



# La formación de expectativas de inflación en Colombia\*

Carlos Huertas Campos, Eliana González Molano y Cristhian Ruiz Cardozo\*\*

9 de abril de 2015

## Resumen

En este documento se analiza el mecanismo de formación de las expectativas de inflación en Colombia usando diferentes medidas de esta variable a uno y dos años. Los resultados indican que las expectativas se forman de manera adaptativa y racional. Hay evidencia que soporta la hipótesis de aprendizaje adaptativo. Las pruebas estadísticas sugieren que la meta de inflación ha ganado credibilidad y se puede considerar como una expectativa racional.

**Clasificación JEL:** C42, C53, D84, E31.

**Palabras claves:** Aprendizaje adaptativo, encuestas, expectativas, inflación.

## 1. Introducción

Para los bancos centrales que han adoptado una estrategia de inflación objetivo, medir y comprender las expectativas de inflación son tareas importantes en el diseño de la política monetaria. Su importancia se debe a que las expectativas afectan la dinámica de la inflación a través de tres canales, un canal directo, recogido por la curva de Phillips Neo-Keynesiana, un canal indirecto a través de la tasa de interés real y el canal de salarios. Dichos canales implican que para la autoridad monetaria es de vital importancia anclar las expectativas con el fin de reducir los costos de disminuir la inflación, volver más predecible la evolución futura de precios y salarios y facilitar la conducción de la política monetaria. (González, Munir y Romero, 2010).

Debido al valor que tienen las expectativas en la transmisión de la política monetaria, los bancos centrales diseñan modelos económicos en los cuales se supone un mecanismo de formación de expectativas. Si bien varios autores sugieren que las expectativas se forman de manera racional, existe evidencia empírica que demuestra lo contrario (Gerberding (2001), Jonsson y Österholm (2012), Oral, et.al. (2011), Carvalho y Bugarin (2006), Sabrowski H. (2008)). En este contexto, gran variedad de estudios se han encargado de analizar empíricamente cómo se forman estas expectativas (Blanchard y Fisher (1989), Evans, G.W. y Honkapohja, S. (2003), Orphanides y Williams (2005)).

Dentro de los análisis empíricos, se destacan, entre otros, Jonsson y Österholm (2012), quienes analizan las propiedades de la encuesta de expectativas de inflación en Suecia y encuentran que estas son sesgadas e ineficientes. Kara y Tuger (2010) encuentran que los test de racionalidad de las expectativas de inflación en Turquía se rechazan para todas las series, excepto para la expectativa de inflación a un

---

\*Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

\*\*Director Departamento Programación e Inflación y Jefe sección Estadística de la Subgerencia Estudios Económicos; estudiante maestría en Estadística, Universidad Nacional de Colombia. (chuertca@banrep.gov.co), (egonzamo@banrep.gov.co), (chruize@unal.edu.co)

mes. Además prueban con estimaciones de parámetros cambiantes que existe evidencia de convergencia en la racionalidad en términos de eficiencia e insesgamiento. Oral, Saygili, Saygili y Tuncel (2011) evalúan la racionalidad de las expectativas del sector real y financiero en Turquía usando métodos multivariados en paneles cointegrados y encontraron que las expectativas no se forman de manera racional.

Otros estudios investigan si las expectativas de inflación siguen algún mecanismo de aprendizaje<sup>1</sup>. En particular, Sabrowski H. (2008) señala que hay evidencia de aprendizaje adaptativo en las expectativas de inflación en Alemania. Weber (2010) encuentra que los algoritmos de aprendizaje adaptativo, que incluyen parámetro de ganancia, son adecuados para explicar las expectativas de inflación en Francia, Alemania, Italia, Holanda y España.

La heterogeneidad de las expectativas de inflación también ha sido un aspecto importante dentro de las diferentes investigaciones. Keane y Runkle (1990) y Souleles (2004) destacan que la agregación de las expectativas de inflación puede llevar a falsos rechazos de la racionalidad de los agentes cuando el conjunto de información que se utiliza para formar la expectativa es diferente entre los individuos. Fukac (2008) examina la política monetaria en ambientes con expectativas heterogéneas; los resultados indican que las políticas que son eficientes con expectativas homogéneas dejan de serlo cuando las expectativas son heterogéneas.

En América Latina, Carvalho y Bugarin (2006) estudian la formación de las expectativas de inflación en Brasil, Chile y México. Los autores encuentran que para todos los países investigados las expectativas son insesgadas en el corto y mediano plazo. En el caso colombiano, González, Munir y Romero (2010), al evaluar la racionalidad, definida bajo el criterio de insesgamiento y eficiencia, encuentran resultados mixtos. En cuanto a la formación de las expectativas de inflación, los autores concluyen que los errores de pronóstico presentan persistencia y los agentes emplean la información de la inflación pasada.

Dada la importancia que las expectativas juegan en el papel de la política monetaria, este trabajo tiene como finalidad analizar empíricamente el mecanismo de formación de expectativas de inflación en Colombia, haciendo un énfasis especial en el mecanismo de aprendizaje adaptativo. Específicamente se trata de responder las siguientes preguntas: ¿las diferentes medidas de expectativas de inflación son racionales?, ¿existe un mecanismo de aprendizaje adaptativo que explica la formación de expectativas de inflación en Colombia?, ¿las diferentes medidas de expectativas se forman de manera racional y adaptativa?, ¿qué papel juega la meta de inflación en la formación de expectativas?

Para dar respuestas a las preguntas planteadas, este artículo se encuentra dividido en 6 secciones, incluida la presente introducción. En la segunda sección se presentan los datos que se utilizan en este estudio. Los test sobre la racionalidad de las expectativas se muestran en la tercera parte. La cuarta sección presenta un estudio de aprendizaje adaptativo. En la quinta sección se estudia si las expectativas de inflación pueden ser explicadas por un componente de expectativas racional y adaptativo. En cada una de las anteriores secciones se evalúa la importancia de la meta de inflación en la formación de las expectativas. Por último, en la séptima parte del documento, se presentan las principales conclusiones.

## 2. Datos

Tradicionalmente las expectativas de inflación se miden a través de encuestas o las que se derivan de papeles indexados y no indexados a la inflación. En el primer caso, se utilizan datos de la encuesta

---

<sup>1</sup>Este último enfoque supone que los agentes económicos son limitadamente racionales, pero emplean técnicas de predicción estadísticas, las cuales da a los agentes la posibilidad de alcanzar un equilibrio de expectativas racionales en el largo plazo (Orphanides y Williams 2005).

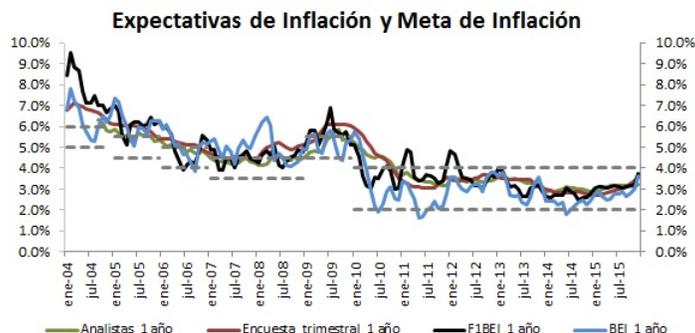
mensual de expectativas de analistas económicos (Encuesta analistas) y de la encuesta trimestral de expectativas económicas (Encuesta trimestral) aplicada a diferentes sectores de la economía. En el segundo caso, se usan el break even inflation a un año (BEI 1 año) y el forward break even inflation a dos años (F1BEI 1 año) para estudiar la formación de expectativas de inflación en Colombia. La serie histórica de la encuesta analistas se encuentra disponible desde septiembre de 2003, y es aplicada a agentes de bancos nacionales, sociedades fiduciarias, comisionistas de bolsa, bancos extranjeros, académicos, compañías de seguros y fondos de pensiones y cesantías. La serie histórica de la encuesta trimestral esta a partir del I trimestre de 2000 y es aplicada a la industria, intermediación financiera, grandes cadenas de almacenes, transporte y comunicaciones, académicos y consultores y sindicatos en las 4 principales ciudades del país. Por su parte, el BEI 1 año es el diferencial entre las tasas spot de los bonos nominales y reales. Por su parte, el F1BEI 1 año, se refiere a la expectativa de inflación que tendrían los agentes después de un año para un horizonte de un año adelante. Adicionalmente, se consideró la meta de inflación como una medida de expectativa, la cual se refiere al punto medio del rango meta. En el caso de la encuesta trimestral y la meta se supuso una linealización simple para tener series mensuales.

