



BANCO DE LA REPUBLICA
Gerencia Técnica
Unidad de Estudios Económicos

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 los cambios de régimen inflacionario en Colombia durante los últimos años nos permiten examinar la hipótesis de linealidad para los diferenciales esperados de inflación entre 6 y 12 meses adelantados suponiendo cuatro mecanismos de formación de expectativas sobre la inflación total futura: expectativas racionales, autorregresivas, estáticas y adaptativas. El primero de ellos se utiliza también para tres definiciones de inflación básica corrientemente empleadas por el Banco de la República. Se emplean dos conjuntos de información para examinar la hipótesis de la existencia del efecto Fisher: el IRTES y la curva cero cupón. Solamente para la inflación total y dos definiciones de inflación básica se pudo rechazar la hipótesis de linealidad. Sin embargo, siempre que se usa la IRTES los resultados son los que predice la teoría en signo y significancia. El contenido informativo es sensible al mecanismo de expectativas y al conjunto de información utilizado para construir el spread de tasas de interés.

Clasificación JEL: E43, E31, E32, H60

Palabras clave: estructura a plazo, tasas de interés, ecuación de Fisher, prima de riesgo, regímenes inflacionarios.

* Investigador de la Unidad de Estudios Económicos de la Gerencia Técnica y Profesional en Inflación de la Unidad de Programación Macroeconómica e Inflación, respectivamente. Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradecen las sugerencias de José Leibovich, Carlos Esteban Posada y Hernando Vargas y de los asistentes al Seminario de Economía del Banco de la República en Medellín. Los errores son únicamente de los autores.

1. Introducción

El diseño y la implementación de la política monetaria requieren del mejor conocimiento de las autoridades sobre las condiciones económicas reinantes así como de la forma en que las medidas de política están afectando dichas condiciones. Sin embargo, observar el efecto de sus decisiones sobre el ambiente económico es bastante difícil en el corto plazo, dado que estas solo actúan completamente pasado algún tiempo. En este sentido, el objetivo de este trabajo es profundizar un poco más sobre el contenido informativo que puede tener la curva de rendimientos sobre las expectativas de inflación del público, una variable fundamental no solo para la estrategia de inflación objetivo sino también para las decisiones de los agentes y la valoración de activos que estos realizan.

Descifrar el contenido informativo de la curva suele ser una tarea difícil; sin embargo, ya existe algún acuerdo sobre el 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 elevado y viceversa. Por otro lado, el tramo medio de la curva refleja las expectativas de inflación en el mediano plazo y, por lo tanto, los objetivos de la autoridad monetaria, cambios esperados en su postura y tasas de retorno reales explicadas por el ciclo o por cambios en la tendencia de crecimiento¹. El tramo largo es influenciado 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 inflación².

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 exhibiendo información sobre las expectativas de inflación?; *ii*) dado que a finales de la década pasada 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 son muchas las

¹ 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.

² Este tipo de asociaciones sobre el contenido informativo de la curva no está exento de hechos como los recientemente ocurridos en América Latina donde la curva parece tener un exceso de sensibilidad a la aparición de noticias macroeconómicas sobre 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).

preguntas que no puede responder ya que, por ejemplo, no se intenta verificar cuál es el mecanismo más probable mediante el cual los agentes se forman sus expectativas sobre inflación en Colombia.

El trabajo de Arango y Arosemena (2003) presentó evidencia 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 (1990 a, 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 (ver Ang y Bekaert, 2004).

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 futura³, fenómeno éste que se conoce como “efecto Fisher”⁴. 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 literatura sobre la verificación de la hipótesis de Fisher para economías desarrolladas es abundante. Los hallazgos de Mishkin (1990 a, b), Mishkin (1991), Jorion y Mishkin (1991), Day y Lange (1997), Schich (1999), Castellanos y Camero (2002) y Ang y Bekaert (2004), entre otros, constituyen evidencia a favor del contenido informativo de la curva de rendimientos, en sus tramos largo y corto, sobre las expectativas de inflación⁵. Mishkin (1995) analizó el efecto Fisher para Australia en los plazos corto y largo y concluyó que existe un efecto Fisher de largo plazo mientras que la evidencia no permitió aceptar esta hipótesis 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 incluyendo la prima de riesgo inflacionario. Los autores

³ Manteniendo 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.

⁴ La ecuación de Fisher ha sido una de las herramientas analíticas más utilizadas 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).

⁵ Lawrence Summers (1983) concluyó que antes de la segunda guerra mundial la inflación no tuvo ningún impacto sobre las tasas de interés. Sin embargo, muestra evidencia de que durante el período de post-guerra existió una respuesta significativa de la tasa de interés a la inflación, aunque no en la magnitud que predice la teoría.

concluyen que los cambios de inflación esperada explican el 80% de la variación del *spread*⁶ nominal en el corto y largo plazos; durante períodos de tiempo 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 evidencia sobre 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 también explorar el efecto que puede tener el estudio de una definición más amplia de la ecuación de Fisher que incluya explícitamente dicha prima. Como se verá, más adelante, esta extensión nos sugiere la utilización de un modelo no-lineal para inferir el contenido informativo del *spread* de las tasas de interés sobre las expectativas de inflación.

De igual manera, el cambio en el régimen inflacionario dado entre el final de la década pasada y el principio de ésta 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) que supone que la variable dependiente sigue un proceso estacionario el cual permite un movimiento suave entre dos regímenes.

Los resultados muestran que para las expectativas de inflación total (*ITD*) y de las inflaciones básicas que excluyen alimentos -*IBD*- y alimentos, servicios públicos y combustibles -*ISCD*, el contenido informativo del *spread* es significativo y tiene el signo que predice la teoría. Estas tres variables, para las cuales se rechazó la hipótesis de linealidad, tienen la particularidad de que el mecanismo de formación de expectativas mira hacia adelante (*forward looking*) y los coeficientes de aversión al riesgo están entre los más altos de cuantos se estiman en este trabajo. Para las demás definiciones de inflación y mecanismos de expectativas, la hipótesis de linealidad no pudo ser rechazada pero aún así se encuentra un efecto Fisher de magnitud importante. Los resultados con la curva cero cupón sugieren un signo diferente.

Este documento se desarrolla de la siguiente manera. La sección 1 es esta introducción. La sección 2 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

⁶ Se define como la diferencia en retorno de 2 títulos que tienen el mismo riesgo emisor y que solo difieren en su período de vencimiento.

incluida en la ecuación a estimar, la cual relaciona la curva de rendimientos con el cambio en las expectativas de inflación. La sección 3 describe los datos utilizados en la estimación. La sección 4 da una breve explicación de la metodología econométrica utilizada para la estimación del modelo no lineal y discute los resultados. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones.

