

TRAMO CORTO DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS, CAMBIO DE RÉGIMEN INFLACIONARIO Y EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN EN COLOMBIA*

*Luis Eduardo Arango
y Luz Adriana Flórez***

RESUMEN

La consideración de la prima de riesgo de inflación en la ecuación de Fisher y la rápida caída en la inflación en Colombia entre los años 1999 y 2000 nos permiten examinar la hipótesis de linealidad para los diferenciales esperados de inflación entre 6 y 12 meses adelante construidos suponiendo cuatro mecanismos de formación de expectativas de la inflación futura: expectativas racionales, autorregresivas, estáticas y adaptativas. Se emplean dos conjuntos de información para examinar la hipótesis de la existencia del efecto Fisher: el índice de rentabilidad de los títulos de endeudamiento (TES) comerciados en la Bolsa de Valores de Colombia, IRTES, y la curva cupón cero. La hipótesis de linealidad se rechaza con el mecanismo de expectativas racionales. Siempre que se usa la IRTES los resultados son los que predice la teoría en signo y significación. El contenido informativo del *spread* de tasas de interés es sensible al conjunto de información utilizado y al mecanismo de expectativas empleado.

* *Palabras clave:* estructura a plazo de tasas de interés, ecuación de Fisher, prima de riesgo, regímenes inflacionarios, no linealidades. *Clasificación JEL:* E43, E31, E32, H60. Artículo recibido el 24 de abril de 2006 y aceptado el 19 de febrero de 2007.

** L. E. Arango es investigador principal del Banco de la República, Bogotá (correo electrónico: larangoth@banrep.gob.co).

ABSTRACT

Taking into account the risk premium within the Fisher equation and the rapid decrease of inflation in Colombia at the end of last decade we test the hypothesis of linearity for the expected inflation differentials between 6 and 12 months ahead built by assuming four different expectation mechanisms about future inflation: rational, autoregressive, static and adaptive expectations. Two sets of information are used to check the hypothesis of the Fisher effect: the return index of the official bonds traded through the Colombian Stock Market, IRTES, and the zero-coupon curves. The hypothesis of linearity is rejected when expectations are forward looking. With the IRTES curve the results are those predicted by the theory regarding sign and significance. The information content of the spread of interest rates is sensitive to information set used and the expectation mechanism.

INTRODUCCIÓN

La elaboración y aplicación de la política monetaria requieren el mejor conocimiento de las autoridades respecto a las condiciones económicas reinantes así como la manera en que las medidas de política están afectando dichas condiciones. Sin embargo, observar el efecto de sus decisiones en el ambiente económico es bastante difícil en el corto plazo, dado que éstas sólo actúan completamente pasado algún tiempo. En este sentido, la estructura a plazo parece constituir un instrumento idóneo ya que proporciona información oportuna y variada de enorme utilidad para las autoridades económicas. Por ello, el objetivo de este trabajo es profundizar un poco más en el contenido informativo que puede tener la curva de rendimientos acerca de las expectativas de inflación del público, una variable fundamental no sólo para la estrategia de inflación objetivo sino también para las decisiones de los agentes y la valoración de activos que éstos realizan.

Descifrar el contenido informativo de la curva suele ser una tarea difícil; sin embargo, existe algún acuerdo respecto al mismo. Así, se dice que el tramo corto de la curva refleja las acciones de la autoridad monetaria y, en alguna medida, las condiciones reales y financieras de la economía. Por ejemplo, se espera que una economía vigorosa y con presiones inflacionarias tenga un tramo corto alto y viceversa.¹ Por otro lado, el tramo medio de

¹ Pese a esta interpretación del tramo corto de la curva, este trabajo verifica la hipótesis acerca del contenido informativo de ésta en cuanto a expectativas de inflación, de la misma manera en que lo han hecho otros autores referenciados en el texto.

la curva refleja las expectativas de inflación en el mediano plazo y, por tanto, los objetivos de la autoridad monetaria, los cambios esperados en su postura y las tasas de rendimiento reales explicadas por el ciclo o por cambios en la tendencia de crecimiento.² El tramo largo es influido por las percepciones de crecimiento potencial de la economía, las expectativas de inflación de largo plazo y la credibilidad del banco central en su lucha contra la inflación.³

En tal sentido, las tres preguntas fundamentales a las que responde este trabajo son las siguientes: *i*) ¿continúa el tramo corto de la curva de rendimientos teniendo información de las expectativas de inflación?; *ii*) dado que a fines del decenio pasado las cifras de inflación se ubicaron en un solo dígito, ¿se modificó el contenido de información con el cambio de régimen inflacionario?; *iii*) si la respuesta a la pregunta anterior es afirmativa, surgiría entonces el interrogante ¿por qué cambia el contenido informativo de un régimen a otro?, o, en otras palabras, ¿cómo se explica el cambio en el contenido informativo? Pero también hay preguntas a las que este trabajo no puede responder. Por ejemplo, no se intenta verificar cuál es el mecanismo más probable mediante el cual los agentes forman sus expectativas de la inflación en Colombia.

El trabajo de Arango y Arosemena (2003) presentó pruebas en favor de la hipótesis de que la curva de rendimientos permitía predecir las expectativas de inflación. Su análisis, de carácter lineal, inspirado en Minskin (1990a y b), se fundamentó en la ecuación de Fisher, según la cual la tasa de interés nominal es la suma de la tasa de interés real y la inflación esperada, variables que son, en esencia, no observables y cuyas propiedades estadísticas se encuentran aún en discusión (véase Ang y Bekaert, 2003).

En esos términos, la ecuación de Fisher sugiere que si la tasa de interés real es constante algún movimiento en la tasa de interés nominal estará reflejando cambios en las expectativas de inflación futura,⁴ fenómeno que se co-

² No se excluye la posibilidad de que la curva se invierta. Esto podría ser causado por una política más restrictiva, la cual se espera que tenga el efecto de “enfriar” la economía y reducir las tasas de inflación o por un mayor riesgo exógeno de recesión o una reducción en las expectativas de inflación de mediano plazo asociadas con el anuncio de un objetivo de inflación más bajo.

³ Este tipo de asociaciones acerca del contenido informativo de la curva no está exento de hechos como los recién ocurridos en la América Latina, donde la curva parece tener un exceso de sensibilidad a la aparición de noticias macroeconómicas respecto a las decisiones de política de corto plazo y el comportamiento del ciclo. Estos hechos parecen sugerir la existencia de una paradoja en el mercado de bonos (BIS, 2005).

⁴ Si se mantiene el supuesto de una tasa de interés real constante, un empinamiento de la pendiente en la curva de rendimientos estaría indicando mayores expectativas de inflación y viceversa.

noce como “efecto Fisher”.⁵ Una de las razones para encontrar dicho efecto está en que los agentes, en las negociaciones de títulos y otras decisiones económicas, tienen en cuenta, entre otras variables, la inflación futura esperada.

La bibliografía de la verificación de la hipótesis de Fisher para economías desarrolladas es abundante. Los hallazgos de Mishkin (1990a y b), Mishkin (1991), Jorion y Mishkin (1991), Day y Lange (1997), Schich (1999), Castellanos y Camero (2002) y Ang y Bekaert (2003), entre otros, constituyen pruebas en favor del contenido informativo de la curva de rendimientos, en sus tramos largo y corto, respecto a las expectativas de inflación.⁶ Mishkin (1995) analizó el efecto Fisher para Australia en los plazos corto y largo y encontró pruebas del efecto Fisher en el largo plazo pero no pudo aceptar su existencia para el corto plazo. Por lo anterior, Mishkin concluyó que los cambios en las tasas de interés de corto plazo pueden reflejar los cambios en la política monetaria, mientras que los cambios en las tasas de largo plazo pueden indicar cambios en las expectativas de inflación.

Ang y Bekaert (2003) utilizan modelos de tipo *switching* para analizar la curva de rendimientos con cambios de régimen, que incluye la prima de riesgo inflacionario. Los autores concluyen que los cambios de inflación esperada explican 80% de la variación del *spread*⁷ nominal en el corto y largo plazos; durante periodos normales, la evidencia presentada muestra que todas las variaciones del *spread* de la tasa de interés nominal están explicadas por la inflación esperada y la prima de riesgo inflacionaria.

Para Colombia, Arango y Arosemena (2003) muestran pruebas de la información de expectativas de inflación contenida en la curva de rendimientos entre 6 y 12 meses adelante y 12 y 24 meses adelante. Sin embargo, la versión de la ecuación de Fisher que ellos utilizan no incluye la prima de riesgo asociada a la inflación. Un propósito de este trabajo es explorar el efecto que puede tener el uso de una definición más amplia de la ecuación de Fisher que incluya explícitamente dicha prima. Como se verá, líneas abajo,

⁵ La ecuación de Fisher ha sido uno de los instrumentos analíticos más utilizados por los economistas. Según citas de Dimand (1999), “la hipótesis de Fisher representa una de las más viejas relaciones de equilibrio en economía financiera”. Véase también Howitt, (1994).

⁶ Summers (1983) concluyó que antes de la segunda Guerra Mundial la inflación no tuvo ningún efecto en las tasas de interés. Sin embargo, muestra pruebas de que durante el periodo de posguerra existió una respuesta significativa de la tasa de interés a la inflación, aunque no en la magnitud que predice la teoría.