Las expectativas obtenidas a partir de encuestas son series largas con amplia cobertura y no tienen algunas distorsiones generadas en los mercados financieros. No obstante, presentan algunas desventajas como la baja periodicidad u horizontes de pronóstico muy cortos, sesgos al alza, distintas metodologías entre países <sup>2</sup>, el peso de un "buen" o "mal" pronóstico es el mismo al generar la expectativa agregada.

Por otro lado, las expectativas generadas a partir de activos financieros, son de la alta frecuencia, reflejan compromiso ya que son el resultado de "apuestas" del mercado, y se pueden obtener a varios horizontes. No obstante, también presentan algunos inconvenientes como posibles distorsiones por problemas de iliquidez o factores institucionales; también pueden cambiar por simples variaciones en la participación de cada título.

Una inspección visual de los datos (Gráfico 1) indica que las expectativas de las encuestas son menos volátiles que las derivadas de los títulos de deuda. Adicionalmente, en el periodo reciente, las expectativas se encuentran alrededor de la meta de inflación de largo plazo (Vargas, et.al. (2009)).

Gráfico 1: Medidas de expectativas de inflación



<sup>2</sup>por lo cual no son fácilmente comparables

### 3. Son las expectativas racionales?

Muth (1961) afirma que los agentes tienen expectativas racionales cuando ellos utilizan toda la información disponible al momento de formarlas. Así, las expectativas racionales son iguales a la esperanza matemática de una variable condicionada a la información disponible al momento de generar el pronóstico

$$X_{i,t|t-n}^e = E_{i,t-n}(X_t|\Omega_{t-n}) \quad (1)$$

donde,  $X_t$  es la variable de interés en el momento  $t$ ,  $X_{i,t|t-n}^e$  es la expectativa del agente  $i$  para el periodo  $t$  formada en el momento  $t-n$ ,  $\Omega_{t-n}$  es el conjunto de información disponible en el momento  $t-n$  y  $E$  hace referencia a la esperanza matemática. De esta forma se asume que los agentes económicos explotan toda la información disponible y no cometen errores sistemáticos de pronóstico. Lo anterior equivale a verificar:

1. La existencia de una relación de largo plazo entre la inflación observada y la expectativa
2. La expectativa es un pronóstico insesgado de la inflación observada
3. La expectativa es una proyección eficiente de la inflación observada.

#### 3.1. Relación de largo plazo

Se realizaron pruebas de raíz unitaria para determinar el orden de integración tanto de la inflación observada como de las medidas de expectativas analizadas. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria se encuentran en el Anexo en el Cuadro 11. Para ninguna de las medidas de inflación básica se rechazó la hipótesis de raíz unitaria, lo mismo sucede con la serie observada de inflación.

Dado el mismo orden de integración de la inflación observada y las expectativas, se verificó la existencia de una relación de largo plazo entre estas dos variables, para lo cual se realizaron pruebas de cointegración basadas en el método de Johansen. En el Cuadro 12 se encuentran los resultados de los test de cointegración, los cuales indican que existe una relación de largo plazo entre la inflación observada y cada una de las expectativas. Dicha relación también se verificó con la meta de inflación como medida de expectativas.

#### 3.2. Test de insesgamiento

Para probar insesgamiento se estimó la siguiente relación de largo plazo entre la inflación observada y la expectativa:

$$\pi_t = \alpha + \beta\pi_{t-j}^e + \mu_t \quad (2)$$

donde  $\pi_t$  es la inflación anual observada en el momento  $t$ ,  $\pi_{t-j}^e$  es la inflación esperada en el momento  $t-j$  para el periodo  $t$ , con  $j=12, 24$ , además  $\pi_t$  y  $\pi_{t-j}^e$  están cointegradas con pendiente  $\beta$  y constante  $\alpha$ . La prueba de insesgamiento consiste en verificar la hipótesis nula  $H_0 : \hat{\alpha} = 0, \hat{\beta} = 1$ .

La estimación de los parámetros  $(\alpha, \beta)$  se realizó utilizando el método generalizado de momentos, GMM, para cada una de las medidas de expectativas.

Cuadro 1: Test de inesgamiento

$\pi_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \pi_{it t-s}^e + \hat{\mu}_{it}$		
$\hat{\alpha}_i^1$	$\hat{\beta}_i^1$	$\hat{\alpha}_i = 0, \hat{\beta}_i = 1^2$
<b>Encuesta analistas</b> ( $s = t + 12$ )		
0.01 (0.591)	0.727 (0.256)	0.145 (0.93)
<b>Encuesta trimestral</b> ( $s = t + 12$ )		
0.01 (0.577)	0.714 (0)	3.089 (0.213)
<b>BEI 1 año</b> ( $s = t + 12$ )		
0.015 (0.02)	0.64 (0)	4.705 (0.095)
<b>F1BEI 1 año</b> ( $s = t + 24$ )		
0.027 (0.254)	0.281 (0.061)	14.619 (0.001)
<b>Meta de Inflación</b> ( $s = t + 12$ )		
0.002 (0.881)	0.991 (0.067)	0.02 (0.99)

1 Valor estimado del parámetro.

P.valor prueba significancia entre paréntesis

2 Estadístico de prueba de hipótesis ( $H_0 : \hat{\alpha} = 0, \hat{\beta} = 1$ ).

P.valor se encuentra entre paréntesis.

Los resultados en Cuadro 1 indican que hay evidencia de inesgamiento para las expectativas generadas de la encuesta de analistas, la encuesta trimestral y la meta de inflación. Por su parte, se rechazó la hipótesis de inesgamiento en las expectativas generadas por los títulos de deuda, BEI 1 año (al 10% de significancia) y el F1BEI 1 años.

### 3.3. Test de eficiencia

La hipótesis de eficiencia implica que cualquier variable que se encuentra disponible al momento de hacer el pronóstico debe ser ortogonal al error de pronóstico. Para realizar esta prueba se utilizó un vector de variables  $Z$  conformado por la brecha del producto, la tasa interbancaria, TIB, la meta de inflación fijada por el Banco de la República y factores dinámicos que resumen la información de variables de sector real, monetarias, precios, y sector externo (Ver Anexo). Es importante resaltar que el periodo en el que ingresan las variables no es necesariamente el periodo  $t$ , dado que la disponibilidad de algunas de estas variables es rezagada (Cuadro 2).

$$e_{t+s} = c + Z_t \lambda + \eta_{t+s} \quad (3)$$

donde  $Z_t \in \Omega_t$ ,  $\Omega_t$  el conjunto de información disponible al momento  $t$ . La hipótesis a probar es  $H_0 : c = \lambda = 0$ .

