

Aguilar-Argaez, Ana María; Elizondo, Rocio; Roldán-Peña, Jessica

**Working Paper**

## Descomposición de la compensación por inflación y riesgo inflacionario en México

Working Papers, No. 2016-22

**Provided in Cooperation with:**

Bank of Mexico, Mexico City

*Suggested Citation:* Aguilar-Argaez, Ana María; Elizondo, Rocio; Roldán-Peña, Jessica (2016) : Descomposición de la compensación por inflación y riesgo inflacionario en México, Working Papers, No. 2016-22, Banco de México, Ciudad de México

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/174452>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

Banco de México  
Documentos de Investigación

Banco de México  
Working Papers

N° 2016-22

Descomposición de la Compensación por Inflación y  
Riesgo Inflacionario en México

Ana María Aguilar-Argaez  
Banco de México

Rocio Elizondo  
Banco de México

Jessica Roldán-Peña  
Banco de México

Diciembre 2016

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

## Descomposición de la Compensación por Inflación y Riesgo Inflacionario en México\*

Ana María Aguilar-Argaez<sup>†</sup>  
Banco de México

Rocio Elizondo<sup>‡</sup>  
Banco de México

Jessica Roldán-Peña<sup>§</sup>  
Banco de México

**Resumen:** Este documento estudia la evolución reciente de la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario implícita en las cotizaciones de instrumentos financieros de largo plazo en México. En particular, analiza el comportamiento de sus principales componentes: la expectativa de inflación de largo plazo y la prima por riesgo inflacionario, mismos que se estiman mediante un modelo afín de la estructura temporal de tasas de interés. Los resultados muestran que la reducción paulatina registrada en dicha compensación en los últimos años es producto de la disminución que ambos componentes mostraron. Esto refleja, por un lado, la convergencia gradual de las expectativas de inflación estimadas al objetivo de inflación del Banco de México y el anclaje de las mismas y, por el otro, que los tenedores de instrumentos referenciados a tasas nominales han venido demandando una cobertura por inflación futura menor, posiblemente, como reflejo de una menor percepción del riesgo asociado a la misma.

**Palabras Clave:** Inflación, Compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario, Expectativa de inflación, Prima por riesgo inflacionario.

**Abstract:** This document studies the recent evolution of the break-even-inflation implicit in the yields of long-term financial instruments in Mexico. In particular, it analyzes the dynamics of its main components: the long-run inflation expectation and the inflationary risk premium, which are estimated by means of an affine term structure model of interest rates. The results show that the gradual reduction registered in such compensation in the last years is the result of the decrease showed by both components. This reflects, on the one hand, the progressive convergence of the estimated inflation expectation to Banco de México's inflation target as well as its anchoring and, on the other hand, that nominal-bond holders have required a lower hedging against future inflation, possibly, as a reflection of a lower risk perception associated to it.

**Keywords:** Inflation, Break-even-inflation, Inflation expectation, Inflationary risk premium.

**JEL Classification:** E31, E43, E52, G12.

---

\*Las autoras agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Alberto Torres, Lorena Domínguez, tres dictaminadores anónimos del Banco de México y de los participantes del V Congreso de Investigación Financiera IMEF 2015. El contenido de este artículo así como las conclusiones que de él se derivan son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente la opinión de Banco de México.

<sup>†</sup> Dirección General de Investigación Económica. Correo electrónico: amaguilar@banxico.org.mx.

<sup>‡</sup> Dirección General de Investigación Económica. Correo electrónico: melizondo@banxico.org.mx.

<sup>§</sup> Dirección General de Investigación Económica. Correo electrónico: jroldan@banxico.org.mx.

# 1. Introducción

La dinámica de la inflación en México y de sus expectativas ha presentado cambios estructurales importantes en los últimos quince años. Entre estos destacan: i) la reducción significativa y permanente en el nivel, la volatilidad y la persistencia de la inflación; ii) un menor coeficiente de traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio a la inflación; iii) la presencia de efectos transitorios sobre la inflación ante movimientos de precios relativos en ciertos bienes (tales como los agropecuarios); iv) evidencia de un proceso inflacionario determinado en mayor medida por efectos prospectivos que retrospectivos; v) la convergencia de las expectativas de inflación derivadas de encuestas hacia el objetivo de inflación del Banco de México y la reducción de su dispersión; y vi) evidencia de que el efecto de desviaciones de la inflación respecto a su meta sobre estas últimas ha disminuido en el tiempo, lo que refuerza el anclaje de las mismas.<sup>1</sup> Una de las principales causas a las que pueden atribuirse estos cambios estructurales es la conducción de la política monetaria por parte del Instituto Central durante este lapso, la cual ha contribuido a generar un ambiente de credibilidad en torno a los esfuerzos de reducción de la inflación en el país, lo que, a su vez, ha ayudado al anclaje de las expectativas de inflación, sobre todo de aquellas de mayores plazos.

Con el fin de complementar el análisis que se ha realizado en relación con los cambios estructurales antes mencionados, en este documento se estudia la evolución de la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario implícita en las cotizaciones de instrumentos financieros (*break-even-inflation*, por su nombre en inglés) de largo plazo, a la que en lo subsecuente nos referiremos también simplemente como la compensación. Como su nombre lo indica, este indicador refleja no solo el comportamiento de las expectativas de inflación para dicho horizonte, sino también el riesgo asociado al hecho de que esta expectativa pueda presentar cierto grado de incertidumbre. En particular, la compensación se descompone en los dos componentes antes mencionados con el fin de analizar la dinámica de cada uno de ellos.

El estudio de las expectativas de inflación resulta de especial relevancia para todo

---

<sup>1</sup>Ver Ramos-Francia y Torres (2005), Chiquiar et al. (2010), Capistrán et al. (2011), García-Verdú (2012), Banco de México (2012 y 2013), Cortés (2013), Aguilar-Arguez et al. (2014) y Ramírez y Torres (2016).

banco central. En un contexto en el que la autoridad monetaria tiene como objetivo prioritario el preservar el poder adquisitivo de la moneda nacional mediante el mantenimiento de niveles de inflación bajos y estables, y en el que sus acciones influyen sobre el proceso de formación de precios en la economía con cierto rezago, las expectativas de inflación para diferentes horizontes constituyen un indicador fundamental para monitorear los riesgos asociados a dicho proceso y, consecuentemente, para identificar el surgimiento de posibles presiones inflacionarias que podrían derivar en niveles de inflación futura elevados. Así, dado que uno de los canales más importantes del mecanismo de transmisión de la política monetaria en México es precisamente el de expectativas (ver Banco de México (2016)), la autoridad monetaria modifica su postura de política monetaria cuando percibe que la inflación futura podría alejarse sostenidamente de su objetivo permanente, jugando, a la vez, un papel importante para evitar que sus expectativas se contaminen.

Existen dos fuentes principales de las cuales es posible extraer información con respecto a las expectativas de inflación. La primera corresponde a la información obtenida directamente de diversos agentes económicos, por ejemplo, analistas económicos y hogares, mediante encuestas. Al respecto, destaca que el Banco de México levanta y da seguimiento a encuestas, entre las que se encuentran la “Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado” y la “Encuesta Nacional sobre Confianza del Consumidor” (esta última realizada en conjunto con el INEGI), que recaban expectativas sobre la inflación y otras variables económicas desde hace más de 13 años. La segunda fuente de información corresponde a la implícita en los precios de algunos instrumentos financieros. Un indicador derivado de esta última fuente, al que es común dar seguimiento, es la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario que los inversionistas demandan por mantener instrumentos de deuda gubernamental denominada en moneda local, que se calcula a partir de la diferencia entre el rendimiento de un bono a determinado plazo expresado en términos nominales y el de otro bono al mismo vencimiento indexado a la inflación.<sup>2</sup> Al respecto, cabe mencionar que, dado el grado de desarrollo de los mercados financieros nacionales, la información que se logra extraer de estos instrumentos es confiable y,

---

<sup>2</sup>Este indicador ha sido estudiado por diversos bancos centrales, entre ellos, la Reserva Federal, el Banco Central Europeo y el Banco de la República (Colombia). Ver Adrian y Wu (2010), Hördahl y Tristani (2007) y Melo y Granados (2010), respectivamente.

por ende, útil para el análisis de la inflación y sus expectativas.

