



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *Expectativas de actividad económica en Colombia y estructura a plazo: un poco más de evidencia*

Luis Eduardo Arango  
Luz Adriana Florez

Revista ESPE, No. 47 Diciembre 2004  
Páginas 126-160



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además poner en su propio *website* una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro *website*, requerirá autorización previa de su Editor de ESPE.

## ***Expectations of Economic Activity in Colombia and Term Structure: Some Further Evidence***

Luis Eduardo Arango\*  
Luz Adriana Flórez\*\*

Senior research and research assistant (undergraduate student of economics at the Universidad de Antioquia), respectively, of the Unit of Economic Research of the Banco de la República. The opinions expressed here are those of the authors and represent neither of the Banco nor of its Board. We thank Norberto Rodríguez and Andrés Velasco for their contributions and Lina Marcela Cardona, Luis Fernando Melo, Mario Ramos, the assistants to the seminar at ICESI and two anonymous referees for comments and suggestions. Any errors are our own.

\* Banco de la República. E-mail: [larangth@banrep.gov.co](mailto:larangth@banrep.gov.co)

\*\* Banco de la República. E-mail: [lflorefl@banrep.gov.co](mailto:lflorefl@banrep.gov.co)

Document received August 30<sup>th</sup> 2004; final version accepted November 26<sup>th</sup> 2004.

### **Abstract**

*This article presents evidence in favor of the hypothesis that the real term structure contains information about the expectations of the economic activity in Colombia between 6-12, 6-24, and 12-24 months ahead. The sign of the estimated coefficients are, in all cases, those predicted by the theory. The forecast performance of the model is better for the period between 6-12 months ahead than for longer periods.*

**JEL Classification:** E43, E32.

**Keywords:** *term structure, spread of interest rates, expectations of economic activity.*

## *Expectativas de actividad económica en Colombia y estructura a plazo: un poco más de evidencia*

Luis Eduardo Arango \*  
Luz Adriana Flórez \*\*



*Se presenta evidencia clara a favor de la hipótesis de que la estructura a plazo real contiene información sobre las expectativas de la actividad económica en Colombia para los plazos entre 6 y 12, 6 y 24, y 12 y 24 meses adelante. Los signos de los coeficientes estimados son, en todos los casos, los que predice la teoría. La capacidad de pronóstico del modelo es mejor para el período entre 6 y 12 meses adelante que para períodos superiores.*

**Clasificación JEL:** E43, E32.

---

Investigador principal y asistente de investigación (estudiante de economía de la Universidad de Antioquia), respectivamente, de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Las opiniones contenidas en este documento son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradece la colaboración de Norberto Rodríguez y Andrés Velasco, los comentarios de Lina Marcela Cardona, Luis Fernando Melo, Mario Ramos, los asistentes al Seminario de la Universidad Icesi de Cali y las sugerencias de dos evaluadores anónimos.

\* Banco de la República. Correo electrónico: larangth@banrep.gov.co

\*\* Banco de la República. Correo electrónico: lfloreft@banrep.gov.co

Documento recibido el 30 de agosto de 2004; versión final aceptada el 26 de noviembre de 2004.

**Palabras clave:** estructura a plazo, *spread* de tasas de interés, expectativas de actividad económica, criterios de pronóstico.

## I. INTRODUCCIÓN

Los precios de los activos suelen ser determinados por los mercados mirando hacia adelante. La razón de ello es que, en condiciones normales, dichos precios equivalen al valor presente de la corriente de ingresos que reportaría el activo. Este valor presente se calcula utilizando un factor de descuento construido con base en una tasa de retorno nominal apropiada para cada momento en que se espera recibir ingresos derivados del título que se posee. La tasa de retorno nominal contiene dos elementos conectados a la actividad económica futura: la tasa de interés real y las expectativas del mercado sobre la inflación, término este asociado, además, a la política económica futura.

Lo anterior pone de manifiesto que las tasas de interés utilizadas para determinar el precio de los activos contienen información sobre el desempeño económico futuro y que, eventualmente, es posible extraer total o parcialmente dicha información de las tasas de interés.

Este artículo tiene como propósito verificar la hipótesis de que, pese al estado de desarrollo temprano del mercado de deuda pública (TES-B renta fija denominados en pesos) en Colombia, el *spread* de las tasas de interés reales, definido como la diferencia en el retorno real de dos títulos de riesgo similar pero con fechas de vencimiento diferentes, contiene información sobre las expectativas del desempeño futuro de la economía. Esta hipótesis ya ha sido explorada previamente por Arango, Flórez y Arosemena (2004) con una técnica diferente. Los autores utilizaron como *proxy* de actividad económica los regímenes (momentos favorables o desfavorables de la economía) en que se encuentra el índice de producción industrial, de acuerdo con una función de transición de un modelo no lineal (*STAR*) y, como variables independientes, el *spread* de las tasas de interés nominales y el diferencial de inflación<sup>1</sup>. La evidencia presentada por los autores sugiere que tanto los *spreads* de las tasas de interés como los diferenciales de tasas de infla-

---

<sup>1</sup> Su enfoque empírico se apoya en un modelo *multilogit*, debido al carácter multinomial de la variable dependiente.

ción contienen información que ayuda a predecir las expectativas de la actividad económica entre 12 y 24 meses adelante. Adicionalmente, su ejercicio muestra que si se incluyen otras variables distintas a las justificadas por el modelo teórico, como el crecimiento de los agregados monetarios, ni los *spreads* ni los diferenciales de inflación pierden capacidad informativa de acuerdo con la significación y el signo de los coeficientes estimados.

El trabajo que se presenta ahora difiere de Arango, Flórez y Arosemena (2004) en varios aspectos. En primer lugar, las variables dependientes que se utilizan son la diferencia del logaritmo del índice de producción industrial (IPR) y la diferencia del logaritmo del índice del valor de las ventas industriales (IVR), los cuales se utilizan como *proxies* del crecimiento en el consumo. Estas variables son más fáciles de manejar que los regímenes de la actividad económica mencionados antes en el sentido de que son más convencionales. En segundo lugar, este trabajo hace explícita una función de utilidad que permite efectuar estimaciones del coeficiente de aversión al riesgo (véase Carrasquilla, Galindo y Patrón, 1994). Finalmente, en lugar de las expectativas de inflación requeridas por el modelo empleado, se hacen pronósticos explícitos de inflación para estimar las tasas de interés reales esperadas utilizando dos modelos distintos: uno no-paramétrico (NP) y un modelo no-lineal (STR), los cuales forman parte del conjunto de modelos empleados por el Banco de la República para hacer sus pronósticos de inflación. De esa forma, el enfoque de este ejercicio permite hacer pronósticos de manera más directa sobre el comportamiento esperado de la actividad económica futura.

Este documento se acerca más al enfoque de Harvey (1988, 1997), quien utiliza el modelo de determinación del precio de activos<sup>2</sup> para derivar una ecuación de pronóstico que relaciona la pendiente de la estructura a plazo de las tasas de interés con el crecimiento esperado del consumo.

El presente trabajo contribuye, en cierta medida, a la corriente de investigación sobre indicadores líderes para Colombia, alimentada, entre otros, por Melo, French y Langebaek (1988), Maurer, Uribe y Birchenal (1996) y Melo, Nieto y Ramos (2003). Estos últimos, empleando un modelo de estado-espacio y el filtro de Kalman, estiman el crecimiento a seis meses del indicador coincidente de la acti-

---

<sup>2</sup> Conocido en inglés como *consumption capital asset pricing model* (CCAPM), originalmente presentado por Breeden (1979).

vidad económica colombiana, la cual es una variable latente en su modelo econométrico.

El documento consta de cinco secciones. La sección I es esta introducción. La sección II presenta el modelo que asocia las expectativas de la actividad económica futura con la estructura a plazo de las tasas de interés reales esperadas. La sección III describe los datos empleados y da las explicaciones sobre su tratamiento. La sección IV discute los resultados econométricos. Finalmente, la sección V concluye.

## **II. ESTRUCTURA A PLAZO Y EXPECTATIVAS DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA FUTURA**

Se utiliza una versión del modelo de determinación de precios de activos basado en consumo (*CCAPM*, por sus siglas en inglés), en el cual los retornos esperados y el crecimiento esperado del consumo están relacionados linealmente (Harvey, 1988). Por lo tanto, se puede predecir un comovimiento entre las tasas de interés reales esperadas y el crecimiento del consumo.

Con esta misma metodología, Martínez-Serna y Navarro-Arribas (2003), analizan el caso de España utilizando el indicador de confianza del consumidor<sup>3</sup> (*Consumer Confidence Indicator*) y el indicador de opinión económica (*Economic Sentiment Indicator*) como variables de actividad económica. Sin embargo, sus resultados son bastante difíciles de interpretar tanto por los signos como por los niveles estimados para el coeficiente de aversión al riesgo<sup>4</sup>.

Los hallazgos de Castellanos y Camero (2003), para México, soportan la hipótesis de que el diferencial de tasas de interés contribuye a predecir la actividad económica futura. Sus resultados sugieren que los diferenciales de tasas de interés

---

<sup>3</sup> Este indicador se calculó sobre la base de una encuesta mensual realizada por la Unión Europea a una muestra de consumidores. Se trata de un promedio aritmético a cuatro respuestas relacionadas con las expectativas sobre la situación financiera de las familias, la situación económica general, el desempleo y los ahorros sobre los próximos 12 meses. El indicador de opinión económica (*Economic Sentiment Indicator - ESI*) se deriva de cuatro indicadores de confianza: el de industriales, consumidores, construcción, y el de ventas al por menor.

