real ha variado considerablemente durante el período, con valores que oscilan desde alrededor de un 1 % hasta un 5 %, siendo particularmente alta durante episodios en los que los mercados financieros han estado preocupados de que Costa Rica no honre sus obligaciones crediticias: la crisis de 2009, la crisis de deuda en Europa y el desajuste fiscal que ha experimentado Costa Rica desde 2017 hasta la fecha. Por su parte el riesgo estimado ha sido relativamente pequeño con incrementos importantes durante el 2009 y finales de 2018 e inicios de 2019.

Gráfico 3. Descomposición de tasa de interés de bonos a 12 meses Costa Rica 2009-2019
Porcentaje.



Fuente: BCCR y elaboración propia.

Estas tres evaluaciones sugieren que el modelo provee un buen ajuste de los datos para la economía costarricense. Por tanto en la siguiente sección se

¹²El riesgo se estima como la diferencia en el pronóstico dentro de muestra de las tasas de interés cuando se incluye o no en la estimación del modelo la prima de riesgo, ζ_t .

procede a presentar la estimación de las expectativas de inflación y tipo de cambio que se obtienen del modelo.

6. Expectativas implícitas de inflación y variación del tipo de cambio

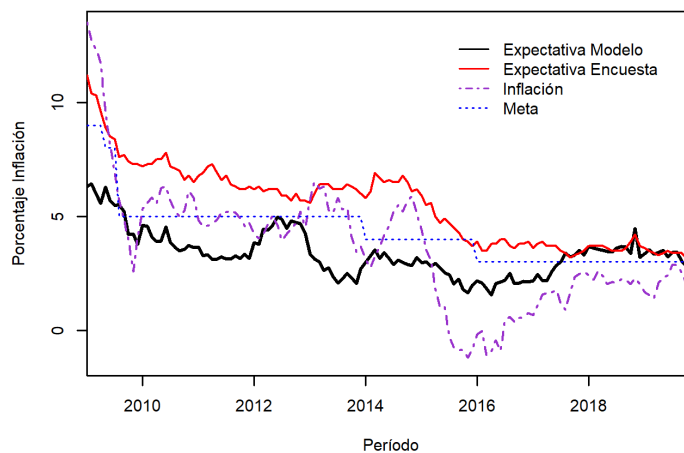
Esta sección presenta un resumen de los resultados del modelo. La metodología permite calcular las expectativas de inflación y de tipo de cambio para cualquier plazo que sea requerido. Para simplificar la exposición y su comparabilidad con las expectativas de la Encuesta Mensual de Expectativas de Inflación y de Variación del Tipo de Cambio del BCCR, en esta sección solo se presenta las expectativas extraídas del modelo a 12 meses.

6.1. Expectativas de inflación

El análisis de resultados inicia con la descripción de las expectativas implícitas de inflación a 12 meses. En el Gráfico 4 se presenta la inflación observada, las expectativas implícitas de inflación a 12 meses, las expectativas de inflación de la encuesta y la meta de inflación del BCCR. Hay algunas observaciones importantes. Primero, las expectativas implícitas de inflación se ubicaron durante la mayor parte del período por debajo de las expectativas de inflación de la encuesta y solo han coincidido durante los años más recientes. Además, la serie de expectativas implícitas de inflación ha oscilado alrededor de la inflación observada mientras que la expectativa de la encuesta se ha ubicado de forma permanente por encima de la inflación observada. Segundo, la expectativa de inflación implícita se ha encontrado dentro del rango meta de inflación del BCCR durante la mayor parte del período. Tercero, aún cuando las expectativas implícitas de inflación varían ante cambios observados de la inflación, esta variación es menos amplia que la de la inflación observada.

Como se verá más adelante este hecho provee un primer indicio de que las expectativas de inflación de los agentes se encuentran ancladas. Cuarto, en los momentos que las autoridades monetarias han decidido una reducción en la meta de inflación, las expectativas de inflación han caído por debajo del rango meta de inflación unos meses antes del ajuste. Esto sugiere que las autoridades monetarias han utilizado períodos en los que las expectativas de inflación y/o los pronósticos pasivos de inflación se han reducido para anunciar cambios de política coherentes con su objetivo de largo plazo de reducción de la inflación.¹³

Gráfico 4. Inflación, Expectativas de Inflación del Modelo, Promedio de Expectativas de Inflación de Encuesta y Metas de Inflación Costa Rica 2009-2019 Porcentaje.



