



NOTA TÉCNICA
N.º 01|2021

Estabilidad de las expectativas de inflación

Carlos Segura-Rodriguez
Andrea Collado Chaves

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

Estabilidad de las expectativas de inflación en Costa Rica*

Carlos Segura-Rodriguez[†] Andrea Collado Chaves[‡]

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

Resumen

Este artículo analiza si la expectativa promedio mensual de la Encuesta de expectativas de inflación y tipo de cambio del Banco Central de Costa Rica (BCCR) es estable. Por estabilidad se entiende que las expectativas de inflación de corto plazo (12 meses) y la inflación, tienen un comportamiento independiente, y que la dispersión de los valores que indican los informantes es pequeña. Se utiliza un conjunto amplio de técnicas que se han desarrollado en la literatura con dicho fin. La principal conclusión es que la expectativa de inflación de la Encuesta no es estable, aunque ha tendido a estabilizarse durante los últimos años. Sin embargo, la estabilidad de las expectativas parece no ser reflejo de un aumento en la confianza de los agentes en el BCCR, sino que los informantes prefieren indicar la meta de inflación en vez de usar métodos de pronóstico de formación de expectativas más complejos.

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

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

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

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

Stability of Costa Rican Inflation Expectations*

Carlos Segura-Rodríguez[†] Andrea Collado Chaves[‡]

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

Summary

This article studies whether the average inflation expectation from the Central Bank of Costa Rica (BCCR by its initials in Spanish)'s Encuesta de expectativas de inflación y tipo de cambio are stable. By stability we refer to the fact that these short-term expectations' behavior is unrelated to the inflation's behavior, and that the dispersion of the respondents' report is small. We use a broad range of techniques that have been developed in the literature to study this phenomenon. We obtain as main conclusion that inflation expectations are not yet stable, though they have become more stable during the last years. However, the expectations' stability seems to be a result of the respondents preferring a simple forecast method to form their expectations as using the inflation target as their forecast, rather than a stronger trust of the agents in the BCCR.

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

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

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

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

Índice

1. Introducción	2
2. Revisión de la literatura	3
3. Datos	5
4. ¿Son las expectativas estables?	6
4.1. Sensibilidad	6
4.2. Resiliencia	9
4.3. Dispersión de las expectativas	10
4.4. Credibilidad	12
4.4.1. Ancla de inflación exógena	12
4.4.2. Ancla de inflación endógena	14
5. Conclusión	18

1. Introducción

La Encuesta mensual de expectativas de inflación y tipo de cambio fue implementada por el Banco Central de Costa Rica (BCCR) en enero de 2006 como un indicador estratégico en el proceso de adopción del esquema de metas de inflación que inició en 2005. Aunque la Encuesta genera información adicional sobre las expectativas de tipo de cambio y de perspectiva económica, su principal objetivo es medir el valor esperado de la variación interanual del Índice de Precios al Consumidor al cabo de 12 meses.

Este artículo analiza si las expectativas de inflación derivadas de la Encuesta se han estabilizado alrededor de la meta de inflación. Lo anterior requiere que se cumplan una serie de condiciones, a saber: que las expectativas de inflación no se vean influenciadas por la inflación pasada o viceversa, que la expectativa se haya estabilizado en un valor constante, y que la dispersión de las expectativas de los agentes decrezca conforme aumenta la confianza en el BCCR. La principal conclusión del análisis es que las expectativas provenientes de la Encuesta no son estables.

Aún cuando las técnicas que se utilizan son las mismas que se aplican para la verificación del anclaje, se usa el término estabilidad porque en la literatura el vocablo anclaje se ha reservado para caracterizar el comportamiento de las expectativas de inflación a largo plazo, y las expectativas de la Encuesta son de corto plazo. No se puede hablar de anclaje de las expectativas de inflación de corto plazo porque es razonable que estas expectativas reaccionen ante movimientos coyunturales de variables como la brecha del producto los precios del petróleo o el tipo de cambio, , aún cuando el Banco Central este comprometido con la meta de inflación. Por ende, movimientos en las expectativas de inflación de corto plazo no necesariamente se deben a una pérdida de credibilidad por parte del Banco Central (Segura-Rodriguez, 2019).

A pesar de que Segura-Rodriguez (2019) analizó el fenómeno del anclaje de

las expectativas de inflación en Costa Rica, este es el primer artículo que estudia la estabilidad de las expectativas de inflación provenientes de la Encuesta. Segura-Rodriguez (2019) utilizó en su análisis la expectativa de inflación a 60 meses (largo plazo) que obtuvo al implementar la metodología propuesta por Gimeno y Marqués (2012) para extraer expectativas de los rendimientos de los bonos nominales de deuda soberana negociados en el mercado primario y secundario. La principal conclusión es que dichas expectativas se encuentran ancladas para los años más recientes.

