



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 06 | 2020

Formación heterogénea y persistente de las expectativas de inflación

Carlos Segura-Rodriguez

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

Formación heterogénea y persistente de las expectativas de inflación*

Carlos Segura-Rodriguez[†]

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

Resumen

Se estudia cuál método de pronóstico (racional, adaptativo, última inflación observada o meta de inflación del BCCR) utilizan los informantes de la Encuesta mensual de expectativas de inflación y tipo de cambio implementada por el Banco Central de Costa Rica (BCCR) para formar sus expectativas de inflación. Siguiendo a Branch (2004), se supone que los agentes deciden entre los métodos de pronóstico con base en el error de pronóstico de cada uno de ellos. Debido a que los informantes son encuestados en múltiples ocasiones, se utiliza un modelo Logit que corrige por la posible dependencia temporal en las respuestas de los informantes para estimar la probabilidad asignada a cada uno de los métodos.

Se concluye que los agentes forman expectativas con métodos que requieren de poca información en detrimento del método racional. Además, se evidencia que los cambios metodológicos en la selección de la muestra han influido en el valor de la expectativa de inflación. En consecuencia, no es recomendable utilizar el indicador de expectativas de la encuesta en metodologías que suponen expectativas racionales o para realizar comparaciones intertemporales.

Palabras clave: Inflación, formación de expectativas, expectativas heterogéneas.

Clasificación JEL: E52, E47, D83, D84.

*Agradezco a Andrea Collado Chaves por su colaboración con la preparación de los datos y por su retroalimentación a lo largo del desarrollo de este proyecto.

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

Heterogeneous and persistent inflation expectation formation

Carlos Segura-Rodriguez*

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

Summary

I analyze which forecast method (rational, adaptative, last inflation or the BCCR's inflation target) is used by the informants of the *Encuesta mensual de expectativas de inflación y tipo de cambio* of the Central Bank of Costa Rica to form their inflation expectation. Following Branch (2004) I assume that the agents decide between different methods based on their forecast error. A logit model is used to estimate the probabilities that the agents assign to each method. Since the agents respond to the survey multiple times, I correct the estimation to incorporate the temporal dependence in the informants' answers.

The main result is that most of the informants use methods that require little information instead of forming rational expectations. Further, I present evidence that changes in the sample selection procedure have had important implications in the survey-based expectations. Therefore, it is not recommended to use them when it is required a rational expectations indicator or to make intertemporal comparisons.

Key words: Inflation, expectations formation, heterogeneous expectations.

JEL Codes: E52, E47, D83, D84.

*Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. segurarc@bccr.fi.cr.

Índice

1. Introducción	2
2. Revisión de literatura	4
3. Datos	6
4. Metodología	7
5. Métodos de pronóstico	12
6. Resultados	16
6.1. Ejercicio contrafactual	19
6.2. Ejercicios de robustez	22
7. Conclusión	23
8. Anexos	27
8.1. Parámetros estimados	27
8.2. Desviación estándar de expectativas	28
8.3. Distribuciones de los errores idiosincráticos	28
8.4. Estimación sin considerar muestras	29
8.5. Estimación por período de entrada	29
8.6. Estimación sin restringir preferencia por errores	30

1. Introducción

Durante las últimas tres décadas una cantidad importante de bancos centrales han implementado el régimen de meta de inflación para conducir su política monetaria. Bajo este régimen el banco central se compromete a que la inflación se encuentre cerca de un valor meta, y usa, como su principal instrumento, la tasa de interés del mercado interbancario para influir en las tasas de inflación futuras. Pero, ¿cómo determina el banco central cuál es el valor apropiado de la tasa de interés? En su mayoría, los bancos centrales utilizan una regla tipo Taylor que incorpora la expectativa de inflación (que se supone es racional), la brecha del producto y la diferencia entre la inflación observada y la meta de inflación para determinar su tasa de política.

Por tanto, los bancos centrales requieren contar con un indicador de expectativa de inflación para realizar este cálculo. Sin embargo, la expectativa de inflación es una variable no observable, y los bancos centrales en general optan por utilizar indicadores que proceden de encuestas o de las negociaciones de deuda soberana en el mercado de valores.

En el caso de Costa Rica, en 2005 la junta directiva del Banco Central de Costa Rica (BCCR) inició a implementar un conjunto de mejoras con el fin de adoptar el régimen de meta de inflación.¹ Una de esas mejoras fue el desarrollo y ejecución a partir del 2006 de la Encuesta mensual de expectativas de inflación y tipo de cambio. Desde entonces el indicador de expectativa de inflación que el BCCR ha utilizado en su programación macroeconómica y para sus decisiones de política proviene de esta encuesta.

No obstante, durante los últimos años una serie de investigaciones han mostrado que la expectativa de inflación de la encuesta presenta algunas características que no son deseables: Alfaro y Monge (2013) muestran que esta expectativa genera un pronóstico sesgado e ineficiente, y rechazan que los

¹ El BCCR adoptó formalmente el régimen de meta de inflación en 2018.

informantes de la encuesta formen sus expectativas utilizando un método racional o adaptativo. Por su parte, Alfaro y Mora (2018) encuentran evidencia de que algunos de los informantes están sujetos a rigideces de información que le impiden actualizar oportunamente sus expectativas.

Estos estudios generan una interrogante sobre la idoneidad de utilizar este indicador de expectativas para las decisiones de política y para la programación macroeconómica. El objetivo del presente análisis es entender cuáles métodos utilizan los informantes para formar sus expectativas y qué porcentaje de ellos utiliza cada uno de los métodos. La respuesta a esta pregunta genera información relevante sobre la idoneidad del uso de esta expectativa para esos fines: si la mayoría de informantes utilizan el método racional para formar sus expectativas habría poco de que preocuparse, mientras que sería importante dejar de usarlo para esos propósitos si una fracción importante de los informantes utilizan un método no racional.

Para cumplir con el objetivo se extiende y aplica una metodología propuesta por Branch (2004). El instrumental permite estimar el porcentaje de informantes que utilizan diferentes métodos de pronóstico para formar sus expectativas: los agentes asignan, de acuerdo al error de pronóstico, una utilidad a cada uno de los métodos y escogen el método que les brinde una mayor utilidad. Para este estudio, la metodología se extiende para incorporar el hecho que la encuesta del BCCR consiste de un panel, por lo que puede existir dependencia temporal en el método de pronóstico que utiliza cada uno de los informantes.

Los resultados muestran que la mayoría de informantes forman sus expectativas con métodos de pronóstico que requieren poca información: generan su expectativa de inflación a partir de la última inflación observada o la meta de inflación anunciada por el BCCR. Esto sugiere que no es adecuado utilizar la expectativa de la encuesta en aquellas metodologías que suponen expectativas racionales, ya que, como se resume en la siguiente sesión, en la literatura

se ha mostrado que el utilizar indicadores que no corresponden a expectativas racionales tiene importantes implicaciones.

Por otra parte, los resultados muestran que el hecho de que la expectativa se haya acercado a la meta de inflación es un resultado de que los informantes que se han incluido a la encuesta después de 2014 utilizan la meta de inflación como método de pronóstico para formar su expectativa. Esto sugiere que el acercamiento de la expectativa a la meta no necesariamente surge de una mayor credibilidad del BCCR, sino que puede deberse a que los nuevos informantes prefieren utilizar métodos de pronóstico más simples.²

2. Revisión de literatura

El presente artículo forma parte de la literatura teórica y empírica que se ha desarrollado recientemente para entender las causas y consecuencias económicas de que los agentes cuenten con expectativas heterogéneas. Brock y Hommes (1997), quienes introdujeron este enfoque, argumentan que es plausible que las expectativas de los agentes, en lugar de ser racionales, sean el resultado de utilizar uno de los múltiples métodos de pronóstico que tienen a disposición. De acuerdo con estos autores los agentes seleccionarían una metodología con base en la precisión del pronóstico y el costo asociado a cada una de ellas. El comportamiento estocástico de las variables, el desempeño de los métodos y las decisiones de los agentes generan una dinámica de equilibrio que los autores denominan racional adaptativo.