⁷ Se define como la diferencia en el rendimiento de dos títulos que tienen el mismo riesgo emisor y que sólo difieren en su periodo de vencimiento.

esta extensión nos sugiere la utilización de un modelo no lineal para inferir el contenido informativo del *spread* de las tasas de interés en las expectativas de inflación.

De igual manera, el presunto cambio en el régimen inflacionario dado entre el final del decenio pasado y el principio de éste plantea la estimación de un modelo no lineal para predecir las expectativas de inflación futura. Para la estimación no lineal de las expectativas de inflación se utiliza la metodología de Granger y Teräsvirta (1993) y Teräsvirta (1994, 1998) la cual supone que la variable dependiente sigue un proceso estacionario, permitiendo un movimiento suave entre dos regímenes.

Los resultados muestran que para las expectativas de inflación el contenido informativo del *spread* es significativo y tiene el signo que predice la teoría. El caso en el cual se rechazó la hipótesis de linealidad, tiene la particularidad de que el mecanismo de formación de expectativas mira hacia adelante (*forward looking*) y el coeficiente de aversión al riesgo está entre los más altos de cuantos se estiman en este trabajo.⁸ Los resultados con la curva cupón cero sugieren un signo diferente.

Este documento se desarrolla de la siguiente manera. La sección I ilustra la ecuación de Fisher en su versión no lineal, compatible con la presencia de una covarianza entre la tasa de interés real (o la actividad económica) y las expectativas de inflación incluida en la ecuación por estimar, la cual relaciona la curva de rendimientos con el cambio en las expectativas de inflación. La sección II describe los datos utilizados en la estimación. La sección III da una breve explicación de la metodología econométrica utilizada para la estimación del modelo no lineal y analiza los resultados. Finalmente se presenta las conclusiones.

I. EFECTO FISHER Y TRAMO CORTO DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS

Usualmente, la ecuación de Fisher se presenta como:

$$i_t = r_t + E_t \pi_{t+1} \quad (1)$$

en la que i_t y r_t son las tasas de interés nominal y real, respectivamente, para activos colocados entre t y $t + 1$; π_{t+1} representa la inflación acumulada entre t y $t + 1$, y E_t es el operador de expectativas. En consecuencia, el efecto Fisher

⁸ Igual sucede con las inflaciones básicas que excluyen alimentos (IBD) y alimentos, servicios públicos y combustibles (ISCD). Estos resultados se analizan en el apéndice.

indica que tasas de interés nominales más altas pueden indicar aumentos en la tasa de inflación esperada. Sin embargo, la expresión (1) omite un término asociado a la prima de riesgo inflacionario, por lo que su uso puede inducir algunos sesgos. Con la inclusión de dicha prima la ecuación se puede escribir como:⁹

$$(1 - i_t)^{-1} = (1 - r_t)^{-1} E_t(p_t/p_{t-1}) - Cov(u(c_{t-1})/u(c_t), p_t/p_{t-1}) \quad (2)$$

en la que p_t son los precios, $u(c)$ la utilidad marginal del consumo, $Cov(\cdot)$ la covarianza y β representa el factor de descuento.¹⁰ Esta covarianza se espera que sea negativa ya que el consumo crecerá ($c_{t-1}/c_t > 1$ $u(c_{t-1})/u(c_t) < 1$) cuando la relación de precios p_{t-1}/p_t así lo recomiende. En consecuencia a una baja $u(c_{t-1})/u(c_t)$ corresponde un alto p_{t-1}/p_t . Así, cuanto más negativa sea la $Cov(\cdot)$ mayor será la tasa de interés nominal, i .

La ecuación (2) se simplifica cuando $Cov(u(c_{t-1})/u(c_t), p_t/p_{t-1}) = 0$, en cuyo caso se convierte en (1). Esto puede ocurrir siempre que los agentes no tengan incertidumbre respecto al precio futuro, en situaciones de estado estacionario en las que $c_t = c_{t-1}$, o cuando los consumidores son neutrales al riesgo. Como hemos dicho, en este trabajo no se supone que dicho componente de la ecuación de Fisher es igual a 0.

Suponiendo que los agentes tienen una función de utilidad como:

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad \sigma > 0, \quad \sigma \neq 1$$

y utilizando la ecuación de Euler de un problema propio de agente representativo:

$$1 = (1 - r_t) E_t \frac{u'(c_{t-1})}{u'(c_t)}$$

se tiene que $(1 - r_t)^{-1} = E_t(c_t/c_{t-1})$. Utilizando esta igualdad, la ecuación (2) se convierte en:

$$(1 - i_t)^{-1} = E_t(c_t/c_{t-1}) E_t(p_t/p_{t-1}) - \bar{K}^{t,t-1} \quad (3)$$

en que $\bar{K}^{t,t-1} = Cov(c_t/c_{t-1}, p_t/p_{t-1})$, la cual suponemos constante entre t y

⁹ Sargent (1987), cap. 5, elabora microfundamentos para la ecuación de Fisher; véase también Ang y Bekaert, (2003).

¹⁰ La expresión (2) resulta de aplicar la siguiente definición a su predecesora en el modelo de Sargent (1987): si z_1 y z_2 son variables aleatorias, entonces $E_t(z_1 z_2) = E_t z_1 E_t z_2 - Cov_t(z_1 z_2)$.

$t - 1$. Si se supone que (c_t / c_{t-1}) y (p_t / p_{t-1}) se distribuyen log normal¹¹ y después de alguna manipulación algebraica, la ecuación (3) se puede escribir como:

$$E_t \ln i_t = E_t \ln [c_t / c_{t-1}] \ln 1 + \bar{K}^{t,t-1} (1 - i_t) + 1/2 [Var \ln(p_t / p_{t-1}) + Var \ln(c_t / c_{t-1})]$$

Suponiendo además que los agentes están en capacidad de predecir, sin sesgos, el cambio futuro en el consumo mediante algún mecanismo, se obtiene la expresión:

$$E_t \ln i_t = c_t \ln 1 + \bar{K}^{t,t-1} (1 - i_t) + 1/2 [Var \ln(p_t / p_{t-1}) + Var \ln(c_t / c_{t-1})] \tag{4}$$

en que $i_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$.

Formulando la ecuación (4) para el periodo $t - n$ y restándola de la correspondiente para $t - m$ con $m > n$, en que ambos enteros son no negativos, encontramos la relación entre el cambio en las expectativas de inflación y la curva de rendimientos:

$$E_t \ln i_{m,n} = E_t \ln i_{n,n} + B (i_{m,n} - c_{m,n}) [F(i; \sigma)] + u_{m,n} \tag{5}$$

en que $i_{m,n}$ es el *spread* de las tasas de interés el cual se calcula como $i_t^m - i_t^n$, e i_t^m es el rendimiento de un activo entre t y $t - m$, i_t^n es el rendimiento entre t y $t - n$ y B es:

$$1/2 \{ Var \ln(p_t / p_{t-m}) + Var \ln(c_t / c_{t-m}) - Var \ln(p_t / p_{t-n}) - Var \ln(c_t / c_{t-n}) \}$$

El término $[F(i; \sigma)]$ en la ecuación (5) introduce un comportamiento no lineal al modelo. Dicho elemento es generado por el término $\ln 1 + \bar{K}^{t,t-1} (1 - i_t)$ de la ecuación (4) el cual, a su vez, surge de considerar la prima de riesgo cuando los agentes esperan un cambio de régimen. La pertinencia de la no linealidad se apoya en los distintos regímenes de inflación vividos por la economía colombiana durante el periodo muestral: como se dijo líneas arriba, hasta mediados de 1998 Colombia experimentó una inflación alta o moderadamente alta, pero desde mediados de ese mismo año la inflación se ubicó en un dígito y desde entonces se ha mantenido en niveles

¹¹ Si x es una variable lognormal, entonces: $E|x| = e^{2/2}$, en que $E|\ln x| = \sigma^2$.

que claramente corresponden a otro régimen de inflación (véase la gráfica 1). Arango y González (2001) presentaron pruebas claras de que la inflación en Colombia tuvo cambios de régimen.

Nuestra interpretación de un régimen se acerca a la de Hamilton (1994), p. 690, la cual se refiere a variables que tienen diferentes propiedades de series de tiempo dependiendo del subperiodo analizado. Empíricamente, estas no linealidades se abordan utilizando el mencionado enfoque de Granger y Teräsvirta (1993) y Teräsvirta (1994, 1998), del cual se hace un bosquejo en la sección III.

Tener como variable explicada un proceso no observable, como en la ecuación (5), introduce algunas particularidades al problema. Para avanzar en este punto y debido a la falta de pruebas de los esquemas de expectativas que tienen los agentes en Colombia acerca de la inflación, la variable $E_t^m E_t^n$ se modela mediante cuatro mecanismos diferentes de formación de expectativas, regularmente utilizados en la bibliografía. El primer mecanismo supone expectativas racionales¹² en el sentido de que lo observado es lo que se predecía, excepto por perturbaciones no previstas (a continuación esta serie de expectativas la vamos a identificar con FL por *forward looking*). En este caso, la ecuación (5) se puede escribir como:

$$m, n \quad B \quad i_{m, n} \quad c_{m, n} \quad [F(i;)] \quad m, n \quad (5)$$

en la que $m, n \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$.