Los resultados de la prueba de eficiencia para las diferentes variables y medidas de expectativas se encuentran en el Cuadro 3. En el caso de las encuestas, la meta y el F1BEI 1 año, la hipótesis de

Cuadro 2: Disponibilidad de variables al momento de formar la expectativa

Variable	horizonte: t+12
Inflación observada	t-13
Meta de inflación	t
Brecha del producto	t-16
Tasa interbancaria (TIB)	t-13
Factor precios	t-13
Factor actividad real	t-16
Factor monetario	t-16
Factor sector externo	t-16

eficiencia no se rechaza para ninguna de las variables explicativas. Sin embargo, para el BEI 1 año, al parecer no se incorpora toda la información disponible al momento de formar la expectativa. En este caso, se rechaza la hipótesis para el factor de variables relacionadas con la actividad real (al 10% de significancia).

Cuadro 3: Test de Eficiencia

Medidas de expectativas de inflación					
Variable	Encuesta analistas	Encuesta trimestral	BEI 1 año	F1BEI 1 año	Meta de inflación t + 12
Inflación en t	0.995	0.765	0.577	0.746	0.952
Meta de Inflación t + s	0.996	0.843	0.592	0.918	n.a
Brecha del producto	0.886	0.943	0.986	0.594	0.844
Tasa de Intervención (TIB)	0.959	0.966	0.896	0.98	0.949
Factor precios	0.829	0.686	0.561	0.765	0.958
Factor v. monetarias	0.901	0.615	0.428	0.9	0.664
Factor actividad real	0.343	0.362	0.076	0.907	0.378
Factor externo	0.957	0.974	0.795	0.97	0.991

P.valor prueba  $H_0: c = \lambda = 0$ .

n.a: No aplica

Adicionalmente, se utilizó una prueba conjunta de racionalidad, en la que se verifica simultáneamente el insesgamiento y la eficiencia mediante la estimación del siguiente modelo.

$$\pi_{t+s} = \alpha + \beta \hat{\pi}_{t,t+s} + \lambda Z_t + \eta_{t+s} \quad (4)$$

donde  $Z_t \in \Omega_t$ , es alguna de las variables que conforman el conjunto de información disponible descrito anteriormente. La hipótesis a probar es  $H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \lambda = 0$ .

Los resultados de esta prueba se encuentran en Cuadro 4. Todas las medidas de expectativas satisfacen la hipótesis conjunta de eficiencia e insesgamiento, excepto al considerar algunas variables del conjunto de información disponible. En particular, para las expectativas del BEI 1 año, se rechaza la hipótesis conjunta de racionalidad al considerar el factor de variables de actividad real. Para el F1BEI 1 año se rechaza la hipótesis al considerar la meta de inflación en t+24. En otras palabras, al parecer en las expectativas BEI 1 año y F1BEI 1 año no se tuvo en cuenta estas variables al momento de

formar la expectativa.

Cuadro 4: Prueba conjunta de racionalidad

Variable	Medidas de expectativas de inflación				
	Encuesta analistas	Encuesta trimestral	BEI 1 año	F1BEI 1 año	Meta de inflación $t + 12$
Inflación en $t$	0.978	0.913	0.481	0.912	0.97
Meta de Inflación $t+s$	0.039	0.847	0.566	0.005	n.a
Brecha del producto	0.952	0.874	0.439	0.815	0.952
Tasa de Intervención (TIB)	0.957	0.843	0.416	0.741	0.941
Factor precios	0.946	0.844	0.3	0.742	0.994
Factor v. monetarias	0.984	0.886	0.204	0.309	0.882
Factor actividad real	0.606	0.797	0.034	0.49	0.567
Factor externo	0.984	0.935	0.614	0.808	0.993

P.valor prueba  $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1, \lambda = 0$

n.a: No aplica

En resumen, las medidas de expectativas analizadas son racionales en sentido estadístico y teniendo en cuenta linealidad. En el Cuadro 5 se encuentra la estimación del modelo de formación de expectativas asumiendo que son racionales para cada medida de expectativas.

Cuadro 5: Estimación modelo expectativas racionales

$\pi_{it t-s}^e = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \pi_{it} + \hat{\mu}_{it}$						
$\hat{\alpha}_i^1$	Error estándar	$\hat{\beta}_i^1$	Error estándar	$R^2$ ajustado	AIC	HQC
<b>Encuesta analistas (<math>s = t + 12</math>)</b>						
0.031	0.002	0.258	0.046	0.181	3.008	9.346
<b>Encuesta trimestral (<math>s = t + 12</math>)</b>						
0.018	0.003	0.717	0.053	0.509	2.96	9.504
<b>BEI 1 año (<math>s = t + 12</math>)</b>						
0.017	0.003	0.595	0.064	0.376	2.989	9.374
<b>F1BEI 1 año (<math>s = t + 24</math>)</b>						
0.036	0.003	0.262	0.081	0.066	2.985	9.371
<b>Meta de Inflación (<math>s = t + 12</math>)</b>						
0.017	0.002	0.591	0.04	0.56	2.967	9.511

<sup>1</sup> Valor estimado del parámetro.

AIC: Criterio de información de Akaike

HQC: Criterio de información de Hannan - Quinn

## 4. Aprendizaje adaptativo

En esta sección se supondrá que los agentes forman su expectativa exclusivamente de forma adaptativa. La hipótesis de aprendizaje adaptativo supone que los agentes actúan como econométristas al momento de pronosticar el estado futuro de la economía. Como los agentes no conocen la estructura de la economía es necesario formar una creencia de la relación entre las variables de interés, es decir, establecer una regla de predicción, o como se le conoce en la literatura una ley de movimiento perci-

bida (PLM). Los agentes estiman los coeficientes de su regla de pronóstico y los actualizan cuando se conoce nueva información y el error de predicción. A medida que los agentes aprenden de la estructura de la economía, las expectativas empezaran a converger a las expectativas racionales<sup>3</sup>.

En esta sección se trata de verificar la existencia de aprendizaje en las expectativas de inflación. Una manera sencilla de probar esta hipótesis es demostrar que los agentes están actualizando sus modelos econométricos a medida que conocen sus errores de pronóstico y la nueva información. Un método para explicar el comportamiento de aprendizaje es analizar si la formación de expectativas puede ser explicada por un algoritmo de aprendizaje adaptativo con parámetro de ganancia constante o decreciente (basados en los trabajos de Pfajfar y Santoro (2010) y Ekeblom (2012)).

Supongamos que un agente  $g$  percibe la siguiente ley de movimiento (PLM):

$$\pi_{t|t-j}^g = \phi_{0,t-1}^g + \phi_{1,t-1}^g \pi_{t-(j+1)} + \varepsilon_t; \quad j = \{1, 12\} \quad (5)$$

asumiendo que el agente  $g$  tienen datos sobre la inflación observada en  $\pi_{t-(j+1)}$ , entonces cada agente realiza sus predicciones basadas en la información disponible en cada momento de tiempo ( $\pi_{t|t-j}^g$ ). Cuando la tasa de inflación ( $\pi_{t-j}$ ) es observada, el agente  $g$  procede a actualizar sus estimaciones de  $\phi_{0,t-1}^g$  y  $\phi_{1,t-1}^g$ .

Se supone que los coeficientes varían en el tiempo y siguen un mecanismo de actualización específico. Cuando nuevos datos se encuentran disponibles, las actualizaciones de los coeficientes siguen una regla de aprendizaje con ganancia constante (CGL) o ganancia decreciente (DGL). Sea  $X_t$  y  $\hat{\phi}_t$  vectores de forma  $X_t = (1, \pi_{t-j})$  y  $\hat{\phi}_t = (\hat{\phi}_{0,t}, \hat{\phi}_{1,t})'$ . Cuando se utiliza el método de mínimos cuadrados los coeficientes se actualizan siguiendo las siguientes expresiones:

$$\hat{\phi}_t^g = \hat{\phi}_{t-1}^g + \nu R_{t-1}^{-1} X_{t-(2j+1)}' (\pi_{t-j} - X_{t-(2j-1)} \hat{\phi}_{t-(j+1)}^g) \quad (6)$$

$$R_t = R_{t-1} + \nu (X_{t-(2j-1)} X_{t-(2j-1)}' - R_{t-1}); \quad j = \{1, 12\} \quad (7)$$

donde  $R_t$  es la matriz de segundos momentos de  $X_t$  y  $\nu$  hace referencia a la ganancia constante. Alternativamente se puede remplazar  $\nu$  por  $\nu/t$  para utilizar el algoritmo de ganancia decreciente. Cuando la ganancia es positiva los coeficientes se actualizan conforme se conozcan los errores de pronóstico y la nueva información disponible, por el contrario, si la ganancia es cero los coeficientes no se actualizan y no habrá señales de aprendizaje.