Branch (2004) desarrolla una metodología basada en este enfoque para estimar el porcentaje de informantes de la encuesta de consumidores de la Universidad de Michigan. En esta estimación, para formar sus expectativas, los agentes pueden elegir entre los métodos racional, adaptativo e ingenuo. El

²Collado y Segura-Rodríguez (2020) muestran que las expectativas de inflación de los informantes aún no se estabilizan y se ven afectadas por la inflación observada, una señal de que los agentes no tienen completa confianza en el Banco Central.

principal resultado es que un alto porcentaje de individuos no utilizan el método racional para formar sus expectativas.³ De esta forma, el autor mostró la relevancia empírica de la teoría propuesta por Brock y Hommes (1997).

Este hallazgo ha generado dos vertientes de estudio. Por una parte, se ha evaluado la existencia de expectativas heterogéneas en mercados, encuestas de expectativas de inflación y de tipo de cambio, e información experimental (véase Hommes (2011) y Assenza, Bao, Hommes y Massaro (2014) para un recuento de la literatura). El consenso que se ha alcanzado es que la hipótesis de expectativas racionales se rechaza en la mayoría de circunstancias. Además, se ha mostrado que el proceso de corrección de errores varía entre individuos, lo que tiene implicaciones en los efectos de su no racionalidad.

Por otra parte, se han estudiado las implicaciones de la presencia de expectativas heterogéneas en la existencia de equilibrio en modelos macroeconómicos y los efectos que la no racionalidad tiene en términos de política monetaria. Branch y McGough (2018) presentan un resumen de la literatura de modelos neo-keynesianos con expectativas heterogéneas. Estos análisis han generado dos conclusiones importantes.

Primero, la no racionalidad de los individuos genera dinámicas complejas que pueden ocasionar la existencia de equilibrios de órbitas periódicas (Branch y McGough, 2010) y de equilibrios de manchas solares (Branch, 2004). En consecuencia el satisfacer el principio de Taylor no garantiza la existencia de un único equilibrio estable (Branch y Evans, 2011).⁴ Segundo, cuando los agentes son no racionales, los choques de demanda son más persistentes y generan una mayor volatilidad (Woodford, 2013), y, contrario al caso racional, la volatilidad de la inflación se puede reducir tanto cuando el banco central reacciona ante movimientos en la inflación como cuando reacciona ante mo-

³La mayoría de los agentes, que no utilizan el método racional, forman sus expectativas con base en el método adaptativo.

⁴El principio de Taylor establece que el banco central debe aumentar la tasa de interés real cuando la economía se enfrenta ante presiones inflacionarias. Si los agentes son racionales, este principio garantiza que se alcanza un único equilibrio.

vimientos de la brecha del producto.

3. Datos

La principal fuente de información para este estudio es la Encuesta mensual de expectativas de inflación y tipo de cambio del BCCR que se realiza mensualmente desde el 2006. El BCCR envía un formulario electrónico a un grupo de académicos, consultores, gerentes de empresas y analistas financieros en el que se les consulta sus expectativas de inflación a 12 meses y su expectativa de variación del tipo de cambio a diferentes horizontes. Este artículo utiliza la expectativa de inflación reportada por cada informante en cada uno de los períodos, donde la identidad del informante se encuentra codificada para preservar la confidencialidad de la información.

La Encuesta es un panel no balanceado debido a múltiples razones: algunos individuos no han brindado información un mes específico o han decidido dejar de participar; el BCCR ha incorporado nuevos informantes para reponer los informantes que han decidido retirarse o para variar el tamaño de muestra, y la más importante, el BCCR ha modificado la forma en que selecciona la muestra en múltiples ocasiones. Collado (2020) identifica los momentos en los que se ha presentado un cambio de muestra a partir de los patrones de entrada y salida de los informantes. Los resultados permiten determinar los meses de junio de 2009, junio de 2012 y diciembre de 2014 como los momentos en que se efectuaron dichos cambios. La estimación en este artículo incorpora la posibilidad de que las diferentes metodologías para seleccionar la muestra hayan incidido en el proceso de formación de expectativas.

Collado (2020), además, muestra que las expectativas de los informantes presentan un número importante de valores atípicos y extremos. Debido a la estructura de panel, en lugar de eliminar estas observaciones anómalas, se excluyen de la estimación aquellos individuos que informan con frecuencia ex-

pectativas lejos de la expectativa promedio: informantes cuyas expectativas son atípicas en más del 35 % de las ocasiones o extremas en más del 12,5 % de las ocasiones en las que han brindado información.⁵

Además, para los métodos de pronóstico se utiliza la variación interanual del Índice de Precios al Consumidor que proviene del Instituto Nacional de Estadística y Censos como indicador de inflación, la meta de inflación anunciada por el BCCR para cada uno de los periodos, el Índice mensual de actividad económica (IMAE) como un indicador de producto, y el Índice de tipo de cambio efectivo real (ITCER) para controlar por el cambio en los precios relativos internos y externos; ambos generados por el BCCR.

4. Metodología

La estrategia para estimar cuál método utilizan los informantes para formar sus expectativas de inflación se basa en la metodología propuesta por Branch (2004). Debido a que los informantes brindan información en múltiples periodos, se utilizan las herramientas desarrolladas por Roy, Chintagunta y Haldar (1996) para corregir por la dependencia temporal en modelos de utilidad aleatoria; en este caso por la persistencia a utilizar el mismo método de pronóstico en periodos consecutivos.

En el modelo cada informante decide durante el período t que método de estimación utiliza para formar su expectativa de inflación dada la información disponible. En la estimación se supone que el informante puede elegir entre cuatro estrategias diferentes para formar su expectativa de inflación: utilizar una expectativa racional que incorpora toda la información disponible, formular una expectativa adaptativa, informar como su expectativa la última inflación

⁵Para cada mes, una observación se considera como un valor atípico si es menor al percentil 25 menos (mayor al percentil 75 más) 1,5 rangos intercuantiles y como un valor extremo si es menor al percentil 25 menos (mayor al percentil 75 más) 3 rangos intercuantiles. Esta depuración elimina sólo el 6,83 % de los individuos y el 4,02 % de las observaciones.

observada o comunicar como su expectativa la meta de inflación del BCCR. Los dos últimos métodos de pronósticos son considerados ingenuos porque utilizan una ínfima parte de la información disponible.

De esta forma, el estimador que utiliza el informante i en el período t , $H_{it}(I^t)$ es uno de los estimadores en:

$$\mathcal{H} := \left\{ H^{Rac}(I^t), H^{Ada}(I^t), H^{Inf}(I^t), H^{Met}(I^t) \right\},$$

donde I^t representa la historia de información disponible al momento que los agentes necesitan informar su expectativa, H^{Rac} el pronóstico del modelo racional, H^{Ada} el pronóstico del modelo de expectativas adaptativas, H^{Inf} el pronóstico ingenuo igual a la última inflación observada y H^{Met} el pronóstico ingenuo igual a la meta de inflación del BCCR.

Los informantes proveen una expectativa que es igual a la suma del valor puntual del pronóstico que genera el método que han elegido y un error aleatorio v_{it}^k . Este error aleatorio se supone que es independiente del estimador seleccionado y de los errores contemporáneos cometidos por otros individuos en el uso de cualquiera de los métodos. Branch (2004) supone que estos errores se distribuyen de acuerdo con una distribución normal con media cero. Sin embargo, Alfaro y Monge (2013) han mostrado que los agentes encuestados por el BCCR informan expectativas que muestran desvíos permanentes del valor futuro de la inflación, y Collado (2020) muestra que la distribución de las expectativas presenta asimetría positiva. Para tomar en cuenta estos hechos, en este estudio se supone que los errores se distribuyen de acuerdo con una distribución normal sesgada con parámetros ξ , ω^2 , ν , que representan la ubicación, la escala y la forma de la distribución, respectivamente.⁶

Los errores en la expectativa que los encuestados informan resume diversas fuentes de aleatoriedad e idiosincrasia que no han sido considerados en

⁶Si $\nu = 0$, la distribución normal sesgada coincide con una distribución normal con media ξ y varianza ω^2 . La media de la distribución normal sesgada es $\xi + \omega\sqrt{2/\pi}\delta$ y la varianza es $\omega^2(1 - 2\delta^2/\pi)$.

el modelo: errores de comunicación o registro, redondeo, incompletitud e imperfección de la información con la que cuentan, o sesgos propios de los informantes. En resumen, la expectativa que el individuo i informa si elige la función de pronóstico H^k es igual a

$$\pi_{it}^e = H^k(I^t) + v_{it}^k, \quad v_{it}^k \sim NS(\xi, \omega^2, \nu). \quad (1)$$