El estudio del diferencial entre el rendimiento de un bono nominal de largo plazo y el de su contraparte en términos reales se remonta a trabajos como los de Kydland y Prescott (1977) y Barro (1983), quienes interpretaron dicho indicador como una medida de la inflación esperada en el largo plazo. No obstante, el suponer que este diferencial reflejaba únicamente la expectativa de inflación por la que un inversionista debía ser compensado por mantener un bono nominal para un plazo determinado vis à vis uno real para el mismo plazo implicaba suponer que estos son neutrales al riesgo, es decir, que no necesitan ser compensados por diversos riesgos a los que las transacciones en los mercados financieros están sujetas (por ejemplo, por el hecho de que la inflación de largo plazo no esté en línea con su expectativa o que la liquidez relativa de los bonos cambie). Esta visión fue modificada años después cuando Barr y Campbell (1997) y Elsasser y Sack (2004), entre otros, corroboraron que la medición de las expectativas de inflación con base en este diferencial presentaba cierto sesgo y, en particular, cuando Gurkaynak et. al (2007) documentaron que las variaciones en la prima por riesgo inflacionario y la prima por liquidez también son determinantes de su comportamiento. Así, si bien la evolución de la compensación proporciona información sobre la percepción de los mercados con respecto a las expectativas de inflación, para un seguimiento más preciso de esta es indispensable analizar por separado la parte que corresponde a la prima por riesgo inflacionario, por un lado, y a las referidas expectativas, por el otro.

Para realizar la descomposición de la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario, en línea con la literatura, se estima primero la expectativa promedio de la inflación a  $t + n$  periodos mediante un modelo afín de la estructura temporal de tasas de interés (ETTI) para México.<sup>3</sup> Con base en esta estimación, se calcula la prima por riesgo inflacionario como la diferencia entre la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario y dicha expectativa.

Los resultados obtenidos muestran que la disminución de la compensación durante el periodo de estudio puede ser explicada por la reducción de sus dos componentes. En particular, la expectativa de inflación promedio para los siguientes diez años se redujo gradualmente, de un nivel promedio anual de 3.9 por ciento a uno de 3.2 por

---

<sup>3</sup>Ver, por ejemplo, Adrian y Wu (2010), Hördahl y Tristani (2007), Ravenna y Seppälä (2007), Gimeno y Marques (2009) y Melo y Granados (2010), entre otros.

ciento, entre 2005 y 2016, al tiempo que la prima por riesgo inflacionario también mostró una tendencia a la baja, al disminuir de alrededor de 50 puntos base a niveles incluso negativos, de -13 puntos base, en el mismo periodo. Estos resultados sugieren que la menor cobertura requerida por los inversionistas para protegerse de la inflación futura puede atribuirse, por un lado, a una reducción en el nivel esperado de inflación en el largo plazo, a lo cual han contribuido la convergencia gradual de las expectativas de inflación de largo plazo al objetivo permanente de inflación del Instituto Central y el anclaje de las mismas, y, por el otro lado, a un menor riesgo asociado a dicha inflación esperada, posiblemente como reflejo de una menor volatilidad de la misma así como a una menor percepción del riesgo asociado a la inflación. Adicionalmente, se estima que si bien tanto la expectativa de inflación de largo plazo como la prima por riesgo inflacionario son importantes para explicar la variabilidad de la compensación, el segundo componente explica un mayor porcentaje de la misma de acuerdo a la descomposición de su varianza (53 versus 47 por ciento, respectivamente). Lo anterior, se encuentra en línea con Melo y Granados (2010) quienes encuentran que, en general, mientras mayor es el horizonte de tiempo considerado, mayor es la importancia de la prima por riesgo inflacionario para explicar la volatilidad de la compensación. Ello, debido al hecho de que los inversionistas tienden a demandar mayores primas por riesgo por mantener instrumentos de más largo plazo, cuyos rendimientos están sujetos a mayor grado de incertidumbre. Es importante señalar que estos resultados asumen que distintas primas de riesgo entre los instrumentos financieros (por ejemplo las primas de liquidez) no presentan diferencias importantes.

Lo que resta del documento se divide como sigue. En la Sección 2 se define la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario y se analiza su dinámica. En la Sección 3 se describe el modelo econométrico a partir del cual se descompone dicha compensación y se comentan los resultados de su estimación. Adicionalmente, se presentan los resultados de una estimación alternativa del modelo con el fin de corroborar la robustez de los resultados. En la Sección 4 se relacionan los resultados presentados en la sección anterior con el comportamiento de las expectativas de inflación de largo plazo provenientes de la “Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado” del Banco de México. Finalmente, la Sección 6 concluye con algunas observaciones finales.

## 2. Compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario

Una de las ventajas asociadas a analizar las expectativas de inflación utilizando información proveniente de instrumentos financieros en lugar de encuestas, es que esta fuente permite obtener indicadores que toman en cuenta la percepción de un grupo más amplio de personas, consideran horizontes de más largo plazo y reflejan las posiciones de portafolio de los agentes económicos en su conjunto.<sup>4</sup> Así, puede considerarse que estos indicadores reflejan de manera más precisa y oportuna las expectativas de inflación de los participantes en los mercados financieros. Ello, en contraste con aquellos derivados de encuestas que, usualmente provienen de un grupo específico de agentes y no necesariamente están respaldados por posiciones financieras.<sup>5</sup>

Considerando la ecuación de Fisher, que relaciona a las tasas de interés nominales y reales con la inflación esperada, la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario para cualquier plazo  $n$ , en el periodo  $t$ , está dada a partir de la siguiente relación:

$$Comp_t^n = i_t^{nom,n} - i_t^{real,n} = E_t(\pi_{t+1,t+n}) + \varphi_t^n + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde  $Comp_t^n$  es la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario en el plazo  $n$ ;  $i_t^{nom,n}$  e  $i_t^{real,n}$  corresponden al rendimiento de un bono nominal y al rendimiento de un instrumento de deuda indexado a la inflación, respectivamente, ambos con vencimiento en  $n$  periodos;  $E_t(\pi_{t+1,t+n})$  es la expectativa promedio de inflación entre  $t + 1$  y  $t + n$ ;  $\varphi_t^n$  es la prima por riesgo inflacionario en  $n$ ; y  $\varepsilon_t$  es un residual que incluye otras primas, tales como las primas por liquidez y por riesgo, y/o ajustes adicionales, por ejemplo, por convexidad.<sup>6</sup> El análisis que aquí se presenta supone que este último término es igual a cero, siguiendo, entre otros, a Fabozzi (1996), Adrian y Wu (2010) y Melo y Granados (2010). Esto implica suponer que tanto las primas por

---

<sup>4</sup>La expectativa de inflación de mayor plazo que proporciona la encuesta de Banco de México es la correspondiente a los siguientes 5-8 años.

<sup>5</sup>Armantier et al. (2011) documenta que la falta de incentivos para dar una respuesta verdadera hace que las expectativas de inflación provenientes de encuestas a consumidores, por ejemplo, puedan presentar poca precisión y cierto sesgo.

<sup>6</sup>La convexidad mide la sensibilidad de cambios en el precio de un bono con respecto a cambios en su rendimiento.



riesgo omitidas como la convexidad de ambos bonos son iguales, de tal modo que se cancelan.<sup>7</sup> No obstante, es importante mencionar que existe evidencia reciente que sugiere que ciertos componentes no contemplados en la ecuación anterior pueden sesgar la medición de  $E_t(\pi_{t+1,t+n})$  y  $\varphi_t^n$ . En particular, Andreasen et al. (2016) argumentan que las primas por liquidez y por riesgo pueden haber cobrado relevancia como componentes adicionales para el análisis de la compensación en Estados Unidos, sobre todo en un entorno en el que los mercados financieros internacionales han estado sujetos a cambios importantes en el apetito por riesgo de los inversionistas y la liquidez global. Si bien puede argumentarse que el mercado de bonos nominales en México es más líquido que el de bonos indexados a la inflación, considerar primas por liquidez relativamente constantes en ambos mercados sesgaría únicamente la estimación de la prima por riesgo inflacionario en la metodología aquí presentada.