2. Efecto Fisher y tramo corto de la curva de rendimientos

Usualmente, la ecuación de Fisher se presenta de la siguiente forma:

$$i_t = r_t + E_t \pi_t \quad (1)$$

donde i_t y r_t son las tasas de interés nominal y real, respectivamente, para activos colocados entre t y $t+1$; π_t representa la inflación acumulada entre t y $t+1$ y E_t es el operador de expectativas. En consecuencia, el efecto Fisher 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 de inflación, por lo que su uso puede inducir algunos sesgos. Con la inclusión de dicha prima la ecuación se puede escribir como⁷:

$$(1 + i_t)^{-1} = (1 + r_t)^{-1} E_t(p_t/p_{t+1}) + \beta Cov(u'(c_{t+1})/u'(c_t), p_t/p_{t+1}) \quad (2)$$

siendo p_t los precios, $u'(c)$ la utilidad marginal del consumo, $Cov(\cdot)$ la covarianza y β el factor de descuento⁸. Esta covarianza se espera que sea negativa ya que el consumo crecerá ($c_{t+1}/c_t > 1 \Rightarrow u'(c_{t+1})/u'(c_t) < 1$) 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/p_{t+1} . 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 convertiría en (1). Esto puede ocurrir siempre que los agentes no tengan incertidumbre sobre el nivel de precios 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 vamos a considerar ex-ante que dicho componente de la ecuación de Fisher es igual a 0.

⁷ Sargent (1987, capítulo 5) desarrolla microfundamentos para la ecuación de Fisher; véase también Ang y Bekaert, (2004).

⁸ 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 $E_t(z_1 z_2) = E_t z_1 E_t z_2 + Cov_t(z_1 z_2)$.

Suponiendo que los agentes tienen una función de utilidad como:

$$u(c, \eta) = \begin{cases} \frac{c^{1-\eta} - 1}{1-\eta} & \eta > 0, \quad \eta \neq 1 \\ \ln c & \eta = 1 \end{cases}$$

y utilizando la ecuación de *Euler* de un problema típico de agente representativo:

$$1 = \beta(1+r_t)E_t \left[\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right]$$

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

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

siendo $\bar{K}^{t,t+1} = Cov(c_t^\eta / c_{t+1}^\eta, p_t / p_{t+1})$, la cual suponemos constante entre t y $t+1$. Asumiendo que $(c_t^\eta / c_{t+1}^\eta)$ y (p_t / p_{t+1}) se distribuyen *log normal*⁹ y después de alguna manipulación algebraica, la ecuación (3) se puede escribir como:

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

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:

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

siendo $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2)$.

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

$$E_t \pi_{t+m} - E_t \pi_{t+n} \equiv \Delta E_t \pi_{m,n} = B + \Delta i_{m,n} - \eta \Delta c_{m,n} + [\lambda F(\Delta i; \alpha)] + u_{m,n} \quad (5)$$

donde $\Delta i_{m,n}$ es el *spread* de las tasas de interés el cual se calcula como $i_t^m - i_t^n$ donde i_t^m es el retorno de un activo entre t y $t+m$ y i_t^n es el retorno entre t y $t+n$ y B es:

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

⁹ Si x es una variable *lognormal*, entonces: $E|x| = e^{\mu + \sigma^2/2}$ donde $\mu = E|\ln x|$ y $\sigma^2 = \text{var}(\ln x)$.

El tener como variable explicada un proceso no observable, como en la ecuación (5), introduce algunas particularidades al problema. Para avanzar sobre este punto y debido a la falta de evidencia sobre el tipo de expectativas que tienen los agentes en Colombia sobre la inflación, la variable $E_t \pi_t^m - E_t \pi_t^n$ se estima suponiendo cuatro mecanismos diferentes de formación de expectativas. El primer mecanismo supone expectativas racionales en el sentido de que lo observado era lo que se predecía, excepto por perturbaciones no previstas (En lo que sigue a esta serie de expectativas la vamos a identificar por *FL*). En este caso, la ecuación (5) se puede escribir como:

$$\Delta \pi_{m,n} = B + \Delta i_{m,n} - \eta \Delta c_{m,n} + [\lambda F(\Delta i; \alpha)] + \zeta_{m,n} \quad (5')$$

donde $\zeta_{m,n} \sim i.i.d. (0, \sigma_\zeta^2)$.

El segundo mecanismo utilizado para predecir la inflación es un modelo autorregresivo de orden 18 (*AR*, en lo que sigue); el tercer método de formación de expectativas supone que el diferencial de inflación $\pi_t^{12} - \pi_t^6$ que se va a presentar en $t+1$ es el mismo que se presentó en el período t ; es decir, $E_t x_{t+1} = x_t$, (será identificado como *EST*, en lo que sigue)¹⁰; y, finalmente, suponemos un mecanismo de expectativas adaptativas el cual opera como:

$$E_t x_{t+1} = \nu x_t + (1-\nu)E_{t-1}x_t; \quad 0 \leq \nu \leq 1 \quad (6)$$

que, igualmente, se puede expresar como un modelo de *media móvil ponderado exponencialmente*; esto es: $E_t x_{t+1} = \nu \sum_{i=1}^{\infty} (1-\nu)^{i-1} x_{t-i}$, y que en lo sucesivo identificaremos como *ADAP*. El parámetro ν se dejó variar entre 0.1 y 0.9. Cuando $\nu=1$, se obtiene el mecanismo *EST*.

El término $[\lambda F(\Delta i; \alpha)]$ en la ecuación (5) introduce un comportamiento no lineal al modelo. Dicho elemento es generado por el término $\ln[1 - \beta \bar{K}^{t,t+1} (1+i_t)]$ 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 período muestral: hasta comienzos de 1999 Colombia experimentó niveles de inflación altos o moderadamente altos, pero desde mediados de ese mismo año la inflación se ubicó en un dígito y desde entonces se ha mantenido en niveles que claramente corresponden a otro régimen de inflación (Figura 1). Estas no-linealidades se abordan

¹⁰ Este mecanismo de pronóstico puede asociarse también con un paseo aleatorio.

utilizando el enfoque de Granger y Teräsvirta (1993) y Teräsvirta (1994, 1998), del cual se hace un bosquejo en la sección 4.

3. Datos para Colombia

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 período. Se utilizan dos conjuntos de información para las tasas de interés. El primero constituido por las tasas de retorno del *IRTES*¹¹ para el período 1995:05 - 2005:04 y el segundo por las tasas de interés cero cupón para el período 2000:09–2004:11, construidas con base en las negociaciones realizadas a través del *SEN*¹².

Figura 1. Inflación anual (IPC)



Fuente: División de Inflación Banco de la República – DANE.

Para calcular el *spread* de las tasas de interés, $\Delta i_{m,n} = i_t^m - i_t^n$, 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 Figura 2 se observa el *spread* analizado $i_t^{12} - i_t^6$.