Después de esta Introducción se presenta la Revisión de la literatura, luego se aportan detalles sobre los datos de la Encuesta y de las otras variables utilizadas. Después de la sesión de Datos se presentan los resultados de las pruebas de estabilidad de las expectativas y finalmente las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

Los artículos que han analizado las expectativas de inflación de la Encuesta mensual de expectativas de inflación y tipo de cambio de Costa Rica, han señalado debilidades en el indicador resultante. La expectativa presenta un sesgo persistente cuando se utiliza para pronósticos (Alfaro y Monge, 2013) porque los informantes están sujetos a rigideces en la información que consultan (Alfaro y Mora, 2018). Además los agentes no utilizan el método racional o adaptativo para formar sus expectativas (Alfaro y Mora, 2018), y en su lugar prefieren utilizar métodos que requieren de muy poca información, como reportar la inflación observada en el mes anterior o la meta de inflación anunciada por el BCCR (Segura-Rodriguez, 2020).

A nivel internacional se han formulado una serie de estrategias para evaluar si las expectativas de inflación se encuentran ancladas.¹ La mayoría de las metodologías consideradas se derivan de un modelo simple de formación de

¹ Acosta (2017) presenta con mayor detalle un resumen de esta literatura.

expectativas propuesto por Bomfim y Rudebusch (2000). Estos autores sugieren que los agentes forman sus expectativas como una combinación lineal de un ancla de inflación y la inflación observada en el último periodo. Entre más cercano a uno sea el peso asignado al ancla, las expectativas son más estables ante variaciones en la inflación observada.²

A partir de este modelo han surgido varias adaptaciones empíricas que estiman el peso asignado al ancla. Entre estas, las más simples suponen que el ancla es igual a la meta de inflación, y prueban diferentes hipótesis asociadas con los coeficientes de una regresión lineal.

Levin, Natalucci y Piger (2004) argumentan que si el coeficiente de una regresión de la expectativa y la inflación observada del periodo anterior es cero, entonces las expectativas son estables. Ehrmann (2015) sugiere que si el coeficiente de una regresión del rango entre los deciles 10 y 90 de las expectativas de inflación es pequeño, se podría inferir que las expectativas se encuentran ancladas. Łyziak y Paloviita (2017) proponen como prueba de anclaje verificar que el coeficiente de la regresión de la inflación esperada a largo (mediano) plazo en la expectativa de inflación a corto plazo es cero. Finalmente, Mariscal, Powell y Tavella (2014) aducen que una señal del anclaje de las expectativas es que el coeficiente de una regresión de la expectativa en la inflación y un indicador que captura desviaciones de la inflación observada de la meta de inflación sea cero.

Por otra parte, Demertzis, Marcellino y Viegi (2008) proponen una metodología más compleja que permite estimar el valor del ancla y de manera simultánea los pesos que los agentes asignan al ancla y la inflación. Ambos parámetros se identifican a partir de la relación de largo plazo entre la expectativa de inflación y la inflación que se obtiene de un modelo VAR.

²El valor del ancla de inflación no corresponde necesariamente a la meta de inflación anunciada por el Banco Central.

3. Datos

El periodo de estudio comprende los meses de enero de 2006 a noviembre de 2020. Se utilizan los datos anonimizados de la Encuesta mensual de expectativas de inflación y tipo de cambio del Banco Central de Costa Rica, para construir indicadores mensuales de posición y dispersión, específicamente la media y mediana de las expectativas de inflación y el rango intercuartil. A parte de estos datos, se usa la variación interanual del IPC como indicador de inflación y la meta de inflación anunciada por el Banco Central para cada uno de los meses.

La Encuesta inició en 2006 con una muestra de 27 informantes, divididos en cuatro grupos: académicos, consultores, analistas financieros y empresarios. A lo largo de los años se han implementado modificaciones en el diseño muestral para evitar el agotamiento de los informantes.³ Hay dos cambios que han tenido implicaciones importantes.

En junio de 2012, la muestra total se incrementó de 52 a 80 informantes, con una drástica modificación en la composición de los grupos. El grupo de empresarios pasó de representar un 10 % de los informantes a representar alrededor de un 80 %. A partir de ese momento, la cantidad de valores atípicamente altos en las expectativas de inflación se duplicó.

Por otra parte, en diciembre de 2014, el 95 % de los informantes fue sustituido. Segura-Rodriguez (2020) muestra que los informantes que ingresaron en ese momento prefieren formar su expectativa de inflación con base en la meta anunciada por el BCCR.

El análisis incluye dos variables de cambio estructural en la inflación. El primer quiebre fue identificado por Torres-Gutiérrez (2012) en mayo de 2009. El segundo se fijó en marzo de 2015, momento a partir del cual es común que

³La Encuesta es un panel que sigue a una cohorte de informantes, después de 18 meses las tasas de deserción son muy altas y por eso se requiere de rotaciones de la muestra. Los detalles sobre la identificación de estos cambios metodológicos se pueden consultar en Collado Chaves (2020).

la inflación interanual se ubique por debajo de 2 %. Casualmente estos dos cambios estructurales de la inflación se ubican muy cerca de dos momentos en los que varió el diseño metodológico de la Encuesta.