Para probar si existe evidencia sobre aprendizaje se sigue la metodología de Pfajfar y Santoro (2010). Estos autores proponen una PLM simulada para cada agente  $g$ :

$$\pi_{t|t-j}^s = \phi_{0,t-1} + \phi_{1,t-1} \pi_{t-(j+1)} + \varepsilon_t; \quad j = \{1, 12\} \quad (8)$$

donde el superíndice  $s$  se refiere a la serie simulada.

El método consiste en simular varias series ( $\pi_{t|t-j}^s$ ) bajo diferentes combinaciones de  $\nu$  y  $\hat{\phi}$ . El objetivo es encontrar una combinación de valores iniciales y parámetro de ganancia que replique las expectativas de inflación de cada agente lo más cerca posible. El par de valores  $\nu$  y  $\hat{\phi}$  que minimizan la suma

<sup>3</sup>Una visión más amplia acerca de este mecanismo es provista en Evans y Honkapohja (2001)

de errores al cuadrado  $\sum_{t=1}^T (\pi_{t|t-j}^s - \pi_{t|t-j}^g)^2$  son seleccionados como los parámetros que replican la expectativa de inflación de cada agente. La serie presenta aprendizaje si se encuentra que el parámetro de ganancia es positivo bajo este método de inicialización.

#### 4.1. Análisis empírico

Se realizó una restimación recursiva para mirar a lo largo del tiempo el comportamiento de los coeficientes  $(\hat{\phi}_{0,t}, \hat{\phi}_{1,t})$  y si ha habido aprendizaje. En el Cuadro 6 se encuentran los valores estimados de ganancia que hace mínimo la suma de errores al cuadrado entre la serie simulada y las expectativas para la muestra completa. El gráfico 2 muestra la evolución de los coeficientes.

Para el caso de la encuesta de analistas, hasta finales de 2009 no se observa aprendizaje,  $g = 0$ . En adelante, si se ha observado, la ganancia es positiva y el coeficientes  $\phi_1$  es estadísticamente significativos. A dic/2014, el valor de  $\phi_1$  se situó en 0,35

En cuanto a la encuesta trimestral, al comenzar la estimación recursiva con información hasta dic/2004, siempre se observó ganancia positiva. Si bien el coeficiente  $\phi_1$  ha disminuido en el tiempo, a dic/2014 se encuentra alrededor de 0,70.

La estimación para el BEI 1 año, indica que durante los años 2007 y 2008 no hubo aprendizaje, ya que el valor de la ganancia fue 0, pero en adelante el valor estimado de la ganancia es positivo, excepto en 2014. El coeficiente  $\phi_1$ , obtuvo su mínimo al comienzo del año 2009 y ha aumentado desde entonces. A dic/2014 su valor estimado es 0,71.

Para el F1BEI 1 año, la estimación indica que ha habido aprendizaje, excepto para los años 2008 a 2010, cuando el valor de ganancia estimada fue 0. El valor del coeficiente  $\phi_1$  ha descendido en el tiempo con un leve repunte durante el último año; el valor estimado a dic/2014 es 0,49.

En resumen, se ha observado aprendizaje discontinuo en las diferentes medidas de expectativas. Con respecto a los coeficientes, el  $\phi_0$  es cero en todos los casos y el coeficiente adaptativo  $\phi_1$  se encuentra en un rango entre 0,35 y 0,71 al finalizar la muestra.

Como ejercicio alternativo se realizó una estimación donde en lugar de utilizar la inflación observada en la PLM se incluye la meta de inflación fijada por el Banco de la República. El fin de este ejercicio es hacer un análisis de credibilidad en la meta de inflación. Así, si la constante de ganancia es positiva significaría que los agentes han aprendido y tienen mayor confianza en el cumplimiento de la meta. Los resultados de este segundo ejercicio se muestran en el Cuadro 7, la evolución de los coeficientes se encuentra en el gráfico 3.

Durante todo el periodo analizado, se observa una ganancia estimada positiva para las expectativas de los analistas. En este caso, el coeficiente  $\phi_1$  es estadísticamente igual a uno, excepto durante 2007 y 2008, cuando el valor estimado fue levemente superior a uno.

Para las expectativas de la encuesta trimestral, se obtiene una ganancia estimada positiva durante todo el periodo analizado, y estadísticamente no se rechaza la hipótesis de que los coeficientes  $\phi_0$  y  $\phi_1$  son cero y uno respectivamente, para la mayor parte del periodo.

Para el BEI 1 año, el valor de la ganancia estimado es positivo, excepto durante 2008 y comienzos de 2009. El valor estimado del coeficiente  $\phi_1$  es estadísticamente igual a uno hasta mediados de 2011, en adelante ha aumentado y es mayor que uno. A feb/2015 el coeficiente estimado se ubica en 1,53.

Por último, para el F1BEI 1 año, la ganancia es positiva durante todo el periodo analizado. El coeficiente  $\phi_1$  ha presentado una importante variabilidad a lo largo del tiempo. Hasta mediados de 2009, este coeficiente fue muy volátil. Posteriormente descendió hasta 2011 y a partir de ahí ha ascendido gradualmente. Al considerar los intervalos de confianza, desde finales de 2013, no se rechaza la hipótesis de que su valor sea uno.

En general, los resultados de este ejercicio indican que, si los agentes sólo utilizaron la meta de inflación para formar sus expectativas, se ha presentado un proceso de aprendizaje en el cual la meta de inflación ha ganado importancia (su coeficiente tiende a uno, excepto en el BEI a 1 año). En otras palabras, la credibilidad en la meta de inflación es alta y en el último año, las expectativas analizadas se encuentran alrededor de la meta fijada por el Banco.

Cuadro 6: Estimación modelo de aprendizaje adaptativo

Ganancia constante usando en la PLM la inflación observada

MSE	Ganancia	$\phi_0$	Error. estándar	$\phi_1$	Error. estándar	$R^2$ ajustado	AIC	HQC
<b>Encuesta analistas <math>t + 12</math></b>								
0	0.048	0.028	0.005	0.349	0.097	0.713	3.0354	12.5606
<b>Encuesta trimestral <math>t + 12</math></b>								
0.001	0.034	0.017	0.004	0.694	0.07	0.891	2.9860	12.8232
<b>BEI 1 año <math>t + 12</math></b>								
0	0	0.01	0.005	0.706	0.138	0.735	3.0122	12.6081
<b>F1BEI 1 año <math>t + 24</math></b>								
0.001	0.045	0.023	0.005	0.488	0.132	0.626	3.0081	12.6040

Valores estimados con la muestra completa

AIC: Criterio de información de Akaike

HQC: Criterio de información de Hannan - Quinn

Los parámetros de ganancia encontrados para Colombia son similares a los hallados en estudios realizados para países desarrollados. En particular, para expectativas en horizontes de un año Branch y Evans (2006) encuentran para EE.UU una ganancia constante de 0.06. En Alemania, Francia, Holanda, Italia y España, Weber (2010) encontró valores entre 0.02 y 0.07 para este grupo de países. En el caso de Colombia, estos valores han estado en promedio entre 0.04 y 0.06.