Utilizamos la notación π_t^m y π_t^n para identificar las tasas de inflación acumuladas entre t y $t+m$ y entre t y $t+n$, respectivamente¹³. En la Figura 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. En la Figura 4, por su parte,

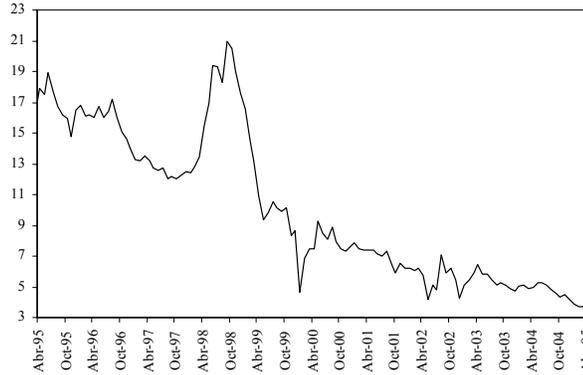
¹¹ Índice de rentabilidad de los *TES* transados a través del *Mercado Electrónico Nacional, MEC*, de la Bolsa de Valores de Colombia. En el apéndice se incluye una descripción breve del *MEC*.

¹² *SEN* es el Sistema Electrónico de Negociación el cual es, igualmente, reseñado en el apéndice.

¹³ La inflación entre t y $t+m$ fue calculada como $\pi_t^m = [(IPC_{t+m} / IPC_t) - 1]$.

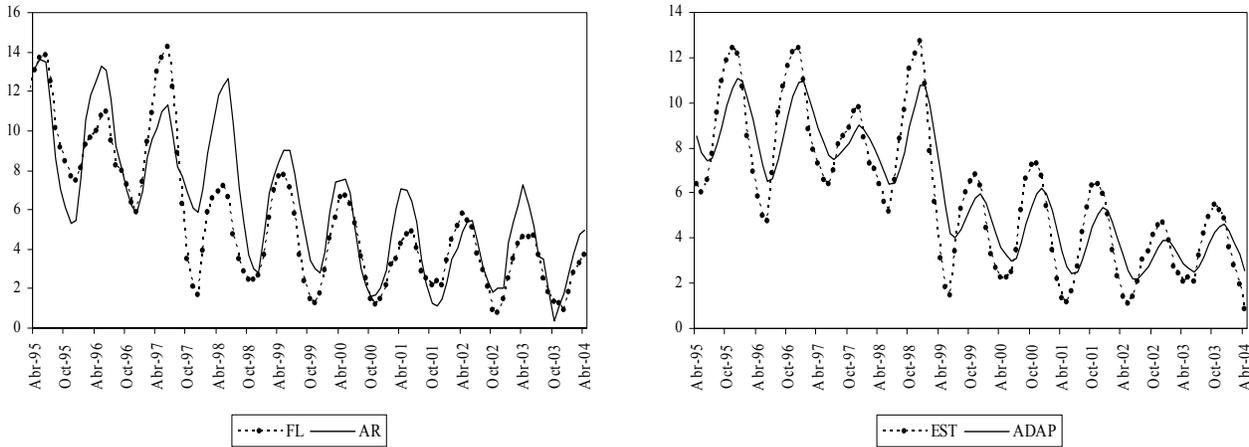
aparecen los diferenciales de expectativas de inflación total (*ITD*) y las básicas (*IBD*, *ISCD*, e *IND*) todas formados mediante el mecanismo *FL*. Pese a la consideración de estas definiciones de inflación básica, este trabajo se concentra, por razones lógicas en *ITD*.

Figura 2. Spread de tasas de interés del *IRTES* entre 6 y 12 meses adelante



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

Figura 3. Diferencial de expectativas de inflación total (*ITD*) entre 6 y 12 meses adelante

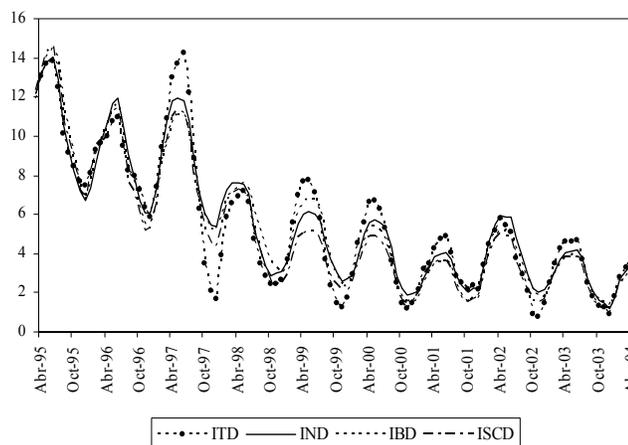


Nota: La serie ADAP que se presenta corresponde a $U=0.3$.
Fuente: Cálculos de los autores - DANE

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 (Figura 5). La razón para utilizar esta *proxy* es su disponibilidad en frecuencia mensual.

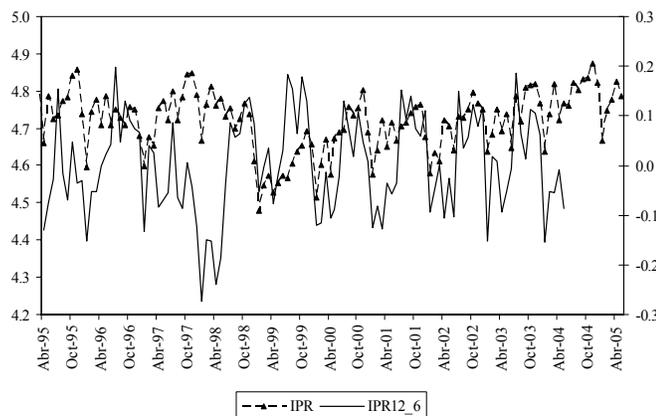
Para el segundo ejercicio se utilizaron las tasas de interés cero cupón calculadas por Rey (2005) para el período 2000:09 – 2004:11¹⁴ (Figura 6). En este caso se utilizaron igualmente los diferenciales de tasas de interés $i_t^{12} - i_t^6$ y diferenciales de inflación derivados de los distintos mecanismos de formación de expectativas.

Figura 4. Diferencial de expectativas de inflación entre 6 y 12 meses adelante con mecanismo FL



Fuente: Cálculos de los autores. División de Inflación Banco de la República - DANE.

Figura 5. Diferencial del índice de producción industrial



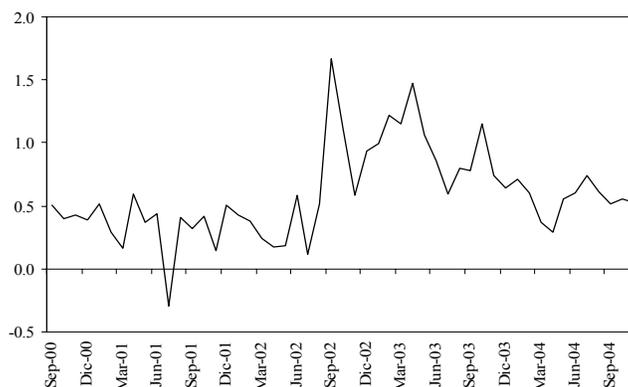
Fuente: Cálculos de los autores. División de Estadística Banco de la República - DANE.