Para proceder con la estimación es necesario especificar cómo los agentes van a elegir entre los métodos de pronóstico disponibles. Se supone que cada estimador le brinda una utilidad esperada a los informantes. Esta utilidad está compuesta por dos componentes: una constante, α^k , y un componente que es proporcional, con proporción $\beta^k \geq 0$, a una medida del error de pronóstico de cada uno de los estimadores, es decir, la utilidad esperada del informante i al utilizar el estimador H^k está dada por:

$$U_{it}(H^k) = \alpha^k - \beta^k ECM_t, \quad (2)$$

donde el error cuadrático medio en el período t (ECM_t) está dado por

$$\sum_{j=1}^{12} \frac{j(H^k(I^{t-11-j}) - \pi_{t-j})^2}{1 + 2 + 3 + \dots + 12}.$$

Para evitar una alta volatilidad en la utilidad de los agentes se supone que la función de error que los informantes utilizan es un promedio móvil ponderado de los errores de pronóstico observados durante los últimos doce meses antes de brindar el informe. De esta manera, los individuos eliminan parcialmente la aleatoriedad, pero le asignan un mayor peso a los errores más recientes a la hora de decidir cuál estimador elegir.

Branch (2004) sigue la tradición de los modelos de utilidad aleatoria, y supone que los individuos reciben choques aleatorios cada período que son independientes entre individuos y a través del tiempo, y que dichos choques provienen

de una distribución logística. Con estos supuestos se puede demostrar (véase McFadden (1973)) que la probabilidad que el estimador H^k sea utilizado en el período t está dada por:

$$P_{kt}(\pi^t) = \frac{\exp(U_{it}(H^k))}{\sum_j \exp(U_{it}(H^j))}. \quad (3)$$

Branch (2004) puede realizar este supuesto porque utiliza los datos de la Encuesta de expectativas de inflación de la Universidad de Michigan, y esta consiste en una serie de cortes transversales. Sin embargo, la Encuesta del BCCR es un panel en el que los informantes responden la encuesta en múltiples ocasiones. Por tanto, es importante incorporar el hecho de que la decisión de un informante de cuál estimador elegir en un período puede depender de cuál estimador ha utilizado en el pasado. Por ejemplo, utilizar un nuevo estimador puede requerir el aprender nuevas técnicas o recopilar nueva información; lo que demanda una inversión de tiempo o recursos. Estos factores podrían generar persistencia en las decisiones de los individuos.

Para incorporar esta dependencia temporal se implementa el instrumental propuesto por Roy et al. (1996). Se supone que existe un proceso aleatorio que genera noticias que arriban de acuerdo con una distribución Poisson. Estas noticias brindan información a los individuos sobre las funciones de pronóstico, por lo que representan cambios estructurales en la utilidad esperada de los individuos y agregan dependencia temporal en sus decisiones.⁷ Para simplificar el análisis se supone que sólo la última noticia que el informante ha observado es relevante en su decisión de cuál método utilizar.

Debido a que el arribo de noticias sigue un proceso de Poisson, la probabilidad condicional de que el individuo elija la función de pronóstico H^k dado que el

⁷Estas noticias pueden corresponder, por ejemplo, al aprendizaje de un nuevo método o la lectura de un artículo de periódico que resalta cierta información relevante.

período anterior eligió el pronosticador H^ℓ sigue un proceso de Markov:⁸

$$P(H_{it} = H^k \mid H_{i,t-1} = H^\ell) = \begin{cases} (1 - \rho) \frac{\exp(U_{it}(H^k))}{\sum_j \exp(U_{it}(H^j))} & \text{if } \ell \neq k \\ (1 - \rho) \frac{\exp(U_{it}(H^k))}{\sum_j \exp(U_{it}(H^j))} + \rho & \text{if } \ell = k, \end{cases} \quad (4)$$

donde ρ representa la persistencia del proceso de selección. Si $\rho = 1$ el informante utiliza el mismo método de pronóstico todos los periodos, y si $\rho = 0$ la decisión del individuo en el período t es independiente del método que ha utilizado en pasado.

La probabilidad incondicional de que el individuo utilice la función de pronóstico H^k en el período t cuando el individuo respondió en el período $t - 1$ es igual a

$$\begin{aligned} P(H_{it} = H^k) &= \sum_{\ell} \left(\frac{\exp(U_{it}(H^k))}{\sum_j \exp(U_{it}(H^j))} + \rho \mathbb{I}_{\ell=k} \right) P(H_{i,t-1} = H^\ell) \\ &= (1 - \rho) P_{kt}(\pi^t) + \rho P(H_{i,t-1} = H^k),^9 \end{aligned} \quad (5)$$

por lo que se concluye que la probabilidad de que la expectativa del individuo i en el período t , π_{it}^e , sea igual a π está dada por

$$P(\pi_{it}^e = \pi) = \sum_k P(H_{it} = H^k) P(v_{it}^k = \pi - H^k(I^t)).$$

De esta forma, dados los supuestos sobre el proceso estocástico que siguen los errores y la selección del método de pronóstico que los informantes realizan, es posible escribir la función de máxima verosimilitud correspondiente. A través de algoritmos de optimización numérica se encuentran los parámetros que maximizan la probabilidad de que las expectativas de los informantes

⁸Véase Roy et al. (1996) para la derivación de este resultado.

⁹Dado que el proceso estocástico de las noticias que recibe el informante es Poisson, si la última vez que el informante respondió la encuesta fue hace ℓ periodos se obtiene que $P(H_{it} = H^k) = (1 - \rho^\ell) P_{kt}(\pi^t) + \rho^\ell P(H_{i,t-\ell} = H^k)$, y si el individuo nunca ha sido informante en la encuesta la probabilidad condicional de seleccionar H^k coincide con la probabilidad incondicional: $P(H_{it} = H^k) = P_{kt}(\pi^t)$.

coincidan con las que se derivan del modelo.

Para la estimación se deben solventar dos inconvenientes. Primero, como se detalló en la sección 3, se han presentado importantes cambios en la muestra. Por tanto, se estiman cuatro conjuntos de parámetros distintos: para el período antes de mayo de 2008, para el período entre junio de 2008 y mayo de 2012, para el período entre junio de 2012 y noviembre de 2014, y para el período de diciembre de 2014 en adelante. Segundo, en los modelos de utilidad aleatoria no es posible identificar todos los parámetros. Por esta razón, se fija el valor de $\alpha^{Met} = 10$ para cada una de las muestras. De esta forma, todas las mediciones de utilidad se deben comparar a la utilidad que los agentes asignan a la meta de inflación como método de pronóstico.

Una consideración importante es que a pesar de que los coeficientes de la función de utilidad (α^k y β^k) y los parámetros de la distribución de los errores idiosincráticos (ξ , ω^2 y ν) son diferentes para cada una de las muestras, la estimación no se puede realizar de forma independiente para cada lapso de tiempo. La razón es que el parámetro ρ , que determina la persistencia temporal en el uso de los métodos de pronóstico, genera dependencia entre las estimaciones de cada una de las muestras.

5. Métodos de pronóstico

Antes de poder proceder con la estimación del modelo es necesario contar con los pronósticos que los distintos métodos disponibles habrían generado para cada uno de los períodos considerados. Esta sección describe detalladamente cada uno de los métodos y los respectivos pronósticos.

Los métodos que utilizan poca información son fáciles de estimar. Si los informantes usan el pronóstico ingenuo de inflación, informan como su pronóstico para los próximos 12 meses la última inflación observada. En caso que los

informantes basan su expectativa en la meta, el pronóstico corresponde a la meta de inflación vigente anunciada por el BCCR.