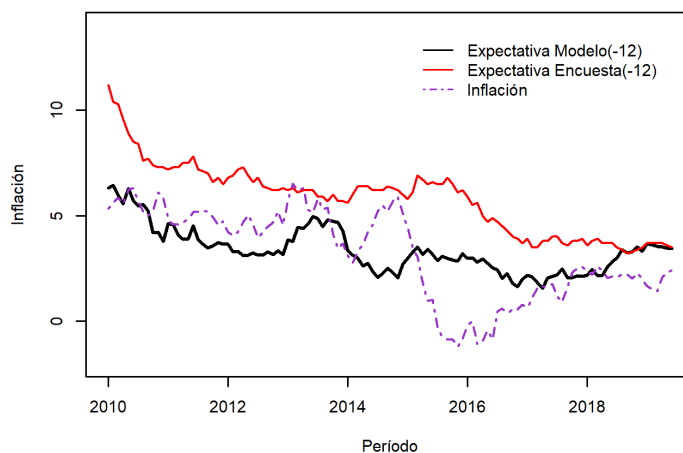
Fuente: Elaboración propia.

La principal conclusión del artículo de Alfaro y Monge (2013) es que las expectativas de inflación obtenidas a través de la encuesta no es un buen pronosticador de la inflación futura. El Gráfico 5 presenta las expectativas de inflación de la encuesta y las implícitas del modelo a 12 meses formuladas 12 meses atrás junto con la inflación observada en el período. Durante la mayor parte del período en estudio la expectativa implícita del modelo es un mejor pro-

¹³Una explicación alternativa es que las expectativas de los agentes económicos no solo se han acercado a la meta de inflación del banco central, sino que al mismo tiempo han sido capaces de pronosticar cambios en la política monetaria del BCCR.

nosticador de la inflación futura que la expectativa promedio de la encuesta de expectativas. Además, el error de pronóstico de las expectativas implícitas ha sido positivo para algunos períodos y negativo para otros, mientras que el error de pronóstico de la expectativa de la encuesta ha sido positivo de forma permanente.

Gráfico 5. Expectativas de Inflación del Modelo y Encuesta como Pronósticos de Inflación Costa Rica 2010-2019 Porcentaje.



Fuente: BCCR y elaboración propia.

Para corroborar que las expectativas implícitas del modelo proveen un mejor pronóstico de la inflación futura que las expectativas de la encuesta, el Cuadro 1 presenta diversos estadísticos de bondad de ajuste de pronóstico. Al considerar cualquiera de los indicadores que se presentan se concluye que las expectativas implícitas del modelo es un mejor pronosticador de inflación que el promedio de la expectativa de inflación de la encuesta. Asimismo, es mejor que el promedio de la expectativa para cada uno de los estratos de agentes incluidos en la encuesta. Es importante resaltar que para la expectativa de inflación implícita del modelo el Error Escalado Absoluto Medio (EEAM) es menor que uno mientras que es mayor que uno para la expectativa de la encuesta. Como este indicador mide el error medio del pronóstico con respecto al error de utilizar un pronóstico ingenuo, este resultado nos dice que el pronóstico con las expectativas de inflación del modelo es mejor que utilizar la

inflación actual como pronóstico de inflación, pero que lo contrario es cierto para las expectativas de inflación de la encuesta.

Cuadro 1. Medidas de Bondad de Ajuste de Pronóstico con Expectativa del Modelo y de la Encuesta Costa Rica 2009-2019.

| | Modelo | Encuesta | | | | |
|------|--------|----------|-------------|-----------|------------|-------------|
| | | Promedio | Consultores | Analistas | Académicos | Empresarios |
| RECM | 1,77 | 3,15 | 3,06 | 3,01 | 3,17 | 3,31 |
| EAM | 1,40 | 2,60 | 2,51 | 2,45 | 2,52 | 2,79 |
| EEAM | 0,80 | 1,48 | 1,43 | 1,39 | 1,44 | 1,59 |
| U1 | 0,24 | 0,32 | 0,31 | 0,31 | 0,32 | 0,33 |
| U2 | 0,46 | 0,82 | 0,79 | 0,78 | 0,82 | 0,86 |

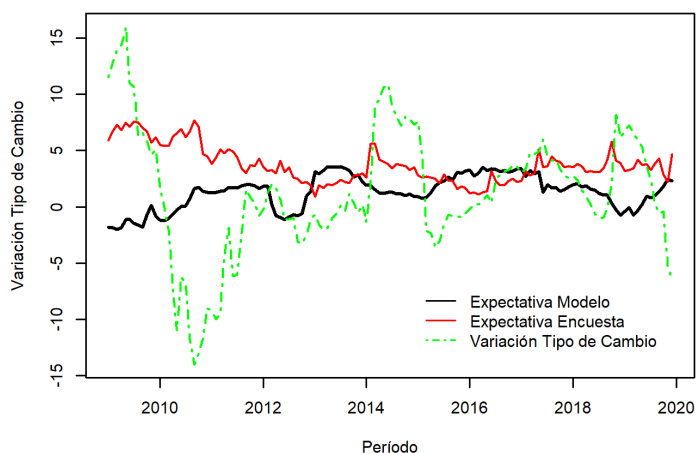
Fuente: Elaboración propia.