Las pruebas de estacionaridad, basadas en los procedimientos *KPSS* y *ADF*, realizadas para las distintas series en el período muestral 1995:04-2004:04, en el cual se utiliza la *IRTES*,

¹⁴ En este caso el ejercicio es lineal ya que la muestra está solamente para el régimen de inflación bajo. Agradecemos a Manuel Rey habernos cedido la serie de tasa cero-cupón utilizada por primera vez en Rey (2005).

sugieren que tanto el *spread* de tasas de interés como los diferentes mecanismos de expectativas y la producción industrial son estacionarias. También se encontró evidencia de estacionaridad para el *spread* de tasas de interés cero cupón durante el período 2000:09-2004:11.

Figura 6. *Spread* de las tasas cero cupón entre 12 y 6 meses adelante



Fuente: Rey (2005)

4. Regímenes de inflación y estrategia empírica

Como ya se dijo, hasta comienzos de 1999 Colombia experimentó niveles de inflación altos o moderadamente altos. Posteriormente, la inflación se cifró en un dígito y desde entonces se ha mantenido en niveles que claramente corresponden a otro régimen de inflación (ver Figura 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 sobre el contenido informativo del *spread*, utilizando el enfoque de Granger y Teräsvirta (1993) y Teräsvirta (1994, 1998)¹⁵.

En forma breve, esta clase de modelos suponen que un proceso estacionario se mueve suavemente entre dos regímenes en lugar de pasar en forma brusca 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:

$$x_t = \phi' w_t + [\theta_1 F(s_{i,t}; \alpha)]' z_t + u_t \quad (7)$$

donde x_t es la variable dependiente, $w_t = (w_{1,t}, \dots, w_{K,t})$ es un vector de K regresores multiplicado por un vector de parámetros constantes ϕ , $z_t = (z_{1,t}, \dots, z_{M,t})$ es un vector de M regresores,

¹⁵ Las aplicaciones de esta metodología son abundantes. Para una revisión de literatura véase van Dijk y otros, (2002).

$s_t = (s_{1,t}, \dots, s_{L,t})$ es un vector $(L \times 1)$ que podría contener elementos de w_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 α .

La ecuación (7) constituye la contra-parte empírica de (5). Por lo tanto, al segundo término del lado derecho de (7) le corresponde $[\lambda F(\Delta i; \alpha)]$ de la ecuación (5), donde la variable de transición son los rezagos de $\Delta E_t \pi_{m,n}$ 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 $\theta_1 F(s_{i,t}; \alpha)$ dependerá de los valores de las variables del vector de transición, s_t , que en nuestro caso serán los rezagos de $\Delta E_t \pi_{m,n}$. La función de transición puede ser parametrizada como una función logística:

$$F(s_t; \alpha) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c) / \sigma_{s_t}\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (8)$$

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

$$F(s_t; \alpha) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2 / \sigma_{s_t}^2\}, \quad \gamma > 0 \quad (9)$$

La hipótesis nula $H_0: \gamma = 0$ corresponde al caso de linealidad. Detalles de la verificación de la hipótesis de linealidad, escogencia del modelo y de la estimación propiamente dicha se encuentran en Teräsvirta (1998) y van Dijk, Teräsvirta y Franses (2002).

4.1. Los casos de no linealidad

La hipótesis de linealidad fue rechazada para los diferenciales de expectativas, generadas con el mecanismo *FL*, de la inflación total (*ITD*) y las inflaciones básicas que excluyen alimentos (*IBD*), y servicios públicos, combustibles y alimentos (*ISCD*)¹⁶. Teóricamente, esto significa que el término $\ln[1 - \beta \bar{K}^{t,t+1}(1 + i_t)]$ de la ecuación (4) es distinto de cero en el modelo de expectativas racionales para *ITD*, *IBD* e *ISCD*; en otras palabras, suponiendo que las personas no creen que el mundo se acaba mañana ($\beta \neq 0$), el coeficiente asociado a la prima de riesgo es diferente de cero. Para la inflación núcleo *-IND-* la hipótesis de linealidad no fue rechazada así como no lo fue para las expectativas formadas mediante los mecanismos *AR*, *EST* y *ADAP* de inflación total, *ITD*.

¹⁶ Esto es evidencia de que los agentes pueden esperar un cambio de régimen solo bajo expectativas racionales.

Para los tres diferenciales de expectativas de inflación, en los cuales se encontró evidencia de no-linealidad, se ajustaron modelos de tipo *LSTR*, como lo sugieren las pruebas. Para las expectativas del cambio de *ITD* entre 6 y 12 meses adelante, los resultados (Tabla 1) muestran que el *spread* de tasas de interés contiene información sobre las expectativas de inflación, aunque el coeficiente estimado ($\hat{\phi}_1=0.1055$) es inferior a lo que predice la teoría. Dado el valor del coeficiente de aversión al riesgo estimado $\hat{\eta}=0.0645$, el 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 ($\hat{\theta}_1=0.6504$). Lo que estamos señalando es que, dado el mecanismo de expectativas, se estima un coeficiente de aversión al riesgo que no es despreciable y que permite 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 alta.

Tabla 1. Modelo *LSTR* para diferencial 12-6 de expectativas de inflación *ITD* formadas mediante mecanismo *FL*

	Coeficiente	Error estándar*
Parte lineal		
Constante	0.0280	0.0045
<i>Spread</i>	0.1055	0.0472
<i>IPR</i>	-0.0645	0.0162
Parte no lineal		
Constante	-0.0551	0.0174
$\hat{\gamma}$	155.70	0.0203
\hat{c}	0.0742	0.0000
<i>Spread</i>	0.6504	0.1284
Log verosimilitud: 319.011; <i>AIC</i> : -8.3243; <i>SBIC</i> : -7.8304; 1000*Varianza del residuo: 0.2058; R^2 : 0.8557; Error estándar del residuo: 0.0143; Razón de varianzas: (no lineal / lineal): 0.2768; Prueba de normalidad de Jarque-Bera: Estadístico: 0.9536, <i>p</i> -valor: 0.6208		

Notación: 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 *dummy* para alcanzar normalidad en los errores. *Errores Newey-West¹⁷

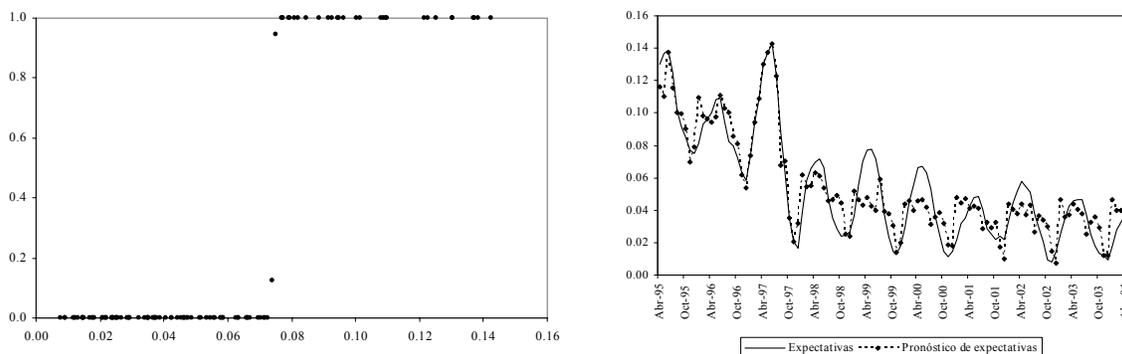
¹⁷ Se agradece a Munir Jalil y Andrés Gonzalez el desarrollo y codificación de la corrección Newey-West para los modelos no lineales de este trabajo.