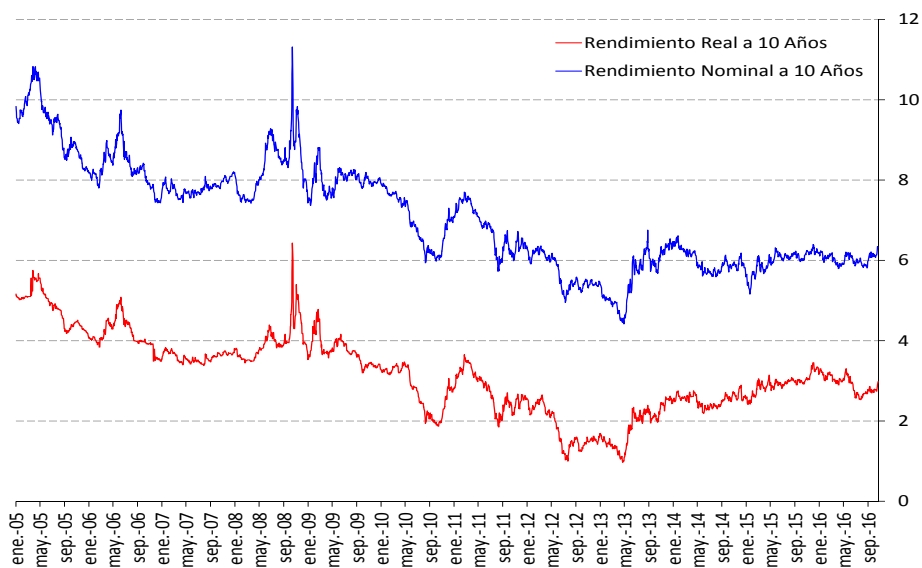
Con base en lo anterior, la compensación por inflación y riesgo inflacionario de largo plazo se obtiene de sustraer del rendimiento de los bonos nominales a diez años el rendimiento real asociado a los bonos indexados a la inflación (conocidos como Udibonos o tasas de interés reales) de igual plazo. La Figura 1 presenta la dinámica que dichas tasas han presentado de enero de 2005 a octubre de 2016.<sup>8</sup> Como puede observarse, a partir de 2005 ambas variables presentaron una clara tendencia a la baja, alcanzando mínimos históricos en 2013, antes del periodo conocido como *taper tantrum*, durante el cual se incrementaron las tasas de interés de largo plazo en los mercados financieros internacionales, incluyendo el mexicano. En particular, las tasas de interés nominales y reales se redujeron aproximadamente 340 y 200 puntos base, respectivamente, durante el periodo de análisis, al pasar las primeras de niveles de 9.4 a 6.0 por ciento y las segundas de 4.9 a 2.9 por ciento en dicho lapso. Por su parte, la Figura 2 muestra la evolución de la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario durante el mismo periodo. En ella se puede observar que, al igual que los rendimientos de los bonos nominales y reales de largo plazo, esta mostró una tendencia a la baja en los últimos años, alcanzando niveles por debajo del 3 por

<sup>7</sup>Para el caso de México, la reducida disponibilidad de información pública histórica hace particularmente difícil el cálculo de estos indicadores para el horizonte de análisis.

<sup>8</sup>Enero de 2005 es la fecha a partir de la cual se encuentran disponibles datos de tasas cupón de Udibonos. La tasa cupón se refiere al interés que pagan estos instrumentos cada seis meses y cuyo valor es determinado en la emisión de estos y se mantiene fija a los largo de toda la vida de los mismos.

ciento en 2015 y 2016. Respecto a esta evolución destaca que, a pesar del reciente proceso de descompresión de algunas primas por riesgo a partir del *taper tantrum*, la compensación continuó su tendencia a la baja.

Figura 1: Rendimientos nominales y reales a 10 años (por ciento)



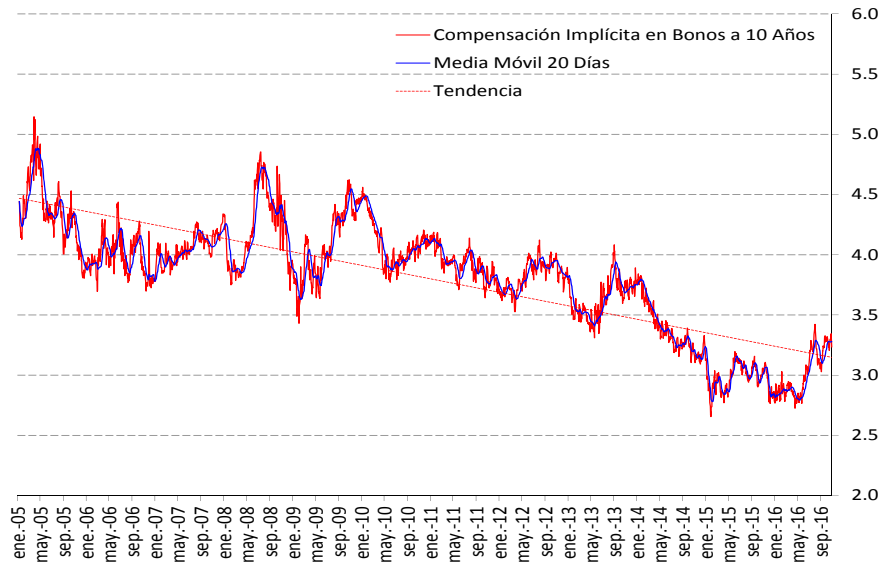
Fuente: Proveedor Integral de Precios (PiP) y Valmer.

### 3. Descomposición de la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario

La descomposición de la compensación se calcula en dos etapas. Primero, se estima la expectativa de inflación promedio para el horizonte de los próximos diez años,  $E_t(\pi_{t+1,t+10\text{años}})$ . Una vez teniendo este pronóstico, en una segunda etapa, se calcula la prima por riesgo inflacionario como la diferencia entre la compensación y dicho pronóstico:

$$\varphi_t^{10\text{años}} = \text{Comp}_t^{10\text{años}} - E_t(\pi_{t+1,t+10\text{años}}). \quad (2)$$

Figura 2: Compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario (por ciento)



*Fuente:* Estimación Banco de México con datos de PiP y Valmer.

### 3.1. Etapa 1: Estimación de la expectativa de inflación de largo plazo

Como es estándar en la literatura, la estimación de la expectativa de inflación promedio se realiza mediante un modelo afín de la ETTI. Así, Ang et al. (2008), Hordahl y Tristani (2007), Söderling (2009) Adrian y Wu (2010), Christensen et al. (2010) García y Werner (2010), Melo y Granados (2010) y Guimarães (2014), entre otros, estiman modelos afines para el mismo fin usando diversas especificaciones para las variables de estado del modelo, i.e. variables observables, incluyendo variables macroeconómicas –entre ellas, expectativas de inflación y de tasas de interés a diversos plazos derivadas de encuestas–, variables financieras y componentes principales de la ETTI, y/o variables latentes.<sup>9</sup> En particular, se sigue a Melo y Granados (2010) quienes realizan dicha estimación para el caso de Colombia usando un horizonte máximo de cinco años.

<sup>9</sup>Existen otras metodologías menos utilizadas para descomponer la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario. Ver Haubrich et al. (2012), Grishenko y Huang (2012) y Roode (2013), entre otros.

Específicamente, el modelo afín estimado está representado por el siguiente sistema de ecuaciones:

$$X_t = \mu + \phi X_{t-1} + \Omega \eta_t \quad (\text{ecuación de transición}) \quad (3)$$

$$i_t = A + BX_t + \varepsilon_t \quad (\text{ecuación de medida}) \quad (4)$$

donde los términos  $\eta_t \sim N(0, I)$  y  $\varepsilon_t \sim N(0, H)$  representan los errores del sistema, no correlacionados entre sí. La dinámica del vector de estado,  $X_t$ , sigue un proceso estocástico autorregresivo de orden 1 (VAR(1)). Dicho vector está formado por dos variables no observables (factores latentes) y una variable (o factor) observable correspondiente a la inflación,  $X_t = [L_t^1, L_t^2, \pi_t]'$ .<sup>10</sup> El vector  $\mu$  y las matrices de coeficientes  $\phi$  y  $\Omega$  de la ecuación de transición están dados por:

$$\mu = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \mu_\pi \end{pmatrix}, \quad \phi = \begin{pmatrix} \phi_{11} & 0 & 0 \\ \phi_{21} & \phi_{22} & 0 \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} \end{pmatrix}, \quad \Omega = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\pi \end{pmatrix}.$$

La segunda expresión, correspondiente a la ecuación de medida, relaciona a  $X_t$  con el comportamiento de las tasas de interés  $i_t$ , vector compuesto por los rendimientos de los instrumentos gubernamentales nominales e indexados a la inflación y la inflación observada.<sup>11</sup> Los vectores  $i_t$  y  $A$ , y la matriz de coeficientes  $B$  están representados de

---

<sup>10</sup>El considerar dos factores latentes es consistente con la literatura que analiza la ETTI para el caso de México. Como se comentará más adelante, Cortés et al. (2008b) encuentran que el 95% de la variación en la curva de rendimientos en México puede ser explicada por dos factores.