El estimador adaptativo es un poco más complejo. Los individuos con expectativas adaptativas incluyen, de una manera simple, toda la historia de la inflación para generar su pronóstico cada mes. Por tanto, es posible pensar en múltiples metodologías que uno podría denominar expectativas adaptativas. En este caso se considera el estimador que consiste de una combinación lineal del último pronóstico y la última inflación observada, y se elige aquella combinación lineal que minimiza el error cuadrático medio de pronóstico. Específicamente, el estimador EA_t se define como

$$EA_t = \gamma\pi_{t-1} + (1 - \gamma)EA_{t-1},$$

y γ se selecciona como el valor que resuelve el problema de optimización

$$\min_t \sum (\pi_t - EA_{t-12})^2$$

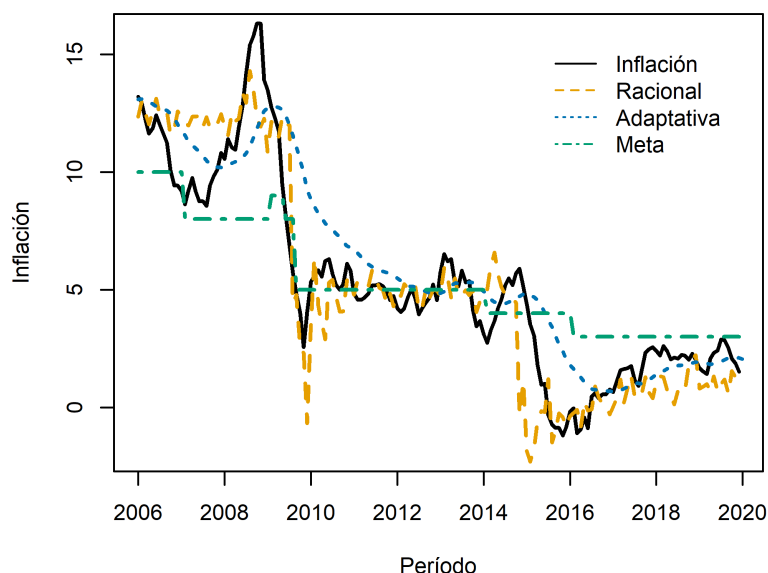
donde t corresponde a los meses entre 2000 y 2019. El valor que minimiza el error cuadrático promedio es $\gamma^* = 0,0877$, es decir, en el método adaptativo óptimo para el caso de Costa Rica la incorporación de nueva información se realiza muy lentamente.

Finalmente, el pronóstico racional se aproxima con el uso de un modelo VAR. El VAR incorpora como variables endógenas la inflación intermensual, la variación intermensual del ITCER con ponderadores móviles y la brecha del producto estimada como la diferencia entre el IMAE desestacionalizado y su nivel de tendencia, y como variables exógenas se incluyen dos variables dicotómicas de cambio estructural. Estas variables dicotómicas corresponden a dos episodios en los que la tasa de inflación disminuyó súbitamente. El primer cambio estructural, identificado por Torres (2012), ocurre en mayo de 2009, y el segundo se fijó en septiembre de 2014. La fecha de este segundo cam-

bio se determina como el momento a partir del cuál se vuelve recurrente el observar inflaciones intermensuales negativas.

La estimación del VAR se realiza de la siguiente manera. Para cada mes en la muestra, se estima el modelo con la información disponible entre 1993 y ese momento.¹⁰ La elección del número de rezagos se realiza cada mes de acuerdo con el número óptimo según el criterio de información de Hanna-Quinn. La primer variable dicotómica se incorpora para las estimaciones a partir de julio de 2009 y la segunda se incorpora a partir de octubre de 2014.¹¹

Gráfico 1. Inflación y pronósticos de inflación. Costa Rica 2006-2019



Fuente: Banco Central de Costa Rica y estimación propia.

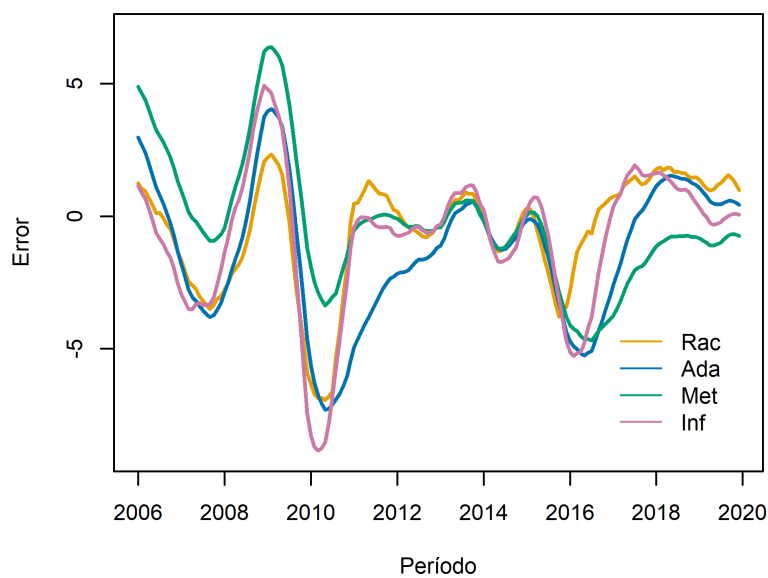
Los pronósticos de cada uno de los métodos se presentan en el Gráfico 1, junto con la inflación interanual observada. El gráfico provee importantes observaciones. Primero, la meta de inflación tendió a ubicarse por debajo de la inflación observada al inicio del período y por encima durante los últimos años. Por otra parte, el método adaptativo presenta importantes rezagos de ajuste en los pronósticos en los momentos que la inflación ha caído súbitamente en

¹⁰En la estimación se supone que el informante ha observado todas las variables hasta el período en mención, aún cuando los datos más recientes del IMAE y del ITCER pudieron no haber estado disponibles debido al rezago en la generación de la información económica. Este supuesto es coherente con un agente racional que puede prever perfectamente las sendas futuras de estas variables.

¹¹Estas fechas se seleccionaron porque minimizan el error cuadrático medio del pronóstico.

2009 y a finales de 2014. Finalmente, el pronóstico racional se ajusta más rápidamente a los cambios en la inflación, pero sobredimensiona la caída en la inflación en los primeros periodos después de incluir la variable dicotómica debido a la poca información disponible sobre el nuevo cambio estructural.

Gráfico 2. Media móvil ponderada de los errores de pronóstico de inflación. Costa Rica 2006-2019



Fuente: Banco Central de Costa Rica y estimación propia.

El Gráfico 2 presenta la media móvil ponderada del error de pronóstico de cada uno de los métodos. Estos errores oscilan de manera amplia a lo largo del período; con mayores errores en los períodos en que la inflación varió abruptamente: a finales de 2008 que se observó un aumento temporal de la inflación, y en 2009 y finales de 2014 en el que la inflación cayó de manera súbita. Además, no existe un método que sea uniformemente superior a los demás a lo largo del tiempo. Sin embargo, el Cuadro 1 muestra que en promedio el mejor método es el racional, seguido por la meta, el método ingenuo de inflación y por último el adaptativo.¹² De esta forma, si los informantes tuvieran las mismas preferencias y prefirieran estimadores que generan el menor error de pronóstico, el método que utilizarían con mayor frecuencia sería el racional. Como veremos más adelante los individuos no cuentan con preferencias

¹²El método adaptativo no es mejor que el ingenuo de inflación debido a que se utiliza una muestra más amplia para ajustar el valor de γ en el método adaptativo que la que se incluye en el estudio.

uniformes, y como resultado, el método que más frecuentemente utilizan no es el racional.

Cuadro 1. Error cuadrático medio de pronósticos de inflación. Costa Rica, 2006-2019.

Estimador	Error cuadrático medio
Racional	4,798
Adaptativo	8,491
Meta	5,881
Inflación	7,685

Fuente: Banco Central de Costa Rica y elaboración propia.