<sup>4</sup> Claramente, el empleo de tasas de interés nominales, en lugar de reales, introduce dificultades a su ejercicio.

ayudan a predecir el comportamiento futuro de la economía hasta 18 meses adelante, aunque el poder de predicción es mayor en horizontes menores a seis meses<sup>5</sup>.

Para derivar una expresión indicativa de nuestra teoría, se supone un agente representativo que dispone de una dotación estocástica en una economía de intercambio<sup>6</sup>. Este elige consumir su dotación o invertirla en  $i = 1, 2, \dots, n$  activos a  $j = 1, 2, \dots, k$  vencimientos y toma sus decisiones de consumo e inversión, condicionadas al conjunto de información que posee al inicio del período, las cuales maximizan la siguiente función de utilidad:

$$(1) \quad \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0 U(C_t)$$

donde  $\beta$  (0,1) es el factor de descuento constante. La restricción presupuestal del consumidor hace que este gaste solamente su dotación estocástica y el rendimiento de los activos colocados en el mercado. La ecuación de Euler para este problema es:

$$(2) \quad E_t \left[ \beta^j \frac{U'(C_{t+j})}{U'(C_t)} (1 + R_{i,j,t}) - 1 \right] = 0 \quad i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, k$$

donde  $R_{i,j,t}$  es el retorno real del activo  $i$  entre  $t$  y  $t + j$ . Para este agente existen, entonces,  $n \times k$  ecuaciones que corresponden a los  $n$  activos con  $k$  vencimientos. Sin embargo, para simplificar el modelo sólo se analizan los títulos del Gobierno (TES-B renta fija denominados en pesos) con vencimientos de 6, 12 y 24 meses adelante.

Se supone que la utilidad periódica tiene la forma:

<sup>5</sup> Por otro lado, Ang, Piazzesi y Wei (2004), con un enfoque puramente empírico, construyen un modelo dinámico (VAR), sin posibilidad de arbitraje, que incluye como variables la tasa de interés de corto plazo, el diferencial de tasas de interés desde un trimestre a cinco años y el crecimiento del PIB. Esta metodología sugiere que la tasa nominal de corto plazo domina la pendiente de la curva de rendimientos al realizar pronósticos, dentro y fuera de muestra, del crecimiento del producto. Para una revisión de literatura más amplia, véase Arosemena y Arango (2002).

<sup>6</sup> Véase también Ljungqvist y Sargent (2000, Cap. 10), quienes, además de abordar el de valoración de activos, se refieren al tema de la estructura a plazo y al parámetro de aversión al riesgo.

$$(3) \quad U(C, \gamma) = \begin{cases} \frac{C^{1-\gamma} - 1}{1 - \gamma} & \gamma > 0, \quad \gamma \neq 1 \\ \ln C & \gamma = 1 \end{cases}$$

donde  $\gamma$  es el parámetro de aversión al riesgo<sup>7</sup>. Así, al reemplazar la utilidad marginal, obtenida de (3), en la ecuación (2) se obtiene:

$$(4) \quad E_t \left[ \beta^j \left\{ \frac{C_t}{C_{t+j}} \right\}^\gamma (1 + R_{j,t}) \right] = 1 \quad j = 1, 2 \dots k$$

Suponiendo que el consumo y los retornos son estacionarios y se distribuyen conjuntamente *lognormal*<sup>8</sup> se puede decir que:

$$(5) \quad \ln E_t \left[ \beta^j \left\{ \frac{C_t}{C_{t+j}} \right\}^\gamma (1 + R_{j,t}) \right] \\ = E_t \left[ \ln \left( \beta^j \left\{ \frac{C_t}{C_{t+j}} \right\}^\gamma (1 + R_{j,t}) \right) \right] + 1/2 \operatorname{var} \left[ \ln \left( \beta^j \left\{ \frac{C_t}{C_{t+j}} \right\}^\gamma (1 + R_{j,t}) \right) \right] = 0$$

Reorganizando el lado derecho de la ecuación se tiene:

$$(6) \quad E_t \ln \left[ \frac{C_{t+j}}{C_t} \right] = \frac{v_j}{2\gamma} + \frac{j}{\gamma} \ln \beta + \frac{1}{\gamma} E_t \ln (1 + R_{j,t})$$

donde  $v_j$  es la varianza condicional que se supone constante. Tomando la diferencia de la ecuación (6) para  $j = j$  y  $j = k$ ,  $j > k$ , se halla la relación entre el *spread*

<sup>7</sup> Hall (1988) se refiere al inverso del parámetro  $\gamma$  como coeficiente de sustitución intertemporal y señala que dicho parámetro no necesariamente es un indicativo de aversión al riesgo.

<sup>8</sup> Si  $x$  es una variable *lognormal*, entonces:  $E|x| = e^{\mu + \sigma^2/2}$  donde  $\mu = E|\ln x|$  y  $\sigma^2 = \operatorname{var}(\ln x)$ . En este caso  $x = [\beta^j \{C_t / C_{t+j}\}^\gamma (1 + R_{j,t})]$ .

de tasas de interés (pendiente de la curva de rendimientos) y el crecimiento en el consumo entre los períodos  $t+k$  y  $t+j$ :

$$(7) \quad E_t \left[ \ln \frac{C_{t+j}}{C_{t+k}} \right] = \left( \frac{1}{\gamma} \ln \beta^{j-k} + \frac{v_j - v_k}{2\gamma} \right) + \frac{1}{\gamma} E_t \left[ \ln \frac{(1 + R_{t+j,t'})}{(1 + R_{t+k,t'})} \right]$$

donde el inverso del coeficiente que acompaña el *spread* de tasas de interés representa el nivel de aversión al riesgo del agente. La intuición económica que se encuentra en esta relación está explicada por las expectativas de los agentes sobre la actividad económica futura y el deseo de proteger sus inversiones en épocas de recesión (los agentes tienen aversión al riesgo). Así, si el agente espera una recesión para el próximo año, entonces creerá que la tasa de interés en el futuro será menor y demandará, hoy, TES B de largo plazo; esto le permitirá obtener ganancias de capital cuando la tasa de interés efectivamente descienda. De esta manera, la demanda de títulos a largo plazo aumentará, produciéndose un aumento en el precio y una caída en la tasa de retorno de estos activos. En el caso en que las tasas de interés de inversiones a corto plazo no cambien y que las tasas a largo plazo sean menores, la pendiente de la curva de rendimientos será negativa, lo cual estará anticipando una caída en la actividad económica futura.

El hecho que los agentes tengan aversión al riesgo garantiza que siempre que ellos esperen una caída en la actividad económica desearán proteger su riqueza incluyendo activos de un vencimiento mayor en su portafolio<sup>9</sup>.

La estimación de la ecuación (7) puede ser realizada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Sin embargo, la sobreposición de las variables que se están utilizando<sup>10</sup> introduce correlación serial a los errores. Una forma de corregir los errores estándar, para obtener estimadores consistentes con mínimos cuadrados ordinarios, es estimando la matriz de varianza-covarianza mediante el método de Newey y West (1987).

<sup>9</sup> Una forma adicional de protegerse es realizando inversiones más seguras como las que ofrecen los bonos del Gobierno; de ahí que el tipo de activo que analizamos a diferentes maduraciones sean los títulos de tesorería TES-B renta fija denominados en pesos. Estos títulos entregan el mismo valor (cupón y valor facial) "sea cual sea" el estado de la naturaleza.

<sup>10</sup> Para pronosticar la inflación  $j$  períodos adelante a partir del período corriente (y si el modelo es el mismo) se utiliza el mismo conjunto de información que para pronosticarla  $k$  períodos adelante, para  $j > k$ .

### III. DATOS

La ecuación que se estima trae como variable dependiente el crecimiento en el consumo, y como variable independiente el *spread* de las tasas de interés reales. En este trabajo, limitados por la disposición de datos sobre las tasas de interés de los TES-B, solamente desde 1995 se utilizan, alternativamente, como *proxies* de la variable dependiente, el crecimiento del índice del valor de las ventas<sup>11</sup> (*IVR*) y del índice de producción real de la industria manufacturera (*IPR*), ambos en frecuencia mensual desde ese año. De igual manera, como se verá un poco más adelante, los vencimientos de los títulos utilizados son 6, 12 y 24 meses adelante. Esos son los plazos relevantes de este trabajo, por lo que se dice que se concentra en el tramo corto de la curva.

En el Gráfico 1 se observan los índices tanto en niveles como en diferencias de los logaritmos tomados de la siguiente manera:  $IPR_{12\_6} = \ln(IPR_{t+12}) - \ln(IPR_{t+6})$ ,  $IPR_{24\_6} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+6})$ ,  $IPR_{24\_12} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+12})$ ,  $IVR_{12\_6} = \ln(IVR_{t+12}) - \ln(IVR_{t+6})$ ,  $IVR_{24\_6} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+6})$ ,  $IVR_{24\_12} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+12})$ . Las variables  $IPR_{24\_6}$  y  $IVR_{24\_6}$  fueron desestacionalizadas, por lo que se denotan como  $IPR_{24\_6\_SA}$  e  $IVR_{24\_6\_SA}$ <sup>12</sup>.