6.2. Variación del tipo de cambio

La inclusión del tipo de cambio no solo permite contar con una estimación más robusta de la expectativa de inflación, sino que cuenta con la ventaja extra que permite obtener una estimación implícita de las expectativas de variación del tipo de cambio de los agentes económicos. El Gráfico 6 presenta la estimación de la expectativa de variación del tipo cambio a 12 meses. La expectativa de variación del tipo de cambio implícita tiene mayor volatilidad que la expectativa de tipo de cambio de la encuesta y tiende a moverse más cercana al valor observado de la variación del tipo de cambio.

En la sección anterior se argumentó que una de las ventajas que tiene la estimación implícita de la expectativa de inflación sobre la expectativa de la encuesta, es que la expectativa de inflación implícita provee un mejor pronosticador de la inflación futura que la expectativa de la encuesta. El Gráfico 7 presenta ambas expectativas de variación de tipo de cambio como pronosticadores de la variación del tipo de cambio futuro. El gráfico muestra que durante los primeros años de la estimación la expectativa del modelo claramente pro-

Gráfico 6. Variación Tipo de Cambio, Expectativas de Tipo de Cambio del Modelo y Promedio de Expectativas de Tipo de Cambio de Encuesta
Costa Rica 2009-2019
Porcentaje.

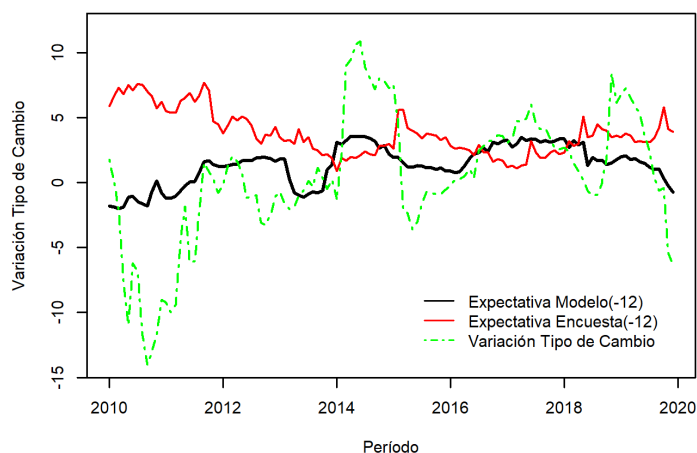


Fuente: BCCR y elaboración propia.

vee un mejor pronóstico de la variación del tipo de cambio que la expectativa de la encuesta, mientras que para los últimos años ambas expectativas son similares pero la expectativa implícita del modelo parece seguir más de cerca la tendencia de la variación del tipo de cambio.

Para poder hacer conclusiones más robustas, el Cuadro 2 presenta diversas medidas de bondad de ajuste del pronóstico. Dado que todas las medidas de bondad de ajuste son claramente menores al usar la expectativa de variación del tipo de cambio del modelo que al usar la expectativa de la encuesta se concluye que el primero es un mejor pronosticador. Es importante de resaltar que la diferencia en términos de ajuste en este caso es menor a la que se observa con la inflación, y que contrario al caso de la inflación, ambas expectativas son mejores pronosticadores de la variación del tipo de cambio futuro que un pronóstico ingenuo, una conclusión obtenida del hecho que el EEAM es menor que uno para ambas expectativas.

Gráfico 7. Expectativas de Tipo de Cambio a 12 meses del Modelo y Encuesta como Pronósticos de Variación de Tipo de Cambio
Costa Rica 2010-2019
Porcentaje.



Fuente: BCCR y elaboración propia.

7. ¿Están ancladas las expectativas de inflación?

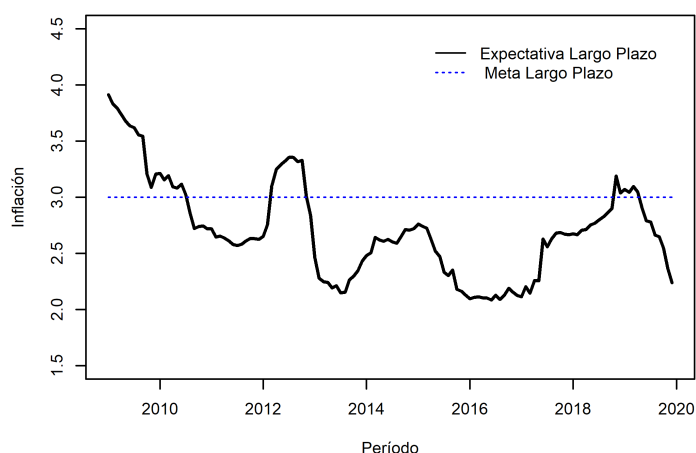
En el análisis que se presenta en esta sección el anclaje de las expectativas de inflación se refiere al hecho de que las expectativas de inflación se estabilicen alrededor de un valor constante, aunque este valor no necesariamente tiene que coincidir con la meta de inflación anunciada por el banco central. En particular es importante que en el caso de alta credibilidad del banco central, las expectativas de inflación no reaccionen ante eventos económicos coyunturales. Debido a que, aún con un banco comprometido con una meta de inflación, la inflación en un futuro cercano puede variar debido a variaciones de corto plazo del tipo de cambio, brecha de producto o en el precio de mercancías como el petróleo, una medida de expectativas de inflación de corto plazo no satisface las condiciones necesarias para el análisis. Por tanto, para este estudio se considera una medida de expectativas de inflación a largo plazo, y en particular se utiliza la expectativa de inflación a 60 meses. El Gráfico 8 presenta la estimación del modelo de las expectativas de inflación a 60 meses. De 2009 a 2014 las expectativas se redujeron gradualmente desde un 4 % hasta un 2 % y desde entonces han oscilado entre un 2 % y un 3 %.