El segundo mecanismo utilizado para predecir la inflación es un modelo autorregresivo de orden 18¹³ (AR, por autorregresivo, en lo que sigue); el tercer método de formación de expectativas supone que el diferencial de inflación $\pi_t - \pi_{t-1}$ que se va a presentar en t es el mismo que se presentó en el periodo $t-1$; es decir, $E_t x_{t-1} = x_{t-1}$ (será identificado como EST, por estático, en lo que sigue);¹⁴ y, finalmente, suponemos un mecanismo de expectativas adaptativas el cual opera como:

$$E_t x_{t-1} = x_{t-1} + \lambda (x_{t-1} - E_{t-1} x_{t-1}); \quad 0 < \lambda < 1 \quad (6)$$

¹² Rey (2005) presenta pruebas que no le permiten rechazar el cumplimiento de la hipótesis de expectativas racionales entre 3 y 6 meses, 3 y 9 meses y 3 y 12 meses adelante utilizando los métodos de Campbell y Shiller (1991).

¹³ La utilidad del modelo autorregresivo de expectativas está en poner a prueba la hipótesis del contenido informativo de las tasas de interés con un mecanismo “artesanal” en esencia. El orden del modelo AR bien hubiera podido ser otro.

¹⁴ Este mecanismo de pronóstico puede asociarse también con un paseo aleatorio.

que, igualmente, se puede expresar como un modelo de media móvil ponderado exponencialmente; esto es:

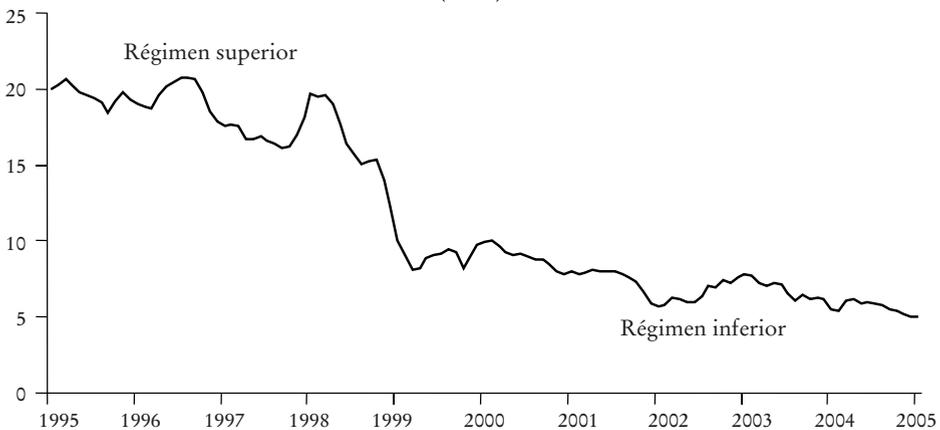
$$E_t x_{t-1} = \sum_{i=1}^{\infty} (1-\alpha)^{i-1} x_{t-i}$$

y que en lo sucesivo identificaremos como ADAP. El parámetro α se dejó variar entre 0.1 y 0.9. Cuando $\alpha = 1$ se obtiene el mecanismo EST. Como se advirtió en la Introducción, el objetivo de este trabajo no es verificar cuál es el mecanismo de expectativas más adecuado para el caso colombiano; más bien, vamos a verificar si, ante cualquier mecanismo de formación de expectativas, las tasas de interés contienen información acerca de las expectativas de inflación.

II. DATOS

De acuerdo con la gráfica 1, hasta mediados de 1998, Colombia experimentó una inflación alta o moderadamente alta. Posteriormente, la inflación se cifró en un dígito y desde entonces se ha mantenido en niveles que, claramente, corresponden a otro régimen de inflación. La presencia de los regímenes se explica en este caso por la acción de la autoridad monetaria en cumplimien-

GRÁFICA 1. *Inflación anual calculada con base en el índice de precios al consumidor (IPC)^a*
(Abril)



FUENTE: División de inflación Banco de la República-DANE.

^a La inflación anual se calcula con base en el índice de precios al consumidor.

GRÁFICA 2. Spread de tasas de interés del IRTES entre 6 y 12 meses adelante^a
(Abril y octubre)



FUENTE: Cálculos de los autores con base en la información del IRTES -Bolsa de Valores de Colombia.

^a *Spread* es la diferencia en el rendimiento de dos títulos del mismo emisor con distinta fecha de vencimiento. En este caso fue obtenido como $i^{12} - i^6$.

to del mandato constitucional de conservar una moneda sana. Esos dos niveles inflacionarios corresponden, para nosotros, a dos regímenes diferentes de inflación (véase Arango y González, 2001). Sin embargo, dicha hipótesis se somete a verificación de manera indirecta líneas abajo cuando analicemos las expectativas de inflación.

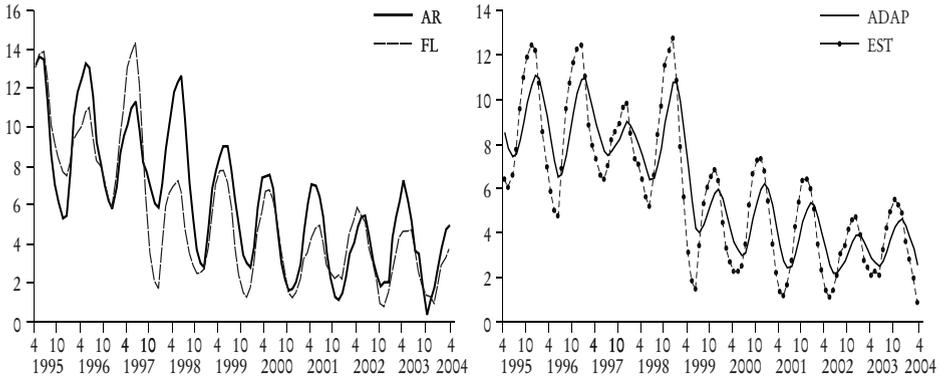
La expresión (5) es la base de la estrategia empírica de este trabajo, el cual se concentra en el tramo corto de la curva de rendimientos debido a la mayor disponibilidad de datos para ese periodo. Se utilizan dos conjuntos de información para las tasas de interés. El primero constituido por las tasas de retorno del IRTES¹⁵ para el periodo 1995:5-2005:4 y el segundo por las tasas de interés cupón cero para el periodo 2000:9-2004:11, construidas con base en las negociaciones realizadas a través del SEN.¹⁶

Para calcular el *spread* de las tasas de interés, $i_{m,n}^m - i_t^m - i_t^n$, con base en el IRTES se utilizó el promedio mensual del rendimiento nominal a 6 y 12 meses de los títulos TES, tasa fija, emitidos por el gobierno nacional. En la gráfica 2 se observa el *spread* $i_t^{12} - i_t^6$ que es analizado en el presente trabajo.

¹⁵ Los TES son títulos emitidos por el gobierno colombiano para captar recursos del público en el mercado interno y financiar actividades de gasto. El índice de rentabilidad de los TES, conocido como IRTES, se construye a partir de las transacciones de dichos títulos en el mercado secundario, realizadas, en particular, por medio del Mercado Electrónico Nacional, MEC, de la Bolsa de Valores de Colombia. En el apéndice 1 se incluye una descripción breve del MEC.

¹⁶ SEN es el Sistema Electrónico de Negociación el cual es igualmente reseñado en el apéndice 1.

GRÁFICA 3. *Diferencial de expectativas de inflación entre 6 y 12 meses adelante^a*



FUENTE: Cálculos de los autores.

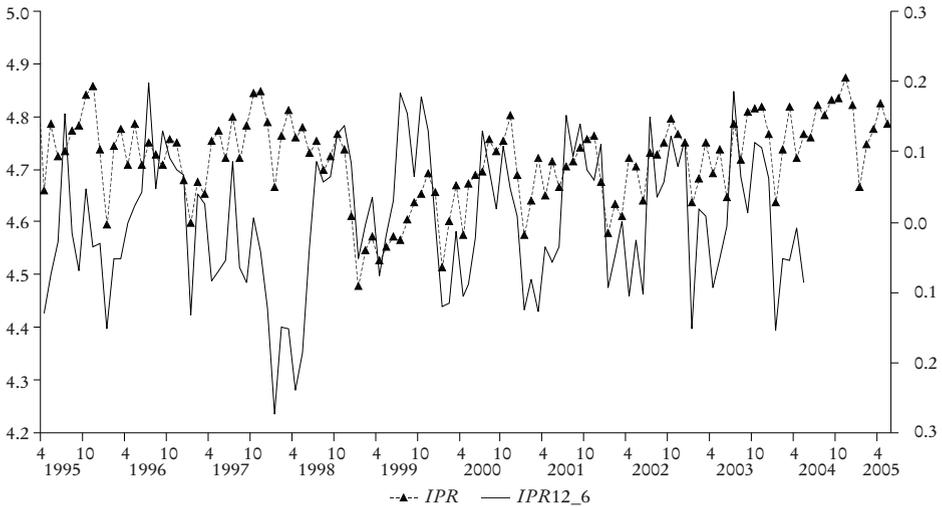
^a FL identifica el diferencial de expectativas de inflación entre 12 y 6 meses adelante, estimado suponiendo expectativas racionales; AR identifica el diferencial obtenido suponiendo expectativas autorregresivas; EST identifica el diferencial obtenido suponiendo expectativas estáticas; ADAP es el diferencial suponiendo expectativas adaptativas. La serie ADAP que aparece en la gráfica corresponde a $\alpha = 0.3$ según la notación de la ecuación (6).