<sup>11</sup>Más adelante se presenta una estimación en la que se considera como variable adicional del vector,  $i_t$ , la expectativa de inflación para los siguientes 12 meses proveniente de la encuesta de Banco de México.

la siguiente forma:

$$i_t = \begin{pmatrix} .nom,1m \\ i_t \\ .nom,3m \\ i_t \\ .nom,6m \\ i_t \\ .nom,12m \\ i_t \\ .nom,24m \\ i_t \\ .nom,36m \\ i_t \\ .nom,60m \\ i_t \\ .nom,84m \\ i_t \\ .nom,120m \\ i_t \\ \pi_t \\ .real,120m \\ i_t \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} -\frac{A_1^{nom}}{1} \\ -\frac{A_3^{nom}}{3} \\ -\frac{A_6^{nom}}{6} \\ -\frac{A_{12}^{nom}}{12} \\ -\frac{A_{24}^{nom}}{24} \\ -\frac{A_{36}^{nom}}{36} \\ -\frac{A_{60}^{nom}}{60} \\ -\frac{A_{84}^{nom}}{84} \\ -\frac{A_{120}^{nom}}{120} \\ 0 \\ -\frac{A_{120}^{real}}{120} \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} -\frac{B_1^{nom}}{1} \\ -\frac{B_3^{nom}}{3} \\ -\frac{B_6^{nom}}{6} \\ -\frac{B_{12}^{nom}}{12} \\ -\frac{B_{24}^{nom}}{24} \\ -\frac{B_{36}^{nom}}{36} \\ -\frac{B_{60}^{nom}}{60} \\ -\frac{B_{84}^{nom}}{84} \\ -\frac{B_{120}^{nom}}{120} \\ e_3 \\ -\frac{B_{120}^{real}}{120} \end{pmatrix}.$$

donde el vector  $e_3' = (0, 0, 1)$ . Los parámetros correspondientes a los bonos nominales  $A_n^{nom}$ ,  $B_n^{nom}$  con  $n = 1, 3, 6, 12, 24, 36, 60, 84$  y  $120$  meses, y los correspondientes a los bonos reales  $A_{120}^{real}$  y  $B_{120}^{real}$  están determinados por:<sup>12</sup>

$$i_t^{k,n} = -\frac{1}{n}(A_n^k + B_n^k X_t) \quad \text{para } k = nom, real.$$

Una característica importante de los modelos afines es que su derivación teórica puede asociarse con un problema de optimización en el que los agentes toman decisiones con respecto a su tenencia de activos con base en expectativas racionales. En este contexto, los precios de los bonos nominales a partir de los cuales se calculan los rendimientos en este tipo de modelos, consideran que las posibilidades de arbitraje en el mercado de deuda se agotan en equilibrio. En particular, se establece que el costo marginal de adquirir un bono (dado por su precio,  $P_t^n$ ) debe ser igual al beneficio marginal esperado que este generará (representado por el valor esperado de sus flujos futuros), tal que  $P_t^n = E_t[M_{t+1}P_{t+1}^{n-1}]$ , con  $M_{t+1}$  el factor estocástico de descuento. Así, es posible expresar de forma recursiva el precio del activo financiero en cuestión. De forma común en la literatura, dicho factor se define como  $M_{t+1} = exp\{-i_t^1 - 0.5\lambda_t^1\lambda_t - \lambda_t^1\xi_{t+1}\}$

<sup>12</sup>Para más detalle sobre esta especificación se pueden consultar: Dai y Singleton (2000), Ang y Piazzesi (2003), Cortes y Ramos-Francia (2008a) y Piazzesi (2010).

con  $\lambda_t$  los precios de riesgo del mercado.<sup>13</sup> Cabe destacar que al contar con precios de riesgo del mercado que varían con el tiempo, los modelos afines permiten que la dinámica de la ETTI sea consistente con desviaciones de la Hipótesis de Expectativas, según la cual los rendimientos de largo plazo son el promedio de los rendimientos futuros de corto plazo más una prima por plazo constante.

Resolviendo recursivamente las ecuaciones de los precios de los bonos nominales y reales con respecto a sus factores estocásticos de descuento, se obtienen las expresiones explícitas para los coeficientes  $A_n^k$  y  $B_n^k$ . Así, para el caso de los bonos reales se tiene que:

$$\begin{aligned} A_{n+1}^{real} &= -\delta_0 + A_n^{real} + B_n^{real'} (\mu - \Omega\lambda_0) + \frac{1}{2} B_n^{real'} \Omega \Omega' B_n^{real} \\ B_{n+1}^{real'} &= -\delta_1' + B_n^{real'} (\phi - \Omega\lambda_1), \end{aligned}$$

con valores iniciales  $A_1^{real} = -\delta_0$  y  $B_1^{real'} = -\delta_1'$ . Análogamente, para el caso de bonos nominales se tiene,

$$\begin{aligned} A_{n+1}^{nom} &= -\delta_0 + A_n^{nom} + (B_n^{nom'} - e_3')(\mu - \Omega\lambda_0) + \frac{1}{2} (B_n^{nom'} - e_3')' \Omega \Omega' (B_n^{nom'} - e_3') \\ B_{n+1}^{nom'} &= -\delta_1' + (B_n^{nom'} - e_3')(\phi - \Omega\lambda_1), \end{aligned}$$

con valores iniciales  $A_1^{nom} = -\delta_0 - e_3' \mu + e_3' \Omega \lambda_0 + \frac{1}{2} e_3' \Omega \Omega' e_3$  y  $B_1^{nom'} = e_3' \Omega \lambda_1 - (\delta_1' + e_3' \phi)$ .

Los términos  $\delta_0$  y  $\delta_1$  provienen de la especificación de la tasa de interés real de corto plazo,  $i_t^{real,1}$ . En particular, dicha tasa de interés y los precios de riesgo son considerados afines al vector de estado  $X_t$ , de tal forma que:

$$\begin{aligned} \lambda_t &= \lambda_0 + \lambda_1 X_t \\ i_t^{real,1} &= \delta_0 + \delta_1 X_t, \end{aligned}$$

---

<sup>13</sup>De forma análoga para el caso real se tiene que  $P_t^{real,n} = E_t[M_{t+1}^{real} P_{t+1}^{real,n-1}]$  con  $M_t^{nom} = M_t^{real} / \pi_t$ .

con

$$\lambda_0 = \begin{pmatrix} \lambda_{0,1} \\ \lambda_{0,2} \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \lambda_1 = \begin{pmatrix} \lambda_{1,11} & \lambda_{1,12} & 0 \\ \lambda_{1,21} & \lambda_{1,22} & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad \delta_1 = \begin{pmatrix} \delta_{1,1} \\ \delta_{1,2} \\ 0 \end{pmatrix}.$$

De esta forma el modelo queda completamente especificado.<sup>14</sup>

Finalmente, dado que la inflación es una variable observable incluida en el vector de estado, la expectativa de inflación basada en el modelo es, para cualquier horizonte de pronóstico, una función de  $X_t$  en el tiempo. Así, la expectativa para el horizonte deseado se obtiene de la dinámica de la ecuación de transición:

$$E_{t/modelo}^n(\pi_{t+1,t+n}) = e_3'(I - \phi^n)(I - \phi)^{-1}\mu + e_3'\phi^n X_t. \quad (5)$$

Los parámetros de las ecuaciones (3)-(4) se estiman en conjunto con los factores no observables,  $L_t^1$  y  $L_t^2$ , por el método de máxima verosimilitud, usando el filtro de Kalman.<sup>15</sup> Para la estimación se consideraron los rendimientos cupón cero de los bonos nominales con vencimiento a 1, 3, 6, 12, 24, 36, 60, 84 y 120 meses y del Udibono con vencimiento a 120 meses, así como la inflación anual del Índice Nacional de Precios al Consumidor.<sup>16</sup> Los datos utilizados tienen frecuencia mensual y el periodo de estimación abarca de agosto de 2001 a octubre de 2016.<sup>17</sup>

El Cuadro 1 presenta los parámetros estimados. Todos ellos son estadísticamente diferentes de cero, con excepción de  $\lambda_0$  y  $\phi_{22}$ .

De acuerdo con la literatura, los factores no observables estimados dentro de un modelo afín, pueden ser relacionados a distintos indicadores asociados a la curva de rendimientos (nivel, pendiente, curvatura, etc).<sup>18</sup> Específicamente, los primeros

<sup>14</sup>Para más detalle de las deducciones de las expresiones de los coeficientes de  $A$  y  $B$  se pueden consultar a Garcia y Werner (2010) y Melo y Granados (2010).

<sup>15</sup>Para detalles sobre la estimación por este método ver Pasricha (2006) y Welch y Bishop (2006).

<sup>16</sup>La información de los bonos nominales cupón cero proviene de Valmer, los bonos nominales con cupón fueron obtenidos del Proveedor Integral de Precios (PiP) y la fuente de los bonos reales con cupón y cupón cero es Bloomberg. La inflación proviene del INEGI.

<sup>17</sup>Si bien la estimación se realiza desde 2001, dado que los resultados se interpretan con base en la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario construida a partir de rendimientos con cupón, estos solo se presentan gráficamente a partir de enero de 2005, fecha a partir de la cual se encuentran disponibles los rendimientos cupón de los Udibonos a 10 años.

<sup>18</sup>Ver Ang y Piazzesi (2003).