6. Resultados

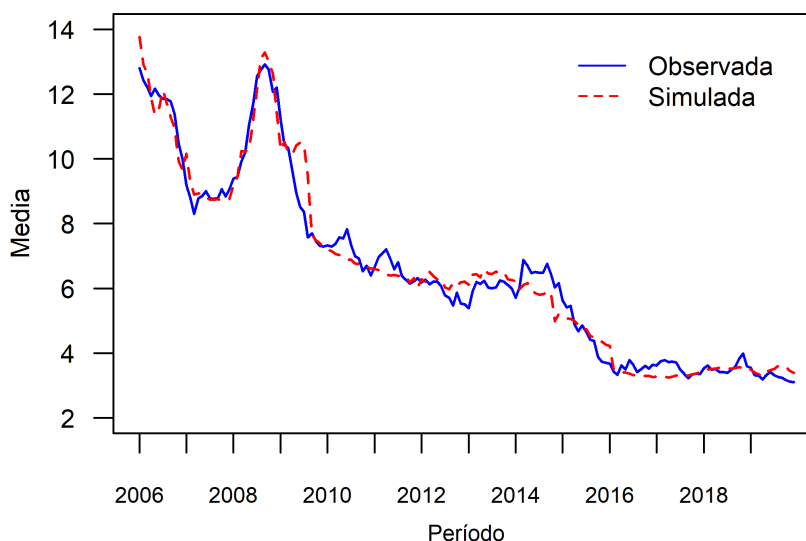
El valor estimado para cada uno de los parámetros se presenta en el Anexo 8.1. Es de resaltar que los valores del parámetro ν que determina el sesgo de los errores en las expectativas de los informantes tienden a tener magnitudes altas, lo que justifica el uso de la distribución normal sesgada. Por otra parte, es relevante que el parámetro que mide la reducción en la utilidad debida a los errores de pronóstico es cero para múltiples métodos de pronóstico y períodos de estimación, es decir, los informantes no reaccionan ante el error de pronóstico. Al mismo tiempo este parámetro tiende a ser menor para los períodos más recientes: los informantes están cada vez menos preocupados por el error de pronóstico asociado a la expectativa que informan. Además, el valor del parámetro de persistencia es alto, lo que significa que los informantes sufren de una inercia importante en el método de pronóstico que utilizan.¹³

Antes de presentar el principal resultado, el Gráfico 3 presenta la simulación de la expectativa promedio estimada con el modelo. El proceso de estimación de los parámetros reduce el error de pronóstico de cada uno de las expectativas reportadas por los informantes, lo que no necesariamente coincide con

¹³El valor p de la prueba de la prueba de razón de verosimilitud para la hipótesis nula $\rho = 0$ es cero.

reducir la diferencia entre el promedio de la expectativas simulada y la expectativa real. Por tanto, es satisfactorio que, como se observa en el gráfico, la estimación del modelo capte con bastante precisión la tendencia de la expectativa promedio observada y que, con excepción del período de finales de 2009, la diferencia entre las dos series sea pequeña. Como se muestra en el Anexo 8.2, el modelo no replica de manera tan satisfactoria la desviación estándar de las expectativas: la desviación estándar simulada con el modelo es menor que la desviación estándar observada, especialmente para el período después de diciembre de 2014.

Gráfico 3. Expectativa promedio observada y simulada.
Costa Rica 2006-2019

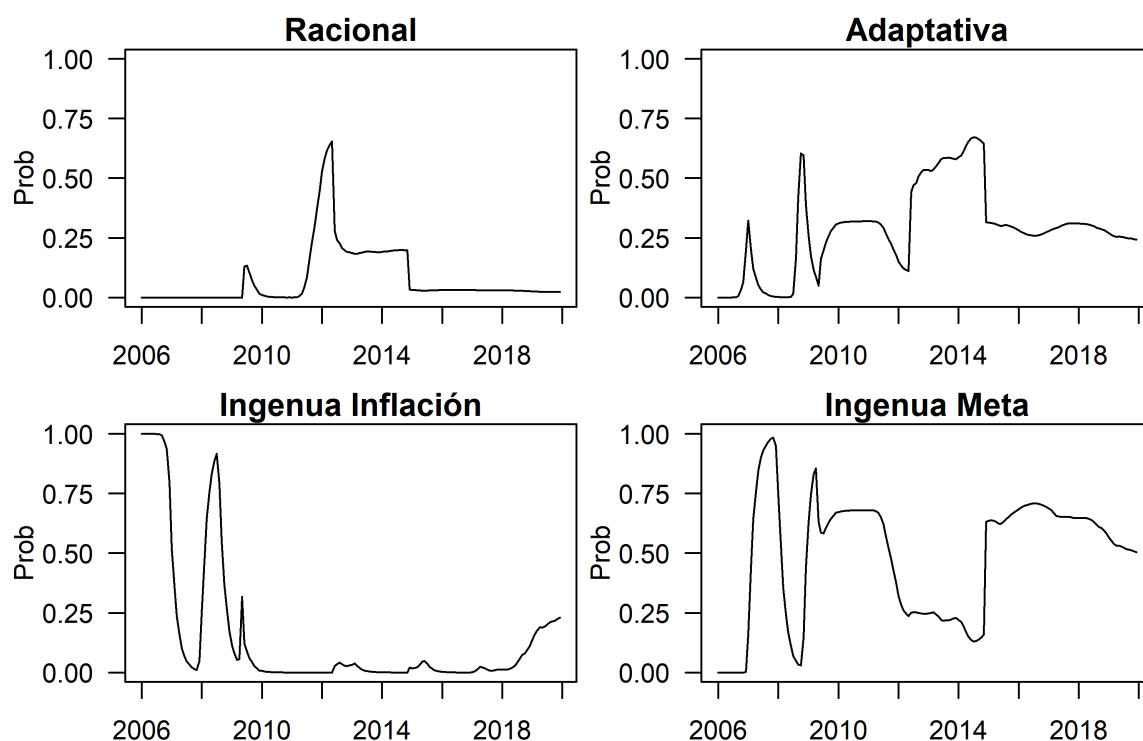


Fuente: Banco Central de Costa Rica y estimación propia.

El principal resultado es la estimación de las probabilidades con que los encuestados utilizan cada método de pronóstico para formar su expectativa. El Gráfico 4 presenta estas probabilidades. Hay varios hechos interesantes de resaltar. Primero, la frecuencia con que los informantes utilizan cada uno de los estimadores varía ampliamente a lo largo del período en estudio. Segundo, los cambios de muestra tienen un efecto sustancial en la estimación de las probabilidades. Por ejemplo, en diciembre de 2014 es fácil de apreciar una caída drástica en la probabilidad de que los informantes utilicen los mé-

todos de pronóstico que utilizan una mayor cantidad de información (racional y adaptativo) y un aumento drástico en la probabilidad de que los agentes reporten como su expectativa la meta de inflación. Tercero, en la mayoría de los períodos los informantes han utilizado principalmente métodos ingenuos de pronóstico: al inicio de la muestra preferían informar la última inflación observada y para el resto de períodos muestran una preferencia por informar la meta anunciada por el BCCR como su expectativa. Solamente entre el 2012 y el 2014, un período con un nivel de inflación relativamente estable, una mayoría de los informantes utilizaron métodos de pronóstico más sofisticados para formar sus expectativas.

Gráfico 4. Probabilidades de pronosticadores para formación de expectativas.
Costa Rica 2006-2019



Fuente: Banco Central de Costa Rica y estimación propia.

Por otra parte, los errores idiosincráticos en los que incurren los informantes al comunicar sus expectativas tienen un comportamiento interesante. Las distribuciones de estos errores se presentan en el Anexo 8.3. Para el período anterior a mayo de 2009 el parámetro del sesgo es muy pequeño. De esta for-

ma, las distribuciones son muy cercanas a ser normales. Para los siguientes periodos la mayoría de las distribuciones presentan asimetría positiva. Este resultado es congruente con la evidencia que se ha encontrado en estudios previos (Alfaro y Monge, 2013; Collado, 2020). Además, el promedio y la mediana de la mayoría de distribuciones se incrementa después de mayo de 2009.

6.1. Ejercicio contrafactual

Una de las principales conclusiones que se obtuvo del análisis previo es que los cambios de muestra tienen importantes implicaciones. En particular, los informantes que pertenecen a distintas muestras tienen diferentes preferencias con respecto a los métodos de pronóstico. Este hecho afecta la probabilidad con que los agentes utilizan cada uno de los métodos y, por tanto, en la expectativa promedio observada.

En esta sección se presenta un ejercicio contrafactual que muestra como pudieron haber variado las expectativas de inflación para los últimos años si el cambio de muestra que se presentó en el 2014 no se hubiera realizado.

El análisis se complica por que la Encuesta es longitudinal y no existe información sobre el momento en que los informantes voluntariamente dejan de responder y cómo reemplaza el BCCR estos informantes. En el modelo que se propuso anteriormente, la probabilidad de que un agente utilice un método de pronóstico depende en sus decisiones pasadas, por lo que incorporar el proceso de salida (voluntaria) y reemplazo de informantes es importante. En un escenario ideal se estimaría la probabilidad condicional de que un individuo responda la encuesta en un mes o deje de contestar de forma definitiva con respecto a algunas características observables de los informantes. Sin embargo, como lo ha mostrado Collado (2020), estos patrones son sumamente complejos.