El *spread* de las tasas de interés reales esperadas, la variable independiente en la ecuación (7), es la segunda variable de interés para este trabajo. Para calcularla se toma el promedio mensual simple de las tasas de interés (*EA*) de las transacciones que conforman el *IRTES*<sup>13</sup>. Estas tasas, en términos efectivos, se calculan para períodos de 6, 12 y 24 meses. En el Gráfico 2 aparece la evolución de dichas tasas en términos nominales (sin descontarles la inflación).

Teniendo en cuenta que la ecuación de Euler, derivada del problema de maximización del agente, se cumple con tasas de interés reales esperadas, las tasas nominales se

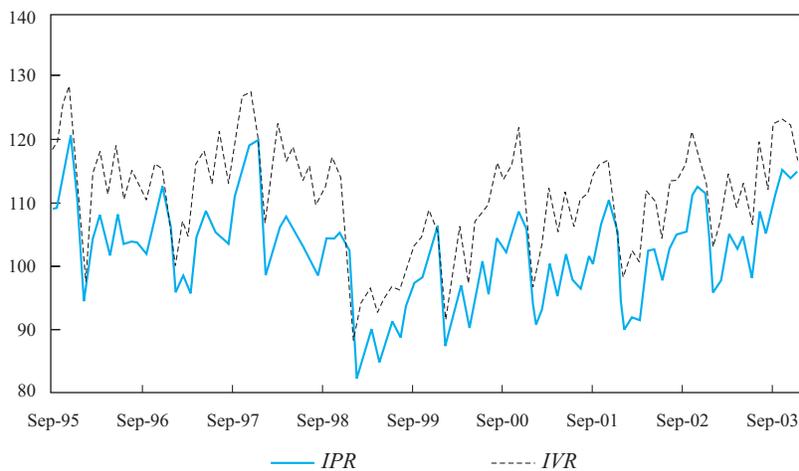
---

<sup>11</sup> Esta variable tuvo algunos cambios a partir del año 2001. La proyección hacia atrás se hizo utilizando las tasas de crecimiento de la serie anterior.

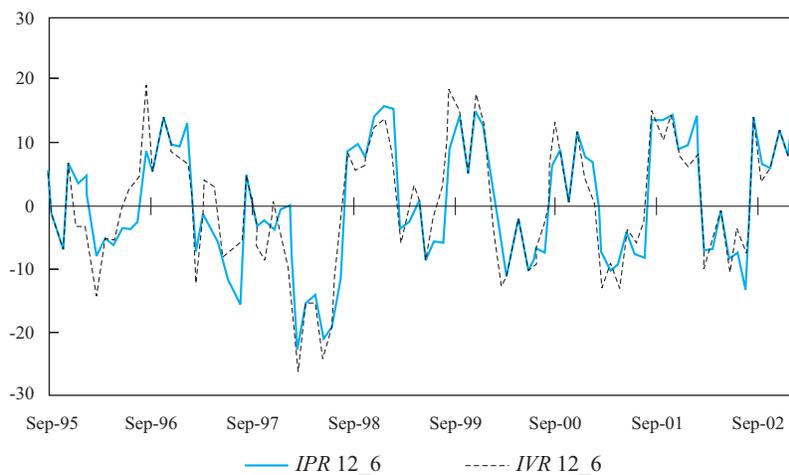
<sup>12</sup> Se utilizaron las variables  $IPR_{24\_6\_SA}$  e  $IVR_{24\_6\_SA}$  debido a que no se encontró evidencia clara de la "estacionariedad" de  $IPR_{24\_6}$  e  $IVR_{24\_6}$ . Se trata del residuo de una regresión de las variables  $IPR_{24\_6}$  e  $IVR_{24\_6}$ , respectivamente, en una constante, y 11 *dummies* estacionales mensuales.

<sup>13</sup> Índice de rentabilidad de TES-B calculado con base en las transacciones realizadas a través de la Bolsa de Valores de Colombia.

Gráfico 1  
Indicadores de actividad económica  
Niveles



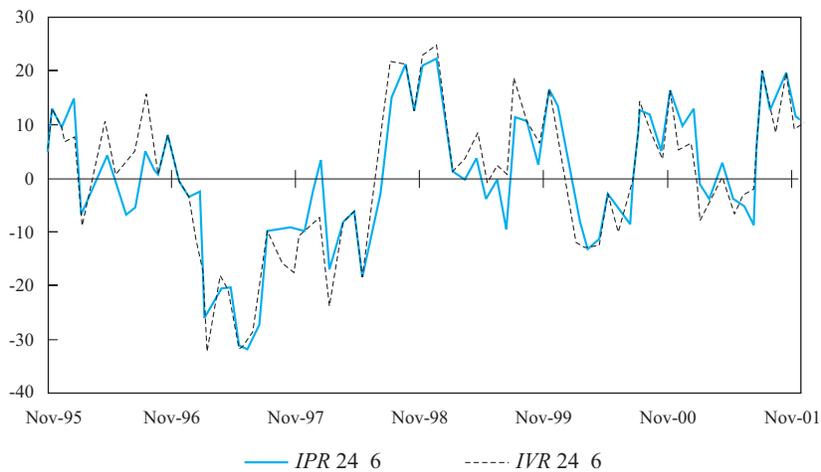
Diferencia 12-6



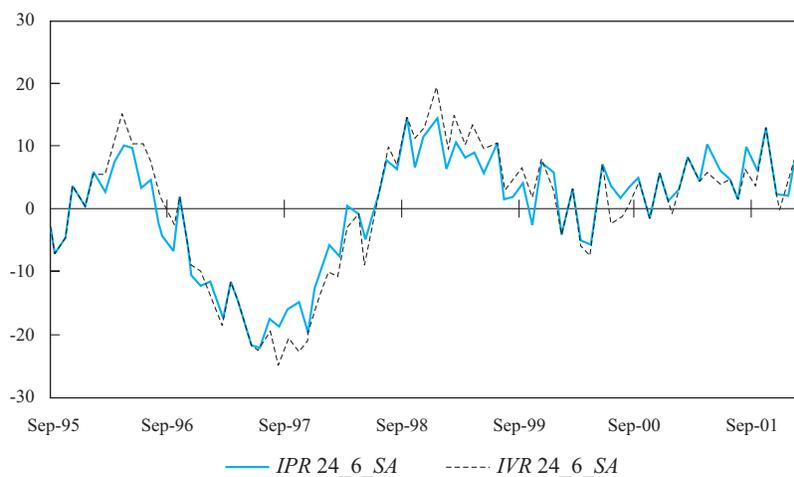
**Nota:**  $IPR_{12\_6} = \ln(IPR_{t+12}) - \ln(IPR_{t+6})$ ;  $IVR_{12\_6} = \ln(IVR_{t+12}) - \ln(IVR_{t+6})$ ;  $IPR_{24\_6} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+6})$ ;  $IVR_{24\_6} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+6})$ ;  $IPR_{24\_6\_SA} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+6})$ ;  $IVR_{24\_6\_SA} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+6})$ ;  $IPR_{24\_12} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+12})$ ;  $IVR_{24\_12} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+12})$ . El identificador SA al final de las variables entre 6 y 24 meses adelante significa que ésta ha sido desestacionalizada.

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 1 (continuación)  
Indicadores de actividad económica  
Diferencia 24-6



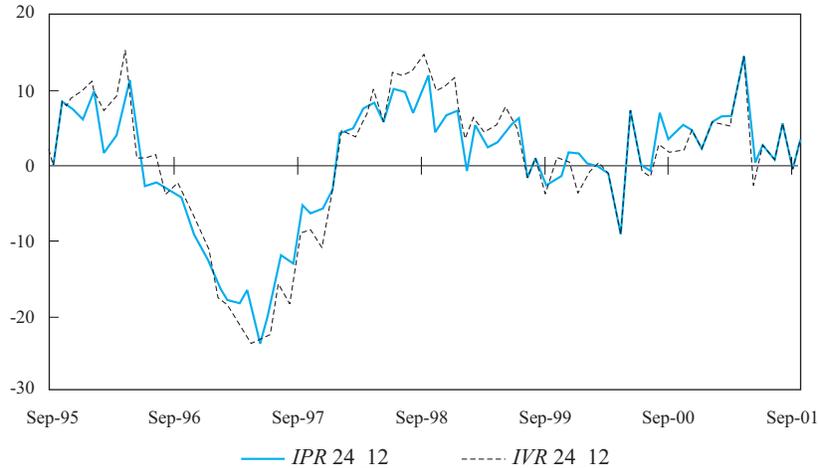
Diferencia 24-6 ajustada estacionalmente



**Nota:**  $IPR_{12\_6} = \ln(IPR_{t+12}) - \ln(IPR_t)$ ;  $IVR_{12\_6} = \ln(IVR_{t+12}) - \ln(IVR_t)$ ;  $IPR_{24\_6} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+6})$ ;  $IVR_{24\_6} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+6})$ ;  $IPR_{24\_6\_SA} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+6})$ ;  $IVR_{24\_6\_SA} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+6})$ ;  $IPR_{24\_12} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+12})$ ;  $IVR_{24\_12} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+12})$ . El identificador SA al final de las variables entre 6 y 24 meses adelante significa que ésta ha sido desestacionalizada.