Cuadro 1: Parámetros estimados mediante el modelo afín

Parámetro	Valor	Desv. Est.	Parámetro	Valor	Desv. Est.
$\lambda_{0,1}$	-1.57	1.531	$\Sigma_{33}$	0.54	0.014
$\lambda_{0,2}$	0.06	6.624	$\mu_3$	2.41	0.067
$\lambda_{1,11}$	0.13	0.017	$\phi_{11}$	0.99	0.001
$\lambda_{1,12}$	-0.07	0.004	$\phi_{21}$	5.07	0.058
$\lambda_{1,21}$	1.80	0.430	$\phi_{22}$	-0.12	0.172
$\lambda_{1,22}$	0.81	0.155	$\phi_{31}$	0.003	0.001
$\delta_{1,1}$	0.11	0.003	$\phi_{32}$	0.005	0.001
$\delta_{1,2}$	-0.01	0.002	$\phi_{33}$	0.10	0.046

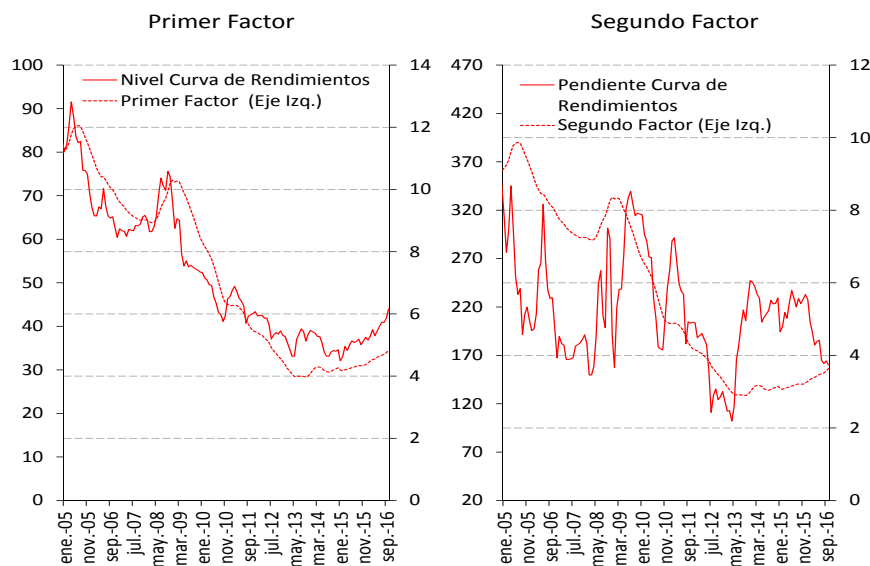
dos factores se relacionan con el nivel y la pendiente de esta, respectivamente. Al respecto, Cortés y Ramos-Francia (2008a) realizan un análisis empírico de la curva de rendimientos para México en el que encuentran que los primeros dos factores derivados de un modelo de componentes principales son capaces de explicar el 95 por ciento de la variabilidad de la curva de rendimientos, al tiempo que asocian el primero de ellos al nivel de la misma y el segundo a su pendiente. La Figura 3 compara la evolución de  $\hat{L}_t^1$  y  $\hat{L}_t^2$  con los valores empíricos correspondientes. Siguiendo la literatura, el valor empírico del nivel de la curva de rendimientos se calcula como el promedio de los rendimientos con vencimiento a 1 mes, 1 año y a 10 años, en tanto que el valor empírico de su pendiente está dado por la diferencia entre el rendimiento a 10 años y el correspondiente a 3 meses. Como se puede apreciar, la dinámica de las variables es similar en ambos casos. La correlación entre el nivel de la curva de rendimientos y el primer factor es de 0.90, mientras que aquella entre la pendiente de la curva de rendimientos y el segundo factor es de 0.60.

Una vez estimados los parámetros del modelo y los dos factores latentes, la expectativa de inflación promedio de largo plazo se calcula con base en la ecuación (5), con  $n = 120$  meses. La Figura 4 muestra la trayectoria de dicha expectativa con sus intervalos de confianza al 95 por ciento.<sup>19</sup> En particular, se observa que esta se ha reducido paulatinamente de un nivel promedio anual de 3.9 por ciento en 2005 a uno de 3.2 por ciento en 2016. Este comportamiento contrasta con aquel de las expecta-

<sup>19</sup>Estos últimos se calcularon mediante simulaciones de Monte Carlo.



Figura 3: Factores latentes y sus valores empíricos



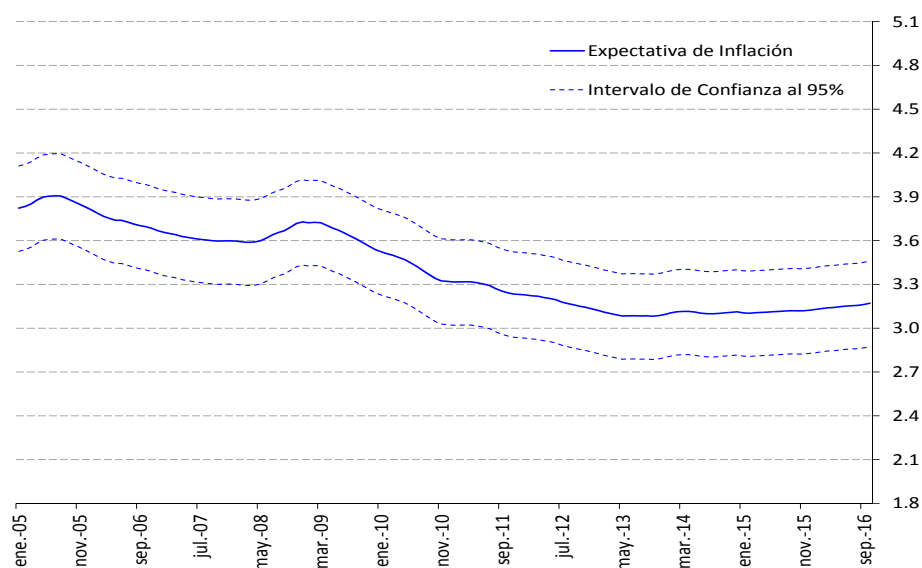
*Fuente:* Estimación mediante el modelo afín.

tivas de inflación de largo plazo (próximos cuatro años) provenientes de encuestas, las cuales si bien se redujeron de 4.0 a 3.4 por ciento en promedio durante el mismo lapso, muestran una mayor volatilidad relativa durante los primeros años de la muestra, registrando solo una clara tendencia a la baja durante los últimos tres años. Ello, debido quizás al alto componente inercial de estas últimas.

### 3.2. Etapa 2: Estimación de la prima por riesgo inflacionario

Una vez obtenido el pronóstico de la inflación de largo plazo, es posible estimar la prima por riesgo inflacionario a partir de la ecuación (2). En la Figura 5 se observa que, si bien dicha prima ha presentado una elevada volatilidad, esta se redujo de alrededor de 50 puntos base en promedio anual en 2005 a niveles de alrededor de -13 puntos base en 2016. Respecto a su trayectoria, destaca que esta comenzó a mostrar una tendencia a la baja desde la segunda mitad de 2013, llegando incluso a registrar niveles negativos a partir de 2015. Esto último, coincide con el hecho de que la inflación

Figura 4: Expectativa de inflación de largo plazo (por ciento)



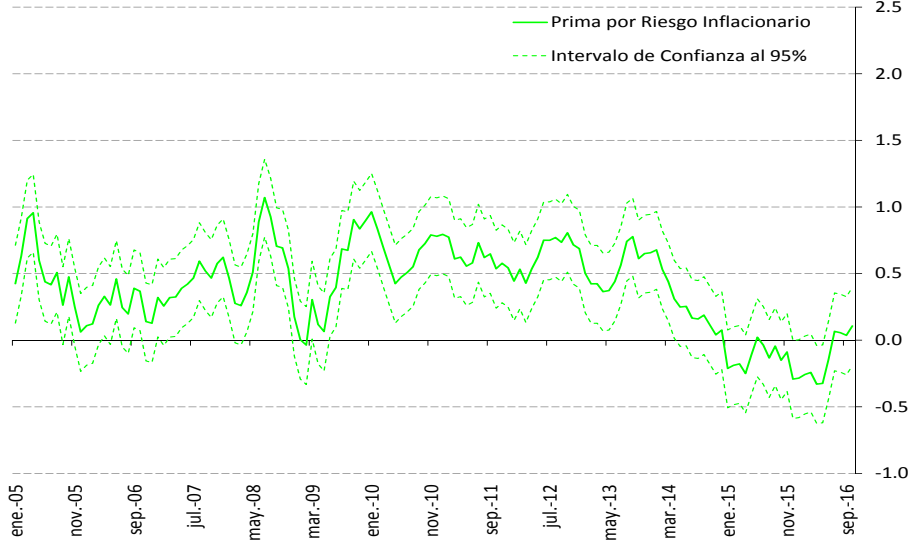
*Fuente:* Estimación basada en el modelo afín. Los intervalos de confianza fueron construidos con simulaciones de Monte Carlo.

y sus expectativas se ubicaron en niveles mínimos históricos durante ese periodo.<sup>20</sup> Dicha disminución parecería estar relacionada con un menor apetito por la tenencia de instrumentos indexados a la inflación que, a su vez, podría haber incrementado la prima por liquidez demandada por parte de los inversionistas para mantener dichos instrumentos. Lo que implica que la prima por riesgo inflacionario pudo haber sido afectada por dicha prima de liquidez. Adicionalmente, en un entorno en el que los mercados financieros muestran bajos rendimientos ajustados por riesgo en sus activos, las primas por riesgo demandadas por los inversionistas pueden reducirse, e incluso ser negativas, por los beneficios de diversificación que le ofrecen a sus portafolios.