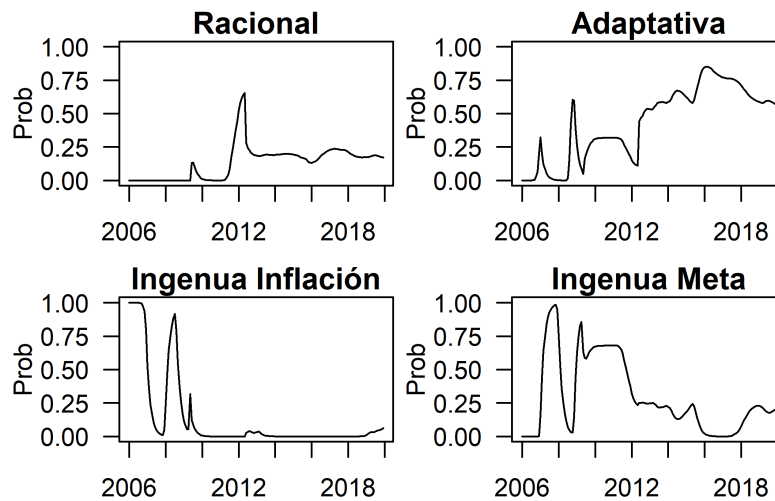
En su lugar, en este ejercicio se incluyen nuevos informantes con el fin de emular el reemplazo de los individuos en la muestra. Con los datos observados entre noviembre de 2011 y diciembre de 2014, se utiliza el método de estimación de densidad de kernel para obtener la distribución del porcentaje de informantes nuevos cada mes. Con estas probabilidades se simula la entrada de nuevos individuos a partir de diciembre de 2014.¹⁴ Dada una muestra de individuos, y con los parámetros estimados para el período entre junio de 2012 y noviembre de 2014, se simulan los errores de comunicación (100 veces para cada individuo) y las probabilidades con que los informantes utilizan cada método de pronóstico. De esta manera, se obtiene la expectativa promedio para cada mes. Este proceso se repite 200 veces y se toma un promedio de los resultados obtenidos en cada una de las repeticiones.

Los principales resultados de este análisis se presentan en el Gráfico 5 y el Gráfico 6. El Gráfico 5 muestra el comportamiento de las probabilidades con que los agentes habrían utilizado cada uno de los métodos de pronóstico. Sin un cambio de muestra las probabilidades con que los agentes habrían utilizado el método racional y el método adaptativo se incrementan. Por tanto, la formación de expectativas habría sido menos ingenua e incorporado mayor información sobre la coyuntura reciente.

El cambio en la selección del método de pronóstico que deciden utilizar tiene importantes implicaciones sobre la expectativa promedio que se habría observado. El Gráfico 6 muestra que en dicho caso la expectativa de los agentes hubiera sido menor. Esta diferencia es especialmente significativa para el período entre 2016 y 2018, en el que el promedio de la expectativa habría alcanzado valores aún menores que 2 %. Esta diferencia se debe a que, como se puede observar en el Gráfico 1, en dicho periodo la meta de inflación anunciada por el BCCR fue muy superior a los pronósticos adaptativos y racionales.

¹⁴Los informantes anteriores van perdiendo relevancia conforme aumenta el tamaño de la muestra. De esta forma, el proceso de inclusión genera un cuasi-proceso de salida que se manifiesta en la disminución de la relevancia que tiene cada individuo.

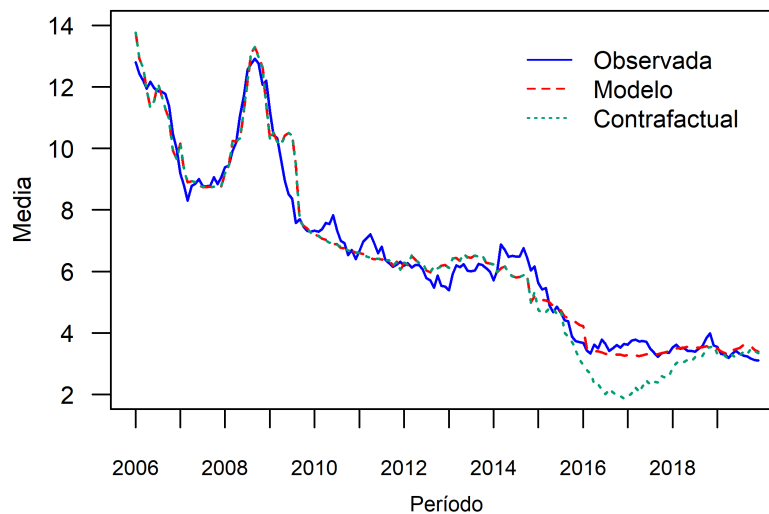
Gráfico 5. Probabilidades contrafactuales de pronosticadores para formación de expectativas.
Costa Rica 2006-2019



Fuente: Estimación propia.

De esta forma, el asignar un mayor peso a los últimos dos métodos reduce la expectativa promedio.

Gráfico 6. Expectativa promedio contrafactual, observada y simulada.
Costa Rica 2006-2019



Fuente: Banco Central de Costa Rica y estimación propia.

6.2. Ejercicios de robustez

Una de las principales conclusiones del análisis es que para distintas muestras los informantes difieren en cómo forman sus expectativas. El Anexo 8.4 presenta la estimación sin considerar los cambios de muestra de las probabilidades con que los agentes habrían usado los métodos de pronóstico. El Gráfico 9 muestra algunas diferencias importantes con la estimación que se presentó con anterioridad. Por un lado, en esta estimación los informantes asignan una mayor probabilidad a la meta en detrimento del resto de métodos. Por otro lado, la variabilidad en las probabilidades que asignan los informantes a cada uno de los métodos es mucho menor. Al utilizar la prueba de razón de verosimilitud se concluye que es necesario considerar diferentes coeficientes para cada una de las muestras.

Otro de los resultados interesantes que se mencionaron con anterioridad es que en algunos casos la utilidad de los informantes no reacciona a los errores de pronóstico. La estimación del modelo restringe el valor de estos coeficientes a ser no negativos: si fueran negativos significaría que los informantes obtienen una mayor utilidad cuando los métodos generan mayores errores; un contrasentido desde un punto de vista económico. Para evaluar la robustez de las estimaciones se estima el modelo sin esta restricción. La prueba de razón de verosimilitud muestra que la restricción juega un papel importante: algunos coeficientes son estadísticamente diferentes de cero y negativos en la estimación no restringida.

Sin embargo, como muestra el Gráfico 11 en el Apéndice 8.6, la estimación de las probabilidades asignadas a cada uno de los métodos sólo difieren en dos episodios específicos. Primero, la probabilidad de que los agentes utilicen la meta como pronóstico es mayor en la estimación sin restringir a finales de 2009 y menor en 2010 y 2011. Durante 2012 la probabilidad asignada al método racional es la que disminuye. Estas disminuciones son contrarrestadas por un aumento en la probabilidad asignada al método adaptativo. Segundo,

a finales de 2015 e inicios de 2016 la estimación sin restringir asigna una probabilidad mayor al método racional que es compensada con una reducción de la probabilidad que se le asigna a la meta.

Finalmente, en la estimación del modelo los cambios estructurales se incluyen de acuerdo con la fecha en que el informante brinda la respuesta y no con respecto al momento en que el informante ingresa a la muestra de la encuesta. El Gráfico 10 en el Anexo 8.5 muestra que las conclusiones que se presentaron con anterioridad no varían al considerar esta versión alternativa: la estimación de las probabilidades es similar. Sin embargo, la función de verosimilitud es menor al utilizar el primer enfoque debido a que las distribuciones de los errores idiosincráticos pueden ser estimadas de forma más precisa. Por esta razón, esta fue la estimación que se presentó con anterioridad.

7. Conclusión

La Encuesta mensual de expectativas de inflación y tipo de cambio del BCCR genera el principal indicador de expectativas de inflación que han utilizado las autoridades monetarias costarricenses para la toma de decisiones de política. En este artículo se ha analizado cuál es el método de pronóstico que utilizan los informantes de la Encuesta para formar sus expectativas de inflación.