El Cuadro 1 muestra el comportamiento de las series en cada uno de los subperiodos definidos por los cambios estructurales.

Cuadro 1. Promedio por subperiodos de variables utilizadas

Período	Expectativa	Inflación	Meta
Enero 06- noviembre 20	6,4	5,0	5,0
Enero 06- abril 09	10,6	11,5	9,0
Mayo 09- febrero 15	6,6	5,0	5,0
Marzo 15- noviembre 20	3,6	1,2	3,0

Fuente: BCCR y elaboración propia.

4. ¿Son las expectativas estables?

Esta sección evalúa con diferentes estrategias si las expectativas de inflación de la Encuesta son estables. Para facilitar la exposición se dedicará una sesión a cada una de las metodologías aplicadas.

4.1. Sensibilidad

El primer análisis mide la sensibilidad de las expectativas ante cambios en la inflación observada. Si las expectativas son estables, deberían ser invariables ante cambios en la inflación. Siguiendo a Ehrmann (2015) se estiman las siguientes regresiones:

$$\begin{aligned}\pi_t^e &= \alpha + \beta \pi_{t-1} + \epsilon_t \\ \pi_t^e &= \alpha + \beta \pi_{t-1} + \alpha_1 \delta_1 + \beta_1 \delta_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \delta_2 + \beta_2 \delta_2 \pi_{t-1} + \epsilon_t,\end{aligned}\tag{1}$$

donde la segunda regresión incorpora las variables de cambio estructural: δ_1 es igual a uno entre mayo de 2009 y febrero de 2015 y δ_2 es igual a 1 a partir de marzo de 2015. De esta manera, la hipótesis nula de que las expectativas son estables, consiste en evaluar la hipótesis $\beta = 0$ en la primera especificación y que $\beta = 0$, $\beta + \beta_1 = 0$ y $\beta + \beta_2 = 0$ en la segunda especificación.

El cuadro 2 presenta las estimaciones de estas regresiones. En la especificación sin cambios estructurales la inflación tiene un efecto significativo en la expectativa, por lo que se concluiría que las expectativas de inflación no son estables. La segunda regresión muestra que los cambios estructurales tienen una importante incidencia en la relación entre la inflación y la expectativa de inflación. Al considerar las hipótesis $\beta = 0$ y $\beta + \beta_1 = 0$ se concluye que antes de marzo de 2015 las expectativas de inflación no son estables. Sin embargo, la hipótesis que $\beta + \beta_2 = 0$ no se rechaza (valor-p = 0,96), por lo que se concluiría que a partir de ese momento los movimientos de la inflación no afectan las expectativas de inflación.

Cuadro 2. Sensibilidad de la expectativa

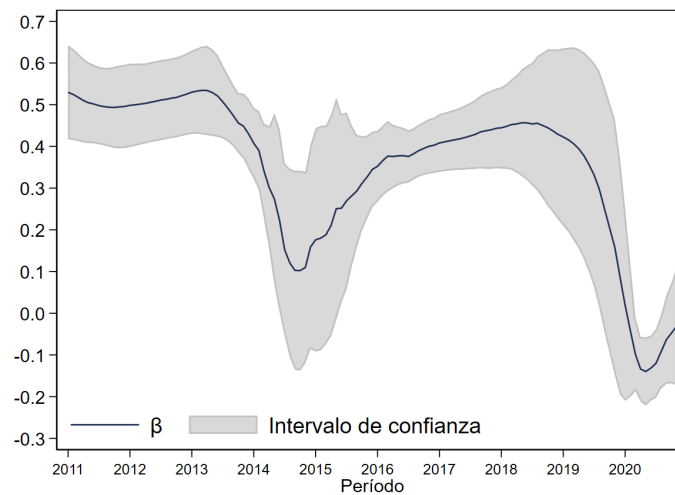
Coeficiente	Base	Con indicatoras
β	0,63*** (0,04)	0,58*** (0,09)
β_1		-0,29** (0,12)
β_2		-0,58*** (0,13)

Nivel de significancia estadística de 1 % se indica con ***, de 5 % con ** y de 10 % con *. En paréntesis se presentan los errores estándar robustos según el método Newey-West.

Fuente: Estimación propia.

Para complementar el análisis y corroborar que durante los últimos años la expectativa no es sensible a movimientos en la inflación, se estima la primera especificación para ventanas móviles de 60 meses. El Gráfico 1 representa con una línea sólida, el valor puntual del parámetro para la ventana que termina en el mes respectivo y con una franja gris, el intervalo de confianza al 95 %

Gráfico 1. Estimación de β con ventanas de 60 meses.