Utilizamos la notación m_t y n_t para identificar las tasas de inflación acumuladas entre t y $t + m$ y entre t y $t + n$, respectivamente.¹⁷ En la gráfica 3 se observa el diferencial 12-6 de expectativas de inflación total (ITD) generado con cada uno de los cuatro mecanismos de formación de las mismas mencionados en la sección anterior.

Finalmente, como *proxy* del crecimiento en el consumo se utilizó el crecimiento del índice de producción real de la industrial manufacturera para los mismos plazos: 6 y 12 meses adelante (gráfica 4). Son varias las razones que justifican su utilización. En primer lugar, el índice generado a partir de la muestra mensual del consumo al por menor del Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE), también disponible en frecuencia mensual, tiene dos defectos fundamentales que hacen del mismo un indicador con poco atractivo empírico: la marcada estacionalidad¹⁸ y la carencia de un componente cíclico intuitivo que permitiera, por simple inspección visual, identificar episodios como la crisis económica de 1999. En segundo lugar, una variable candidata como el consumo de energía eléctrica de los

¹⁷ La inflación entre t y $t + m$ fue calculada como ${}^m_t \ln[(IPC_{t+m}/IPC_t) + 1]$.

¹⁸ Su utilización requería el uso de filtros para eliminar el componente estacional. Esto significaba una transformación importante de la variable, lo cual nos lleva a preguntarnos por la legitimidad de la misma.

GRÁFICA 4. Diferencial del índice de producción industrial^a

FUENTE: Cálculos de los autores. DANE y División de Estadística Banco de la República.

^a IPR identifica la serie del índice de producción industrial; IPR12_6 la diferencia entre el IPR 12 meses adelante y 6 meses adelante.

hogares dejó de aparecer en frecuencia mensual desde hace algunos años en Colombia. Por estas razones se optó por el índice de producción de la industria manufacturera como *proxy* del consumo de los hogares,¹⁹ cuya variación anual, en frecuencia trimestral, tiene un coeficiente de correlación de 0.58 con el índice de consumo de los hogares.²⁰

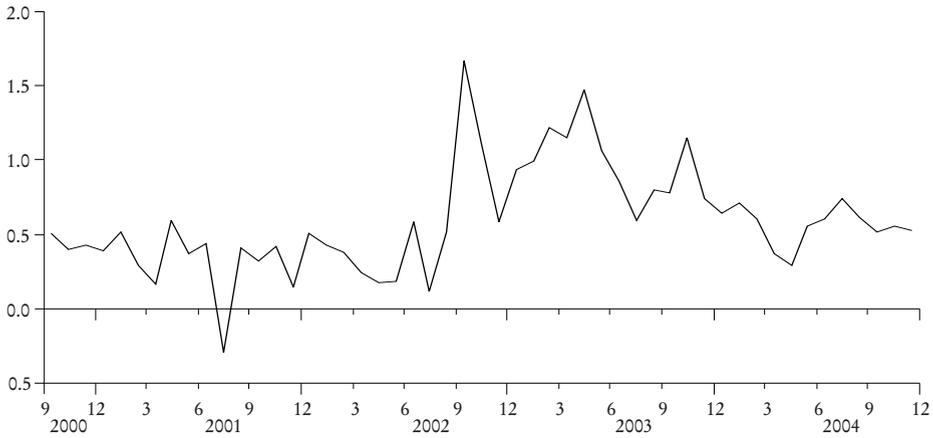
El segundo conjunto de información, las tasas de interés cupón cero calculadas por Rey (2005) para el periodo 2000:9-2004:11²¹ (gráfica 5), constituyen la base del segundo ejercicio. En este caso se utilizaron igualmente los diferenciales de tasas de interés i_t^{12} i_t^6 y diferenciales de inflación provenientes de los distintos mecanismos de formación de expectativas.

Las pruebas de estacionaridad, basadas en los procedimientos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Kwiatkowsk-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), realizadas para las distintas series en el periodo muestral 1995:4-2004:4, en el cual se utiliza la IRTES, sugieren que tanto el *spread* de tasas de interés como

¹⁹ También utilizamos el consumo de energía total en frecuencia mensual pero los resultados no lograron mejorar los obtenidos con el IPR.

²⁰ Esta estimación fue recomendada por un dictaminador anónimo de EL TRIMESTRE ECONÓMICO.

²¹ En este caso el ejercicio es lineal ya que la muestra está solamente para el régimen de inflación baja. Agradecemos a Manuel Rey habernos cedido la serie de tasa cupón cero utilizada por primera vez en Rey (2005).

GRÁFICA 5. Spread de las tasas cupón cero entre 6 y 12 meses adelante^a

FUENTE: Rey (2005).

los diferentes mecanismos de expectativas y la producción industrial son estacionarias. También se encontró evidencia de estacionaridad para el *spread* de tasas de interés cupón cero durante el periodo 2000:9-2004:11.

III. REGÍMENES DE INFLACIÓN Y ESTRATEGIA EMPÍRICA

Como ya se dijo, hasta mediados de 1999 Colombia experimentó inflación alta o moderadamente alta. Posteriormente, la inflación se cifró en un dígito y desde entonces se ha mantenido en niveles que claramente corresponden a otro régimen de inflación (véase gráfica 1). Distintos regímenes en la evolución de una variable suelen ser asociados a la presencia de no linealidades. En esta sección examinamos este punto y su efecto en el contenido informativo del *spread*, utilizando el enfoque de Granger y Teräsvirta (1993) y Teräsvirta (1994, 1998).²²

De manera sucinta, esta clase de modelos suponen que un proceso estacionario se mueve suavemente entre dos regímenes en lugar de pasar de modo brusco de uno a otro. Así las cosas, es posible entonces representar el proceso generador de datos de una variable por un modelo de transición suave, entre cuyos elementos puede haber componentes autorregresivos; en este caso, el modelo de regresión de transición suave (STR) toma la forma:

²² Las aplicaciones de esta metodología son abundantes. Véase una revisión de bibliografía en Van Dijk *et al* (2002).

$$x_t = \omega_t [{}_1F(s_{i,t}; \cdot)] z_t + u_t \tag{7}$$

en que x_t es la variable dependiente, $\omega_t = (\omega_{1,t}, \dots, \omega_{K,t})$ es un vector de K regresores multiplicado por un vector de parámetros constantes, $z_t = (z_{1,t}, \dots, z_{M,t})$ es un vector de M regresores, $s_t = (s_{1,t}, \dots, s_{L,t})$ es un vector ($L - 1$) que podría contener elementos de ω_t y z_t , y u_t es un proceso *i.i.d.* con $E(u_t) = 0$ y $Var(u_t) = \sigma_u^2$. F es una función de transición acotada por 0 y 1, cuyos parámetros se denotan por \cdot . La ecuación (7) constituye la contraparte empírica de (5). Por tanto, al segundo término del lado derecho de (7) le corresponde $[{}_1F(I; \cdot)]$ de la ecuación (5), en la que la variable de transición son los rezagos de $E_{t-m,n}$ y z_t es la trayectoria corriente del *spread* de tasas de interés.

Tanto cuando $F = 0$ como cuando $F = 1$ el modelo STR de (7) es lineal pero, en general, el vector ${}_1F(s_{i,t}; \cdot)$ dependerá de los valores de las variables del vector de transición, s_t , que en nuestro caso serán los rezagos de $E_{t-m,n}$. La función de transición puede ser parametrizada como una función logística:

$$F(s_t; \cdot) = (1 + \exp\{ -(s_t - a) / s_t \})^{-1}, \quad 0 \tag{8}$$

en cuyo caso el modelo será identificado como LSTR, o como una función exponencial (ESTR):

$$F(s_t; \cdot) = 1 - \exp\{ -(s_t - a)^2 / s_t^2 \}, \quad 0 \tag{9}$$

La hipótesis nula $H_0: \sigma = 0$ corresponde al caso de linealidad. Detalles de la verificación de la hipótesis de linealidad, selección del modelo y de la estimación propiamente dicha, se encuentran en Teräsvirta (1998) y Van Dijk *et al* (2002).

1. El caso de no linealidad

La hipótesis de linealidad fue rechazada para el diferencial de expectativas de inflación generado con el mecanismo FL.²³ Teóricamente, esto significa que el término $\ln(1 + \bar{K}^{t,t-1})$ de la ecuación (4) es distinto de 0 en el modelo de expectativas racionales; en otras palabras, suponiendo que las personas no creen que el mundo se acaba al día siguiente ($\sigma = 0$), el coeficiente asociado a la prima de riesgo inflacionario es diferente de 0. La hipótesis de linealidad

²³ Esto es prueba de que los agentes pueden esperar un cambio de régimen sólo con expectativas racionales. Este resultado también se presenta con los diferenciales de expectativas de inflación básica que excluyen alimentos (IBD), y servicios públicos, combustibles y alimentos (ISCD), resultados que son analizados en el apéndice 2.