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 1 (continuación)  
Indicadores de actividad económica  
Diferencia 24-12

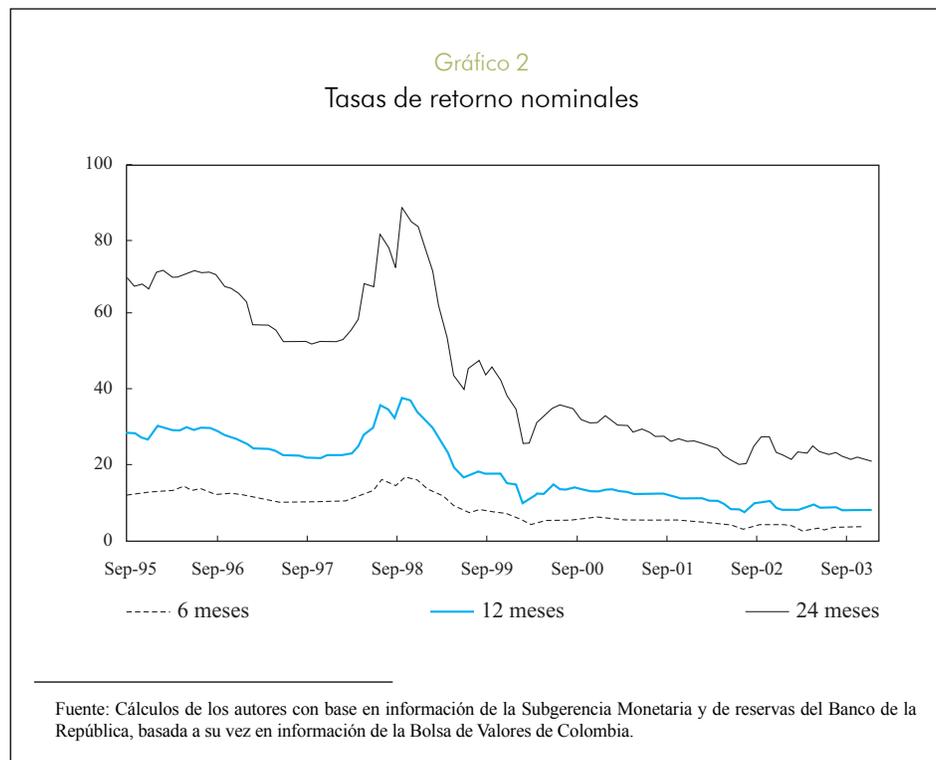


**Nota:**  $IPR_{12\_6} = \ln(IPR_{t+12}) - \ln(IPR_{t+6})$ ;  $IVR_{12\_6} = \ln(IVR_{t+12}) - \ln(IVR_{t+6})$ ;  $IPR_{24\_6} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+6})$ ;  $IVR_{24\_6} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+6})$ ;  $IPR_{24\_6\_SA} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+6})$ ;  $IVR_{24\_6\_SA} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+6})$ ;  $IPR_{24\_12} = \ln(IPR_{t+24}) - \ln(IPR_{t+12})$ ;  $IVR_{24\_12} = \ln(IVR_{t+24}) - \ln(IVR_{t+12})$ . El identificador SA al final de las variables entre 6 y 24 meses adelante significa que ésta ha sido desestacionalizada.

Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

deben re-exresar de esta manera. Para ello, se hizo necesario encontrar una variable *proxy* de las expectativas de inflación entre  $t$  y  $t + 6$ , entre  $t$  y  $t + 12$  y entre  $t$  y  $t + 24$ . Con este objeto, se utilizan tres modelos de pronóstico estimados por el Banco de la República que tienen un buen desempeño en materia de pronóstico: un modelo *ARIMA*, un modelo no paramétrico y un modelo no lineal<sup>14</sup>.

<sup>14</sup> En el *ranking* de pronóstico, seis meses adelante, de 11 modelos utilizados actualmente por el Banco de la República, el modelo no lineal ocupa el quinto lugar, el no paramétrico ocupa el séptimo y el *ARIMA* el décimo. Para pronósticos nueve meses adelante, los modelos figuran en los lugares sexto el no lineal, octavo el no paramétrico y décimo el modelo *ARIMA*. Detalles de los modelos no paramétrico y no lineal (*STR*) se encuentran en Rodríguez y Siado (2003) y Jalil y Melo (2000), respectivamente. Agradecemos a Andrés Velasco su colaboración al generar el insumo para obtener los pronósticos de inflación requeridos para este trabajo.



El primero de ellos tiene la especificación<sup>15</sup>:

$$(8) \quad (1 - \phi_1 L - \phi_4 L^4) \Delta_{12} \Delta \ln (IPC)_t = (1 - \theta_{12} L^{12}) (1 - \theta_{16} L^{16}) e_t$$

donde  $IPC$  es el índice de precios al consumidor.

En segundo término, el modelo no paramétrico tiene una especificación como:

$$(9) \quad \hat{Z}_{n+m} = \sum_{t=d}^{n-m} W_t^m(x) Z_{t+m}$$

donde  $Z$  es  $\Delta_{12} \Delta \ln (IPC)_t$  y  $W$  es el ponderador:

<sup>15</sup> A esta especificación se le han incluido algunas *dummies* para tomar en cuenta momentos específicos del período muestral.

$$W_t^m(x) = K_d\left(\frac{x - X_t}{h}\right) / \sum_{t=d}^{n-m} K_d\left(\frac{x - X_t}{h}\right)$$

siendo  $K$  el *kernel* (normal,  $d$ -variada). En particular interesa  $x=X_n$ , con  $X_n$  igual al vector  $Z_n, Z_{n-1}, \dots, Z_{n-d+1}$ . Así, por ejemplo, para  $m = 1$ , la expresión (9) se convierte en:

$$\hat{Z}_{n+1} = W_{n-1}^1(X_n)Z_n + W_{n-2}^1(X_n)Z_{n-1} + \dots + W_d^1(X_n)Z_{d+1}$$

Finalmente, el modelo no lineal, *STR*, es de la forma:

$$(10) \quad \Delta Inf_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_i \rho_i \Delta \Delta_{12} M_{1t-i} \\ + (\beta_0 + \sum_i \beta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_i \omega_i \Delta \Delta_{12} M_{1t-i}) F(\Delta Inf_{t-d}) + \varepsilon_t$$

donde:

$$F(\Delta Inf_{t-d}) = \{1 + \exp[-\lambda(\Delta Inf_{t-d} - c)]\}^{-1} \quad \lambda > 0$$

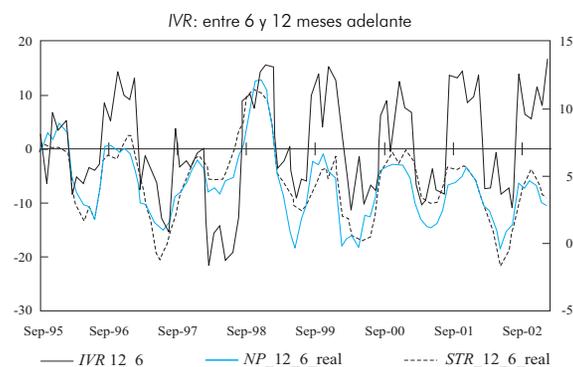
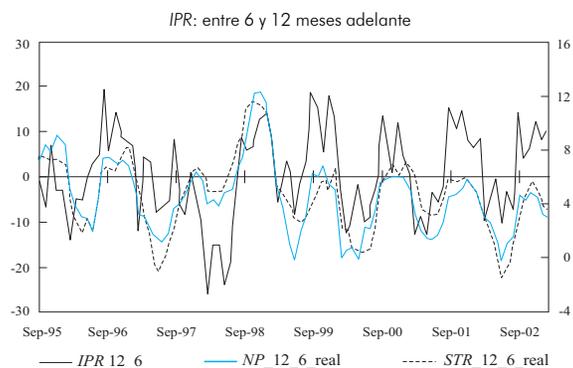
e  $Inf$  es la inflación y  $M_t$  es el agregado monetario. Para pronosticar la inflación, los valores futuros de la variable  $\Delta \Delta_{12} M_1$  se obtienen a partir de un modelo *ARIMA* condicionado.

Utilizando los pronósticos de la inflación de estos tres modelos (como *proxies* de las expectativas de inflación), se calcularon los valores esperados de las tasas de interés reales 6, 12 y 24 meses adelante. En el Gráfico 3 aparecen los diferenciales o *spreads* de las tasas de interés reales esperadas, junto con las variaciones en la actividad económica (*IPR* e *IVR*) entre 6 y 12, 6 y 24 y 12 y 24 meses adelante.

En el Gráfico 3 se incluyen únicamente aquellas variables que resultaron ser estacionarias con base en las pruebas convencionales (*ADF*, *KPSS*). Así, por ejemplo, los *spreads* de las tasas de interés reales esperadas, estimados con base en el pronóstico de la inflación del modelo *ARIMA* (*AR\_12\_6*, *AR\_24\_6* y *AR\_24\_12*) no se incluyeron, ya que no se encontró evidencia de que fueran estacionarios a ningún plazo. Por tal razón, en las estimaciones sólo se utilizan los *spreads* de tasas de interés reales identificados como *NP\_12\_6*, *STR\_12\_6*, *STR\_24\_6* y *STR\_24\_12*.