La suma de los dos coeficientes vinculados al *spread*, $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\theta}_1$ ($0.1055+0.6504= 0.7559$), permite sugerir un alto contenido informativo en esta variable sobre las expectativas de *ITD*. De nuevo, el coeficiente estimado de aversión al riesgo, que tiene el signo que predice el modelo de la ecuación (5), $\hat{\eta}= 0.0645$ sugiere que a 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 de la Tabla 1 y teniendo en cuenta el cambio de régimen inflacionario registrado en Colombia a finales de los noventa y consolidado en lo transcurrido de la presente década, el *spread* de tasas de interés entre 6 y 12 meses adelante continua arrojando información sobre el cambio en las expectativas formadas mediante un mecanismo *FL* para ese mismo plazo. Si Colombia continúa en el régimen bajo, muy posiblemente, la prima de riesgo dejará de ser significativa. Recuérdese que, bajo nuestra interpretación, la prima de riesgo aparece cuando el agente espera algún cambio en el régimen de inflación.

La Figura 7 presenta la función de transición (panel A) que corresponde a los valores estimados $\hat{\gamma}$ ($=155.70$) y \hat{c} ($=0.0742$) de la Tabla 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 que entre a operar la no-linealidad: cuando la variable se ubica muy cerca del umbral \hat{c} , la función toma valores entre 0 y 1 (en la transición); cuando toma valores que se alejan, por debajo (encima) del umbral en 0.015 o más la función toma valores de 0 (1). El panel B de la Figura 7 muestra el pronóstico dentro de muestra de las expectativas utilizando únicamente las variables que sugiere nuestro modelo. El ajuste es $R^2: 0.8557$.

Figura 7. Función de transición y pronóstico de expectativas *FL* de inflación total
A. Función de transición **B. Pronóstico de expectativas**



La evidencia sugiere que el cambio de régimen inflacionario en Colombia se produjo cuando la inflación semestral se volvió menor a 7%. Desde que eso ha ocurrido en forma 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 $\hat{\gamma}$ con la cual la variable pasó de un régimen a otro es bastante alta.

Los resultados encontrados para las expectativas de la inflación sin alimentos *-IBD-* son tan auspiciosos como los encontrados para las expectativas de inflación total *ITD* 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 (Tabla 2) indican que el *spread* de tasas de interés contribuye a predecir las expectativas de inflación de la forma esperada. En el régimen bajo, el valor estimado es de 0.1972 mientras que el valor asociado a la prima de riesgo inflacionario es $\hat{\theta}_1=1.2641$ y el contenido informativo conjunto de 1.4613, $\hat{\phi}_1 + \hat{\theta}_1$, (=0.1972+1.2641), El coeficiente estimado de aversión al riesgo asociado a las tasas de interés reales se estimó en $\hat{\eta}=0.0714$.

La Figura 8 muestra la función de transición (panel A) y los pronósticos dentro de muestra de las expectativas del diferencial de inflación básica junto con el valor “observado” de dichas expectativas (panel B). Según los datos de la Tabla 2, la velocidad con la cual el modelo realiza el cambio del régimen alto al bajo es de 25.2535 ($=\hat{\gamma}$), y el umbral de 0.0779 (\hat{c}), bastante cercano al de la inflación total que fue de 0.0742 (ver Tabla 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 el panel A, cuando la variable de transición se ubica cerca al umbral \hat{c} , la función toma valores entre 0 y 1 y cuando toma valores que se alejan en 0.02 o más de dicho umbral, la función toma valores de 0 ó 1. El panel 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 sobre el cambio en las expectativas de inflación entre 6 y 12 meses adelante ($\hat{\phi}_1=0.1187$), el coeficiente asociado a la prima de riesgo, dado el nivel importante de aversión al riesgo $\hat{\eta}=0.1075$, es de $\hat{\theta}_1=0.9709$, de manera que el contenido total de información de los *spreads* ($\hat{\phi}_1 + \hat{\theta}_1$) es 1.0896 (Tabla 3).

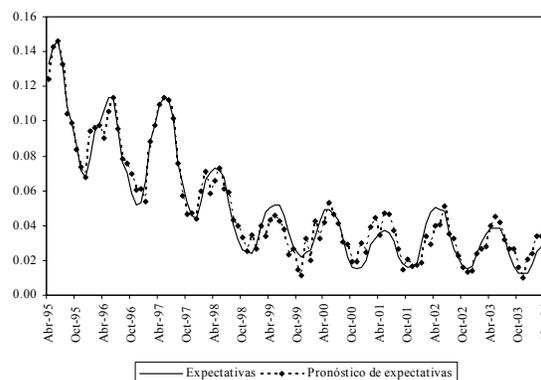
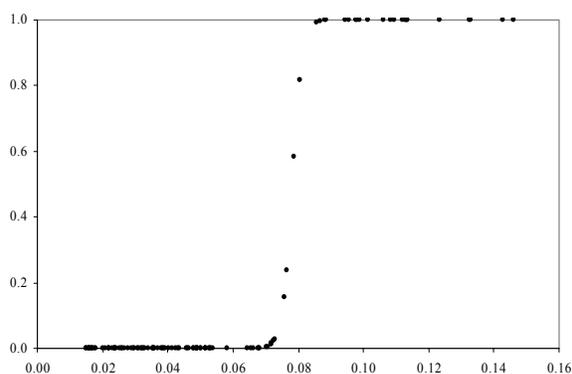
transición y un umbral \hat{c} , de 0.0782. Como se observa en el Panel A, la transición del régimen bajo al régimen alto es algo menos brusca que en el caso de *IBD*. Así, cuando la variable de transición se ubica cerca al umbral \hat{c} , la función toma valores entre 0 y 1, y cuando toma valores que se alejan del umbral en 0.02 o más toma valores de 0 ó 1.

Tabla 3. Modelo *LSTR* para diferencial 12-6 de expectativas de inflación básica *ISCD* formadas mediante mecanismo *FL*

	Coefficiente	Error estándar*
Parte lineal		
Constante	0.0239	0.0025
<i>Spread</i>	0.1187	0.0239
<i>IPR</i>	-0.1075	0.0125
Parte no lineal		
Constante	-0.1064	0.0147
$\hat{\gamma}$	22.5662	8.6094
\hat{c}	0.0782	0.0009
<i>Spread</i>	0.9709	0.0998
Log verosimilitud: 389.766; <i>AIC</i> : -9.4941; <i>SBIC</i> : -8.8274; 1000*Varianza del residuo: 0.0609; R^2 : 0.9565; Error estándar del residuo: 0.0078; Razón de varianzas: (no lineal / lineal): 0.1086; Prueba de normalidad de Jarque-Bera: Estadístico: 1.2467, <i>p</i> -valor: 0.5362.		