CUADRO 1. Modelo LSTR para diferencial 12-6 de expectativas de inflación
ITD formadas mediante mecanismo FL^a

	Coefficiente	Error estándar ^b
<i>Parte lineal</i>		
Constante	0.0280	0.0045
<i>Spread</i>	0.1055	0.0472
IPR	0.0645	0.0162
<i>Parte no lineal</i>		
Constante	0.0551	0.0174
$\hat{\alpha}$	155.70	0.0203
$\hat{\beta}$	0.0742	0.0000
<i>Spread</i>	0.6504	0.1284

Log verosimilitud: 319.011; AIC: 8.3243; SBIC: 7.8304; 1000*Varianza del residuo: 0.2058; R^2 : 0.8557; error estándar del residuo: 0.0143; proporción de varianzas: (no lineal/lineal): 0.2768; prueba de normalidad de Jarque-Bera: estadístico: 0.9536, p -valor: 0.6208.

^a Variable dependiente diferencial 12-6 de expectativas de inflación total (ITD) formadas mediante mecanismo FL; variable de transición 3er. rezago de variable dependiente; IPR diferencial 12-6 del logaritmo del índice de producción industrial; *spread* diferencial 12-6 de las tasas de interés nominales (IRTES). Se incluyeron algunas variables ficticias (*dummy*) para alcanzar normalidad en los errores.

^b Errores Newey-West.²⁴

no fue rechazada para las expectativas formadas mediante los mecanismos AR, EST y ADAP.

Para el diferencial de expectativas de inflación generado con el mecanismo FL se ajustó un modelo de tipo LSTR, como lo sugieren las pruebas. Para las expectativas del cambio en la inflación entre 6 y 12 meses adelante, los resultados (cuadro 1) muestran que el *spread* de tasas de interés contiene información de las expectativas de inflación, aunque el coeficiente estimado ($\hat{\alpha}_1$ 0.1055) es inferior a lo que predice la teoría (α_1 1). Por otro lado, el valor del coeficiente asociado a la prima de riesgo cuando las expectativas de inflación se encontraban en el régimen superior es significativo y de magnitud importante ($\hat{\beta}$ 0.6504), lo cual encuentra explicación en el valor del coeficiente de aversión al riesgo estimado, $\hat{\alpha}$ 0.0645. Lo que estamos señalando es que, dado el mecanismo de expectativas FL, se estima un coeficiente de aversión al riesgo que no es despreciable y que sugiere un valor positivo y significativo para el coeficiente asociado a la prima de riesgo inflacionario (la covarianza), cuando la economía se encuentra en el régimen de inflación considerada alta.

²⁴ Se agradece a Munir Jalil y Andrés González la elaboración y codificación de la corrección Newey-West para los modelos no lineales de este trabajo.

Sin embargo, el coeficiente asociado al *spread* no debe considerarse de manera aislada, ya que cuando las expectativas están en el régimen alto el efecto completo del *spread* en aquéllas está dado por la suma de los coeficientes $\hat{\alpha}_1$ y $\hat{\beta}_1$ (0.1055 + 0.6504 = 0.7559). Ello es síntoma de que el contenido informativo de esta variable acerca de las expectativas de inflación era mayor que el correspondiente al régimen inferior actual. Hubo una disminución en el contenido informativo del *spread* de las expectativas de inflación y ello se debió al cambio de régimen inflacionario.²⁵

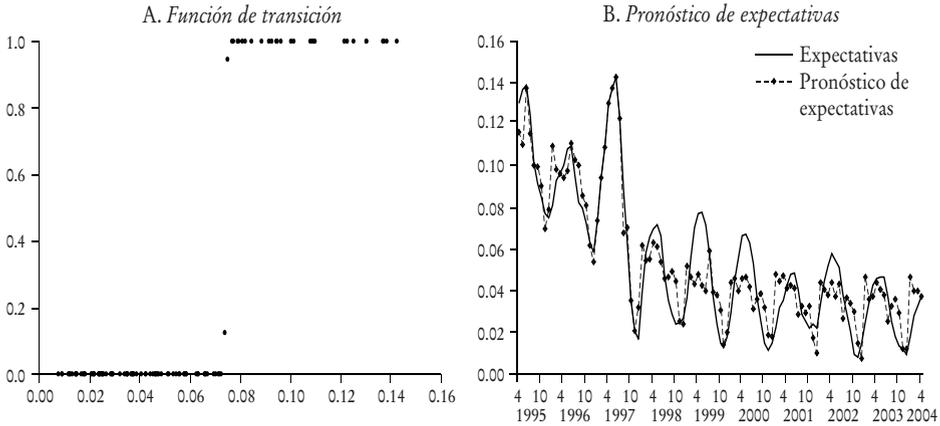
El coeficiente estimado de aversión al riesgo, que tiene el signo que predice el modelo de la ecuación (5), $\hat{\gamma} = 0.0645$, sugiere que cuanto mayores expectativas de actividad económica entre 6 y 12 meses adelante, menores serán las expectativas de inflación, una interpretación corriente en el espíritu de los modelos de corte neoclásico.

De acuerdo entonces con los resultados del cuadro 1 y teniendo en cuenta el cambio de régimen inflacionario en Colombia a fines de los años noventa y consolidado en lo transcurrido del presente decenio, el *spread* de tasas de interés entre 6 y 12 meses adelante continua arrojando información del cambio en las expectativas de inflación formadas mediante un mecanismo *forward looking* (FL) para ese mismo plazo. De continuar Colombia en el régimen bajo, muy posiblemente la prima de riesgo dejará de ser significativa. Recuérdese que, en nuestra interpretación, la prima de riesgo aparece cuando el agente espera algún cambio en el régimen de inflación.

La gráfica 6 presenta la función de transición (parte A) que corresponde a los valores estimados $\hat{\alpha} = 155.70$ y $\hat{\beta} = 0.0742$ del cuadro 1. En el eje horizontal se mide el valor de la variable de transición (el tercer rezago del diferencial de expectativas de inflación total), es decir, de la variable que hace operar el mecanismo no lineal: cuando esta variable se ubica muy cerca del umbral $\hat{\alpha}$, la función toma valores entre 0 y 1 (en la transición); cuando la variable toma valores que se alejan, por debajo (encima) del umbral en 0.015 o más, la función toma valores de 0 (1). La parte B de la gráfica 6 muestra el pronóstico dentro de muestra de las expectativas utilizando únicamente las variables que sugiere nuestro modelo; el ajuste del modelo es confortable de acuerdo con el $R^2 = 0.8557$. El alto valor de $\hat{\alpha} = 155.70$ es una prueba de que

²⁵ La puesta en marcha de la estrategia de inflación objetivo en Colombia y el alcance paulatino de las metas previstas pueden explicar esta situación. La política monetaria se ha hecho más transparente y la autoridad monetaria ha venido ganando credibilidad de manera gradual. Como resultado la prima de riesgo inflacionario ha tendido a desaparecer reduciendo el contenido informativo de la curva de rendimientos.

GRÁFICA 6. *Función de transición y pronóstico de expectativas FL de inflación total*



el cambio de régimen en las expectativas de inflación fue relativamente brusco como ocurrió en la práctica.

La evidencia sugiere que el cambio de régimen inflacionario en Colombia se produjo cuando la inflación semestral fue menor a 7%. Desde que eso ha ocurrido de manera más o menos sistemática, podemos decir que nos encontramos en el régimen bajo. Entre 1995 y 1998, esa diferencia solía ser superior a 8% y, como se puede observar, la velocidad con la cual la variable pasó de un régimen a otro es muy alta. En el apéndice 2 se analiza los casos no lineales de las expectativas de inflaciones básicas que excluyen alimentos (IBD) y alimentos, servicios públicos y combustibles (ISCD).

2. Los casos lineales

La hipótesis de linealidad no pudo ser rechazada, para las expectativas de inflación total, con los mecanismos de formación de expectativas AR, EST y ADAP.²⁶ Esto implica que la curva de Fisher de la ecuación (1) es pertinente. En el caso lineal la ecuación estimada es:

$$E_t \quad m, n \quad B \quad i_{m, n} \quad c_{m, n} \quad u_{m, n} \quad (10)$$

debido a que el término no lineal, explicado por la prima de riesgo, desaparece [véase ecuación (4)]. Los resultados de las estimaciones que aparecen en

²⁶ Ni tampoco para las expectativas de inflación básica IND formadas con el mecanismo FL.

el cuadro 2 aún sugieren la existencia de una capacidad altamente informativa del *spread* de las tasas de interés en lo que se refiere a las expectativas de inflación. En términos generales, el efecto está entre 0.38 y 0.47 y el coeficiente de aversión al riesgo es bastante bajo (de allí que $\bar{K}^{n,m} > 0$) pero significativo en, por lo menos, la mitad de los casos. Lo anterior es indicativo de que cuando los agentes tienen expectativas exógenas (*backward-looking*) no reconocen la existencia de un cambio de régimen inflacionario.