Fuente: Estimación propia.

El gráfico muestra que la expectativa de inflación reacciona ante movimientos en la inflación observada durante la mayor parte del periodo. Sin embargo, entre mayo de 2014 y setiembre de 2015 la hipótesis de que la expectativa no reacciona ante movimientos de la inflación no se puede rechazar, debido principalmente a un aumento en el error estándar de estimación como consecuencia de los quiebres estructurales en la inflación. De igual forma para unas pocas ventanas (las que terminan entre septiembre de 2019 y febrero de 2020, y finales de 2020) el coeficiente no es estadísticamente distinto de cero. Finalmente, es de resaltar que para algunos meses durante 2020 el coeficiente es negativo y estadísticamente distinto de cero. Este resultado sugiere que durante esos periodos, la expectativa de inflación fue sensible ante movimientos en la inflación, pero la expectativa se mueve en la dirección contraria a la variación de la inflación.

Los resultados no deben sorprender. Es difícil pensar que las expectativas de corto plazo, como las de la Encuesta, no van a reaccionar ante movimientos en la inflación. Considere, por ejemplo, un aumento permanente en los precios del petróleo; dicho incremento provoca un aumento en la inflación interanual

que perdura por algunos meses, por lo que los agentes deberían incorporar esta información y modificar sus expectativas de inflación a corto plazo.⁴

4.2. Resiliencia

El análisis de sensibilidad mostró que la expectativa reacciona ante movimientos en la inflación, pero no se consideró si el tamaño de esas variaciones afecta el resultado. En este apartado se estudia si la reacción de la expectativa depende del hecho de que la inflación se ubique fuera del rango meta anunciado por el BCCR. Para este fin se considera la especificación propuesta por Mariscal et al. (2014) y se incorporan los choques que generan inflaciones por debajo del rango meta. De esta manera se estima:

$$\pi_t^e = \alpha + \beta\pi_{t-1} + \gamma\pi_{t-1}^e + \theta_1 \max\{\pi_{t-1} - \pi_t^m, 1\} + \theta_2 \min\{\pi_{t-1} - \pi_t^m, -1\} + \epsilon_t. \quad (2)$$

Los resultados del Cuadro 3, demuestran que para todo el periodo, los choques que generan inflaciones fuera del rango meta no tienen un efecto significativo extra en las expectativas de los informantes.

Cuadro 3. Resiliencia de la expectativa

Coeficiente	Base
β	0,050 (0,034)
γ	0,922*** (0,037)
θ_1	-0,019 (0,016)
θ_2	-0.021 (0,035)

Nivel de significancia estadística de 1 % se indica con ***, de 5 % con ** y de 10 % con *. En paréntesis se presentan los errores estándar robustos según el método Newey-West.

Fuente: Estimación propia.

⁴Esto no significa que esos movimientos coyunturales tengan un efecto en sus expectativas de largo plazo.

⁵Para obtener residuos normales se incluyen variables dicotómicas para controlar por choques idiosincráticos que se presentaron en noviembre de 2006, mayo de 2008, julio de 2008, enero de 2009 y marzo de 2014.

Sin embargo, al considerar las submuestras se obtiene que entre mayo de 2009 y febrero de 2015 el efecto asociado a las desviaciones por superiores e inferiores al valor de la inflación meta, es negativo y estadísticamente significativo al 1 %. El hecho de que para dicho periodo ambos coeficientes son negativos y estadísticamente significativos, muestra la confianza que los individuos tenían en la capacidad del Banco Central para hacer retornar la inflación al rango meta.⁶

4.3. Dispersión de las expectativas

Como hemos visto con el análisis de sensibilidad, la evidencia sugiere que las expectativas han tendido a estabilizarse en los últimos años. Si este proceso de hecho estuviera ocurriendo, la dispersión de las expectativas de los informantes se debería haber reducido en el tiempo. Ehrmann (2015) propone utilizar el rango intercuartil como la medida de dispersión de las expectativas. Este estudio utiliza las siguientes especificaciones:

$$\begin{aligned}\frac{RI(\pi_t^e)}{\pi_t^e} &= \alpha + \omega t + \epsilon_t \\ \frac{RI(\pi_t^e)}{\pi_t^e} &= \alpha + \alpha_1 \delta_1 + \alpha_2 \delta_2 + \omega t + \epsilon_t,\end{aligned}\tag{3}$$

donde $RI(\pi_t^e)$ representa el rango intercuartil de las expectativas, es decir, la diferencia entre el percentil 75 y el percentil 25 de las expectativas reportadas por los informantes, y t representa el tiempo.⁷ Como variable dependiente se toma el rango intercuartil como fracción de la expectativa esperada para corregir por el hecho de que la inflación, y con ello la expectativa promedio, ha caído durante el periodo en consideración.