Cuadro 2. Medidas de Bondad de Ajuste de Pronóstico de Variación de Tipo de Cambio con Expectativa a 12 Meses del Modelo y de la Encuesta Costa Rica 2009-2019.

| | 1 | 2 |
|------|------|------|
| RECM | 4,17 | 7,12 |
| EAM | 3,10 | 5,44 |
| EEAM | 0,46 | 0,81 |
| U1 | 0,58 | 0,77 |
| U2 | 0,82 | 1,40 |

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 8. Expectativas de Inflación de Largo Plazo y Metas de Inflación Costa Rica 2009-2019 Porcentaje.



Fuente: Elaboración propia.

Vale resaltar que para el período anterior a 2016 la expectativa de inflación de largo plazo se ha encontrado por debajo del rango meta de inflación establecida en la política macroeconómica para el respectivo año. Sin embargo, desde el 2008 el banco central ha afirmado en los Programas Macroeconómicos y sus revisiones que el objetivo de largo plazo de la autoridad monetaria es tener una inflación similar a la inflación de largo plazo de sus socios comerciales, la cuál se ha establecido en términos de política en un valor de 3%.¹⁴

¹⁴De acuerdo con los datos publicados en la página del BCCR el indicador de inflación de los socios comerciales se ha ubicado en el período 2009-2019 por encima de un 4%, solo en el 2011 y se ha ubicado permanentemente por debajo de un 3% desde mediados del año 2012.

De esta manera, si los agentes económicos encuentran creíbles los anuncios de política realizados por el BCCR, las expectativas de inflación de largo plazo deben estar más cercanas a la meta de largo plazo propuesta por la autoridad monetaria que a la meta de inflación establecida por el BCCR para un año en particular.

Con el fin de contar con una imagen amplia y certera de si las expectativas de inflación se encuentran ancladas en Costa Rica en el resto de la sección se describen y utilizan diferentes metodologías que han sido aplicadas en otros contextos.

Primeramente, Bomfim y Rudebusch (2000) proponen teóricamente que la inflación esperada debería representarse como un promedio ponderado del ancla de inflación y la inflación observada: $\pi_t^e = \lambda\pi^* + (1 - \lambda)\pi_{t-1}$. El ancla de inflación utilizada por los agentes no necesariamente tiene que ser la meta de inflación del banco central, por lo que Demertzis et al. (2008) implementan una metodología que permite obtener una estimación endógena de la misma. Demertzis et al. (2008) proponen estimar un VAR(1) de la inflación y la expectativa de inflación:

$$\begin{aligned}\pi_t &= c_0 + c_1\pi_{t-1} + c_2\pi_{t-1}^e + \epsilon_{1t} \\ \pi_t^e &= b_0 + b_1\pi_{t-1} + b_2\pi_{t-1}^e + \epsilon_{2t},\end{aligned}\tag{6}$$

con los errores distribuidos de acuerdo con una distribución normal conjunta con media 0 y covarianzas σ_{ij} . Al considerar las ecuaciones de largo plazo que genera este sistema obtenemos que

$$\pi^e = \frac{b_0}{1 - b_2} + \frac{b_1}{1 - b_2}\pi.\tag{7}$$

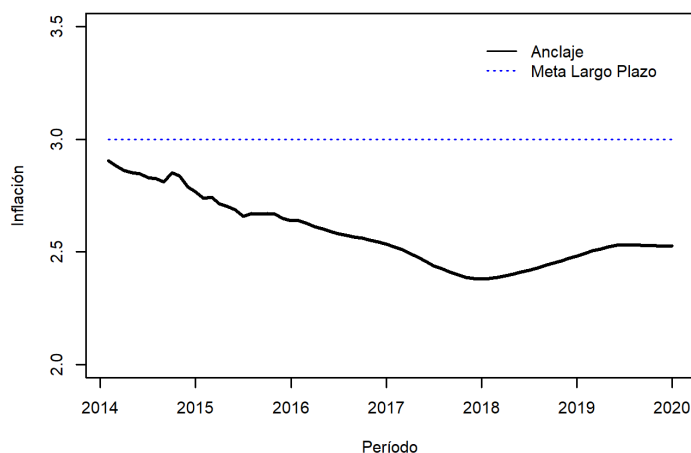
De esta manera, de la estimación del VAR(1) es posible recuperar el ancla de

inflación y el peso asignado por los agentes al ancla de inflación:

$$\pi^* = \frac{b_0}{(1 - b_2)\lambda}, \quad \lambda = 1 - \frac{b_1}{1 - b_2}.$$