Los resultados muestran que la mayoría de informantes prefiere utilizar métodos de pronóstico simples: informar la última inflación o la meta de inflación anunciada por el BCCR más un error que en general es positivo. De esta manera, la mayoría de informantes no utilizan la información disponible para mejorar sus pronósticos. Este hecho concuerda con los resultados obtenidos por Alfaro y Mora (2018) quienes encuentran evidencia de que los agentes económicos están sujetos a rigideces en la información y por Alfaro y Monge (2013) quienes muestran que las expectativas de la encuesta no provienen del uso del método racional o adaptativo.

El que los agentes no utilicen en su mayoría el método racional tiene implicaciones importantes con respecto al uso que se debe hacer de los datos provenientes de la encuesta. Las formulaciones de política monetaria basadas en reglas tipo Taylor tradicionales requieren de un indicador de expectativas de inflación racionales. La literatura en expectativas heterogéneas, que se describió en la Sección 2, ha concluido que el incluir expectativas que provienen de múltiples métodos de pronóstico tiene implicaciones (negativas) importantes sobre la existencia del equilibrio en los modelos macroeconómicos con reglas tipo Taylor, y sobre las propiedades del equilibrio si este existe. Por tanto, no es recomendable utilizar las expectativas de la Encuesta para estos fines. El BCCR cuenta con un indicador alternativo de expectativas de mercado (véase Segura-Rodriguez (2019)) que presenta un menor sesgo, genera mejores pronósticos de la inflación futura, y sus resultados deberían aproximar mejor un pronóstico racional ya que usa las decisiones de los inversionistas en el mercado de deuda soberana, donde pequeños errores pueden generar altos costos a los agentes.

Sin embargo, esto no implica que la información generada por la Encuesta no contenga información que puede ser relevante para otros análisis. En esos casos, se recomienda comparar entre todos los indicadores disponibles y seleccionar el indicador que provea un mejor ajuste. Cuando los analistas utilicen las expectativas de la encuesta deben considerar que, como se ha mostrado en este estudio, los cambios en el diseño muestral tienen importantes implicaciones en los resultados. En particular, deben ser cuidadosos al utilizar estas expectativas para realizar comparaciones intertemporales. Además, los resultados muestran que en caso que se requiera contar con una serie de expectativas antes de 2006, una posible solución es tomar la última inflación observada como la expectativa de los agentes, ya que durante el 2006 prácticamente todos los agentes utilizan este método como su método de pronóstico.

Finalmente, el hecho que la mayoría de los individuos informen una expectativa igual a la meta anunciada por el BCCR no es necesariamente una señal de confianza de los agentes en el BCCR, sino que puede representar una búsqueda de métodos sencillos que les permitan brindar una respuesta de forma rápida. En particular, Collado y Segura-Rodriguez (2020) muestran que el promedio de la expectativa de inflación de la Encuesta no se estabiliza alrededor de la meta y se ve influenciado por los movimientos en la inflación observada, una indicación de que la confianza de los informantes en el BCCR no es plena.

Referencias

- Alfaro, A. y Monge, C. (2013). Expectativas de inflación para Costa Rica. Banco Central de Costa Rica (BCCR). Documento de Investigación DI-01-2013.
- Alfaro, A. y Mora, A. (2018). The Information Rigidities and Rationality of Costa Rican Inflation Expectations. Banco Central de Costa Rica (BCCR). Documento de Investigación DI-05-2017.
- Assenza, T., Bao, T., Hommes, C., y Massaro, D. (2014). Experiments on expectations in macroeconomics and finance. *Experiments in macroeconomics*, 17(2014), 11–70.
- Branch, W. A. (2004). The theory of rationally heterogeneous expectations: evidence from survey data on inflation expectations. *The Economic Journal*, 114(497), 592–621.
- Branch, W. A. y Evans, G. W. (2011). Monetary policy and heterogeneous expectations. *Economic Theory*, 47(2-3), 365–393.
- Branch, W. A. y McGough, B. (2010). Dynamic predictor selection in a new

- Keynesian model with heterogeneous expectations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(8), 1492–1508.
- Branch, W. A. y McGough, B. (2018). Heterogeneous expectations and micro-foundations in macroeconomics. In *Handbook of computational economics*, volumen 4 (pp. 3–62). Elsevier.
- Brock, W. A. y Hommes, C. H. (1997). A rational route to randomness. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1059–1095.
- Collado, A. (2020). Media o mediana ¿cuál estimador usar? Caso de la expectativa de inflación a 12 meses. Banco Central de Costa Rica (BCCR).
- Collado, A. y Segura-Rodriguez, C. (2020). Estabilidad de las expectativas de inflación. Banco Central de Costa Rica (BCCR).
- Hommes, C. (2011). The heterogeneous expectations hypothesis: Some evidence from the lab. *Journal of Economic dynamics and control*, 35(1), 1–24.
- McFadden, D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior.
- Roy, R., Chintagunta, P. K., y Haldar, S. (1996). A framework for investigating habits, “The Hand of the Past,” and heterogeneity in dynamic brand choice. *Marketing science*, 15(3), 280–299.
- Segura-Rodriguez, C. (2019). Expectativas de inflación en el mercado de deuda soberana costarricense: ¿están ancladas? Banco Central de Costa Rica (BCCR). Documento de Investigación DI-07-2019.
- Torres, C. (2012). Costa Rica: Determinación de cambios estructurales en el nivel de la tasa de inflación: periodo 1997-2011. Documento de Trabajo, 02–2012.
- Woodford, M. (2013). Macroeconomic analysis without the rational expectations hypothesis. *Annu. Rev. Econ.*, 5(1), 303–346.

8. Anexos

8.1. Parámetros estimados

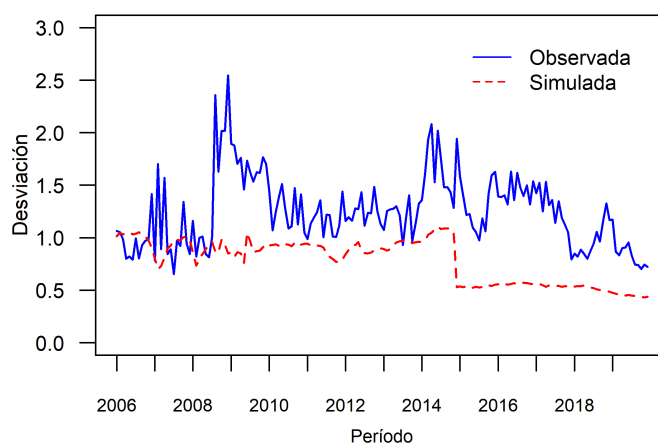
Cuadro 2. Parámetros estimados del modelo

Período	Estimador	Parámetros				
		α	β	ξ	ω	ν
Ene 2006- May 2008	Racional	7.638	8.289	0.000	1.000	0.000
	Adaptativa	15.757	1.795	1.013	1.913	-1.327
	Ingenua	20.676	1.614	0.259	1.186	-0.754
	Meta	10	0.521	1.780	1.462	-2.001
Jun 2008- May 2012	Racional	11.517	0.439	-0.257	2.234	8.924
	Adaptativa	9.245	0.000	-0.799	1.525	12.526
	Ingenua	2.528	15.456	-2.984	3.682	9.801
	Meta	10	0.000	-0.049	1.944	2.564
Jun 2012- Nov 2014	Racional	9.497	0.057	0.089	1.745	0.954
	Adaptativa	10.560	0.000	-0.506	2.604	9.112
	Ingenua	9.764	3.846	-0.542	0.062	3.859
	Meta	10	0.571	1.000	0.062	15714
Dic 2014- Dic 2019	Racional	6.916	0.000	-2.608	5.717	15.800
	Adaptativa	9.277	0.011	1.570	0.909	-1.113
	Ingenua	9.645	1.135	-0.092	0.842	177.222
	Meta	10	0.000	0.000	1.220	25873
Correlación (ρ)		0.684				

Fuente: estimación propia.