Gráfico 3

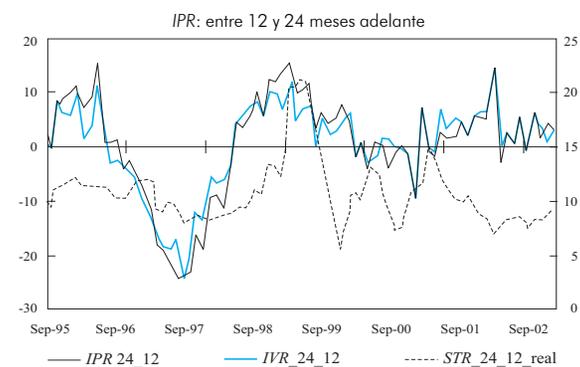
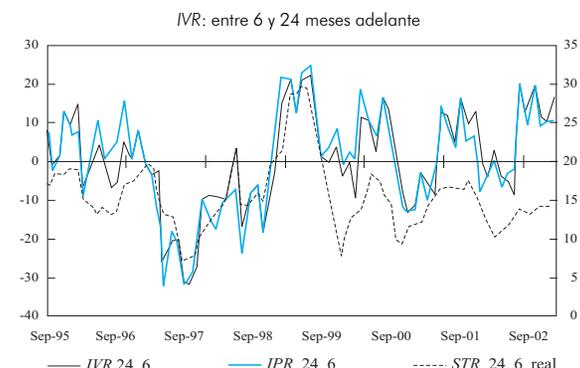
Spreads de tasas de interés y variaciones en indicadores de actividad económica



**Nota:** *IPR\_12\_6*: es el cambio en el logaritmo del índice de producción industrial entre 6 y 12 meses adelante; *IPR\_24\_6*: es el cambio en el logaritmo del índice de producción industrial entre 6 y 24 meses adelante; *IPR\_24\_12*: es el cambio en el logaritmo del índice de producción industrial entre 12 y 24 meses adelante; *IVR\_12\_6*: es el cambio en el logaritmo del índice del valor de las ventas industriales entre 6 y 12 meses adelante; *IVR\_24\_6*: es el cambio en el logaritmo del índice del valor de las ventas industriales entre 6 y 24 meses adelante; *IVR\_24\_12*: es el cambio en el logaritmo del índice del valor de las ventas industriales entre 12 y 24 meses adelante; *NP\_12\_6\_real*: representa el *spread* de las tasas de interés reales obtenidas deflactando las tasas de interés nominales entre 6 y 12 meses adelante con el pronóstico de inflación derivado del modelo no paramétrico; *STR\_12\_6\_real*: es el *spread* de las tasas de interés reales obtenidas deflactando

Gráfico 3 (continuación)

Spreads de tasas de interés y variaciones en indicadores de actividad económica



las tasas de interés nominales entre 6 y 12 meses adelante con el pronóstico de inflación derivado del modelo no lineal; *STR\_24\_6\_real*: representa el *spread* de las tasas de interés reales obtenidas deflactando las tasas de interés nominales entre 6 y 24 meses adelante con el pronóstico de inflación derivado del modelo no lineal; *STR\_24\_12\_real*: representa el *spread* de las tasas de interés reales obtenidas deflactando las tasas de interés nominales entre 12 y 24 meses adelante con el pronóstico de inflación derivado del modelo no lineal.

Fuente: para los retornos: cálculos de los autores con base en información de la Subgerencia Monetaria y de Reservas del Banco de la República, basada a su vez en información de la Bolsa de Valores de Colombia y de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República - Dirección de Programación Macroeconómica e Inflación. Para *IPR* e *IVR*, DANE.

Como se puede observar, para el plazo entre 6 y 12 meses adelante, la actividad económica futura y el *spread* de las tasas de interés reales presentan movimientos bastante similares. Sin embargo, para los plazos 24-6 y 24-12 los comovimientos entre estas variables son menos armónicos. Esto puede ser, en buena medida, el resultado de los modelos de pronósticos de inflación que utilizamos para aproximarnos a las expectativas de los agentes, los cuales son mejores para el corto plazo.

#### **IV. EVIDENCIA PARA COLOMBIA**

Al observar los resultados de las estimaciones (cuadros 1, 2 y 3) para los tres plazos considerados (12-6, 24-6 y 24-12), la evidencia es clara: el *spread* de tasas de interés reales esperadas contiene información sobre las expectativas de la actividad económica futura. En todos los casos los coeficientes son significativos y tienen el signo que predice la teoría.

Debe tenerse en cuenta que, además del *spread* de tasas de interés reales esperadas, en la estimación se ha incluido como variable independiente la diferencia de los días hábiles (incluyendo sábados) entre un mes cualquiera  $j$  meses adelante y otro  $k$  meses adelante ( $j > k$ ,  $j - k = 6, 12$  y  $18$ ) para evitar sesgos en el coeficiente estimado para el *spread*<sup>16</sup>.

En el Cuadro 1 aparece la estimación de la ecuación (7) para el cambio esperado de la actividad económica entre 6 y 12 meses adelante. Como se puede observar, el valor estimado para el parámetro asociado al *spread* es significativo y tiene el signo esperado tanto para el modelo con *IPR* como para el modelo con *IVR*, bien sea que se estime con el *spread* de tasas de interés reales calculadas con la inflación pronosticada por el modelo no paramétrico [*spread* (*NP*)] o con el *spread* de tasas de interés reales calculadas con la inflación pronosticada por el modelo no lineal [*spread* (*STR*)]. Los coeficientes estimados sugieren que el parámetro de aversión al riesgo está entre 0,6 y 0,9, valores que están en el rango corrientemente aceptado por los economistas (Ljungqvist y Sargent, 2000, p. 260).

---

<sup>16</sup> La inclusión de la diferencia en días hábiles entre los meses que forma parte del diferencial no afecta ni el signo ni la "significancia" del coeficiente asociado al *spread* en las ecuaciones estimadas. Esta idea se toma del grupo de inflación del Banco de la República.

**Cuadro 1**  
Modelos de actividad económica  
entre 6 y 12 meses adelante

	Coeficiente estimado	Error estándar	<i>p</i> -valor	R <sup>2</sup>
<b>Índice de producción industrial</b>				
Intercepto	-5,9119	1,3264	< ,000001	
Diferencia de días	2,0348	0,5305	< ,0002	0,2661
<i>Spread (NP)</i>	1,3472	0,2670	< ,000001	
Intercepto	-4,9191	1,1963	< ,00004	
Diferencia de días	2,1292	0,5440	< ,0001	0,2275
<i>Spread (STR)</i>	1,1123	0,2553	< ,00002	
<b>Índice del valor de las ventas</b>				
Intercepto	-7,4270	1,3921	< ,000001	
Diferencia de días	2,2975	0,4843	< ,000003	0,3826
<i>Spread (NP)</i>	1,6674	0,2405	< ,000001	
Intercepto	-6,9428	1,1430	< ,000001	
Diferencia de días	2,3396	0,4905	< ,000002	0,3573
<i>Spread (STR)</i>	1,5424	0,2644	< ,000001	

**Nota:** *spread (STR)*: es el *spread* de la tasa de interés real esperado obtenido con base en el pronóstico de inflación que arroja el modelo no lineal (*STR*); *spread (NP)*: es el *spread* de la tasa de interés real esperado obtenido con base en el pronóstico de inflación que arroja el modelo no paramétrico (*NP*); diferencia de días: son los días hábiles del mes correspondiente 12 meses adelante menos los hábiles del mes correspondiente 6 meses adelante.  
Fuente: Cálculos de los autores.

Los resultados de las pruebas de “estacionariedad” no parecieron contundentes en relación con el cambio esperado en la actividad económica entre 6 y 24 meses adelante, ni cuando se midió con el *IPR* (*IPR\_24\_6*) ni cuando se hizo con el *IVR* (*IVR\_24\_6*). Por esta razón, también se estimó el modelo con la variable desestacionalizada, caso en el cual las pruebas sugieren, con mayor claridad, que las variables son estacionarias.

Al observar los resultados para este período (Cuadro 2) se encuentra que tanto para el *IPR* como para el *IVR*, al igual que en el caso anterior, el coeficiente asociado al *spread* de tasas de interés es significativo y tiene el signo esperado. El coeficiente de aversión al riesgo que implica la estimación para este período se

**Cuadro 2**  
Modelos de actividad económica  
entre 6 y 24 meses adelante

	Coeficiente estimado	Error estándar	<i>p</i> -valor	R <sup>2</sup>
<b>Índice de producción industrial</b>				
Intercepto	-24,9749	5,6222	< 0,00002	
Diferencia de días	1,7018	0,6625	0,01	0,3765
<i>Spread (STR)</i>	1,6372	0,2950	< 0,000001	
<b>Índice de producción industrial ajustado estacionalmente</b>				
Intercepto	-13,7945	6,0853	0,00233	
Diferencia de días	0,4323	0,5817	0,4573	0,1675
<i>Spread (STR)</i>	0,9077	0,3234	0,005	
<b>Índice del valor de las ventas</b>				
Intercepto	-23,2948	5,6989	< 0,00005	
Diferencia de días	2,1679	0,6086	0,0003	0,4074
<i>Spread (STR)</i>	1,5270	0,3138	< 0,000002	
<b>Índice del valor de las ventas ajustado estacionalmente</b>				
Intercepto	-10,5407	5,5436	0,0572	
Diferencia de días	0,6267	0,5166	0,2251	0,1428
<i>Spread (STR)</i>	0,6931	0,2992	0,0205	

**Nota:** *spread (STR)*: es el *spread* de la tasa de interés real esperado obtenido con base en el pronóstico de inflación que arroja el modelo no lineal (*STR*); diferencia de días: son los días hábiles del mes correspondiente 24 meses adelante menos los días hábiles del mes correspondiente 6 meses adelante.  
Fuente: Cálculos de los autores.

encuentra entre 0,6 y 1,4 dependiendo de la variable de actividad económica que se utilice.