Notación: Variable dependiente = diferencial 12-6 de expectativas de inflación básica *IBD* formadas mediante mecanismo *FL*; variable de transición = γ_0 . 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 *dummy* para alcanzar normalidad en los errores. *Errores Newey-West.

Figura 9. Función de transición y pronóstico de expectativas *FL* de *ISCD*



4.2. Los casos lineales

La hipótesis de linealidad no pudo ser rechazada para las expectativas de inflación total (*ITD*) con los mecanismos de formación de expectativas *AR*, *EST* y *ADAP*, ni para las expectativas de inflación básica *IND* formadas con el mecanismo *FL*. En el caso lineal la ecuación estimada es:

$$\Delta E_t \pi_{m,n} = B + \Delta i_{m,n} - \eta \Delta c_{m,n} + u_{m,n} \quad (10)$$

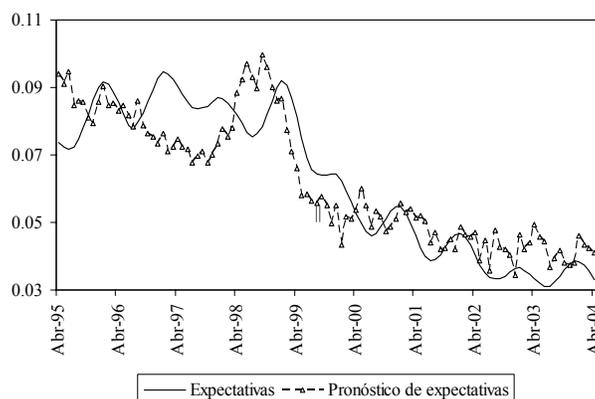
debido a que el término no lineal, explicado por la prima de riesgo, desaparece. Los resultados de las estimaciones que aparecen en la Tabla 4 aún sugieren la existencia de una capacidad altamente informativa del *spread* de las tasas de interés en el sentido adecuado. En términos generales, el efecto está entre 0.38 y 0.47 y el coeficiente de aversión al riesgo bastante reducido (de allí que $\bar{K}^{n,m} \approx 0$) pero significativo en, por lo menos, la mitad de los casos.

Tabla 4. Estimación del diferencial de expectativas de inflación

	Constante	<i>Spread</i>	<i>IPR</i>	R ²
Modelos de inflación total (<i>ITD</i>)				
<i>AR</i>	0.0142 (0.0085)	0.4536 (0.0967)	-0.0983 (0.0266)	0.5152
<i>EST</i>	0.0085 (0.0044)	0.4745 (0.0431)	0.0365 (0.0194)	0.5246
<i>ADAP</i> ($\nu=0.1$)	0.0220 (0.0054)	0.3809 (0.0487)	-0.0310 (0.0097)	0.7536
<i>ADAP</i> ($\nu=0.2$)	0.0150 (0.0047)	0.4359 (0.0497)	-0.0398 (0.0085)	0.7468
<i>ADAP</i> ($\nu=0.3$)	0.01352 (0.0044)	0.4423 (0.0482)	-0.0371 (0.0108)	0.6752
<i>ADAP</i> ($\nu=0.4$)	0.0125 (0.0044)	0.4461 (0.0474)	-0.0272 (0.0132)	0.6093
<i>ADAP</i> ($\nu=0.5$)	0.0117 (0.0044)	0.4509 (0.0468)	-0.0144 (0.0151)	0.5644
<i>ADAP</i> ($\nu=0.6$)	0.0109 (0.0045)	0.4563 (0.0462)	-0.0014 (0.0165)	0.5388
<i>ADAP</i> ($\nu=0.7$)	0.0101 (0.0045)	0.4617 (0.0454)	0.0103 (0.0176)	0.5264
<i>ADAP</i> ($\nu=0.8$)	0.0095 (0.0044)	0.4665 (0.0446)	0.0205 (0.0184)	0.5219
<i>ADAP</i> ($\nu=0.9$)	0.0089 (0.0044)	0.4708 (0.0438)	0.0291 (0.0190)	0.5220
Modelos de inflación básica (<i>IND</i>)				
<i>IND</i>	0.0102 (0.0120)	0.4262 (0.1510)	-0.0594 (0.0247)	0.4575

Notación: 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 ν ; *IPR* = diferencial 12-6 del índice de producción industrial; *spread*= diferencial 12-6 de las tasas de interés nominales (*IRTES*); *IND* = inflación núcleo. Errores estándar Newey-West entre paréntesis.

Figura 10. Pronóstico de expectativas $ADAP=0.1$



Nota: la estimación incluye algunas *dummies* estacionales y de fechas particulares.

Es natural entonces pensar en las implicaciones que tiene el hallazgo de que los procesos de expectativas exógenas (*backward looking*) sean lineales. ¿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?.

En relación con la primera pregunta, dado el carácter de los mecanismos de expectativas de inflación total *ITD* y estar tan lejos de un estado estacionario o de inflación de largo plazo, esta posibilidad podría descartarse. Sobre la segunda y tercera preguntas se puede señalar lo siguiente: si bien los agentes tienen alguna aversión al riesgo, esta 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 en los casos de *ITD* y las inflaciones básicas bajo el mecanismo *FL*. La Figura 10 presenta la predicción dentro de muestra del modelo de expectativas adaptativas con $\nu=0.1$ que es el que exhibe el R^2 más alto.

Un segundo ejercicio se llevó a cabo utilizando las tasas de interés cero cupón calculadas por Rey (2005) para el período 2000:09 – 2004:11. En este caso, dado que la muestra corresponde sólo al régimen de inflación baja, se realizó una estimación lineal. La Tabla 5 presenta los resultados de las estimaciones lineales de las expectativas de inflación total.

Con el *spread* calculado a partir de la curva cero cupón los resultados son bastante diferentes a los que se derivan del *IRTES*. A pesar de que se revela un 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 es creíble durante el período muestral o de que se espera un crecimiento económico importante en el futuro cercano. Llama la atención que los coeficientes estimados de aversión al riesgo sean tan pequeños y tan poco significativos.