La Figura 6 resume el análisis antes descrito al presentar la compensación y sus dos componentes. Como puede apreciarse, de acuerdo con la estimación aquí presentada, los mínimos históricos alcanzados por la compensación a partir de 2015 fueron resultado de una disminución en la prima por riesgo inflacionario, toda vez que la expectativa de inflación de largo plazo se mantuvo prácticamente sin cambios. Cabe

<sup>20</sup>De acuerdo a Adrian y Wu (2010) y Bekaert y Wang (2010) episodios favorables en términos de inflación se encuentran asociados con niveles bajos de la prima por riesgo inflacionario.

Figura 5: Prima por riesgo inflacionario (por ciento)



*Fuente:* Estimación basada en el modelo afín. Los intervalos de confianza fueron construidos con simulaciones de Monte Carlo.

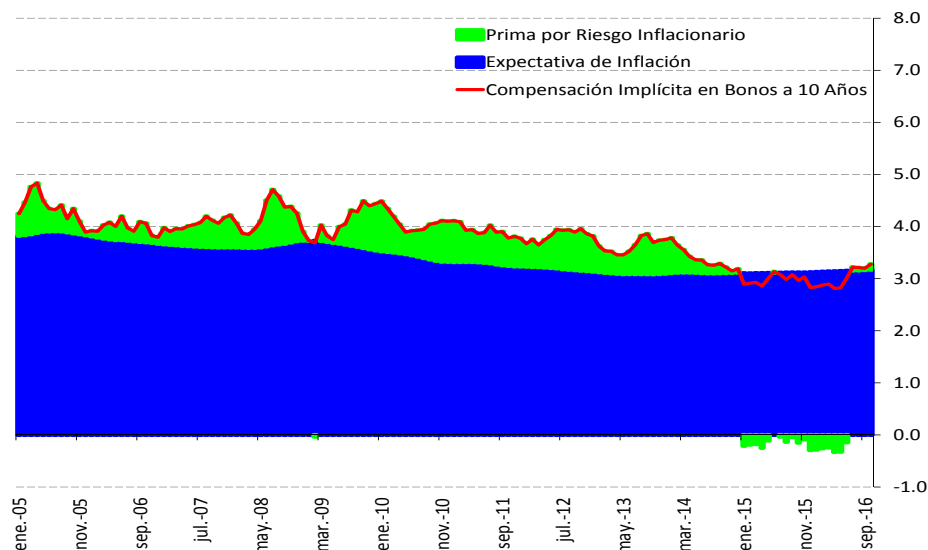
señalar que, como se mencionó, la existencia de otras primas de riesgo podrían afectar los resultados, por lo que estos están sujetos a cierta incertidumbre. Ello afectaría en mayor medida la estimación de la prima por riesgo inflacionario.

Para verificar en qué grado contribuye cada uno de los componentes de la compensación en explicar su varianza, se considera su descomposición de varianza a partir de la siguiente relación:

$$1 = \frac{Cov(Comp_t^n, E_t(\pi_{t+1,t+n}))}{Var(Comp_t^n)} + \frac{Cov(Comp_t^n, \varphi_t^n)}{Var(Comp_t^n)},$$

en donde el primer término indica la proporción de varianza de la compensación explicada por la expectativa de inflación de largo plazo, mientras que el segundo término indica la proporción correspondiente a la prima por riesgo inflacionario. De acuerdo a esta medición, la expectativa de inflación de largo plazo explica el 47 por ciento de la variabilidad de la compensación mientras que la prima por riesgo inflacionario explica el 53 por ciento de ella. Así, es posible decir que ambos componentes son importantes

Figura 6: Descomposición de la compensación por inflación y riesgo inflacionario (por ciento)



*Fuente:* Estimación basada en el modelo afín.

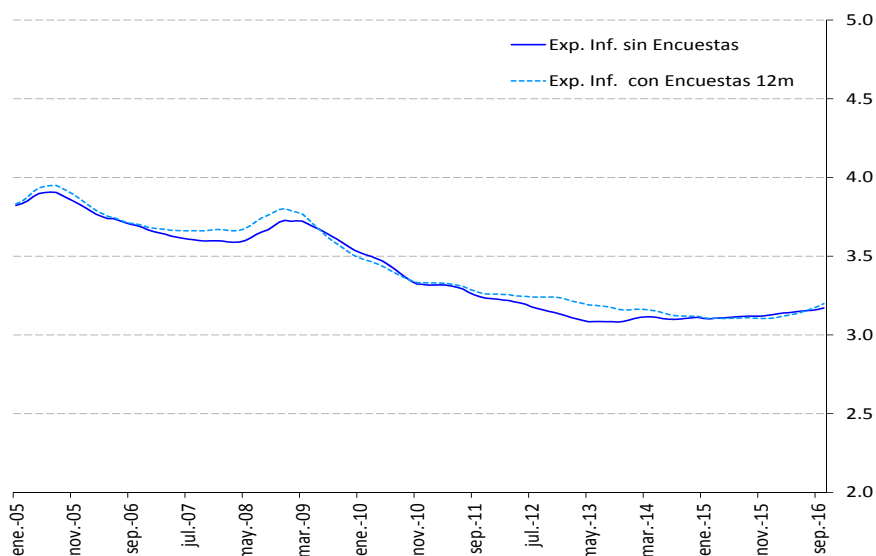
para explicar la evolución de la compensación. No obstante, el hecho de que la prima por riesgo inflacionario explique en mayor medida la variabilidad de dicha compensación es consistente con la literatura, que apunta que los inversionistas demandan mayores primas por riesgo por mantener instrumentos financieros a mayores plazos (ver, por ejemplo, Adrian y Wu (2010)).

### 3.3. Análisis de robustez

Kim (2004) documenta que incluir las expectativas de inflación provenientes de encuestas como una variable explicativa adicional dentro de  $i_t$ , en la ecuación (4), ayuda a capturar de manera más satisfactoria la tendencia de la inflación y las variaciones en el objetivo de inflación de largo plazo de los agentes económicos. Asimismo, encuentra que las estimaciones de un modelo afín que no incluye dichas expectativas genera mayor volatilidad en los componentes de la compensación en relación con aquel que sí las incluye. Más recientemente, Adrian y Wu (2010) argumentan que “para al-

canzar la identificación de los parámetros del modelo es útil utilizar expectativas de inflación provenientes de encuestas”. Para verificar que la estimación de la expectativa de inflación de largo plazo implícita en los instrumentos financieros presentada en la subsección anterior es robusta y atender los posibles problemas antes mencionados en la estimación del modelo afín aquí presentado, se realizó una segunda estimación del mismo en la que se incluyeron las expectativas de inflación para los siguientes doce meses provenientes de la encuesta de Banco de México. La Figura 7 muestra la dinámica de las expectativas de inflación de largo plazo derivadas de ambos modelos. Como se puede observar, estas son muy similares.

Figura 7: Comparación de expectativas de inflación de largo plazo (por ciento)



Fuente: Estimaciones basadas en el modelo afín.

#### 4. Componentes de la compensación y las expectativas de inflación provenientes de encuestas

A continuación se presentan diversos ejercicios que relacionan la evolución de los componentes de la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario esti-

mados en la sección anterior con las expectativas de inflación para diferentes plazos de la “Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado” del Banco de México. Primero, se compara la expectativa de inflación de largo plazo presentada anteriormente con aquella para los siguientes 4 años de la referida encuesta, para la cual se tiene información disponibles para un horizonte de tiempo más largo. Posteriormente, se usa el model afín para calcular medidas de expectativas de inflación promedio para los siguientes 4 años y para los siguientes 5 a 8 años análogas a las provenientes de la encuesta antes mencionada.<sup>21</sup> Como puede observarse en el panel superior de la Figura 8, si bien las expectativas de inflación provenientes de instrumentos financieros (i.e. del modelo afín aquí presentado) se encuentran consistentemente por encima de aquellas provenientes de encuestas de 2005 a 2009, a partir de 2010 esta característica se revierte en todos los casos. En línea con Gurkaynak et al. (2007), es posible apreciar que las expectativas de inflación provenientes de ambas fuentes mantienen niveles inversamente proporcionales al plazo, es decir, a mayor plazo menor es el nivel de la expectativa correspondiente. Cabe destacar que aquellas derivadas de instrumentos financieros habían venido disminuyendo, estabilizándose a partir del *taper tantrum* en niveles de 3.4, 3.2 y 3.1 por ciento para los horizontes de 1-4, 5-8 y 10 años, respectivamente. Lo anterior sugiere que los inversionistas percibían que la inflación estaba convergiendo a su objetivo permanente de 3 por ciento tanto en el mediano como en el largo plazo. Por su parte, el panel inferior de la Figura 8 muestra que las expectativas provenientes de ambas fuentes se encuentran positivamente correlacionadas.