Para el período 12 y 24 meses adelante los resultados siguen siendo consistentes y significativos (Cuadro 3): los coeficientes de aversión al riesgo estimados oscilan entre 0,9 y 1,4. Para este período se incluyó una variable *dummy* con el propósito de obtener normalidad en los errores.

Los modelos anteriores se utilizaron para hacer pronósticos dentro de muestras (gráficos 4 a 6). Según se observa, la bondad de las estimaciones parece estar, más que en la predicción puntual, en la de puntos de quiebre (*turning points*) para los tres plazos en los que estamos interesados.

Para el caso de los pronósticos entre 6 y 24 meses adelante (Gráfico 5), el valor estimado del cambio en la actividad económica presenta un movimiento similar al observado. Sin embargo, en 1997 las expectativas de una caída en la actividad económica, 6 y 24 meses adelante, aunque coincidieron cualitativamente, no lo hicieron con la magnitud de dicha caída, la cual fue mucho más fuerte.

Finalmente, al observar los pronósticos de la actividad económica esperada para los períodos de 12 y 24 meses adelante se encuentra que, si bien el valor

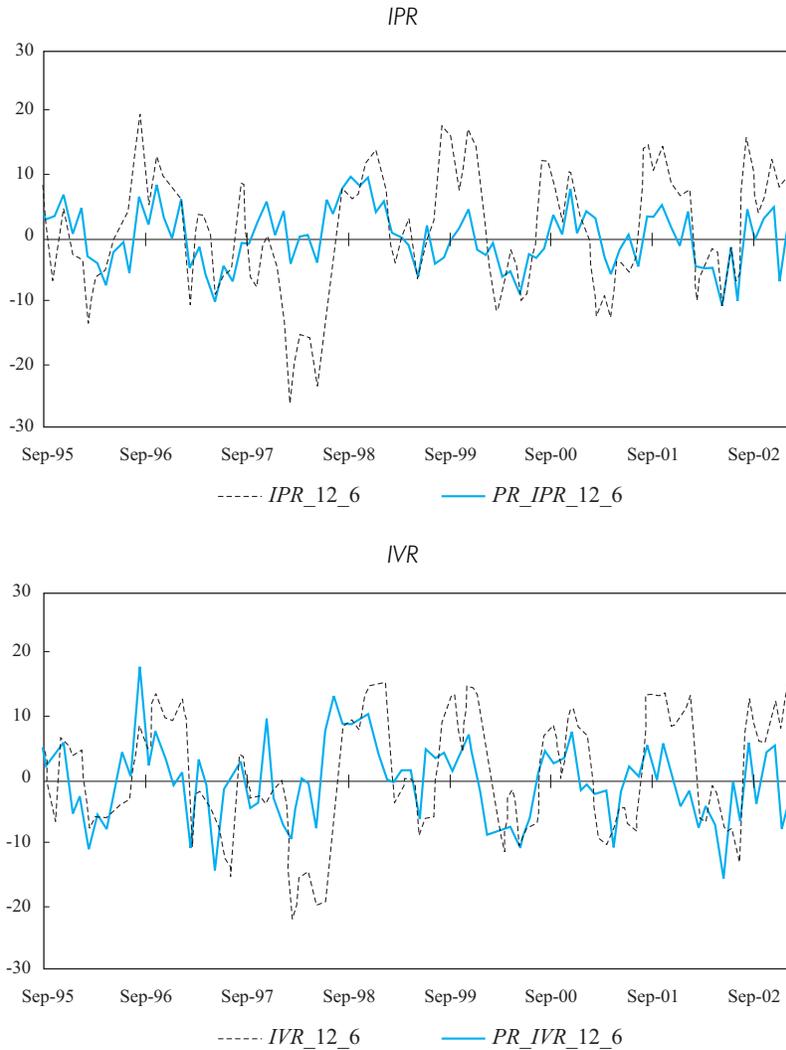
**Cuadro 3**  
Modelos de actividad económica  
entre 12 y 24 meses adelante

	Coeficiente estimado	Error estándar	<i>p</i> -valor	R <sup>2</sup>
<b>Índice de producción industrial</b>				
Intercepto	-9,6262	4,3119	0,0266	
<i>Dummy</i> 96 -97	-14,1193	3,8480	0,0002	0,4819
Diferencia de días	1,9893	0,6115	0,0011	
<i>Spread (STR)</i>	1,1603	0,3619	0,0013	
<b>Índice del valor de las ventas</b>				
Intercepto	-4,9814	3,3310	0,1347	
<i>Dummy</i> 96 - 97	-13,9365	3,0687	< 0,00001	0,5554
Diferencia de días	2,0550	0,5030	< 0,00010	
<i>Spread (STR)</i>	0,6996	2,5512	0,0107	

**Nota:** *Dummy* 96-97: variable que toma el valor de 1 entre junio de 1996 y julio de 1997; *spread (STR)*: es el *spread* de la tasa de interés real esperado obtenido con base en el pronóstico de inflación que arroja el modelo no lineal (*STR*); diferencia de días: son los días hábiles del mes correspondiente 24 meses adelante menos los días hábiles del mes correspondiente 12 meses adelante.  
Fuente: Cálculos de los autores.

Gráfico 4

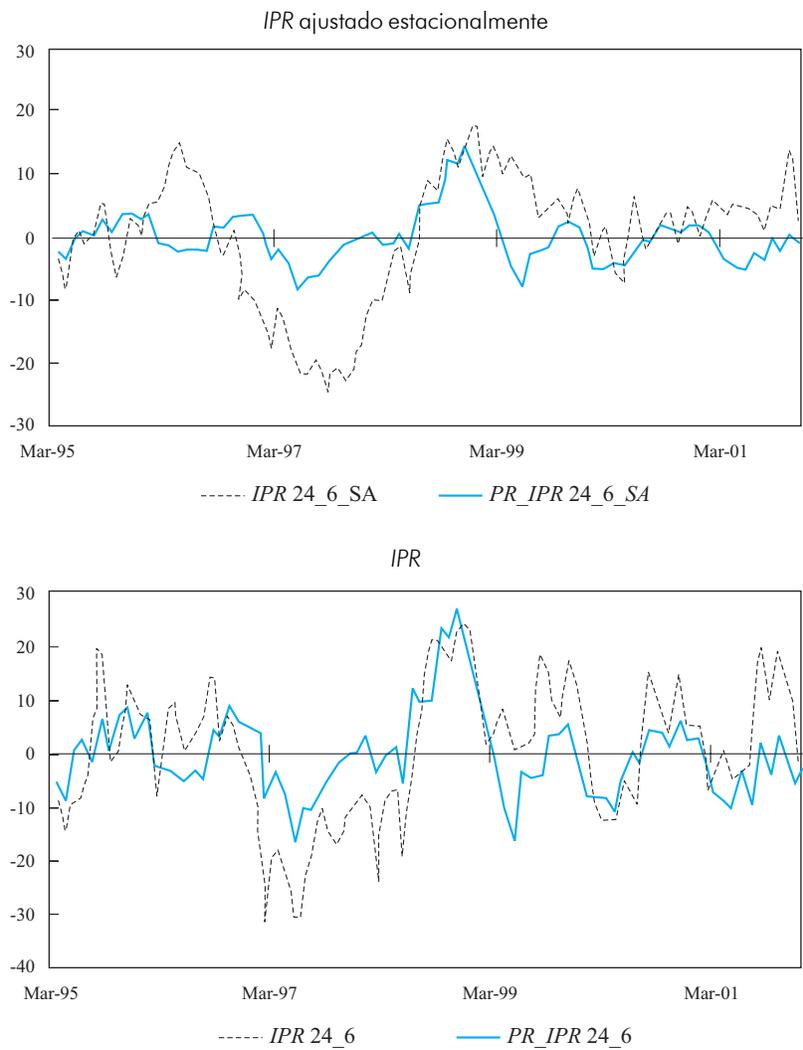
Pronósticos dentro de muestra de actividad económica  
entre 6 y 12 meses adelante