Tabla 5. Estimación del diferencial de expectativas de inflación con la curva cero cupón

<i>Mecanismo de expectativas</i>	<i>Constante</i>	<i>Spread</i>	<i>IPR</i>	<i>R²</i>	<i>Spread (IRTES)</i>
<i>Expectativas de inflación total (ITD)</i>					
<i>FL</i>	0.0362 (0.0049)	-0.8417 (0.5905)	-0.0643 (0.0178)	0.2240	0.3389 (0.2205)
<i>AR</i>	0.0390 (0.0038)	-0.1934 (0.7185)	-0.1030 (0.0128)	0.2420	0.3391 (0.1791)
<i>EST</i>	0.0356 (0.0051)	0.0867 (0.5090)	0.0802 (0.0161)	0.1551	0.2795 (0.1594)
<i>ADAP (v=0.1)</i>	0.0449 (0.0029)	-0.8111 (0.2240)	-0.0170 (0.0083)	0.2570	0.3944 (0.0468)
<i>ADAP (v=0.2)</i>	0.0418 (0.0029)	-0.6150 (0.2448)	-0.0188 (0.0093)	0.1131	0.2169 (0.0726)
<i>ADAP (v=0.3)</i>	0.04051 (0.0035)	-0.4442 (0.3221)	-0.0100 (0.0101)	0.0295	0.1696 (0.1067)
<i>ADAP (v=0.4)</i>	0.0393 (0.0041)	-0.2841 (0.3885)	0.0053 (0.0105)	0.0082	0.1632 (0.1306)
<i>ADAP (v=0.5)</i>	0.0383 (0.0045)	-0.1567 (0.4365)	0.0225 (0.0111)	0.0203	0.1750 (0.1459)
<i>ADAP (v=0.6)</i>	0.0374 (0.0047)	-0.0646 (0.4684)	0.0385 (0.0122)	0.0464	0.1951 (0.1545)
<i>ADAP (v=0.7)</i>	0.0368 (0.0049)	-0.0012 (0.4883)	0.0522 (0.0134)	0.0763	0.2178 (0.1588)
<i>ADAP (v=0.8)</i>	0.0363 (0.0050)	0.0410 (0.4999)	0.0634 (0.0144)	0.1052	0.2402 (0.1603)
<i>ADAP (v=0.9)</i>	0.0359 (0.0050)	0.0689 (0.5061)	0.0726 (0.0153)	0.1315	0.2609 (0.1603)
<i>Inflaciones básicas con mecanismo FL</i>					
<i>IBD</i>	0.0315 (0.0046)	-0.4381 (0.4445)	-0.0387 (0.0171)	0.1180	
<i>ISCD</i>	0.0310 (0.0041)	-0.5482 (0.4345)	-0.0536 (0.0155)	0.2276	
<i>IND</i>	0.0364 (0.0053)	-0.7369 (0.4878)	-0.0411 (0.0186)	0.1422	

Notación: 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.

En cualquier caso debe señalarse que estos resultados pueden ser sensibles al método de estimación de la curva cero cupón¹⁸, al período muestral de análisis y a la fracción de la muestra

¹⁸ Se utilizó el método de *splines* cúbicos suavizados con la implementación que hicieron de este método para el Banco de la República Reveiz, Mera y Julio, (2002).

(*SEN*) utilizada. Para verificar el ejercicio anterior se corrieron, para un período similar, los ajustes correspondientes a todos los mecanismos de expectativas para el diferencial de inflación total (*ITD*) utilizando el *spread* construido con base en el *IRTES*. Los coeficientes correspondientes al *spread* aparecen en la última columna de la Tabla 5. El resultado es que las tasas de interés no tienen, en el 2000-2004, la claridad informativa que tienen para el período completo, lo cual puede ser una evidencia en favor de los resultados obtenidos utilizando la serie de Rey (2005), aunque siguen conservando el signo que predice la teoría.

4.3. ¿Qué están pronosticando los modelos?

Una de las utilidades de este ejercicio consiste en ayudar a pronosticar las expectativas de los agentes sobre la inflación semestral un año adelante. Las Figuras 12.A 12.D presentan la predicción de dichas expectativas para *ITD*, *IBD* e *ISCD* con los modelos no lineales y de *ITD* utilizando el mecanismo de expectativas adaptativas con $\nu=0.1$ ya que tiene uno de los mejores ajustes entre este tipo de modelos ($R^2=0.7536$).

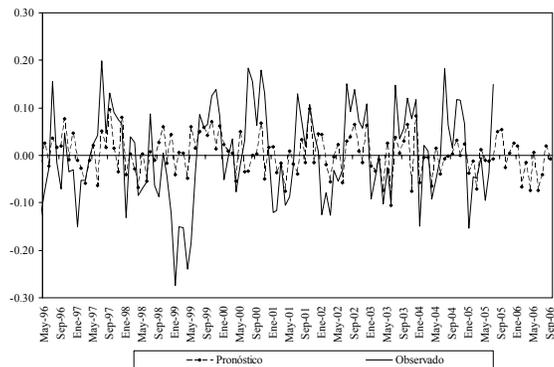
Para generar los pronósticos sobre expectativas debemos, inicialmente, generar una trayectoria para las expectativas de la actividad económica en el futuro (nuestra *proxy* de la tasa de interés real) tal como lo señala la ecuación (5) la cual se reproduce aquí por comodidad:

$$\Delta E_t \pi_{m,n} = B + \Delta i_{m,n} - \eta \Delta c_{m,n} + [\lambda F(\Delta i; \alpha)] + u_{m,n} \quad (5)$$

Para ello se utiliza el modelo de Arango y Flórez (2004) el cual utiliza el *spread* de tasas de interés reales esperadas para predecir las expectativas sobre actividad económica. Es decir, la media condicional de las expectativas de inflación semestral un año adelante tiene una fuente de error adicional ya que para generarla se debe generar primero una trayectoria para las expectativas del cambio en la actividad económica entre 6 y 12 meses adelante. En la Figura 11 se observa la evolución de dicho pronóstico en el que las tasas de interés reales esperadas se generan utilizando el modelo *STR* de Jalil y Melo (2000) para predecir la inflación futura.

De acuerdo con el panel A de la Figura 12, la inflación semestral *ITD* un año adelante va a conservar la dinámica de los últimos años y la inflación básica *IBD* va a ser bastante estable. Los casos llamativos son los de inflación básica *ISCD*, según el cual los diferenciales de inflación esperada van a crecer el año próximo, e inflación *ITD* construida con base en el mecanismo de expectativas adaptativas, según el cual el diferencial de inflación va a seguir cayendo durante el próximo año.

Figura 11. Pronóstico fuera de muestra de expectativas del cambio en la actividad económica entre 6 y 12 meses adelante

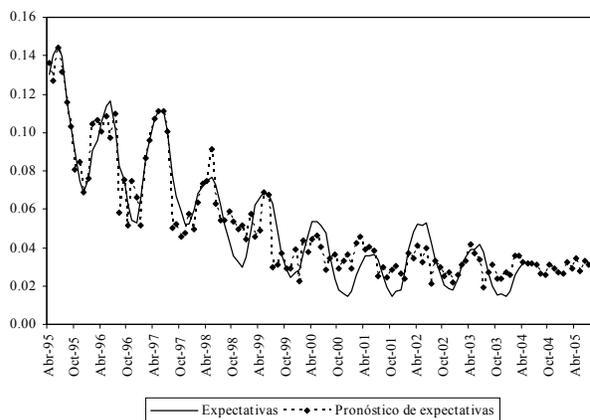
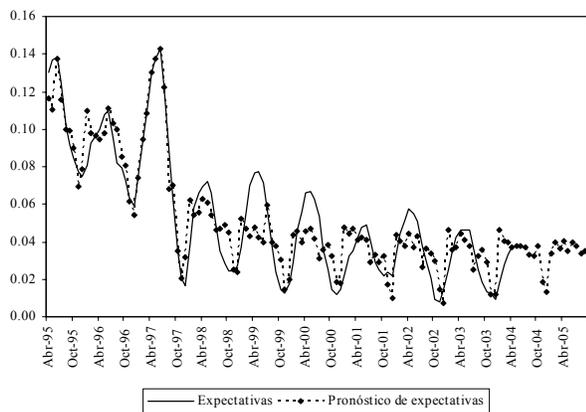


Fuente: basado en Arango y Flórez (2004).