En esta y la anterior sección se encontró, de forma separada, que las expectativas de inflación en Colombia pueden ser formadas de manera racional o adaptativa. Otra forma de explicar en mejor medida las expectativas es suponer que se forman mediante un mecanismo que combina los dos conceptos.

## 5. Expectativas racionales y adaptativas

En esta sección se verifica si la formación de expectativas de inflación se puede explicar por una combinación entre un componente racional y uno adaptativo, basados en el modelo utilizado por Oral et.al. (2011), Heinemann y Ullrich (2006), Carlson y Valev (2002) y Gerberding (2001). Si ese es el caso, se puede argumentar que las expectativas adaptativas podrían ser cercanas a las racionales o incluso perfectamente racionales para aquellos agentes para los cuales los costos de obtención y procesamiento

Cuadro 7: Estimación modelo de aprendizaje adaptativo

Ganancia constante usando en la PLM la meta de inflación en  $t + s$

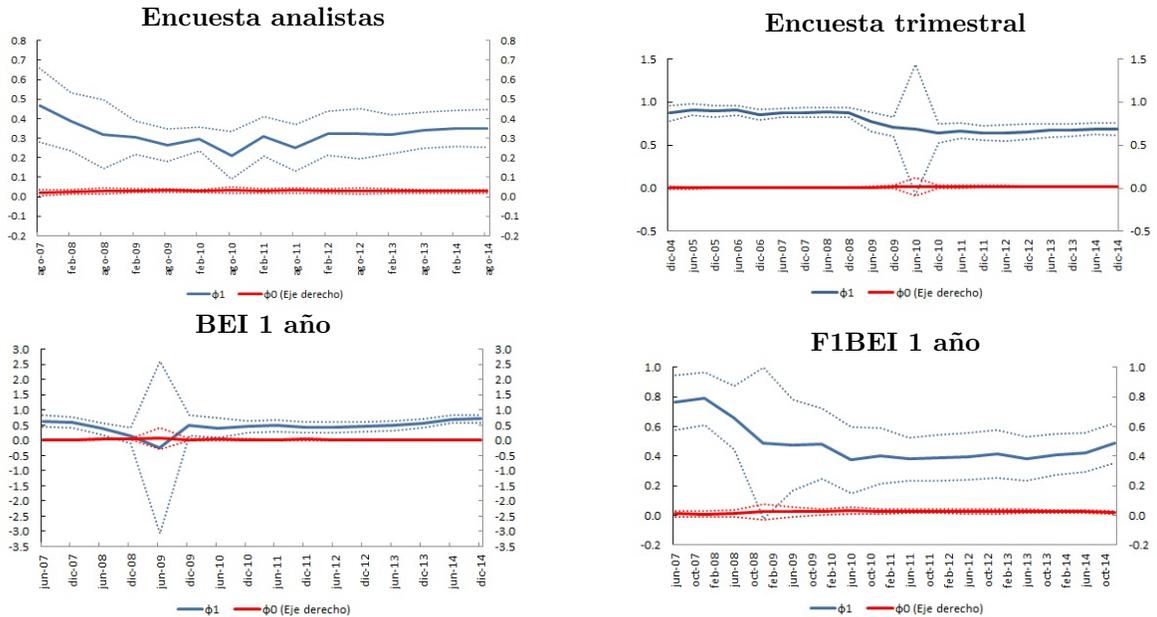
MSE	Ganancia	$\phi_0$	Error. estándar	$\phi_1$	Error. estándar	$R^2$ ajustado	AIC	HQC
<b>Encuesta analistas <math>t + 12</math></b>								
0	0.041	0.006	0.006	0.963	0.127	0.884	3.0486	12.5737
<b>Encuesta trimestral <math>t + 12</math></b>								
0.001	0.038	0.002	0.009	1.141	0.157	0.959	2.9969	12.8341
<b>BEI 1 año <math>t + 12</math></b>								
0	0.072	-0.018	0.008	1.538	0.188	0.800	3.0161	12.6120
<b>F1BEI 1 año <math>t + 24</math></b>								
0.001	0.052	0.017	0.012	0.746	0.347	0.524	3.0049	12.6007

Valores estimados con la muestra completa

AIC: Criterio de información de Akaike

HQC: Criterio de información de Hannan - Quinn

Gráfico 2: Evolución coeficientes modelo de aprendizaje adaptativo. Usando inflación observada en  $t$

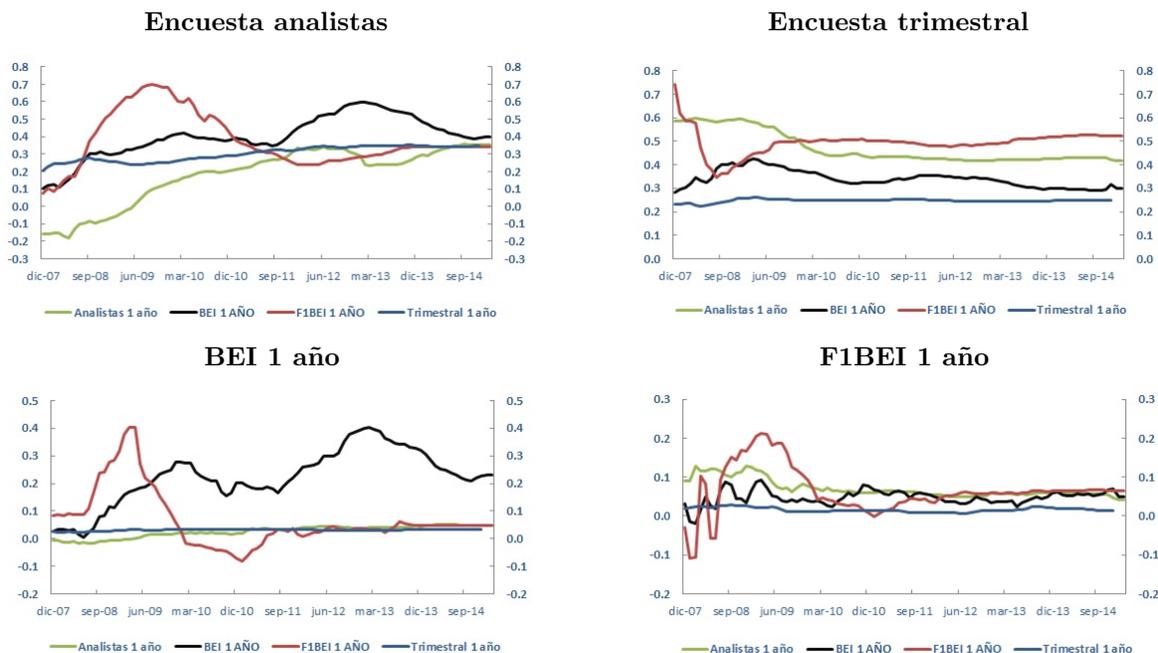


de información exceden la utilidad de generar pronósticos óptimos.

La heterogeneidad en la formación de expectativas puede ser representada por el siguiente modelo:

$$\pi_{t+j}^e = c_1 \pi_{t+j}^{ER} + (1 - c_1)(\pi_{t|t-j}^e + c_2(\pi_t - \pi_{t|t-j}^e)); \quad j = \{12, 24\} \quad (9)$$

Gráfico 3: Evolución coeficientes modelo de aprendizaje adaptativo. Usando meta de inflación en  $t + s$



donde el coeficiente  $c_1$  denota la importancia relativa de las expectativas completamente racionales ( $\pi^{ER}$ ). De esta manera  $(1 - c_1)$  mide la importancia relativa de las expectativas adaptativas, y el coeficiente  $c_2$  mide la velocidad a la que los agentes económicos adaptan sus expectativas a los errores de pronóstico pasados.