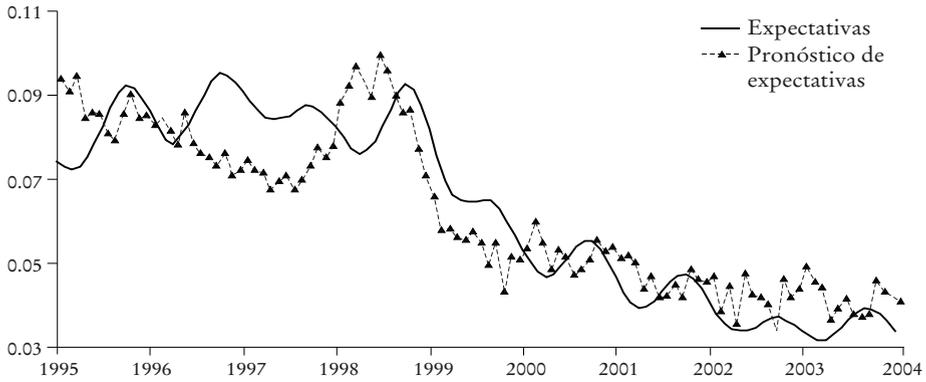
Es conveniente preguntarnos por las consecuencias que tiene el hallazgo relacionado con la linealidad de los procesos de expectativas exógenas. ¿Significa esto que no hay incertidumbre sobre la inflación futura?, o ¿significa que el cambio de régimen no es algo que sugiera alguna modificación en la trayectoria de las expectativas de los agentes?, o ¿significa que los agentes son neutrales al riesgo?

CUADRO 2. *Estimación del diferencial de expectativas de inflación^a*
(Modelos de inflación total, ITD)

		Constante	Spread	IPR	R ²
AR		0.0142 (0.0085)	0.4536 (0.0967)	0.0983 (0.0266)	0.5152
EST		0.0085 (0.0044)	0.4745 (0.0431)	0.0365 (0.0194)	0.5246
ADAP(0.1)	0.0220 (0.0054)	0.3809 (0.0487)	0.0310 (0.0097)	0.7536
ADAP(0.2)	0.0150 (0.0047)	0.4359 (0.0497)	0.0398 (0.0085)	0.7468
ADAP(0.3)	0.01352 (0.0044)	0.4423 (0.0482)	0.0371 (0.0108)	0.6752
ADAP(0.4)	0.0125 (0.0044)	0.4461 (0.0474)	0.0272 (0.0132)	0.6093
ADAP(0.5)	0.0117 (0.0044)	0.4509 (0.0468)	0.0144 (0.0151)	0.5644
ADAP(0.6)	0.0109 (0.0045)	0.4563 (0.0462)	0.0014 (0.0165)	0.5388
ADAP(0.7)	0.0101 (0.0045)	0.4617 (0.0454)	0.0103 (0.0176)	0.5264
ADAP(0.8)	0.0095 (0.0044)	0.4665 (0.0446)	0.0205 (0.0184)	0.5219
ADAP(0.9)	0.0089 (0.0044)	0.4708 (0.0438)	0.0291 (0.0190)	0.5220

^a La variable dependiente es el diferencial 12-6 de expectativas de inflación total formadas mediante un modelo autorregresivo de orden 18, AR; estáticas, EST, y adaptativas, ADAP, con diferentes valores del parámetro γ ; IPR diferencial 12-6 del índice de producción industrial; *spread* diferencial 12-6 de las tasas de interés nominales (IRTES). Errores estándar Newey-West entre paréntesis.

GRÁFICA 7. *Pronóstico de expectativas ADAP 0.1^a*
(Abril)



^a La estimación incluye algunas variables ficticias (*dummies*) estacionales y de fechas particulares.

En relación con la primera pregunta, dado el carácter de los mecanismos de expectativas de inflación total y estar tan lejos de un estado estacionario o de inflación de largo plazo, esta posibilidad podría descartarse. Respecto a la segunda y tercera preguntas se puede señalar lo siguiente: aunque los agentes tienen alguna aversión al riesgo, ésta no parece ser suficiente como para activar un mecanismo que genere la necesidad de una prima de riesgo inflacionario cuando se pasa de un régimen a otro; es decir, parece que el mecanismo no lineal se activa cuando el coeficiente de aversión al riesgo supera ciertos niveles como ocurrió con el mecanismo FL. En esencia, los agentes parecerían ser más neutrales al riesgo que tener una aversión de magnitud importante. La gráfica 7 presenta la predicción dentro de muestra del modelo de expectativas adaptativas con $\alpha = 0.1$ que es el que exhibe el R^2 más alto de todos los ejercicios del cuadro 2.

3. La curva cupón cero

Un segundo ejercicio se realizó utilizando las tasas de interés cupón cero calculadas por Rey (2005) para el periodo 2000:9-2004:11. En este caso, dado que la muestra corresponde sólo al régimen de inflación baja, se realizó una estimación lineal. El cuadro 3 presenta los resultados de las estimaciones lineales de las expectativas de inflación total.

Con el *spread* calculado a partir de la curva cupón cero los resultados son muy diferentes a los que provienen del IRTES. A pesar de que se revela un

CUADRO 3. *Estimación del diferencial de expectativas de inflación total con la curva cupón*^a

<i>Mecanismo de expectativas</i>	<i>Constante</i>	<i>Spread</i>	<i>IPR</i>	<i>R²</i>	<i>Spread (IRTES)</i>
FL	0.0362 (0.0049)	0.8417 (0.5905)	0.0643 (0.0178)	0.2240	0.3389 (0.2205)
AR	0.0390 (0.0038)	0.1934 (0.7185)	0.1030 (0.0128)	0.2420	0.3391 (0.1791)
EST	0.0356 (0.0051)	0.0867 (0.5090)	0.0802 (0.0161)	0.1551	0.2795 (0.1594)
ADAP(0.1)	0.0449 (0.0029)	0.8111 (0.2240)	0.0170 (0.0083)	0.2570	0.3944 (0.0468)
ADAP(0.2)	0.0418 (0.0029)	0.6150 (0.2448)	0.0188 (0.0093)	0.1131	0.2169 (0.0726)
ADAP(0.3)	0.04051 (0.0035)	0.4442 (0.3221)	0.0100 (0.0101)	0.0295	0.1696 (0.1067)
ADAP(0.4)	0.0393 (0.0041)	0.2841 (0.3885)	0.0053 (0.0105)	0.0082	0.1632 (0.1306)
ADAP(0.5)	0.0383 (0.0045)	0.1567 (0.4365)	0.0225 (0.0111)	0.0203	0.1750 (0.1459)
ADAP(0.6)	0.0374 (0.0047)	0.0646 (0.4684)	0.0385 (0.0122)	0.0464	0.1951 (0.1545)
ADAP(0.7)	0.0368 (0.0049)	0.0012 (0.4883)	0.0522 (0.0134)	0.0763	0.2178 (0.1588)
ADAP(0.8)	0.0363 (0.0050)	0.0410 (0.4999)	0.0634 (0.0144)	0.1052	0.2402 (0.1693)
ADAP(0.9)	0.0359 (0.0050)	0.0689 (0.5061)	0.0726 (0.0153)	0.1315	0.2609 (0.1603)

^a La variable dependiente es el diferencial 12-6 de expectativas de inflación total (adaptativas); IPR = diferencial 12-6 del índice de producción industrial; *spread* = diferencial 12-6 de las tasas de interés nominales (IRTES). Errores estándar entre paréntesis.

contenido de información en el *spread*, el signo del coeficiente de interés es negativo, contrario a lo que sugiere la ecuación de Fisher, lo cual puede ser síntoma de que la política de control a la inflación no ha sido creíble durante el periodo muestral o de que se espera un crecimiento económico importante en el futuro cercano. De todas maneras, llama la atención que los coeficientes estimados de aversión al riesgo sean tan pequeños y tan poco significativos.

En cualquier caso debe señalarse que estos resultados pueden ser sensibles al método de estimación de la curva cupón cero,²⁷ al periodo muestral y a la utilización de la base de transacciones hechas con el Sistema Electrónico

²⁷ Se utilizó el método de *splines* cúbicos suavizados con la instrumentación que hicieron de este método, para el Banco de la República Reveiz, Mera y Julio (2002).

de Negociación (SEN), en lugar del Mercado Electrónico Nacional (MEC) como en los casos anteriores.²⁸ Para verificar el ejercicio anterior se corrieron, para un periodo similar, los ajustes correspondientes a todos los mecanismos de expectativas para el diferencial de inflación total utilizando el *spread* construido con base en el IRTES. Los coeficientes correspondientes al *spread* aparecen en la última columna del cuadro 3. El resultado es que las tasas de interés no tienen, en el periodo 2000-2004, la claridad informativa que tienen para el periodo completo, lo cual puede ser una prueba en favor de los resultados obtenidos utilizando la serie de Rey (2005), aunque continúan conservando el signo que predice la teoría.

CONCLUSIONES

Las lecciones de este ejercicio parecen ser claras y responden a las tres preguntas que nos planteamos en la Introducción. Con respecto a la primera las pruebas sugieren que las tasas de interés tienen una alta capacidad informativa acerca de las expectativas de inflación futura en Colombia. Sin embargo, dicha capacidad es contingente al periodo muestral, al mecanismo de expectativas de inflación y a los datos utilizados para construir el *spread*: el IRTES o la tasa cupón cero del SEN. Incluso, es posible que la capacidad informativa también sea sensible a la *proxy* de consumo utilizada; en este caso, dada la frecuencia mensual de los datos, se utilizó el índice de producción industrial en lugar del consumo ya que esta serie no está disponible en dicha frecuencia.