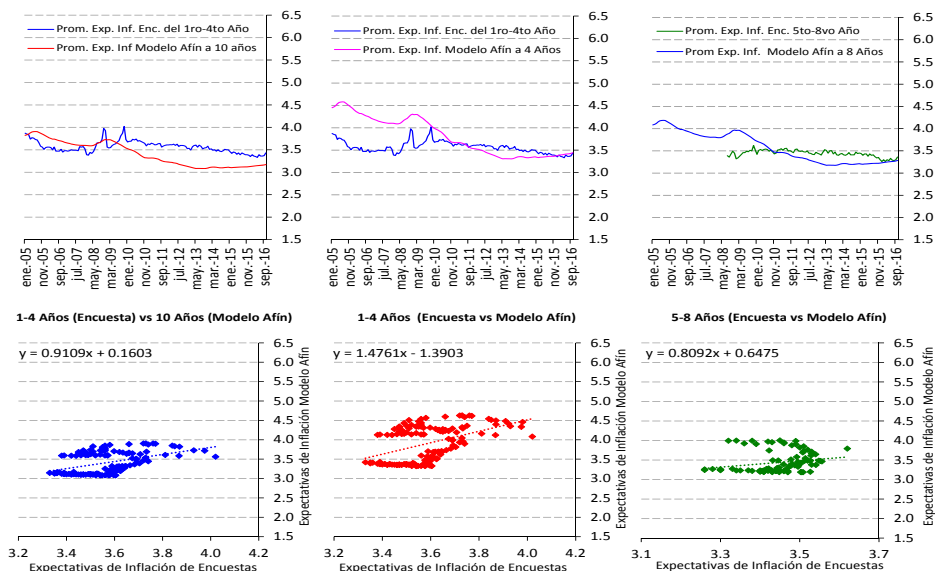
Gurkaynak et al. (2007) y García-Verdú (2012) sugieren que, la dispersión de las expectativas de inflación puede interpretarse como un indicador que ofrece información acerca de la prima por riesgo inflacionario.<sup>22</sup> De tal forma que una menor dispersión en las expectativas de inflación se encuentra asociada a una menor prima por riesgo inflacionario debido a que refleja un ambiente de mayor certidumbre. En particular, Gurkaynak et al. (2007) muestra que la compensación por inflación esperada está relacionada con la dispersión de las expectativas de inflación de las encuestas,

---

<sup>21</sup>En ambos casos, se obtienen las expectativas de inflación para cada uno de los años correspondientes mediante el modelo afín a través de la ecuación (5) y se calcula su promedio simple.

<sup>22</sup>La dispersión en las expectativas de inflación refleja la discrepancia entre las opiniones de los agentes económicos que son encuestados.

Figura 8: Comparación de expectativas de inflación provenientes de encuestas respecto a aquellas implícitas en instrumentos de mercado



*Fuente:* Estimación basada en el modelo afín y datos provenientes de la encuesta de Banco de México.

más que el nivel de dichas expectativas, lo cual es consistente con el hecho de que la prima por riesgo inflacionario, que refleja la incertidumbre con respecto al nivel de la inflación futura, es un elemento importante de dicha compensación. Así, en la medida en que los agentes puedan pronosticar de manera más precisa la inflación futura, el riesgo de que esta sea diferente a la inflación esperada disminuye, y por ende la compensación asociada a dicho riesgo que demandaría el tenedor de un instrumento financiero denominado en términos nominales. Por lo tanto, es de esperarse que ambas variables se relacionen positivamente.

En México, como ya se ha documentado, la dispersión de las expectativas de inflación ha venido disminuyendo en los últimos años.<sup>23</sup> Ante ello resulta relevante estudiar la relación entre la dispersión de las expectativas de inflación y la prima por riesgo inflacionario aquí estimada. En particular, se analiza la relación entre la prima por riesgo inflacionario a diez años y la dispersión de las expectativas de inflación para los siguientes 1-4 años, provenientes de la encuesta de Banco de México, mediante la

<sup>23</sup>Véase García-Verdú (2012).

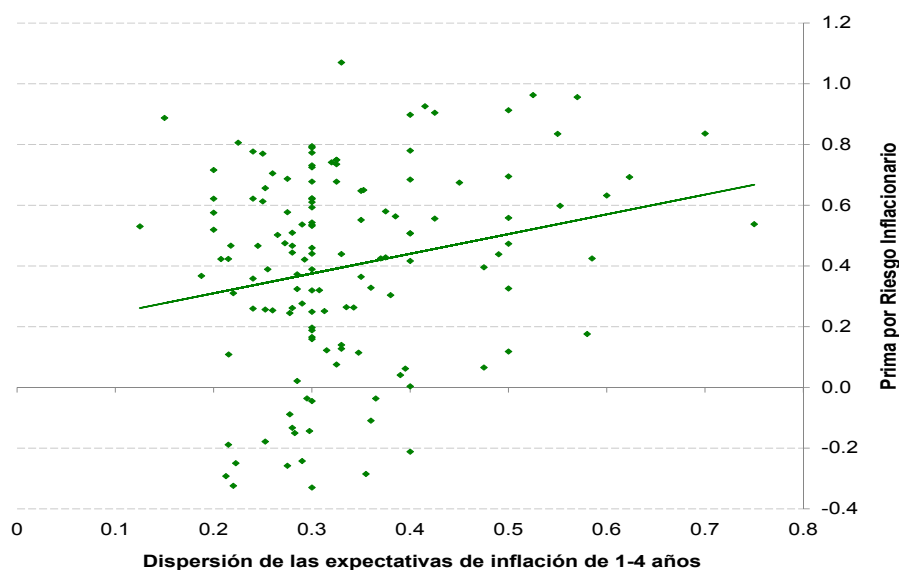
estimación de una regresión lineal, ecuación (6).<sup>24</sup>

$$\varphi_t^n = 0.180 + 0.650\Delta E_t^{4años}(\pi_{t+1,t+4años}) + \varepsilon_t. \quad (6)$$

(0.14) (0.33)

El término  $\varphi_t^n$  es la prima por riesgo inflacionario de largo plazo,  $\Delta E_t^{4años}(\pi_{t+1,t+4años})$  es la dispersión de la expectativa de inflación para los siguientes cuatro años y  $\varepsilon_t$  es el término de error correspondiente. Se presentan los errores estándar de los coeficientes en paréntesis. Como se observa en la Figura 9 y en la ecuación (6), dicha relación es, efectivamente, positiva.

Figura 9: Relación entre la prima por riesgo inflacionario a 10 años y la dispersión de la expectativa de inflación de 1-4 años



*Fuente:* Estimación basada en el modelo afín y datos provenientes de la encuesta de Banco de México.

<sup>24</sup>La dispersión es estimada como la diferencia entre el percentil 75 y el percentil 25 de la distribución de la expectativa de inflación, dicha medida tiene la ventaja de ser robusta a observaciones atípicas.



## 5. Conclusiones

Complementando el análisis que se ha realizado sobre los avances estructurales alcanzados en el combate a la inflación, en este documento se presentó una estimación de la descomposición de la compensación por la inflación esperada y riesgo inflacionario implícita en las tasas de interés de los bonos gubernamentales. Para ello, se estima la expectativa de inflación promedio para un horizonte de diez años mediante un modelo afín de la ETTI. Una vez pronosticada esta expectativa, se sustrae de la referida compensación para, así, obtener la prima por riesgo inflacionario.

Mediante dicha descomposición es posible, por un lado, obtener un indicador confiable de las expectativas de inflación de largo plazo que, en relación con aquellas de largo plazo provenientes de encuestas, toma en cuenta la percepción de un grupo más amplio de personas, considera horizontes de más largo plazo, y refleja las posiciones de portafolio de los agentes económicos en su conjunto. Así, puede considerarse que este indicador refleja de manera más precisa y puntual las expectativas de inflación de largo plazo de los agentes económicos. Por el otro lado, es posible calcular una medida que cuantifica el riesgo implícito de que dicha expectativa de inflación presente volatilidad.