Este modelo también ofrece un enfoque para estudiar la credibilidad del banco central (Oral et.al. (2011) y Heinemann y Ullrich (2006)). Los efectos de credibilidad se pueden medir mediante dos alternativas. La primera centra su atención en la evolución del coeficiente  $c_1$ , es decir, si disminuye entonces los agentes enfrentan mayor incertidumbre sobre la capacidad del banco central para cumplir la meta de inflación, lo cual lleva a los agentes a construir expectativas adaptativas. Un segundo enfoque consiste en utilizar la tasa de inflación objetivo ( $\bar{\pi}$ ) en lugar de la variable de expectativas racionales ( $\pi^{ER}$ ), de esta manera, si el coeficiente  $c_1$  es relativamente grande, entonces las expectativas están más ancladas y hay mayor credibilidad en el banco central.

## 5.1. Estimación

Para la estimación del modelo se debe realizar algunas aclaraciones. Se utilizó la tasa de inflación observada como medida de expectativas racionales (Oral et.al. (2011), Heinemann y Ullrich (2006) y Gerberding (2001)). Adicionalmente, debido a que la tasa de inflación actual  $t$  no se conoce en el momento de formar las expectativas, entonces se rezaga un período la parte adaptativa. Así, el modelo a estimar es el siguiente:

$$\pi_{t+j|t}^e = c_1\pi_{t+j} + (1 - c_1)(\pi_{t-1|t-(j+1)}^e + c_2(\pi_{t-1} - \pi_{t-1|t-(j+1)}^e)) + \epsilon_t^j; \quad j = \{12, 24\} \quad (10)$$

El modelo alternativo para evaluar la credibilidad del banco central y medir el efecto que tiene la meta de inflación sobre las expectativas es:

$$\pi_{t+j|t}^e = c_1\bar{\pi}_{t+j} + (1 - c_1)(\pi_{t-1|t-(j+1)}^e + c_2(\pi_{t-1} - \pi_{t-1|t-(j+1)}^e)) + \xi_t^j; \quad j = \{12, 24\} \quad (11)$$

En las ecuaciones 10 y 11, en el componente adaptativo, se corrige el pronóstico que se obtuvo  $j$  periodos atrás para el periodo  $t$  con su respectivo error de pronóstico. Sin embargo, en ocasiones se dispone de pronósticos más recientes, con lo cual se puede corregir el pronóstico más reciente disponible con el error obtenido del último pronóstico generado para el periodo  $t$ . En el caso de la encuesta de analistas, este es el mes inmediatamente anterior,  $\pi_{t|t-1}^e$ ; en el caso de la encuesta trimestral el pronóstico hecho tres meses atrás,  $\pi_{t|t-3}^e$ . Para las expectativas derivadas de los títulos de deuda no se cuenta con pronósticos más recientes. Así, estimaron la ecuación adicional estimada es:

Usando la inflación observada como medida de expectativa racional:

$$\pi_{t+j|t}^e = c_1\pi_{t+j} + (1 - c_1)(\pi_{t+j-1|t-1}^e + c_2(\pi_t - \pi_{t|t-p}^e)) + \epsilon_t^j; \quad j = \{12, 24\} \quad p = \{1, 3, 12\} \quad (12)$$

Las estimaciones se realizaron mediante el método de momentos (GMM por sus siglas en ingles)<sup>4</sup>. Los resultados de las ecuaciones 10 y 11 se presentan en los Cuadros 8 y 9, mientras que los de la ecuación 12 se encuentra en el Cuadro 10. En comparación con las dos representaciones anteriores (expectativas racionales y aprendizaje adaptativo), se destaca el mejor ajuste dentro de muestra de este modelo de formación para todas las medidas de expectativas analizadas, según los criterios de información AIC y HQC.

Una manera de examinar la importancia relativa de ambos mecanismos de formación en el tiempo, es revisando la evolución de los coeficientes estimados. Para esto se aplican técnicas de estimación recursivas con una ventana inicial de 4 años para primera estimación, lo cual permite observar el comportamiento que tiene la formación de expectativas ante la llegada de nueva información (Gráfico 4). La evolución del coeficiente de credibilidad en la meta de inflación se encuentra en el Gráfico 5.

Las estimaciones de la ecuación 10 para la encuesta de analistas indican que la componente de racionalidad explica en promedio un 35 % la expectativa de inflación. El coeficiente que mide la velocidad a la que los agentes económicos adaptan sus expectativas a los errores de pronóstico pasado es significativo y tiene un valor de 0,53. En la versión con corrección del pronóstico más reciente (ecuación 12), la componente de racionalidad se reduce considerablemente a 5 %. Es decir, son más adaptativos y ajustan su pronóstico más recientes con el último error de pronóstico conocido. Adicionalmente, en las dos versiones el coeficiente de racionalidad se ha incrementado en el tiempo. El ajuste del modelo es mejor con la segunda versión ( $R^2 = 0,48$  vs  $R^2 = 0,98$ ). Por su parte, cuando se usa la meta de inflación del Banco como medida de expectativa racional (ecuación 11), el coeficiente de racionalidad es 0,42, siendo el 58 % restante explicado por las expectativas adaptativas. Este coeficiente se redujo considerablemente luego del no cumplimiento de la meta en 2007 y 2008 y se ha estabilizado a partir de 2011.

<sup>4</sup>Se utilizó como instrumentos rezagos de las variables incluídas en el modelo

Cuadro 8: **Estimación modelo usando la inflación en  $t+s$  como medida de expectativa racional**

Coefficiente	Valor estimado	Error estándar	P. valor	$R^2$ ajustado	AIC	HQC
<b>Encuesta analistas (<math>s = t + 12</math>)</b>						
C1	0.352	0.157	0.027	0.479	2.8717	9.1096
C2	0.529	0.104	0.00			
<b>Encuesta trimestral (<math>s = t + 12</math>)</b>						
C1	0.345	0.064	0.00	0.890	2.8627	9.3552
C2	0.675	0.07	0.00			
<b>BEI 1 año (<math>s = t + 12</math>)</b>						
C1	0.396	0.149	0.009	0.728	2.8688	9.1813
C2	0.79	0.125	0.00			
<b>F1BEI 1 año (<math>s = t + 24</math>)</b>						
C1	0.343	0.128	0.009	0.27	2.8716	9.1095
C2	0.827	0.168	0.00			

**Estimación GMM usando como instrumentos rezagos de las variables.**

AIC: Criterio de información de Akaike

HQC: Criterio de información de Hannan - Quinn

En el caso de la encuesta trimestral, el componente de racionalidad es de 35% y este coeficiente ha aumentado en el tiempo. En la versión del modelo ajustando por el error de pronóstico más reciente (ecuación 12), el componente de racionalidad es apenas del 3%. El coeficiente de credibilidad en la meta ha estado relativamente estable alrededor de 0,25.

En el caso del BEI 1 año, el coeficiente de racionalidad ha cambiado en el tiempo, alcanzando su máximo a comienzos de 2013, con un valor de 0,60 y recientemente se estima en 0,4. El valor mínimo se estimó para el año 2008, lo cual puede ser como consecuencia del no cumplimiento de la meta de inflación. Por su parte, el coeficiente de credibilidad en la meta ((ecuación 11)), tuvo su máximo a comienzos de 2009 (0,43) y se ubica alrededor de 0,30 desde mediados de 2013.

Por su parte, para el F1BEI 1 año, el coeficiente de expectativa racional encontró un mínimo en el año 2008 y un máximo en el año 2009, alcanzando un valor de 0,70. Recientemente este coeficiente se sitúa alrededor de 0.34 y ha venido en ascenso desde el año 2013. En cuanto al coeficiente de credibilidad en la meta, este ha permanecido relativamente estable desde mediados de 2010, alrededor de 0,50, alcanzó un mínimo de 0,35 a mediados de 2008.