8.2. Desviación estándar de expectativas

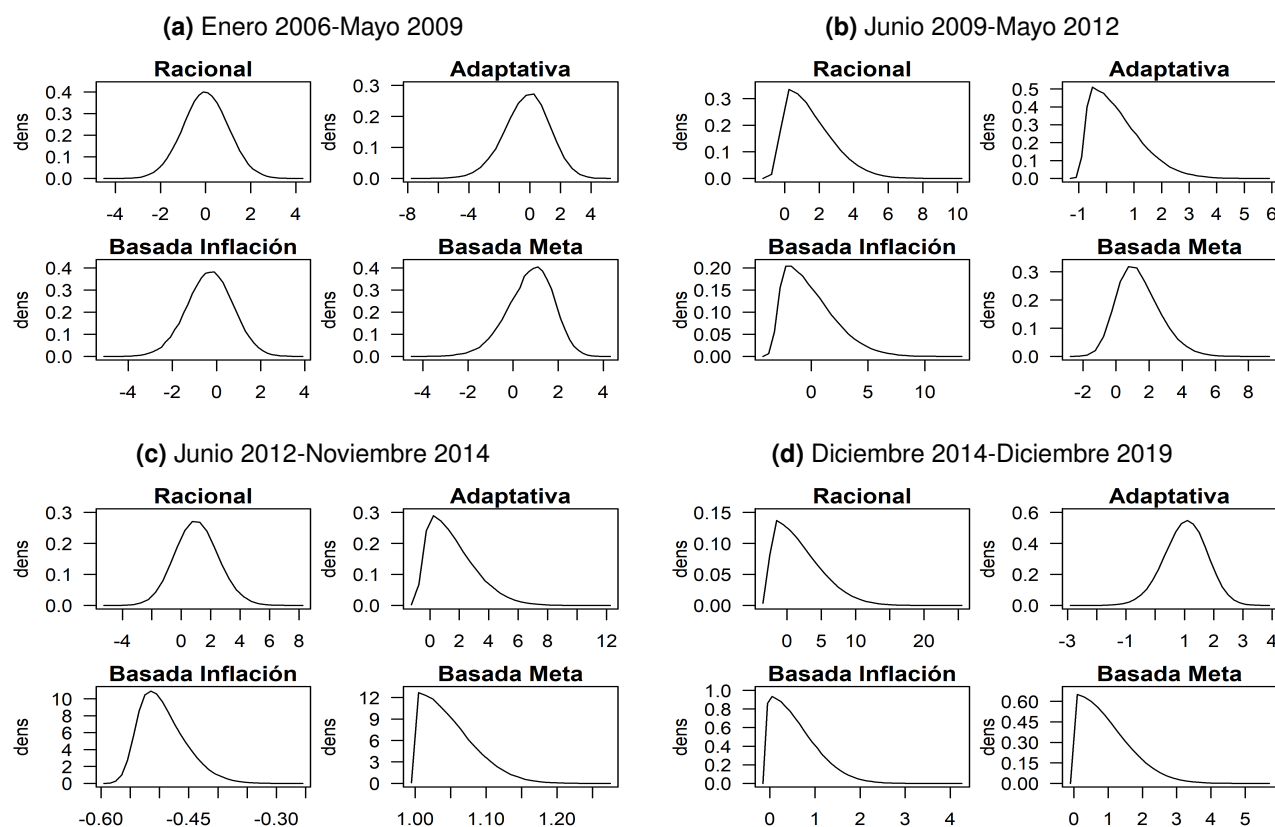
Gráfico 7. Desviación estándar de la expectativa observada y simulada. 2006-2019



Fuente: Banco Central de Costa Rica y estimación propia.

8.3. Distribuciones de los errores idiosincráticos

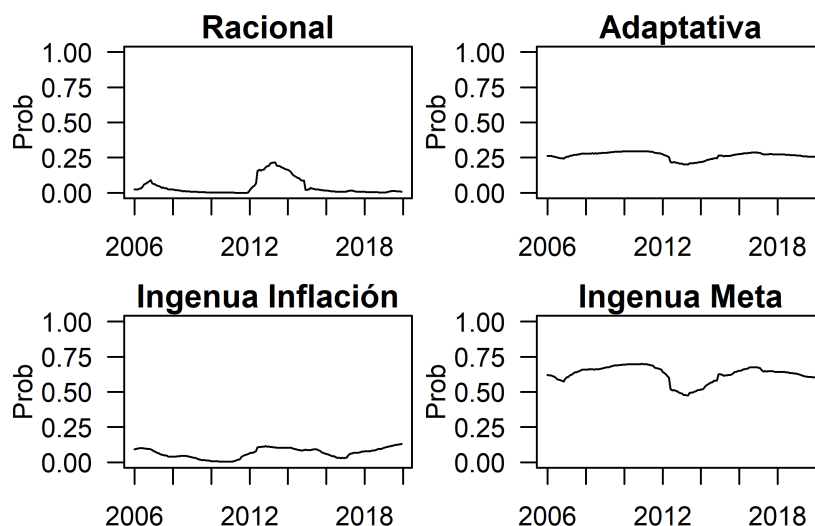
Gráfico 8. Distribuciones de errores



Fuente: Estimación propia

8.4. Estimación sin considerar muestras

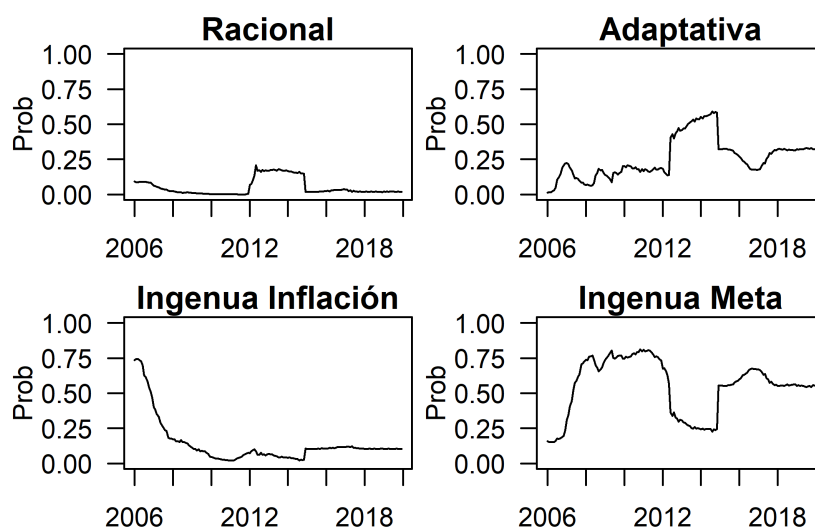
Gráfico 9. Probabilidades de pronosticadores para formación de expectativas.
Costa Rica 2006-2019



Fuente: estimación propia.

8.5. Estimación por período de entrada

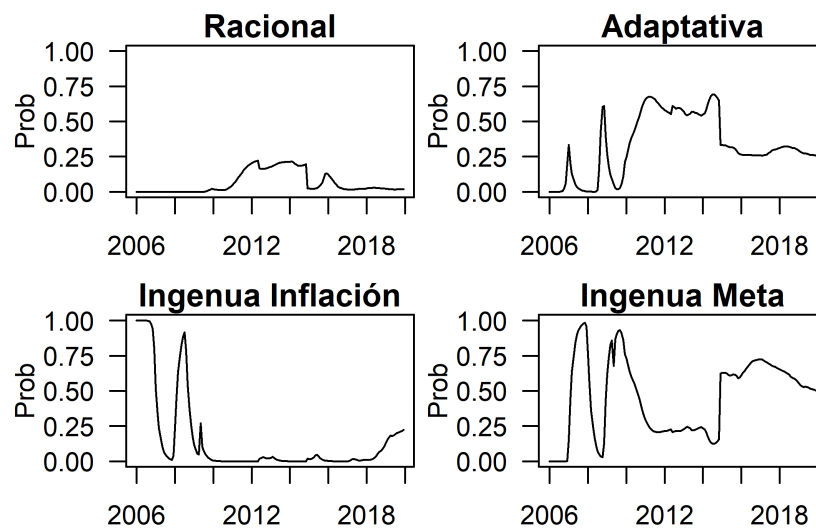
Gráfico 10. Probabilidades de pronosticadores para formación de expectativas.
Costa Rica 2006-2019



Fuente: estimación propia.

8.6. Estimación sin restringir preferencia por errores

Gráfico 11. Probabilidades de pronosticadores para formación de expectativas.
Costa Rica 2006-2019



Fuente: estimación propia.