⁶Debido al gran número de parámetros no se presentan los resultados para el modelo que incorpora los cambios estructurales. Los interesados pueden comunicarse con los autores para obtener estas estimaciones.

⁷Se agregan un conjunto de dicotómicas de errores idiosincráticos para los meses de diciembre de 2008, septiembre de 2009, junio de 2014, mayo de 2016, septiembre de 2017, julio de 2020 y noviembre de 2020, para asegurar que los residuos tiendan a distribuirse normalmente.

El Cuadro 4 presenta el resultado de las estimaciones. Al considerar la especificación sin variables de cambio estructural, se obtiene que la dispersión de las expectativas ha aumentado, aunque marginalmente, ya que el coeficiente es estadísticamente significativo.

Cuadro 4. Dispersión de las expectativas

Coeficiente	Base	Con indicadoras
α	0,109*** (0,017)	0,119*** (0,022)
α_1		0,061 (0,041)
α_2		0,138 (0,084)
ω	0,002*** (0,000)	0,001 (0,0006)

Nivel de significancia estadística de 1 % se indica con ***, de 5 % con ** y de 10 % con *. En paréntesis se presentan los errores estándar robustos según el método de Huber-White-Sandwich.

Fuente: Estimación propia.

Cuando se incorporan las variables de cambio estructural, el coeficiente de la tendencia deja de ser significativo. Por su parte, los coeficientes en los cambios de constante son positivos, económicamente importantes y marginalmente significativos (p-values de 0,138 y 0,104 para los coeficientes α_1 y α_2 , respectivamente).

De esta manera, se concluye que la dispersión ha aumentado con el transcurrir de los años y que los aumentos en la dispersión se producen en los momentos en que existe un cambio estructural en la inflación. Esto refleja el hecho de que algunos de los informantes siguen esperando una inflación como la que observaban antes del cambio, mientras que otros ajustan sus expectativas más rápidamente. Por ende, estas disparidades entre agentes aumentan la dispersión de las expectativas después del cambio.

4.4. Credibilidad

Bomfim y Rudebusch (2000) propusieron un modelo simple de formación de expectativas en el que la expectativa de inflación es un promedio ponderado de un valor ancla y la última inflación observada:

$$\pi_t^e = \lambda \pi^* + (1 - \lambda) \pi_{t-1},$$

donde π^* corresponde al valor del ancla. En este caso se diría que la inflación es estable si $\lambda = 1$; es decir, cuando la expectativa de inflación es exactamente igual al valor del ancla.

Para evaluar la credibilidad utilizamos dos metodologías distintas que se basan en este modelo básico de formación de expectativas. Primero, siguiendo a Mariscal et al. (2014) se supone un valor del ancla exógeno que corresponde al valor puntual de la meta de inflación para el periodo t , y se estima el valor de λ . Luego se utiliza la metodología propuesta por Demertzis et al. (2008) que permite estimar endógenamente el valor del ancla y el peso asignado a esta.

4.4.1. Ancla de inflación exógena

La propuesta de Mariscal et al. (2014) para todo el periodo de estudio y con variables de cambio estructural corresponde a estimar las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} \pi_t^e &= \lambda \pi_t^{meta} + (1 - \lambda) \pi_{t-1} + \epsilon_t \\ \pi_t^e &= \lambda \pi_t^{meta} + (1 - \lambda) \pi_{t-1} + \lambda_1 \delta_1 (\pi_t^{meta} - \pi_{t-1}) + \lambda_2 \delta_2 (\pi_t^{meta} - \pi_{t-1}) + \epsilon_t. \end{aligned} \quad (4)$$

En esta regresión interesa estimar el valor de λ . Si λ no es significativamente diferente de 1 se concluiría que los encuestados tienen una alta credibilidad en el Banco Central. Además, como durante los últimos años la meta de inflación se ha mantenido constante, se podría concluir que la expectativa sería estable

para ese periodo.

La estimación se presenta en el Cuadro 5. En la especificación sin variables de cambio estructural, la hipótesis nula de que λ es igual a 1 claramente se rechaza. Al considerar la especificación con cambios estructurales, la hipótesis nula de que los agentes asignan un peso de uno a la meta se rechaza, al 5 % para todos los periodos.⁹ En general, los resultados muestran que los individuos han tenido una mayor confianza hacia el final de la muestra. Además, después de marzo de 2015 se estima que los agentes ajustan sus expectativas de forma contraria a los movimientos a la inflación, ya que asignan un peso mayor que uno a la meta (significativamente distinto de 1).

Cuadro 5. Credibilidad de las expectativas

Coeficiente	Base	Con indicatoras
λ	0,70*** (0,17)	0,39*** (0,04)
λ_1		0,19 (0,21)
λ_2		0,78*** (0,06)

Nivel de significancia estadística de 1 % se indica con ***, de 5 % con ** y de 10 % con *. En paréntesis se presentan los errores estándar robustos según el método de Newey-West.