El saber cuál de los dos componentes de la compensación afecta su evolución puede ser de gran relevancia al evaluar escenarios macroeconómicos adversos. Por ejemplo, un escenario en el que la compensación por inflación esperada aumenta drásticamente como consecuencia de que la expectativa de inflación también se incrementó, puede ser indicio de que los agentes económicos están percibiendo que dicho escenario adverso no es temporal y, ante ello, las expectativas podrían estarse contaminando. Por el contrario, si el incremento de la compensación se da a la par de que la expectativa permanece sin cambios, esto podría ser indicativo de que los agentes económicos perciben que dicho escenario adverso es temporal. No obstante, cabe mencionar que este es solo un indicador de los muchos que la autoridad monetaria observa al analizar la dinámica de las expectativas de inflación.

Los resultados del análisis sugieren que la disminución que ha presentado la compensación en los últimos quince años, ha sido debido a que tanto la expectativa de inflación de largo plazo como la prima por riesgo inflacionario se han reducido. Lo anterior refleja, por un lado, tanto la convergencia gradual de las expectativas de

inflación de largo plazo al objetivo permanente del Instituto Central como el anclaje de las mismas y, por otro, que los tenedores de instrumentos referenciados a tasas nominales han venido demandando una cobertura por inflación futura menor, posiblemente como reflejo de una menor percepción del riesgo asociado a la misma. De nuevo, estos resultados están sujetos a cierto grado de incertidumbre ante posibles diferencias en las primas de liquidez entre los bonos denominados en términos reales y nominales.

## Referencias

- [1] Adrian T. y H. Wu, (2010). “The Term Structure of Inflation Expectations”, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports No. 362.
- [2] Aguilar-Argaez A., G. Cuadra, C. Ramírez y D. Sámano, (2014). “Anclaje de las Expectativas de Inflación ante Choques de Oferta Adversos”, Banco de México, Documento de Investigación No. 2014-20.
- [3] Andreasen M., J. Christensen, K. Cook y S. Riddell, (2016). “The TIPS Liquidity Premium”, Mimeo, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- [4] Ang A., G. Bekaert y M. Wei, (2008). “The Term Structure of Real Rates and Inflation Expectations”, *Journal of Finance*, Vol. 63, pp. 797-849.
- [5] Ang A. y M. Piazzesi, (2003). “A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, pp. 745-787.
- [6] Armantier O., W. Bruin, G. Topa, W. Klaauw y B. Zafar, (2011). “Inflation Expectations and Behavior: Do Survey Respondants Act on Their Beliefs?”, Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 509.
- [7] Banco de México, (2012). “Consideraciones sobre el Impacto de las Fluctuaciones de los Precios Internacionales de las Materias Primas en los Precios al Consumidor en México”, Recuadro 1, Informe sobre la Inflación Abril-Junio 2012, pp. 8-12.
- [8] Banco de México, (2013). “Cambios en Precios Relativos y Convergencia de la Inflación al Objetivo de 3 Por Ciento”, Recuadro 1, Informe sobre la Inflación Abril-Junio 2013, pp. 5-8.
- [9] Banco de México, (2016). “Cambios Recientes en el Mecanismo de Transmisión de Política Monetaria en México”, Recuadro 2, Informe Trimestral Enero-Marzo 2016, pp. 47-52.

- [10] Barr D. y J. Campbell, (1997). “Inflation, Real Interest Rates, and the Bond Market: A Study of U.K. Nominal and Index-Linked Government Bond Prices”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 39, pp. 361-383.
- [11] Barro R., (1983). “Inflationary Finance under Discretion and Rules”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-17.
- [12] Bekaert G. y X. Wang, (2010). “Inflation Risk”, *Economic Policy*, pp. 755-806.
- [13] Capistrán C, R. Ibarra-Ramírez y M. Ramos-Francia, (2011). “El Traspaso de Movimientos del Tipo de Cambio a los Precios: Un Análisis para la Economía Mexicana”, Banco de México, Documento de Investigación No. 2011-12.
- [14] Chiquiar, D., A. E. Noriega, and M. Ramos-Francia, (2010). “A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience”, *Applied Economics*, Vol. 42, pp. 3067-3075. (Working Paper No. 2007-01, Banco de México).
- [15] Christensen J., J. López y G. Rudebusch, (2010). “Inflation Expectations and Risk Premiums in an Arbitrage-Free Model of Nominal and Real Bond Yields”, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series No. 2008-34.
- [16] Cortés J., (2013). “Estimación del Traspaso de las Variaciones en el Tipo de Cambio a los Precios en México”, Banco de México, Documento de Investigación No. 2013-02.
- [17] Cortés J. y M. Ramos-Francia, (2008a). “Un Modelo Macroeconómico de la Estructura Temporal de Tasas de Interés en México”, Banco de México, Documento de Investigación No. 2008-10.
- [18] Cortés J., M. Ramos-Francia y A. Torres, (2008b). “Un Análisis Empírico de la Estructura Temporal de Tasas de Interés en México”, Banco de México, Documento de Investigación No. 2008-07.
- [19] Dai Q. y K. Singleton, (2000). “Specification Analysis of Affine Term Structure Models”, *Journal of Finance*, Vol. 55, pp. 1943-1978.

- [20] Elsasser R. y B. Sack, (2004). “Treasury Inflation-Indexed Debt: A Review of the U.S. Experience”, *Economic Policy Review*, Vol. 10, pp. 47-63.
- [21] Fabozzi F., (1996). “Bonds Markets Analysis and Strategies”, Prentice Hall, 3a. Edición.
- [22] García-Verdú S., (2012). “Evolución de las Expectativas de Inflación en México”, Banco de México, Documento de Investigación No. 2012-06.
- [23] García J. y T. Werner, (2010). “Inflation Risk and Inflation Risk Premia”, European Central Bank, Working Paper No. 1162.
- [24] Gimeno R. y J. Marques, (2009). “Extraction of Financial Market Expectations about Inflation and Interest Rates from Market”, Banco de España, Documento de Trabajo No. 0906.
- [25] Grishenko O. V. y J. Huang. (2012), “Inflation Risk Premium: Evidence from the TIPS Market”, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series No. 2012-06.
- [26] Guimarães R., (2014). “Expectations, Risk Premia and Information Spanning in Dynamic Term Structure Model Estimation”, Bank of England, Working Paper No. 489.
- [27] Gurkaynak R., B. Sack y J. Wright, (2007). “The TIPS Yield Curve and Inflation Compensation”, Board of Governors of the Federal Reserve Financial and Economics Discussions Series. (Este artículo en 2010 fue publicado en *American Economic Journal: Macroeconomics*, No. 2(1), pp. 70-92).
- [28] Haubrich J., G. Pennacchi y P. Ritchken. (2012), “Inflation Expectations, Real Rates, and Risk Premia: Evidence from Inflation Swaps”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 25, No. 5, pp.1588-1629.
- [29] Hördahl P. y O. Tristani, (2007). “Inflation Risk Premia in the Term Structure of Interest Rates”, European Central Bank Working Paper No. 734.
- [30] Kim D., (2004). “Inflation and the Real Term Structure”, Stanford University Dissertation.

- [31] Kydland F. y E. Prescott, (1977). “Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, pp. 323-361.
- [32] Melo L. F. y V. Granados, (2010). “Expectativas y Prima por Riesgo Inflacionario bajo una Medida de Compensación a la inflación”, Banco de la República (Colombia), Borradores de Economía No. 589.
- [33] Pasricha, G., (2006). “Kalman Filter and its Economic Applications”, MPRA paper No. 22734.
- [34] Piazzesi M., (2010). “Affine Term Structure Models”, *Handbook of Financial Econometrics*, Chapter 12., pp. 691-766.
- [35] Ramírez C., y A. Torres, (2016). “New Evidence of the Dynamics of Inflation in Mexico”, Manuscrito, Banco de México.
- [36] Ramos-Francia M. y A. Torres, (2005). “Reducción de la Inflación a Través de un Esquema de Objetivos de Inflación: La Experiencia Mexicana”, Banco de México, Documento de Investigación No. 2005-01.
- [37] Ravenna F. y J. Seppälä. (2007), “Monetary Policy, Expected Inflation and Inflation Risk Premia”, Bank of Finland Research, Discussion Papers No.18.
- [38] Roode A. (2013), “The Inflation Risk Premium: The impact of the Financial Crisis”, Netspar Discussion Papers No. 09/2013-077.
- [39] Söderling P. (2009), “Inflation Risk Premia and Survey Evidence on Macroeconomic Uncertainty”, Swiss National Bank Working Papers No. 2009-4.
- [40] Welch G. y G. Bishop, (2006). “An Introduction to the Kalman Filter”, Department of Computer Science, University of North Carolina at Chapel Hill.