En resumen, cuando los agentes corrigen sus pronósticos realizados un años atrás (2 años atrás para el F1BEI 1 año), el coeficiente de expectativas racionales, se encuentra en un rango entre 0.34 y 0.40 a 2014. Sin embargo, cuando los agentes corrigen sus errores de pronósticos más recientes, las expectativas se forman de manera adaptativa (coeficiente  $C1$  es pequeño). Por otro lado, al utilizar la meta de inflación como expectativa racional, esta resulta significativa y explica una porción importante en la formación de expectativas ( $C1$  se encuentra entre 0.25 y 0.52 con información a 2014). En horizontes más largos de expectativas (F1BEI 1 año: 2 años) el peso de la meta es mayor. El menor peso de la meta se da en la encuesta trimestral, lo cual podría explicarse por el perfil de los encuestados, que al ser de diferentes sectores poseen menos información que el sector financiero (encuesta de analistas, BEI y F1BEI).

Cuadro 9: Estimación modelo usando la meta de inflación en  $t+s$  como medida de expectativa racional

Coefficiente	Valor estimado	Error estándar	P. valor	$R^2$ ajustado	AIC	HQC
<b>Encuesta analistas (<math>t + 12</math>)</b>						
C1	0.43	0.047	0.00	0.949	2.8720	9.1099
C2	0.4	0.026	0.00			
<b>Encuesta trimestral (<math>t + 12</math>)</b>						
C1	0.249	0.036	0.00	0.972	2.8628	9.3553
C2	0.634	0.025	0.00			
<b>BEI 1 año (<math>t + 12</math>)</b>						
C1	0.3	0.119	0.013	0.769	2.8688	9.1814
C2	0.615	0.113	0			
<b>F1BEI 1 año (<math>t + 24</math>)</b>						
C1	0.523	0.084	0.00	0.613	2.8717	9.1096
C2	0.59	0.117	0.00			

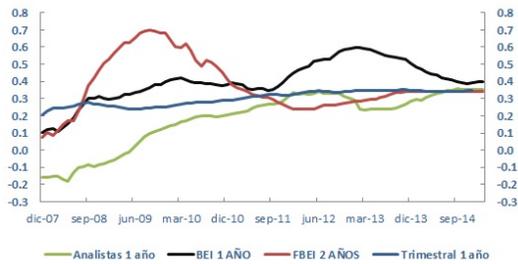
Estimación GMM usando como instrumentos rezagos de las variables.

AIC: Criterio de información de Akaike

HQC: Criterio de información de Hannan - Quinn

Gráfico 4: Evolución coeficiente C1 modelo combinación de componentes racional y adaptativo utilizando la inflación en  $t + s$  como medida de expectativa racional

Corrigiendo pronóstico realizado en  $(t-j)$  con su correspondiente error de pronóstico



Corrigiendo pronóstico realizado en  $(t-1)$  con error de pronóstico más reciente conocido

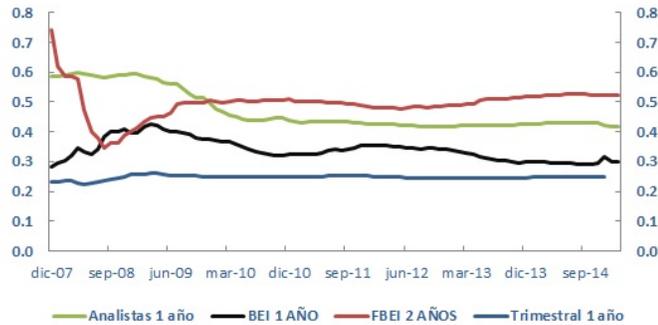


Cuadro 10: Estimación modelo usando la inflación en  $t+s$  como medida de expectativa racional y corrigiendo el pronóstico más reciente

Coefficiente	Valor estimado	Error estándar	P. valor	$R^2$ ajustado	AIC	HQC
<b>Encuesta analistas (<math>s = t + 12</math>)</b>						
C1	0.047	0.027	0.082	0.978	2.8721	9.1100
C2	0.462	0.173	0.009			
<b>Encuesta trimestral (<math>s = t + 12</math>)</b>						
C1	0.032	0.005	0	0.997	2.8629	9.3554
C2	0.069	0.016	0			
<b>BEI 1 año (<math>s = t + 12</math>)</b>						
C1	0.229	0.082	0.006	0.875	2.8688	9.1842
C2	0.13	0.061	0.035			
<b>F1BEI 1 año (<math>s = t + 24</math>)</b>						
C1	0.047	0.086	0.584	0.793	2.8718	9.1097
C2	0.1	0.09	0.27			

Estimación GMM usando como instrumentos rezagos de las variables.

Gráfico 5: Evolución coeficiente C1 modelo combinación de componentes racional y adaptativo utilizando la meta de inflación en  $t + s$  como medida de expectativa racional



## 6. Conclusiones

En este trabajo se muestran varias estimaciones de modelos que explican la formación de expectativas de inflación en Colombia. Se utilizaron diferentes medidas de esta variable y se desarrollaron pruebas estadísticas para determinar si las expectativas se forman de manera racional, adaptativa o mediante una combinación de las dos.

Las pruebas indican que todas las medidas de expectativas son racionales en un sentido estadístico. Sin embargo, este resultado es débil para aquellas generadas a partir de los títulos de deuda. Las estimaciones también indican que la meta de inflación ha ganado credibilidad y que puede considerarse como una expectativa racional. Por otro lado, los resultados sugieren que las expectativas tienen un componente adaptativo muy importante y se observó aprendizaje, lo cual significa que los agentes económicos usan mejor la información disponible para su formación.

Se encontró que una combinación de un componente racional y uno adaptativo explica mejor, en términos de ajuste, la formación de las expectativas de inflación en Colombia. Los resultados de estimación de este modelo también sugieren que la meta de inflación es un componente importante en dicha formación. No obstante, para aquellos agentes que corrigen sus errores de pronóstico con mayor frecuencia, el componente adaptativo es el que más explica la dinámica de la formación de expectativas.

## Referencias

- [1] Blanchard, O.J., & S. Fischer (1989). *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, MA and London: The MIT Press.
- [2] Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Amsterdam: JAI Press, 161-178.
- [3] Branch, W.A. & Evans, G.W. (2006). A Simple Recursive Forecasting Model. *Economics Letters*, 91(2), 749-52.
- [4] Carlson, J. A. & Valev, N. (2002). A Disinflation Tradeoff: Speed versus Final Destination, *Economic Inquiry*, 40, 450-456.
- [5] Carvalho, F. & Bugarin, M. (2006). Inflation Expectations in Latin America, *Economía*, Vol. 6, No. 2, pp. 101-145.
- [6] Choi, I. (2001). Unit Root Tests for Panel Data, *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- [7] Ekeblom, D. (2012). *Empirical Swedish Inflation Expectations*, Seminar in Macroeconomics, Department of Economics, Lund University, October 2012.
- [8] Engle, R. & C. W. J. Granger (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- [9] Evans, G.W. & Honkapohja, S. (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press. Princeton and Oxford.
- [10] Evans, G.W. & Honkapohja, S. (2003). Expectations and the Stability Problem for Optimal Monetary Policies, *The Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 4, pp. 807-824.
- [11] Evans, G.W., Honkapohja, S., & Williams, N. (2010). Generalized stochastic gradient learning, *International Economic Review* 51, 237-262.
- [12] Fukac, M. (2008). *Heterogeneous Expectations, Adaptive Learning, and Forward-Looking Monetary Policy*, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series DP2008/07, Reserve Bank of New Zealand.
- [13] García, P., & Soto, C (2009). *The modeling and interpretation of inflation expectations*, Mimeo. Chief economists workshop: new challenges in assessing and managing inflation expectations, Bank of England.
- [14] Gerberding, C. (2001). *The Information Content of Survey Data on Expected Price Developments for monetary policy*, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper 9/01, Frankfurt.