Esta metodología en principio requiere estimar un VAR con las variables en nivel. Sin embargo, para el caso de Costa Rica la inflación y la expectativa de inflación están cercanas a presentar problemas de raíz unitaria, lo que genera que el VAR en niveles sea inestable. Para solventar dicho problema estadístico se procede a estimar un VAR de las variables en diferencia sin constante. Al tomar diferencias en el modelo propuesto por Bomfim y Rudebusch (2000) se obtiene la relación $\Delta\pi_t^e = (1 - \lambda)\Delta\pi_t$. Usando una derivación análoga a la propuesta por Demertzis et al. (2008) se obtiene que $\lambda = 1 - \frac{b_1}{1 - b_2}$, donde b_1 y b_2 corresponden ahora a los coeficientes del VAR en diferencias. Para recuperar π^* note que π_t^* puede ser escrito como $\pi_t^* = \frac{\pi_t^e}{\lambda} - \frac{(1 - \lambda)\pi_t}{\lambda}$. Sin embargo, como π^* representa un coeficiente de largo plazo, para la estimación del ancla de inflación se toma el valor promedio de π_t^* .

Gráfico 9. Nivel de ancla de inflación
Costa Rica 2014-2019
Porcentaje.¹⁵



Fuente: Elaboración propia.

El Gráfico 9 presenta el resultado de la estimación del anclaje cuando se es-

¹⁵El período corresponde al último mes de la ventana móvil.

tima un VAR(1) en diferencias y sin constante para ventanas móviles de 60 meses.¹⁶ Como se puede observar el nivel de anclaje se ha reducido paulatinamente desde el inicio de la muestra, pero para los últimos períodos se ha mantenido relativamente estable alrededor de un valor de 2,5%. Además, al realizar la estimación para todo el período el valor estimado del ancla es de 2,58%.

Por su parte el peso asignado por los agentes al ancla de inflación se presenta en el Gráfico 10. Para el período en estudio el peso asignado al ancla ha variado considerablemente. Entre 2014 y 2015 el peso asignado al ancla es mayor que 1, lo que refleja la desinflación experimentada entre 2008 y 2015 y la creencia de los individuos de que habría un efecto rebote en la inflación en los períodos futuros. Desde mediados de 2015 y hasta el 2017 el peso asignado fue menor, pero aún por encima de 1 y con algunos períodos en el que el peso se incrementó. Desde 2018 el peso asignado al ancla ha variado alrededor de un valor muy cercano a 1. Esto implica que para los años más recientes la expectativa es casi independiente de la inflación observada en el período, lo que demuestra una alta credibilidad del Banco Central.¹⁷

Para evaluar si las expectativas se encuentran ancladas Demertzis et al. (2008) proponen una serie de hipótesis estadísticas auxiliares utilizando los coeficientes del VAR. En este artículo se consideran las siguientes hipótesis:

H1. la expectativa de inflación no es afectada por los rezagos de la inflación:

$$b_1 = 0;$$

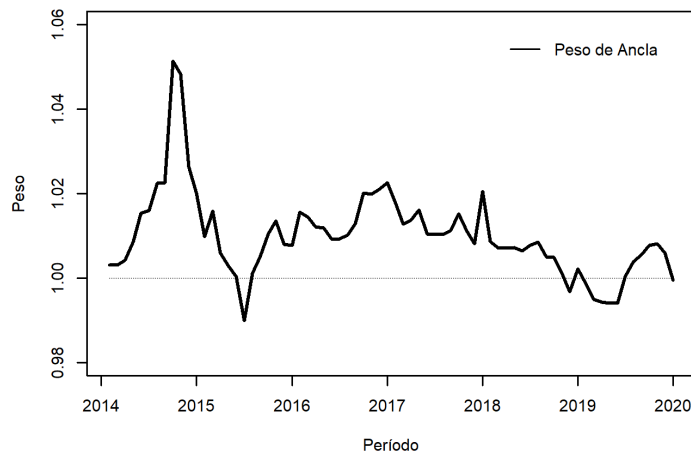
H2. la expectativa de inflación se encuentra anclada en promedio a una constante: $b_1 = 0$ y $b_2 = 0$;

H3. la inflación observada no es afectada por los rezagos de la expectativa

¹⁶Un VAR(1) en diferencias y sin constante es el mejor modelo de estimación de acuerdo con los criterios de información de Schwarz cuando el VAR se estima para todo el período. Para facilitar la comparabilidad de los resultados se decide utilizar el mismo modelo para cada una de las ventanas.