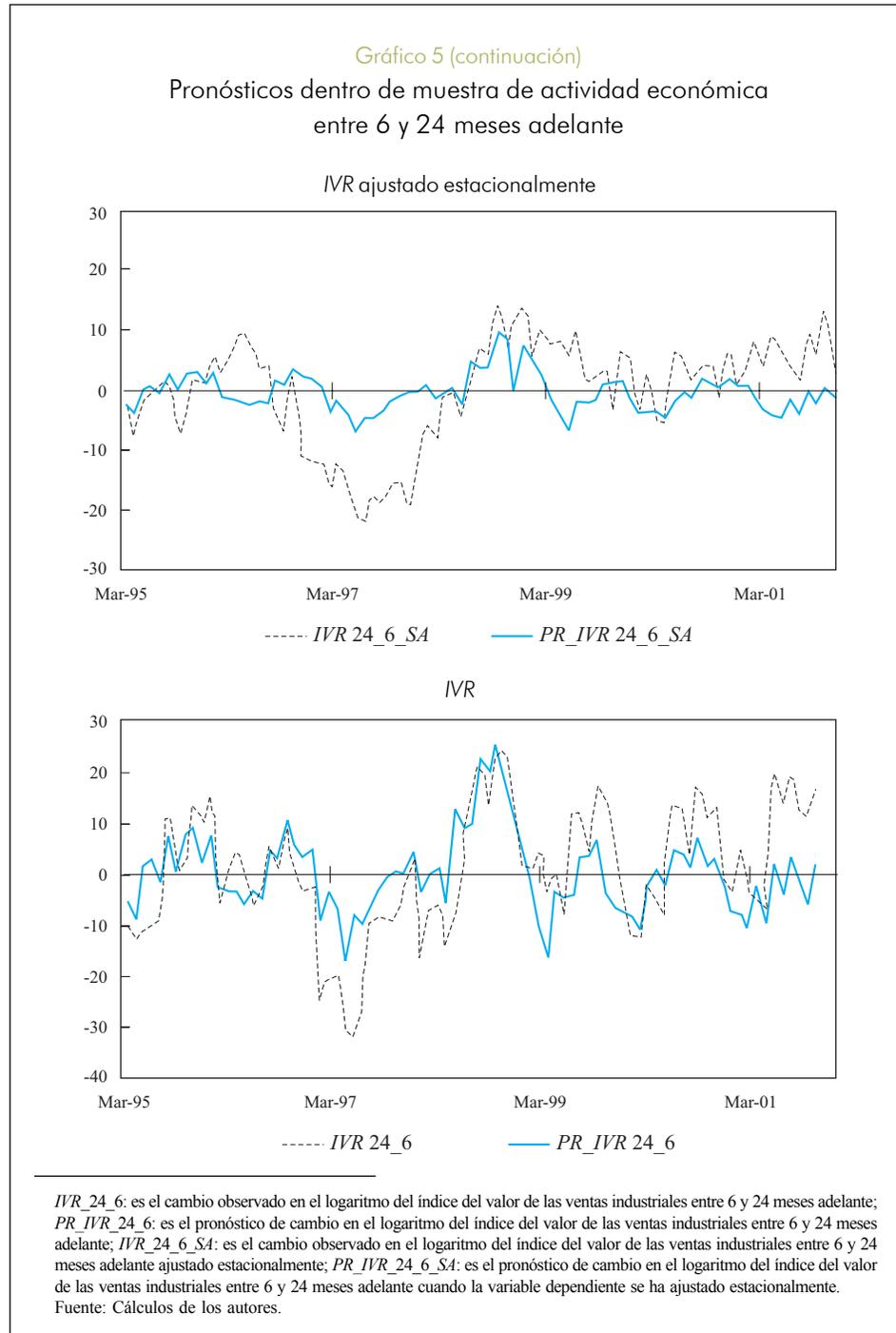
**Nota:** *IPR\_12\_6*: es el cambio observado en el logaritmo del índice de producción industrial entre 6 y 12 meses adelante; *PR\_IPR\_12\_6*: es el pronóstico de cambio en el logaritmo del índice de producción industrial entre 6 y 24 meses adelante; *IVR\_12\_6*: es el cambio observado en el logaritmo del índice del valor de las ventas industriales entre 6 y 12 meses adelante; *PR\_IVR\_12\_6*: es el pronóstico de cambio en el logaritmo del índice del valor de las ventas industriales entre 6 y 12 meses adelante.

Fuente: Cálculos de los autores.

Gráfico 5  
 Pronósticos dentro de muestra de actividad económica  
 entre 6 y 24 meses adelante



**Nota:** *IPR\_24\_6*: es el cambio observado en el logaritmo del índice de producción industrial entre 6 y 24 meses adelante; *PR\_IPR\_24\_6*: es el pronóstico de cambio en el logaritmo del índice de producción industrial entre 6 y 24 meses adelante; *IPR\_24\_6\_SA*: es el cambio observado en el logaritmo del índice de producción industrial entre 6 y 24 meses adelante ajustado estacionalmente; *PR\_IPR\_24\_6\_SA*: es el pronóstico de cambio en el logaritmo del índice de producción industrial entre 6 y 24 meses adelante cuando la variable dependiente se ha ajustado estacionalmente.



de las expectativas predichas está muy cerca del valor observado, los errores de estimación para este caso son mayores. Este resultado es explicable si se tiene en cuenta que cuanto más lejano es el período de pronóstico, mayor es la probabilidad de que los agentes económicos cometan errores (no sistemáticos) sobre el curso de la actividad económica futura<sup>17</sup>. En los ejercicios realizados se puede observar que el movimiento de los cambios esperados en el curso de la actividad económica futura estimados a diferentes plazos tienen un comportamiento muy similar a los valores observados de los cambios en la actividad económica futura, pero a medida que los plazos son superiores la capacidad de pronóstico de los agentes sobre la actividad económica es menor (Gráfico 6).

Los pronósticos por fuera de muestra se compararon con los de un modelo  $AR(1)$ <sup>18</sup>. En los cuadros A1 y A4 del anexo se pueden observar los resultados para los modelos de 6 y 12 meses adelante, de acuerdo con diferentes criterios. Los resultados indican que el mejor modelo, con base en la *raíz del error cuadrático medio de pronóstico* (RMSFE), es el que contiene el *spread* de tasas de interés reales calculadas con el modelo de pronósticos de inflación no lineal (*STR*) seguido del modelo que deflacta las tasas de interés nominales con la inflación pronosticada por el modelo no paramétrico. Sin embargo, para los períodos 24-6 y 24-12 el mejor pronóstico parece ser el arrojado por el modelo  $AR(1)$  (cuadros A2, A3, A5 y A6).

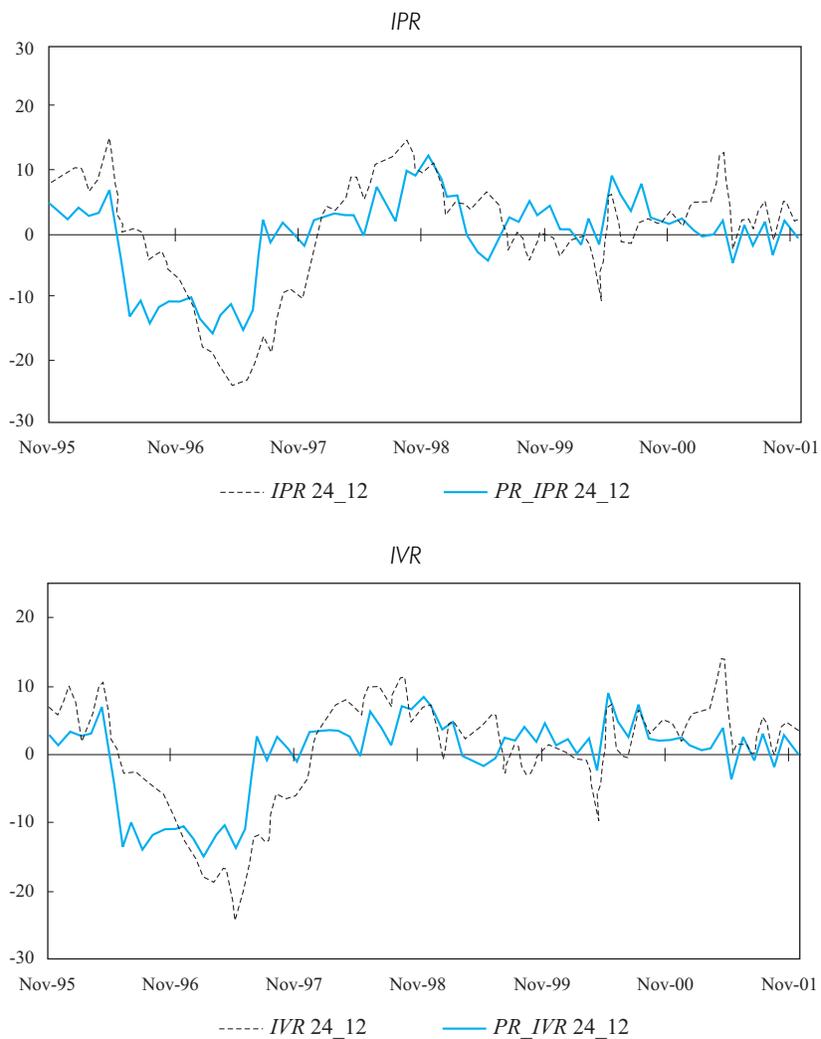
Para verificar la existencia de una diferencia estadística entre los criterios que miden la capacidad de pronóstico de los modelos estimados, se implementó la prueba de Diebold y Mariano (1995) corregida por tamaño de muestra (Harvey, Leybourne y Newbold, 1997). La hipótesis nula de la prueba plantea la igualdad del error cuadrático medio (*ECM*) entre los pronósticos de dos modelos seleccionados. En el Cuadro 4 se pueden observar los modelos y los horizontes para los cuales se pudo realizar dicha prueba.

<sup>17</sup> Entre las razones adicionales para que la capacidad de predicción de la actividad económica futura disminuya en la medida en que el horizonte se amplía tiene que ver, a su vez, con la disminución de la capacidad de los modelos utilizados para predecir la inflación en períodos superiores a un año.

<sup>18</sup> Las razones para utilizar este modelo como referente en lugar de una caminata aleatoria son: i) que ha sido utilizado antes en esta literatura (Harvey, 1997 y Castellano y Camero, 2003), ii) en su simpleza, y iii) en que la variable de interés (las expectativas de cambio en la actividad económica) es estacionaria.