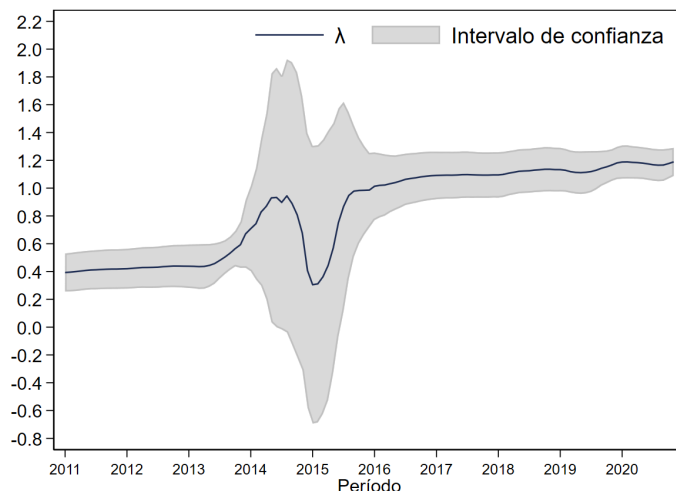
Fuente: Estimación propia.

Para corroborar estas conclusiones se estima la primera especificación en ventanas móviles de 60 meses. Como se puede observar en el Gráfico 2 la hipótesis de credibilidad claramente se rechaza para las ventanas que terminan antes de 2014. Desde enero de 2014 y hasta agosto de 2019 no se puede rechazar la hipótesis de que λ es igual a 1. Sin embargo, para el periodo entre 2014 y 2016 la hipótesis nula no se rechaza debido an aumento significativo en el error estándar, por lo que este periodo no se puede concluir que los agentes hayan tenido más confianza en el Banco Central. A partir de la ven-

⁹Para evaluar cada uno de los periodos se consideran las hipótesis nulas $\lambda = 1$, $\lambda + \lambda_1 = 1$ y $\lambda + \lambda_2 = 1$, respectivamente.

tana que termina en septiembre de 2019, el coeficiente es estadísticamente mayor que 1.

Gráfico 2. Estimación de λ con ventanas de 60 meses.



Fuente: Estimación propia.

Como se acotó anteriormente cuando se estudió la sensibilidad de la inflación los resultados sugieren que los agentes modifican su expectativa en la dirección contraria a los movimientos de la inflación. De esta manera, no se puede concluir que el BCCR cuente con una alta credibilidad a partir del hecho de que el coeficiente sea mayor que 1.

4.4.2. Ancla de inflación endógena

Demertzis et al. (2008) proponen una metodología que permite estimar endógenamente el ancla de inflación que utilizan los informantes de la Encuesta para formar sus expectativas. La metodología consiste en estimar un modelo VAR de la inflación y las expectativas:

$$\begin{aligned}\pi_t &= a_0 + a_0^1 \delta_1 + a_0^2 \delta_2 + a_1 \pi_{t-1} + a_2 \pi_{t-2} + c_1 \pi_{t-1}^e + c_2 \pi_{t-2}^e + \epsilon_1 \\ \pi_t^e &= b_0 + b_0^1 \delta_1 + b_0^2 \delta_2 + b_1 \pi_{t-1}^e + b_2 \pi_{t-2}^e + d_1 \pi_{t-1} + d_2 \pi_{t-2} + \epsilon_2.\end{aligned}$$

Para las expectativas de la Encuesta, el número óptimo de rezagos es dos, de

acuerdo con los criterios de información de Schwarz y de Hanna-Quinn.¹⁰ De la estimación del modelo se obtiene el valor de equilibrio de largo plazo de las expectativas de inflación:

$$\pi^e = b_0 + b_1\pi^e + b_2\pi^e + d_1\pi + d_2\pi + b_0^1\delta_1 + b_0^2\delta_2$$

$$\Rightarrow \pi^e = \frac{b_0 + b_0^1\delta_1 + b_0^2\delta_2}{1 - b_1 - b_2} + \frac{d_1 + d_2}{1 - b_1 - b_2}\pi.$$

De esta forma, los parámetros λ y π^* del modelo de Bomfim y Rudebusch (2000) pueden ser recuperados como:

$$\lambda = \frac{1 - b_1 - b_2 - d_1 - d_2}{1 - b_1 - b_2}, \quad \pi^* = \frac{b_0 + b_0^1\delta_1 + b_0^2\delta_2}{1 - b_1 - b_2 - d_1 - d_2}.$$

Debido a los importantes cambios que ha sufrido la inflación y las expectativas, la estimación de estos valores se realizan utilizando ventanas móviles de 60 meses en las que no se consideran los cambios estructurales. El Gráfico 3 muestra el valor estimado de λ en cada ventana.