¹⁷La estimación promedio para todo el período del peso asignado al ancla es 1,01, lo que no refleja los cambios sufridos a lo largo del período.

Gráfico 10. Peso asignado al ancla de inflación
Costa Rica 2010-2019.



Fuente: Elaboración propia.

de inflación: $c_2 = 0$; y

H4. no hay transmisión contemporánea entre los errores en la estimación de la inflación y los errores en la estimación de la expectativa de inflación: $\sigma_{12} = 0$.

Como el VAR estimado es un VAR(1) las hipótesis H1-H3 pueden ser evaluadas con una prueba de Wald, y la hipótesis H4 es evaluada utilizando la transformada de Fischer.¹⁸ El Cuadro 3 presenta los resultados de estas pruebas cuando el VAR se estima con toda la muestra y cuando se estima solamente con los datos para los últimos 4 años. Para la muestra que contiene la información únicamente para los últimos 4 años ninguna de las hipótesis nulas se rechaza a un nivel de significancia razonable, lo que hace indicar que durante los últimos 4 años es difícil rechazar que las expectativas de inflación se han encontrado ancladas. Para la muestra completa hay evidencia estadística muy fuerte para rechazar la hipótesis nula H2 y alguna evidencia para rechazar la hipótesis H4, por lo que existe evidencia de que la expectativa de inflación no se ha encontrado anclada para todo el período considerado.

¹⁸El estadístico de Wald sigue una distribución Chi-cuadrada y la transformada de Fischer sigue una distribución normal.

Cuadro 3. Hipótesis de Anclaje con VAR
Costa Rica 2009-2019

Nivel de significancia estadística de 1 % se indica con ***, de 5 % con ** y de 10 % con *.

| Muestra | | H1 | H2 | H3 | H4 |
|-----------|-------------|------|----------|------|-------|
| 2009-2019 | Estadístico | 0,13 | 13,71*** | 0,50 | 1,71* |
| | P-value | 0,72 | 0,00 | 0,48 | 0,09 |
| 2016-2019 | Estadístico | 1,07 | 1,42 | 0,24 | 1,01 |
| | P-value | 0,30 | 0,49 | 0,63 | 0,31 |

Fuente: Elaboración propia.

Para validar los resultados obtenidos con el VAR se procede a estimar diferentes especificaciones de regresiones lineales que han sido utilizadas en la literatura para evaluar si las expectativas de inflación se encuentran ancladas en diferentes contextos. En el presente caso se presentan diferentes estimaciones para las expectativas de inflación a 12, 36 y 60 meses, y tomando la muestra igual a todo el período o a solo los últimos 5 años. El Cuadro 4 presenta un resumen de los resultados.

La primera regresión, la cuál estima el modelo en Bomfim y Rudebusch (2000), presenta la versión estática de la prueba que se presentó anteriormente con el VAR y en el que el ancla se define de manera exógena igual a la meta de inflación del Banco Central. Los únicos casos en los que no se rechaza la hipótesis nula de que la expectativa de inflación es igual a la meta de inflación anunciada por el BCCR corresponde a las regresiones en las que la muestra es igual a todo el período. Sin embargo, al considerar toda la muestra se promedian diferentes períodos en el que el peso asignado a la meta de inflación ha estado por encima y debajo de 1. El Gráfico 11 presenta la estimación, al utilizar ventanas móviles de 5 años, del peso asignado a la meta de inflación en la expectativa de inflación a 60 meses. Como se puede observar al inicio del período el peso se encontraba por encima de 1, lo cual concuerda con un período de desinflación y, debido a la expectativa de un efecto rebote en la inflación futura, una disminución de la inflación hacía a los agentes aumentar

sus expectativas de inflación futura.

Cuadro 4. Pruebas de Anclaje de Expectativas de Inflación
Costa Rica 2009-2019

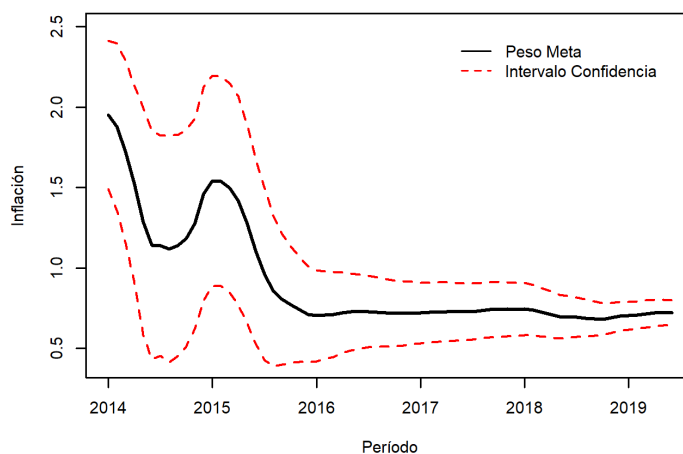
Nivel de significancia estadística de 1 % se indica con ***, de 5 % con ** y de 10 % con *.