Figura 12. Pronóstico fuera de muestra de expectativas de inflación

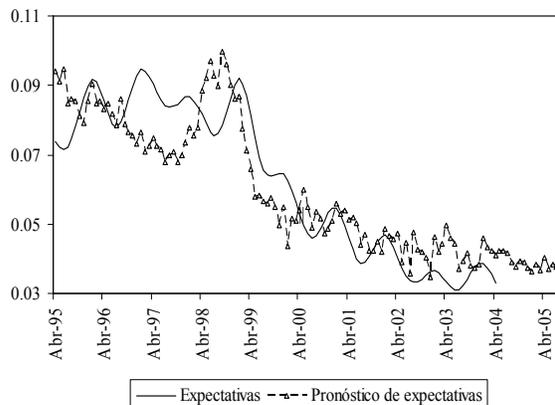
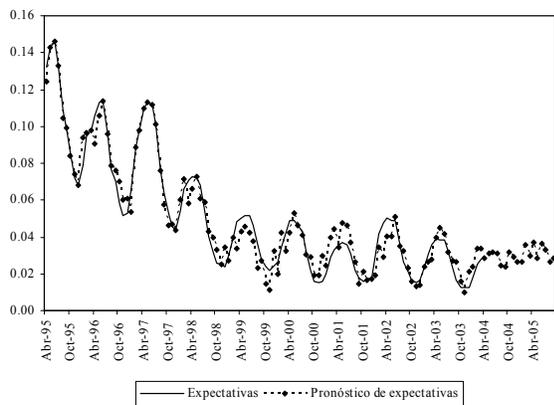
A. ITD - FL

B. IBD - FL



C. ISCD - FL

D. ITD - ADAP (U=0.1)



5. 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 pregunta, la evidencia sugiere que las tasas de interés tienen una alta capacidad informativa sobre las expectativas de inflación futura en Colombia. Sin embargo, dicha capacidad es contingente al período muestral, al mecanismo de expectativas sobre inflación y a los datos utilizados para construir el *spread*: el *IRTES* o la tasa cero cupón del *SEN*.

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 dan evidencia de un efecto no lineal asociado a la prima de riesgo inflacionario y coincidente con un coeficiente de aversión al riesgo numéricamente alto. Esto sucede con la inflación total (*ITD*) y dos estimaciones de inflación básica: la inflación sin alimentos -*IBD* y la inflación sin alimentos, servicios públicos y combustibles -*ISCD*. La prima de inflación que surge en este caso tiene que ver 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 de la *IRTES* pero los mecanismos de 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. Adicionalmente, la capacidad informativa de las tasas de interés se diluye cuando el período muestral se restringe al período 2000-2004.

Finalmente, cuando el *spread* se construye con base en la curva cero cupón la capacidad informativa de la curva se desdibuja. Esto no sugiere otra cosa que seguir observando la curva cero-cupón, construida mediante distintas metodologías y sobre una base de datos que complementa la del *SEN*.

Referencias

Ang, A., y Bekaert, G., 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*, No. 264, Banco de la República.

Arango, L.E. y L.A. Flórez, 2004, “Expectativas de actividad económica en Colombia y estructura a plazo, un poco más de evidencia”, *Ensayos sobre política económica*, No. 47, Banco de la República.

BIS, 2005, BIS working Party on Monetary Policy in Latin America.

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*, No. 97-10.

Dimand, R.W., 1999, “Irving Fisher and the Fisher relation: setting the record straight”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 32, No. 3.

Granger, C W. J. y T. Teräsvirta (1993) “Modelling nonlinear economic relationships”, Oxford University Press, Oxford.

Howitt, P., 1994, “Fisher Effect”, *New Palgrave Dictionary of Money & Finance*, Macmillan Press, London.

Jalil, M. y L. F. Melo, 2000, Una relación no lineal entre inflación y los medios de pago, *Borradores de Economía*, No. 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*, No. 3574.

Mishkin, F., 1990a, “What Does The Term Structure Tells Us About Future Inflation?”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, No. 1.

Mishkin, F., 1990b, “The information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation” *The Quarterly journal of Economics*, Cambridge, Vol. 105, No. 3.

Mishkin, F., 1991, “A Multi-country Study of the Information in the Shorter Maturity Term Structure about Future Inflation”, *Journal of International Money and Finance*, No. 10.

Mishkin, F., 1995, “An Empirical Examination of The Fisher effect in Australia”, *NBER Working Paper Series*; No. 5080.

Quarterly Bulletin, 1999, “Monetary Policy and the yield curve”, *Bank of England*.

Reveiz, A., Mera, C., y Julio J.M., 2002, “La Curva Spot (Cero Cupón) Estimación con Splines Cúbicos Suavizados”, Banco de la República, Borradores de Economía. 213.

Sargent, T.J. , 1987, “*Dynamic Macroeconomic Theory*”, Harvard University Press, London.

Schich, S., 1999, “The information content of the German term structure regarding inflation”, *Applied Financial Economics*, Vol. 9, No. 4.

Summers, L., 1984, “*The Nonadjustment of Nominal Interest Rate: a Study of the Fisher Effect*”, *Macroeconomics, Prices and Quantities: Essays in Memory of Arthur Okun*, ed. J. Tobin, Washington, DC: The Brooking Institution.

Teräsvirta, T., 1994, “Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, No. 425.

Teräsvirta, T., 1998, “Deriving agents inflation forecasts from the term structure of interest rates”, *Working Paper 95-1*, Bank of Canada.

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.

van Dijk, D., Teräsvirta, T. and Franses, P.H., 2002, “Smooth transition autoregressive models - a survey of recent developments”, *Econometric Review*, 21, 1-47.

Apéndice

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, explicado en la sección siguiente, en el *MEC* se puede negociar cualquier instrumento de renta fija. Ofrece tres modalidades de negociación: *serializada*, *continua* y *subasta*. A través 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 lo tanto se negocian a través 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 este interesada en transar títulos a través de 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 transan montos superiores a \$ 500 millones de pesos, y las “bajo lote” en las cuales se transan cantidades inferiores a los \$ 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. A través 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. A través 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. A través del *SEN* se pueden negociar títulos de tesorería en tasa fija, TES B, títulos de tesorería en UVR, títulos de tesorería atados al *IPC* y títulos de tesorería en dólares. Sin embargo los títulos más transados son los títulos tasa fija. El monto nominal mínimo que se puede negociar a través del *SEN* para TES B tasas fija es de \$500 millones.