Gráfico 3. Estimación de λ con ventanas de 60 meses.



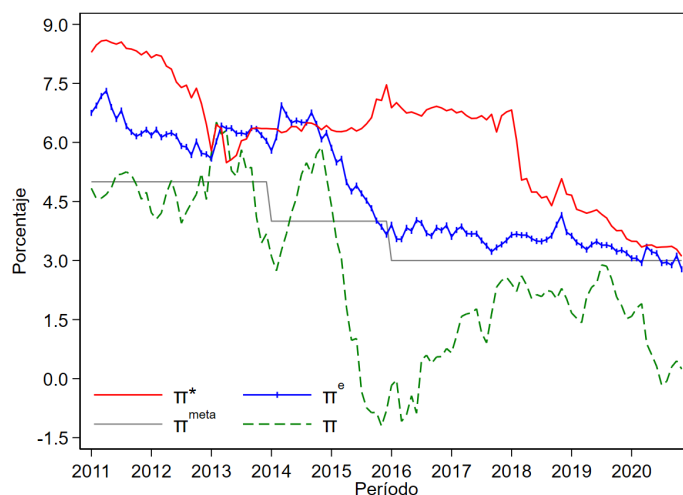
Fuente: Estimación propia.

¹⁰Se incluyen variables dicotómicas para controlar por choques idiosincráticos para los meses de mayo de 2007, mayo de 2008, diciembre de 2008, noviembre de 2009, enero de 2013, julio de 2015 y abril de 2020. Esto permite garantizar que las hipótesis de normalidad, no autocorrelación y homocedasticidad se cumplen.

Los resultados de las ventanas que terminan entre 2013 y mediados de 2015 se ven afectados por la presencia de los cambios estructurales. En particular, los VAR estimados están muy cercanos a no ser estables y esto resulta en valores altos y variables para λ .¹¹ A excepción de los últimos meses de 2019 y 2020, el valor estimado de λ en todas las ventanas, se encuentra bastante lejos de 1.

El Gráfico 4 presenta el valor estimado de π^* para cada una de las ventanas. El valor estimado del ancla se encuentra por encima de la expectativa observada y de la meta inflación para la mayor parte del periodo. Esto se debe a que la expectativa es, para la mayoría de periodos, mayor que la inflación observada y a que los informantes han asignado un peso alto a la inflación. Entre 2013 y 2018 el valor del ancla osciló por encima de un 6 % y desde entonces ha iniciado un proceso de descenso que ha ubicado el ancla, cada vez más cerca de la inflación meta pero aún por encima, en un valor ligeramente mayor a 3,3 %.

Gráfico 4. Estimación del ancla (π^*) con ventanas de 60 meses.



Fuente: Estimación propia.

Estos resultados sugieren que las expectativas de inflación todavía no son

¹¹La presencia de cambios estructurales provoca que el supuesto de estacionariedad no se cumpla a cabalidad y, por tanto, la estimación de largo plazo es menos confiable.

estables y, en caso que lo sean, el valor del ancla no coincide con el valor de la meta anunciada por el BCCR, evidencia que es consistente con lo encontrado en la subsección anterior.

Para complementar el análisis y hacer una inferencia más rigurosa sobre la estabilidad de las expectativas, Demertzis et al. (2008) propusieron una serie de pruebas de hipótesis que utilizan los coeficientes estimados del VAR. Si ninguna de las siguientes hipótesis se rechaza, se concluiría que las expectativas son estables.

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

$$d_1 = d_2 = 0;$$

H2. la expectativa de inflación se encuentra anclada en promedio a una constante:

$$b_1 = b_2 = 0 \text{ y } d_1 = d_2 = 0;$$

H3. la inflación observada no es afectada por los rezagos de la expectativa de inflación: $c_1 = c_2 = 0$; 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:

$$\text{corr}(\epsilon_1, \epsilon_2) = 0.$$

Las hipótesis H1-H3 se evalúan utilizando la prueba de causalidad de Granger, y la hipótesis H4 es evaluada utilizando la transformada de Fischer.¹² El cuadro 6 presenta los resultados de estas pruebas estadísticas. Todas las hipótesis nulas se rechazan al considerar el periodo de estudio completo (enero, 2006 a noviembre 2020). Si se usan los últimos 60 meses, al 5 % sólo se rechaza la hipótesis 2. Es decir, no se puede concluir que la expectativa de la Encuesta se haya estabilizado en una constante, lo cual refleja tanto la volatilidad en el valor endógeno del ancla que se estimó anteriormente como que el peso asignado al ancla es igual a 1 solo para los períodos más recientes.

¹²El estadístico de Wald de la prueba de causalidad de Granger sigue una distribución F de Fischer en muestras pequeñas y la transformada de Fischer sigue una distribución t-student en muestras pequeñas.