| | 2009-2019 | | | 2015-2019 | | |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | $\pi_{t+12 t}^e$ | $\pi_{t+36 t}^e$ | $\pi_{t+60 t}^e$ | $\pi_{t+12 t}^e$ | $\pi_{t+36 t}^e$ | $\pi_{t+60 t}^e$ |
| $\pi_{t+n}^e = \omega \pi_t^{obj} + (1 - \omega) \pi_{t-1} + \epsilon_t, H_0 : \omega = 1$ | | | | | | |
| ω | 0,912 | 0,997 | 0,991 | 0,700*** | 0,730*** | 0,673*** |
| <i>P-value</i> | 0,175 | 0,973 | 0,926 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| $\Delta \pi_{t+n}^e = \alpha + \beta \Delta \pi_{t-1} + \epsilon_t$ | | | | | | |
| β | 0,162*** | 0,003 | 0,001 | 0,102 | -0,002 | -0,003 |
| <i>P-value</i> | 0,001 | 0,900 | 0,967 | 0,242 | 0,943 | 0,899 |
| $\Delta \pi_{t+n t}^e = \alpha + \lambda \Delta \pi_{t+12 t}^e + \epsilon_t$ | | | | | | |
| λ | | 0,209*** | 0,142*** | | 0,211*** | 0,142*** |
| <i>P-value</i> | | 0,000 | 0,000 | | 0,000 | 0,000 |
| $\Delta \pi_{t+n}^e = \alpha + \gamma \Delta \pi_{t-1} + \delta_1 \max\{\pi_{t-1} - \pi_t^{obj}, 1\} + \delta_2 \min\{\pi_{t-1} - \pi_t^{obj}, -1\} + \epsilon_t$ | | | | | | |
| δ_1 | 0,172* | 0,029 | 0,018 | 0,511 | 2,065* | 1,453 |
| <i>P-value</i> | 0,065 | 0,432 | 0,489 | 0,873 | 0,099 | 0,102 |
| δ_2 | 0,071 | 0,027 | 0,018 | 0,097 | 0,078** | 0,054** |
| <i>P-value</i> | 0,139 | 0,158 | 0,180 | 0,290 | 0,031 | 0,035 |

Fuente: Elaboración propia.

La segunda regresión estima cómo varía la expectativa de inflación ante cambios en la inflación observada. La idea detrás de esta especificación, que fue introducida a la literatura por Levin et al. (2004), es que si las expectativas de inflación se encuentran ancladas, estas no deberían variar ante cambios de corto plazo en la inflación observada. Dado que esta hipótesis es rechazada solo cuando se considera toda la muestra y la variable independiente es la expectativa de inflación a 12 meses, existe fuerte evidencia de que la inflación del último período no afecta las expectativas de inflación.

Gráfico 11. Peso Asignado a la Meta de Inflación en la Expectativa de Inflación a 60 Meses Costa Rica 2010-2019.



Fuente: Elaboración propia.

La tercera regresión evalúa si los cambios en la expectativa de inflación en el corto plazo afectan la expectativa de inflación de largo plazo. Esta especificación introducida por Łzyiak y Paloviita (2017) pretende recoger el hecho de que, si las expectativas de inflación se encuentran ancladas, los cambios coyunturales en la economía del país que pueden afectar las expectativas de corto plazo no deberían afectar las expectativas de largo plazo de los agentes económicos. En este caso los resultados muestran más evidencia en contra de la hipótesis de que las expectativas de inflación se encuentran ancladas, ya que en todas las especificaciones el efecto de la expectativa de corto plazo en las de mayor plazo es estadísticamente significativo. Sin embargo, el efecto es pequeño en términos cuantitativos (solo un incremento de 0,14 p.p. en las expectativas de largo plazo ante un cambio de 1 p.p. en la expectativa de corto plazo) y es menor para las expectativas de largo plazo (60 meses) que las de mediano plazo.

Finalmente, la cuarta regresión estima cómo los choques a la inflación que provocan que la inflación se encuentre fuera del rango meta del Banco Central afectan las expectativas de inflación. Debido a que durante el período que se considera en este estudio la inflación se ha ubicado durante largos lapsos

por debajo del rango meta pero solo en unos pocos por encima, en esta especificación se incluyen los choques negativos y positivos a la inflación, mientras que la literatura (Mariscal et al., 2014; Acosta, 2017) ha considerado principalmente el efecto de que la inflación se ubique por encima del rango meta. Los choques positivos tienen un efecto significativo cuando se considera toda la muestra para las expectativas a 12 meses y los choques negativos poseen un efecto ligeramente significativo para las expectativas de 36 meses y 60 meses, independientemente de la muestra. Los signos de los coeficientes muestran que movimientos de la inflación fuera del rango meta refuerzan el efecto de las variaciones coyunturales de la inflación. En otras palabras, los agentes tienen poca confianza de que el Banco Central realice las acciones correspondientes para que la inflación observada regrese al rango meta en el corto plazo. Sin embargo, estos coeficientes son cuantitativamente pequeños para las expectativas de mediano y largo plazo, lo que muestra que los agentes tampoco esperan que en tales casos la inflación se aleje indefinidamente del rango meta.