Cuando se utiliza el *spread* derivado del IRTES las tasas de interés ayudan a predecir las expectativas de inflación. Sin embargo, si el mecanismo de formación de expectativas es *forward looking*, los datos evidencian un efecto no lineal asociado a la prima de riesgo inflacionario y coincidente con un coeficiente de aversión al riesgo estadísticamente significativo y numéricamente alto. La prima de inflación que surge en este caso tiene relación con un alto coeficiente de aversión al riesgo conjugado con la percepción de los agentes de un cambio de régimen inflacionario; la condición es que los agentes sean *forward looking*. Este hallazgo, que responde a la segunda y tercera preguntas, se hizo con métodos no lineales ya que así lo recomiendan las pruebas.

Cuando se utiliza el *spread* derivado del IRTES pero los mecanismos de

²⁸ En el apéndice 1 se hacen explícitas las diferencias entre los sistemas MEC y SEN.

formación de expectativas son exógenos (*backward looking*), los modelos resultan ser lineales y, pese a que el *spread* ayuda a predecir las expectativas de inflación, no hay evidencia de una aversión al riesgo importante en los agentes. El hecho de que los agentes tengan expectativas exógenas no les permite reconocer el cambio de régimen y hacer efectiva su prima de riesgo inflacionario. Además, la capacidad informativa de las tasas de interés se diluye cuando la muestra se restringe al periodo 2000-2004. Cuando el *spread* se construye con base en la curva cupón cero la capacidad informativa de la curva se desdibuja. Esto no sugiere otra cosa que seguir observando la curva cupón cero, construida mediante distintas metodologías y sobre una base de datos que complementa la del SEN.

Los resultados de este documento brindan a los elaboradores y ejecutores de la política un instrumento adicional como es el *spread* de las tasas de interés para complementar su entendimiento del comportamiento de una variable no observable y de importancia fundamental, como son las expectativas de inflación en un marco de inflación objetivo y su dependencia de la aversión al riesgo inflacionario y la racionalidad de los agentes.

APÉNDICE 1

Mercado Electrónico Nacional (MEC) de la Bolsa de Valores de Colombia: es un sistema electrónico de negociación por medio del cual se negocian títulos de renta fija inscritos en la Bolsa de Valores de Colombia y se puede obtener información completa y oportuna del mercado así como acceso al sistema de registro. A diferencia del SEN, en el MEC se puede negociar cualquier instrumento de renta fija. Ofrece tres modalidades de negociación: serializada, continua y subasta. Por medio de esta última modalidad se negocian títulos del mercado primario. En la modalidad continua se negocian títulos estandarizados y en la modalidad serializada se negocian títulos que no han sido estandarizados. Los títulos de tesorería son títulos estandarizados, por tanto se negocian por medio de la modalidad continua. En el MEC pueden participar establecimientos de crédito, las sociedades fiduciarias, las sociedades comisionistas de bolsa, las sociedades comisionistas independientes de valores, las sociedades administradoras de fondos de pensiones y cesantías y en general cualquier entidad que esté interesada en comerciar títulos en la Bolsa de Valores de Colombia. En este sistema las negociaciones se clasifican en dos grupos: las “sobre lote” que son aquellas en las cuales se comercian montos superiores a 500 millones de pesos, y las “bajo lote” en las cuales se comercian cantidades inferiores a 500 millones de pesos.

Sistema Electrónico de Negociación (SEN): se trata de un mecanismo electrónico centralizado de información para transacciones, administrado por el Banco de la República, cuyo funcionamiento comenzó en 1998. Por medio de este mercado los usuarios pueden efectuar, en tiempo real mediante estaciones de trabajo remotas, operaciones de compra y venta de títulos, operaciones repo y operaciones simultáneas; igualmente, las entidades autorizadas pueden efectuar transacciones en el mercado interbancario de dinero. Por medio del SEN se realizan operaciones de “compraventa simple”, tanto al contado como a plazo, de títulos depositados en el Depósito Central de Valores del Banco de la República. El mercado de títulos de deuda pública se divide en los submercados de primer escalón y de segundo escalón. En el primero se realizan exclusivamente operaciones de compraventa simple de títulos de deuda pública y sólo pueden participar las entidades designadas por el Ministerio de Hacienda. Pueden ser usuarios del SEN la Dirección del Tesoro Nacional del Ministerio de Hacienda y el Banco de la República y los establecimientos de crédito, las sociedades fiduciarias, las sociedades comisionistas de bolsa, las sociedades comisionistas independientes de valores, las sociedades administradoras de fondos de pensiones y cesantías que sean creadores de mercado o aspiren a serlo. Los creadores de mercado son agentes que son seleccionados y calificados como tales por el Ministerio de Hacienda y Crédito Público, por su alta capacidad patrimonial y de negociación. Por medio del SEN se pueden negociar títulos de tesorería en tasa fija, TES B, títulos de tesorería en UVR, títulos de tesorería vinculados al IPC y títulos de tesorería en dólares. Sin embargo los títulos más comerciados son los títulos tasa fija. El monto nominal mínimo que se puede negociar por medio del SEN para TES B en tasa fija es de 500 millones de pesos.

APÉNDICE 2

La hipótesis de linealidad fue rechazada para los diferenciales de expectativas, generadas con el mecanismo FL, de las inflaciones básicas que excluyen alimentos (IBD), y servicios públicos, combustibles y alimentos (ISCD). Como se señaló en el texto principal, teóricamente, esto significa que el término $\ln \frac{1}{\bar{K}^{t,t-1}}(1 - i_t)$ de la ecuación (4) del texto principal es distinto de 0 en el modelo de expectativas racionales para IBD e ISCD; en otras palabras, suponiendo 0 el coeficiente asociado a la prima de riesgo es diferente de 0.

Los resultados encontrados para las expectativas de la inflación sin alimentos (IBD) son tan auspiciosos como los encontrados para las expectativas de inflación total en razón a que el coeficiente asociado a la prima de riesgo es también alto. Los resultados del modelo logístico STR para las expectativas del cambio en la inflación sin alimentos (cuadro A1) indican que el *spread* de tasas de interés contribuye a predecir las expectativas de inflación de la manera esperada. En el régimen bajo el

CUADRO A1. Modelo LSTR para diferencial 12-6 de expectativas de inflación básica IBD formadas mediante mecanismo FL^a

	Coefficiente	Error estándar ^b
<i>Parte lineal</i>		
Constante	0.0205	0.0049
<i>Spread</i>	0.1972	0.0567
IPR	0.0714	0.0193
<i>Parte no lineal</i>		
Constante	0.1546	0.0131
$\hat{\alpha}$	25.2535	15.5410
$\hat{\alpha}$	0.0779	0.0009
<i>Spread</i>	1.2641	0.0974

Log verosimilitud: 335.053; AIC: 8.5636; SBIC: 7.9957; 1000*varianza del residuo: 0.1586; R^2 : 0.8782; error estándar del residuo: 0.0125; proporción de varianzas (no lineal/lineal): 0.3106; prueba de normalidad de Jarque-Bera: estadístico: 3.0646, p -valor: 0.2160.

^a Variable dependiente = diferencial 12-6 de expectativas de inflación básica IBD formadas mediante mecanismo FL; variable de transición = 9o. rezago de variable dependiente; IPR = diferencial 12-6 del logaritmo del índice de producción industrial; *spread* = diferencial 12-6 de las tasas de interés nominales (IRTES). Se incluyeron algunas variables ficticias (*dummy*) para alcanzar normalidad en los errores.

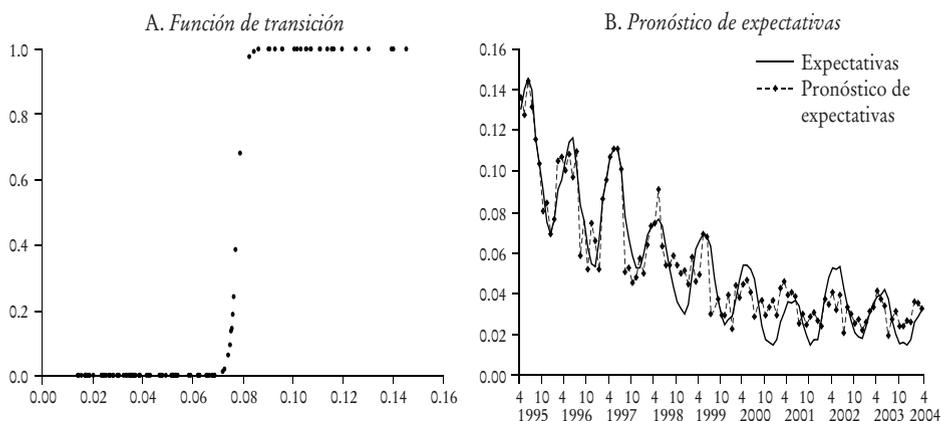
^b Errores Newey-West.

valor estimado es de 0.1972 mientras que el valor asociado a la prima de riesgo inflacionario es $\hat{\alpha}_1$ 1.2641 y el contenido informativo conjunto de 1.4613, $\hat{\alpha}_1$ $\hat{\alpha}_1$, (0.1972 1.2641). El coeficiente estimado de aversión al riesgo asociado a las tasas de interés reales se estimó en $\hat{\alpha}$ 0.0714.