Cuadro 6. Hipótesis de Anclaje con VAR
Costa Rica, 2006-2020

Muestra		H1	H2	H3	H4
Ene 2006-Nov 2020	Estadístico	6,16***	417,54***	8,84***	0,22***
	P-value	0,00	0,00	0,00	0,00
Dic 2015- Nov 2020	Estadístico	0,00	35,87***	0,96*	0,23*
	P-value	0,99	0,00	0,39	0,08

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

Fuente: Estimación propia.

Aún cuando la expectativa de inflación no es afectada directamente por la inflación observada para la última ventana, si lo es por los movimientos previos de la expectativa y de forma indirecta por la inflación a través de los choques idiosincráticos entre ambas variables.¹³ Además, los movimientos en la expectativa de inflación tienen un ligero efecto en la inflación observada.¹⁴

De esta manera, los resultados de la aplicación de la metodología de Demertzis et al. (2008) no permiten concluir que las expectativas de inflación sean estables aún para los períodos más recientes.

5. Conclusión

Este artículo aplicó diferentes estrategias que permiten identificar si las expectativas de inflación de la Encuesta del BCCR son estables. La estabilidad de la expectativa de inflación hace referencia al hecho de que esta sea invariable, y en particular que el comportamiento de la inflación y la expectativa sean independientes.¹⁵ Además, al tratarse de información que proviene de una encuesta es importante que la dispersión en las expectativas sea pequeña.

¹³La correlación no es estadísticamente significativa pero el coeficiente es económicamente importante.

¹⁴Un resultado similar se obtiene al considerar cualquiera de las ventanas que inicia después del cambio estructural de marzo de 2015.

¹⁵El término anclaje se utiliza en contextos en los que se analizan las mismas hipótesis, pero para expectativas de largo plazo. Al ser la expectativa de la Encuesta de corto plazo (12 meses) se prefiere usar el término estabilidad.

Los resultados muestran que se rechaza categóricamente que la expectativa de inflación sea estable cuando se considera toda la muestra. Sin embargo, el resultado más interesante es que aún para los periodos más recientes, la evidencia de estabilidad es débil.

Si bien en los periodos más recientes, del 2015 en adelante, no se tiene suficiente evidencia estadística para rechazar algunas de las hipótesis de estabilidad, otros resultados apuntan en el sentido contrario: las pruebas de sensibilidad y credibilidad (con nivel de ancla exógena) muestran que la expectativa es afectada negativamente por la inflación, la dispersión de las expectativas ha aumentado, el nivel del ancla endógena es mayor a la meta de inflación del Banco Central, y la expectativa aún se ve afectada por los choques a la inflación y las variaciones que ha presentado la expectativa en el pasado.

Estos hallazgos en general sugieren que en los últimos cinco años se ha iniciado un proceso de estabilización de las expectativas, pero que aún es prematuro concluir que la expectativa de la Encuesta es estable. Sin embargo, aún si la expectativa de inflación tendiera a estabilizarse, esto no necesariamente significa que los agentes muestran una mayor confianza en el Banco Central.

Segura-Rodriguez (2020) ha mostrado que el último cambio en el diseño muestral que se introdujo en diciembre de 2014 conllevó un cambio en la forma en que los informantes forman sus expectativas. Los informantes que ingresaron al estudio a partir de diciembre de 2014, prefieren formar su expectativa a partir de la meta de inflación anunciada por el BCCR, contrario a sus predecesores que utilizaban en mayor medida los métodos de pronóstico racional y adaptativo. De esta manera, la evidencia parece sugerir que la estabilidad de la expectativa se puede deber a que los agentes prefieren utilizar un método simple de pronóstico y no a que muestren una mayor confianza en el Banco Central.

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.
- 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.
- Collado Chaves, A. (2020). Media o mediana ¿cuál estimador usar? caso de la expectativa de inflación a 12 meses. Banco Central de Costa Rica. Nota Técnica 02-2020.
- Demertzis, M., Marcellino, M., y Viegi, N. (2008). A measure for credibility: tracking US monetary developments. CEPR Discussion Paper No. DP7036.
- Ehrmann, M. (2015). Targeting inflation from below: How do inflation expectations behave? *International Journal of Central Banking*.
- 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.
- 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. IDB Working Paper No. IDB-WP-504.
- Segura-Rodriguez, C. (2019). Expectativas de inflación en el mercado de deuda soberana costarricense: ¿están ancladas? Banco Central de Costa Rica. Documento de Trabajo 07-2019.
- Segura-Rodriguez, C. (2020). Formación heterogénea y persistente de las expectativas de inflación. Banco Central de Costa Rica. Documento de Trabajo 06-2020.
- Torres-Gutiérrez, C. (2012). Costa rica: Determinación de cambios estructurales en el nivel de la tasa de inflación: periodo 1997-2011. Banco Central de Costa Rica. Documento de Trabajo 02-2012.