8. Conclusión

En este artículo se ha utilizado un modelo lineal de las tasas de interés que permite contar con un nuevo indicador de las expectativas de inflación y variación del tipo de cambio de los agentes económicos en Costa Rica. Esta metodología cuenta con la ventaja que las expectativas se pueden estimar para diferentes plazos y los indicadores se pueden actualizar oportunamente, lo que facilita su uso para el análisis de distintas medidas de política económica.

Se ha mostrado que las expectativas implícitas de inflación y de variación del tipo de cambio son mejores pronosticadores de la inflación y la variación del tipo de cambio, respectivamente, que las expectativas provenientes de la En-

cuesta Mensual de Expectativas del BCCR. Esta diferencia es especialmente marcada para el caso de la inflación. Por tanto, se hace necesario realizar más investigación sobre la información contenida en la encuesta del BCCR para entender la fuente de tal diferencia.

Finalmente, se ha analizado si las expectativas implícitas de inflación se encuentran ancladas. Se obtiene como conclusión preliminar que durante los años más recientes la expectativa de inflación de largo plazo (60 meses) se ha anclado, aunque el ancla de inflación se encuentra por debajo de la meta de inflación de largo plazo anunciada por el BCCR. Debido a que las expectativas de inflación se han anclado solo hasta períodos muy recientes es necesario realizar un seguimiento cercano para corroborar que el resultado obtenido perdura en el tiempo.

Referencias

- Acosta, M. A. (2017). Evaluación del anclaje de las expectativas de inflación en México. *Monetaria*, 39(1), 101–140.
- Alfaro, A. y Monge, C. (2013). Expectativas de inflación para Costa Rica. Banco Central de Costa Rica (BCCR). Documento de Investigación D1-01-2013.
- Alfaro, A. y Mora, A. (2018). The information rigidities and rationality of costarican inflation expectations. Banco Central de Costa Rica (BCCR). Documento de Investigación DI-05-2017.
- Beechey, M., Johannsen, B., y Levin, A. (2011). Are long-run inflation expectations anchored more firmly in the euro area than in the United States? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 104–29.
- Bomfim, A. y Rudebusch, G. (2000). Opportunistic and deliberate disinflation

- under imperfect credibility. *Journal of Money Credit and Banking*, 32(4; PART 1), 707–721.
- Christensen, J., Lopez, J., y Rudebusch, G. (2010). Inflation expectations and risk premiums in an arbitrage-free model of nominal and real bond yields. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 143–178.
- d’Amico, S., Kim, D., y Wei, M. (2018). Tips from tips: the informational content of treasury inflation-protected security prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(1), 395–436.
- Demertzis, M., Marcellino, M., y Viegli, N. (2008). A measure for credibility: tracking US monetary developments.
- Diebold, F. y Li, C. (2006). Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of econometrics*, 130(2), 337–364.
- Ehrmann, M. (2014). Targeting inflation from below-how do inflation expectations behave? Technical report, Bank of Canada Working Paper.
- Fuertes, A., Gimeno, R., y Marqués, J. (2018). Extraction of inflation expectations from financial instruments. Technical report, Inter-American Development Bank.
- Gimeno, R. y Marqués, J. (2012). A market based approach to inflation expectations, risk premia and real interest rates. *The Spanish Review of Financial Economics*, 10(1), 18–29.
- Gimeno, R. y Nave, J. (2009). A genetic algorithm estimation of the term structure of interest rates. *Computational Statistics & Data Analysis*, 53(6), 2236–2250.
- Joyce, M. A., Lildholdt, P., y Sorensen, S. (2010). Extracting inflation expectations and inflation risk premia from the term structure: a joint model of the

- uk nominal and real yield curves. *Journal of Banking & Finance*, 34(2), 281–294.
- Lankester, V. y Ortega, R. (2019). Estimación de una curva soberana para Costa Rica.
- Laverde, B. y Rodríguez, A. (2009). Expectativas de inflación y variación cambiaria implícitas en las transacciones de títulos de deuda costarricense 2005-2009. Banco Central de Costa Rica (BCCR). Documento de Investigación DI-17-2009.
- Levin, A., Natalucci, F., y Piger, J. (2004). The macroeconomic effects of inflation targeting. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, 86(4), 51–8.
- Łyziak, T. y Paloviita, M. (2017). Anchoring of inflation expectations in the euro area: recent evidence based on survey data. *European Journal of Political Economy*, 46, 52–73.
- Mariscal, R., Powell, A., y Tavella, P. (2014). On the credibility of inflation targeting regimes in latin america.
- Nelson, C. y Siegel, A. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of business*, 473–489.