La gráfica A1 muestra la función de transición (parte A) y los pronósticos dentro de muestra de las expectativas del diferencial de inflación básica junto con el valor “observado” de dichas expectativas (parte B). Según los datos del cuadro A1, la velocidad con la cual el modelo realiza el cambio del régimen alto al bajo es de 25.2535 ($\hat{\alpha}$), y el umbral de 0.0779 ($\hat{\alpha}$), bastante cercano al de la inflación total que fue de 0.0742 (véase cuadro 1). De acuerdo con las pruebas, la variable de transición es el noveno rezago del diferencial de expectativas de inflación básica. Como se observa en la parte A, de la gráfica A1, cuando la variable de transición se ubica cerca al umbral $\hat{\alpha}$, la función toma valores entre 0 y 1 y cuando toma valores que se alejan, por encima o por debajo, en 0.02 o más de dicho umbral, la función toma valores de 0 o 1. La parte B muestra los pronósticos dentro de muestra que arroja el modelo con la información del *spread* y la actividad económica.

Para la inflación básica que excluye servicios públicos, combustibles y alimentos (ISCD) también se estimó un modelo logístico STR. En este caso también el diferencial de tasas de interés contiene información del cambio en las expectativas de inflación entre 6 y 12 meses adelante ($\hat{\alpha}_1$ 0.1187), el coeficiente asociado a la prima de riesgo, dado el nivel importante de aversión al riesgo $\hat{\alpha}$ 0.1075, es de $\hat{\alpha}_1$ 0.9709,

GRÁFICA A1. *Función de transición y pronóstico de expectativas FL de IBD*



de manera que el contenido total de información de los *spreads* ($\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_1$) es 1.0896 (cuadro A2).

La gráfica A2 presenta la función de transición y el pronóstico dentro de muestra del diferencial de las expectativas de inflación ISCD. La velocidad de ajuste de la función de transición, $\hat{\alpha}$, es de 22.5662, con el séptimo rezago de la variable dependiente como variable de transición y un umbral, $\hat{\alpha}$, de 0.0782. Como se observa en la parte A de la gráfica A2 la transición del régimen bajo al régimen alto es menos

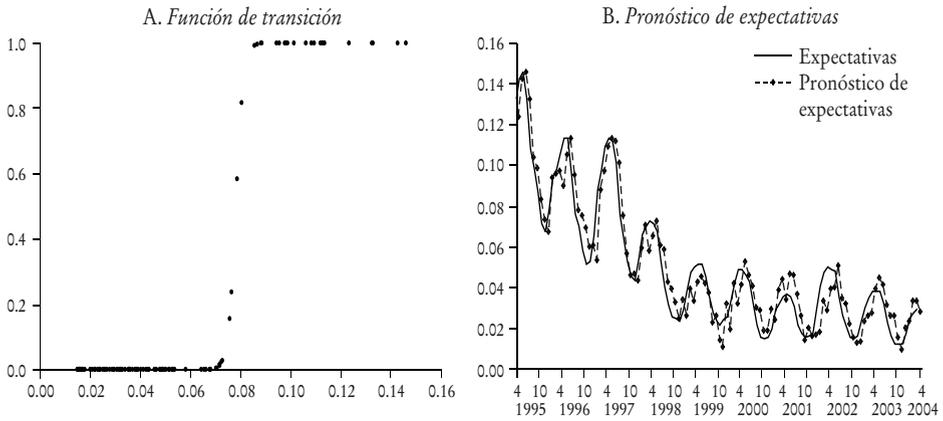
CUADRO A2. *Modelo LSTR para diferencial 12-6 de expectativas de inflación básica ISCD formadas mediante mecanismo FL^a*

	Coeficiente	Error estándar ^b
<i>Parte lineal</i>		
Constante	0.0239	0.0025
<i>Spread</i>	0.1187	0.0239
IPR	0.1075	0.0125
<i>Parte no lineal</i>		
Constante	0.1064	0.0147
$\hat{\alpha}$	22.5662	8.6094
$\hat{\alpha}$	0.0782	0.0009
<i>Spread</i>	0.9709	0.0998

Log verosimilitud: 389.766; AIC: -9.4941; SBIC: 8.8274; 1000*varianza del residuo: 0.0609; R²: 0.9565; error estándar del residuo: 0.0078; proporción de varianzas: (no lineal/lineal): 0.1086; prueba de normalidad de Jarque-Bera: estadístico: 1.2467, p-valor: 0.5362.

^a Variable dependiente = diferencial 12-6 de expectativas de inflación básica IBD formadas mediante mecanismo FL; variable de transición 7o. rezago de variable dependiente; IPR diferencial 12-6 del logaritmo del índice de producción industrial; *spread* diferencial 12-6 de las tasas de interés nominales (IRTES). Se incluyeron algunas variables ficticias para alcanzar normalidad en los errores.

^b Errores Newey-West.

GRÁFICA A2. *Función de transición y pronóstico de expectativas FL de ISCD*

brusca que en el caso de IBD. Así, cuando la variable de transición se ubica cerca al umbral $\hat{\alpha}$, la función toma valores entre 0 y 1, y cuando toma valores que se alejan del umbral en 0.02 o más, por encima o por debajo, toma valores de 0 o 1.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ang, A., y G. Bekaert (2003), "The Term Structure of Real Rates and Expected Inflation", NBER Columbia University.
- Arango, L.E., y A. M. Arosemena (2003), "El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de inflación en Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 264, Banco de la República.
- _____, y L. A. Flórez (2004), "Expectativas de actividad económica en Colombia y estructura a plazo, un poco más de evidencia", *Ensayos sobre Política Económica*, núm. 47, Banco de la República.
- _____, y A. González (2001), "Some Evidence of Smooth Transition Non-Linearity in Colombian Inflation", *Applied Economics*, 33, pp. 155-162.
- BIS (2005), BIS Working Party on Monetary Policy in Latin America.
- Campbell, J., y R. Shiller (1991), "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View", *The Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 3.
- Castellanos, S., y E. Camero (2002), "¿Qué información acerca de expectativas de inflación contiene la estructura temporal de tasas de interés en México?", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXIX (3) No. 275.
- Day, J., y R. Lange (1997), "The Structure of Interest Rates in Canada: Information Content About Medium-Term Inflation", Bank of Canada Working Paper, núm. 97-110.

- Dimand, R. W. (1999), "Irving Fisher and the Fisher Relation: Setting the Record Straight", *Canadian Journal of Economics*, vol. 32, núm. 3.
- Granger, C. W. J., y T. Teräsvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford, Oxford University Press.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Howitt, P. (1994), "Fisher Effect", *New Palgrave Dictionary of Money & Finance*, Londres, Macmillan Press.
- Jalil, M., y L. F. Melo (2000), Una relación no lineal entre inflación y los medios de pago, *Borradores de Economía*, núm. 145, Banco de la República.
- Jorion, P., y F. Mishkin (1991), "A Multi-Country Comparison of Term Structure Forecast at Long Horizons", NBER Working Paper Series, núm. 3574.
- Mishkin, F. (1990a), "What Does The Term Structure Tells Us About Future Inflation?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 25, núm. 1.
- (1990b), "The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, núm. 3.
- (1991), "A Multi-Country Study of the Information in the Shorter Maturity Term Structure about Future Inflation", *Journal of International Money and Finance*, núm. 10.
- (1995), "An Empirical Examination of The Fisher effect in Australia", *NBER Working Paper Series*; núm. 5080.
- Quarterly Bulletin (1999), "Monetary Policy and the yield curve", Bank of England.
- Reveiz, A., C. Mera y J. M. Julio (2002), "La curva spot (cero cupón) estimación con splines cúbicos suavizados", Banco de la República, *Borradores de Economía*, 213.
- Rey, M. (2005), "La hipótesis de expectativas en la estructura a plazo de las tasas de interés: Una estimación para Colombia", tesis para optar al título de maestría, Universidad del Rosario.
- Sargent, T. J. (1987), *Dynamic Macroeconomic Theory*, Londres, Harvard University Press.
- Schich, S. (1999), "The Information Content of the German Term Structure Regarding Inflation", *Applied Financial Economics*, vol. 9, núm. 4.
- Summers, L. (1984), "The Nonadjustment of Nominal Interest Rate: a Study of the Fisher Effect", J. Tobin (comp.), *Macroeconomics, Prices and Quantities: Essays in Memory of Arthur Okun*, Washington, The Brookings Institution.
- Teräsvirta, T. (1994), "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 89, núm. 425.
- Teräsvirta, T. (1998), "Deriving Agents Inflation Forecasts from the Term Structure of Interest Rates", Working Paper 95-1, Bank of Canada.

Van Dijk, D., T. Teräsvirta y P. H. Franses (2002), "Smooth Transition Autoregressive Models-A Survey of Recent Developments", *Econometric Review*, 21, pp. 1-47.