- [15] González, E., Melo, L., Monroy, V., & Rojas, B. (2009). *Un modelo de factores dinámicos para la inflación colombiana*, Borradores de Economía N° 549. Banco de la República.
- [16] González, E., Munir, Jalil., & Romero, J. (2010). *Inflación y expectativas de inflación en Colombia*, Borradores de Economía N° 618. Banco de la República.
- [17] Hadri, K. (2000). Testing for stationary in heterogeneous panel data, *Econometrics Journal*, 3, 148-161.
- [18] Heinemann, F. & K. Ullrich (2006), The Impact of EMU on Inflation Expectations, *Open Economics Review*, 17.
- [19] Jonsson, T. & Österholm, P. (2012). The properties of survey-based inflation expectations in Sweden, *Empirical Economics*, Springer, vol. 42(1), pages 79-94, February.
- [20] Kao, C. & M.H. Chiang. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *Advances in Econometrics*, 15, 179-222.
- [21] Kara, H. & Tuger, H. (2010). Inflation expectations in Turkey: learning to be rational, *Applied Economics*, Taylor and Francis Journals, vol. 42(21), pages 2725-2742.
- [22] Keane, M. P. & Runkle, D. E. (1990). Testing the rationality of price forecasts: New evidence from panel data, *The American Economic Review*, 80(4), pp. 714-735.
- [23] Levin, A., Lin, C., & Chu, C. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- [24] Maddala, G.S. & S. Wu (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- [25] Muth, J.F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica*, 29, 315-335.
- [26] Newey, W., & West, K. (1994). Autocovariance Lag Selection in Covariance Matrix Estimation, *Review of Economic Studies*, 61, 631-653.
- [27] Oral, E., Saygili, H., Saygili, M. & S. Tuncel, S.O. (2011). Inflation Expectations in Turkey: Evidence from Panel Data, *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, OECD Publishing, CIRET, vol. 2011(1), pages 5-28.
- [28] Orphanides, A., & Williams, J.C. (2005). *Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy*. In Bernanke, B., and Woodford, M. (Eds), *The Inflation Targeting Debate*. University of Chicago Press, Chicago.
- [29] Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Test in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.
- [30] Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- [31] Pedroni, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels, *The Review of Economics and Statistics*, 83, 727-731.
- [32] Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to PPP Hypothesis, *Econometric Theory*, 20, 576-625.
- [33] Pfajfar, D. & Santoro, E. (2010). Heterogeneity, learning and information stickiness in inflation expectations, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 75(3), 426-444.

- [34] Sabrowski H. (2008). *Inflation Expectation Formation of German Consumers: Rational or Adaptive?*, Working Paper Series in Economics 100, University of Lüneburg, Institute of Economics.
- [35] Souleles, N. S. (2004). Expectations, heterogeneous forecast errors, and consumption: Micro evidence from the michigan consumer sentiment surveys, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(1), 39-72.
- [36] Svendsen, I. (1993). *Empirical tests of the formation of expectations a survey of methods and results*. Social and economic studies.
- [37] Vargas H., González A., González, E., Romero, J., & Rojas, L. (2010). Assessing inflationary pressures in Colombia, BIS Papers chapters, Bank for International Settlements (ed.), *Monetary policy and the measurement of inflation: prices, wages and expectations*, volume 49, pages 129-171 Bank for International Settlements.
- [38] Weber, A. (2010). *Heterogeneous Expectations, Learning and European Inflation Dynamics*. Cambridge University Press. chapter 12. pp. 261-305.

# Anexo

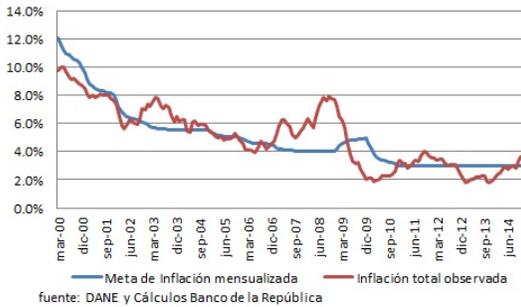
## 6.1. Conjunto de información disponible

Para determinar el conjunto de información utilizada en la formación de las expectativas de inflación y verificar la eficiencia de éstas se consideró un conjunto amplio de variables (Gráfico 6):

- La tasa de interés interbancaria (TIB) promedio mensual
- meta de inflación anual fijada por el Banco de la República y la tasa de inflación observada.
- factores comunes para conjuntos de variables relacionadas con actividad real, precios, variables monetarias y cambiarias y sector externo. Los factores se obtienen de González et. al.(2009).

Gráfico 6: Variables relacionadas con las expectativas de inflación

### Meta de inflación e inflación observada



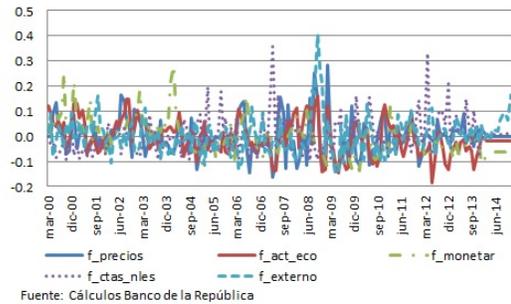
### Tasa de interés interbancaria



### Medida de brecha



### Primer factor común por tipo de variable



## 6.2. Test de raíz unitaria

Se realizaron las pruebas de raíz unitaria aumentada de Dikey-Fuller, ADF, y la de Elliott, Rothenberg, and Stock Point Optimal, ERS, para la serie mensual histórica de inflación anual observada y las diferentes medidas de expectativas de inflación, incluyendo la meta de inflación en  $t + s$  como medida de expectativas.

**Cuadro 11: Pruebas de raíz unitaria**

Medida expectativas de inflación	ADF test	P.valor	ERS test
<b>Inflación observada</b>	-2.613	0.322	-1.849
<b>Encuesta analistas</b> ( $s = t + 12$ )	-2.313	0.446	-2.178
<b>Encuesta trimestral</b> ( $s = t + 12$ )	-3.543	0.041	-1.16
<b>BEI 1 año</b> ( $s = t + 12$ )	-3.038	0.144	-2.231
<b>F1BEI 1 año</b> ( $s = t + 24$ )	-2.991	0.164	-1.349
<b>Meta de Inflación</b> ( $s = t + 12$ )	-2.613	0.322	-0.87

Valor estimado estadístico de prueba.

Valores críticos Pueba ERS: 1 % -3.46, 5 % -2.93, 10 % -2.64.

### 6.3. Análisis de cointegración

Para verificar la existencia de una relación de largo plazo se realizan pruebas de cointegración basadas en el método de Johansen, prueba de la traza, en la cual se verifica el número de vectores de cointegración.

**Cuadro 12: Pruebas de cointegración**

Medida expectativas de inflación	$r \leq 1$	$r = 0$
<b>Encuesta analistas</b> ( $s = t + 12$ )	3.63	55.75
<b>Encuesta trimestral</b> ( $s = t + 12$ )	6.00	41.04
<b>BEI 1 año</b> ( $s = t + 12$ )	3.25	24.90
<b>F1BEI 1 año</b> ( $s = t + 24$ )	4.02	23.62
<b>Meta de Inflación</b> ( $s = t + 12$ )	4.28	18.72

Valor estimado estadístico de prueba.

Valores críticos:

10 %	7.52	17.85
5 %	9.24	19.96
1 %	12.97	24.60

Para todas las medidas de expectativas se rechaza la hipótesis de que el rango de cointegración es cero, mientras que la hipótesis de que el rango es a lo más uno, no se rechaza en ningún caso, con lo cual existe una relación de largo plazo entre la serie de inflación observada y cada una de las medidas de expectativas.



Este documento puede ser  
consultado en  
[http://www.banrep.gov.co/  
publicaciones/pub\\_borra.htm](http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_borra.htm)