Gráfico 6

Pronósticos dentro de muestra de actividad económica entre 12 y 24 meses adelante



**Nota:** *IPR\_24\_12*: es el cambio observado en el logaritmo del índice de producción industrial entre 12 y 24 meses adelante; *PR\_IPR\_24\_12*: es el pronóstico de cambio en el logaritmo del índice de producción industrial entre 12 y 24 meses adelante; *IVR\_24\_12*: es el cambio observado en el logaritmo del índice del valor de las ventas industriales entre 12 y 24 meses adelante; *PR\_IVR\_24\_12*: es el pronóstico de cambio en el logaritmo del índice del valor de las ventas industriales entre 12 y 24 meses adelante.

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro 4  
Prueba de Diebold y Mariano corregida

Modelos		Horizontes		
		1	2	3
<i>IPR_12_6_spread</i> vs. <i>AR</i> (1)	$S_1^*$	-0,246	-0,5666	-1,3331
	Valor- <i>p</i>	(0,403)	(0,286)	(0,093)
<i>IVR_12_6_spread</i> vs. <i>AR</i> (1)	$S_1^*$	-0,1736	-0,097	-0,0802
	Valor- <i>p</i>	(0,431)	(0,461)	(0,468)
<i>IPR_24_6_spread</i> vs. <i>AR</i> (1)	$S_1^*$	0,6418	2,0974	1,3520
	Valor- <i>p</i>	(0,740)	(0,982)	(0,912)
<i>IVR_24_6_spread</i> vs. <i>AR</i> (1)	$S_1^*$	0,2687	1,6230	0,9452
	Valor- <i>p</i>	(0,606)	(0,948)	(0,828)

Fuente: Cálculos de los autores.

Como se puede observar, sólo se puede rechazar la hipótesis nula para los modelos de 6 y 12 meses adelante con pronósticos a horizonte 3 (entre 9 y 15 meses adelante). Es decir, a pesar de que el modelo con *spread* de tasas de interés reales y ajuste por número de días hábiles contiene información sobre las expectativas de actividad económica futura, su capacidad de pronóstico solamente es mayor, frente a un modelo *AR*(1), en el horizonte entre 9 y 15 meses adelante. Para el plazo entre 6 y 24 meses adelante no se puede rechazar la hipótesis nula, fundamentalmente para un período adelante. Pero para los horizontes 2 y 3 es claramente mejor el modelo *AR*(1).

En suma, para períodos cortos, entre 6 y 12 meses adelante, la curva de rendimientos es superior a un modelo *AR*(1) haciendo pronósticos fuera de muestra, mientras que para períodos superiores la capacidad de pronóstico de la curva de rendimientos es igual o, en algunos casos, inferior a la capacidad del modelo *AR*(1). Castellanos y Camero (2003) obtuvieron resultados similares.

La explicación a este resultado está, no en que la teoría pierda fuerza o en que el modelo no es relevante para plazos mayores. Más bien es el hecho de que la capacidad de

generar expectativas más acertadas (o de predecir la inflación) se reduce notablemente en períodos superiores a un año con los modelos utilizados.

## V. CONCLUSIONES

Este documento utiliza la información contenida en la estructura a plazo de las tasas de interés, recientemente producida en el mercado colombiano de títulos de renta fija (TES-B pesos), para predecir las expectativas de la actividad económica futura a diferentes plazos: 6 y 12, 6 y 24 y 12 y 24 meses adelante. Como *proxies* del crecimiento en el consumo que demanda el enfoque empleado, se utilizaron la diferencia en el logaritmo del índice de producción industrial (*IPR*) y la diferencia en el logaritmo del índice del valor de las ventas (*IVR*). Como *proxies* de las expectativas de inflación requeridas para calcular el *spread* de las tasas de interés reales esperadas se emplearon dos modelos de pronóstico de inflación utilizados por el Banco de la República, el no-lineal y el no-paramétrico.

Las estimaciones a diferentes plazos muestran que el coeficiente asociado al *spread* es significativo y tiene el signo que predice la teoría. Esto significa que la estructura a plazo de las tasas de interés contiene información sobre las expectativas de la actividad económica futura. Un aumento del *spread* de las tasas de interés reales esperadas entre los períodos  $k$  y  $j$  ( $j > k$ ) predice que los agentes están esperando una actividad económica de mayor dinamismo entre dichos períodos. El índice estimado de aversión al riesgo de los agentes está entre 0,6 y 1,4.

La evidencia indica que la capacidad de pronóstico fuera de muestra es superior a un modelo  $AR(1)$  para los plazos entre 12 y 6 meses adelante, mientras que para plazos 24-6 y 24-12 la capacidad de pronóstico fuera de muestra resultó inferior a la de dicho modelo. La pérdida de capacidad de pronóstico de la inflación para períodos superiores a un año es la base de la explicación a este resultado. Mejores modelos para pronosticar la inflación a horizontes mayores son, por tanto, requeridos para dar mayores posibilidades de aplicación a la teoría empleada en este trabajo.

## REFERENCIAS

- Ang, A.; Piazzesi, M.; Wei, M. (2004). "What does the Yield Curve Tell us about GDP Growth?", en *NBER Working paper*, No. w-10.672.
- Arango, L. E.; Flórez, L. A.; Arosemena, A. M. (2004). "El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de actividad económica en Colombia", en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 279.
- Arosemena, A. M.; Arango, L. E. (2002). "Lecturas alternativas de la estructura a plazo: una breve revisión de la literatura", en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 223.
- Breeden, D. T. (1979). "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", en *Journal of Financial Economics*, No. 7, pp. 265-296.
- Carrasquilla, A.; Galindo, A.; Patrón, H. (1994). "Costos en bienestar de la inflación: teoría y una estimación para Colombia", en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 3.
- Castellanos, S.; Camero, E. (2003). "La estructura temporal de tasas de interés en México: ¿puede ésta predecir la actividad económica futura?", en *Revista de Análisis Económico*, Vol. 18. No. 2, pp. 33-66.
- Diebold, F.; Mariano, R. (1995). "Comparing Predictive Accuracy", en *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 13, No. 3.
- Hall, R., (1988). Intertemporal Substitution in Consumption, *Journal of Political Economy*, 96, 2, 339-357.
- Harvey, D.; Leybourne, S.; Newbold, P. (1997). "Testing the Equality of Mean Squared Errors", en *International Journal of Forecasting*, No. 13, pp. 281-291.
- Harvey, C. R. (1988). "The Real Term Structure and Consumption Growth", en *Journal of Financial Economics*, No. 22, pp. 305-333.

- Harvey, C. R. (1997). “The Relation between the Term Structure of Interest Rates and Canadian Economy Growth”, en *Canadian Journal of Economics*, Vol. XXX, No. 1, pp. 169-193.
- Jalil, M.; Melo, L. F. (2000). “Una relación no lineal entre inflación y los medios de pago”, en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 145.
- Ljungqvist, L.; Sargent, T. J. (2000). *Recursive Macroeconomic Theory*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Martínez-Serna, M. I.; Navarro-Arribas, E. (2003). “The Term Structure of Interest Rates and Expected Economic Growth”, Mimeo, Universidad de Murcia.
- Maurer, M.; Uribe, M. C.; Birchenal, J. (1996). “El sistema de indicadores líderes para Colombia”, en *Archivos de Macroeconomía*, DNP, No. 49.
- Melo, A.; M. French; Langebaek, N. (1988). “*El ciclo de referencia de la economía colombiana*”, Ministerio de Hacienda, pp. 43-61.
- Melo, L. F.; Nieto, F. H.; Ramos, M. (2003). “A Leading Index for the Colombian Economic Activity”, en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 243.
- Melo, L. F.; Núñez, H. (2004). “Combinación de pronósticos de la inflación en presencia de cambios estructurales”, en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 286.
- Newey, W.; West, K. (1987). “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation”, en *International Economic Review*, No. 28, pp. 777-787.
- Rodríguez, N.; Siado, P. (2003). “Un pronóstico no paramétrico de la inflación colombiana”, en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 248.

## ANEXO

*EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO BAJO DISTINTOS  
CRITERIOS DE PRONÓSTICO (2001:01–2003:03)*

Cuadro A.1  
IPR 6 y 12 meses adelante

Meses adelante	Modelo	Criterio			
		RMSFE	MAFE	MAPFE	RMSPFPE
7 - 13	STR	0,0666	0,0512	1,2640	2,4717
	NP	0,0706	0,0551	1,1962	2,0748
	AR(1)	0,0859	0,0662	1,0237	1,3165
8 - 14	STR	0,0692	0,0557	1,4049	2,5988
	NP	0,0711	0,0546	1,2513	2,1625
	AR(1)	0,0783	0,0663	1,2153	1,5952
9 - 15	STR	0,0722	0,0587	1,4982	2,7683
	NP	0,0748	0,0600	1,3595	2,2227
	AR(1)	0,0854	0,0749	1,2274	1,4646
10 - 16	STR	0,0747	0,0591	0,7346	0,9027
	NP	0,0784	0,0630	0,8018	0,9658
	AR(1)	0,0931	0,0841	0,9931	1,0068
11 - 17	STR	0,0788	0,0665	0,8426	0,9594
	NP	0,0825	0,0702	0,8948	1,0151
	AR(1)	0,0911	0,0825	1,0246	1,0275
12 - 18	STR	0,0856	0,0754	0,9127	1,0295
	NP	0,0888	0,0779	0,9425	1,0722
	AR(1)	0,0982	0,0905	1,0265	1,0266

**Nota:** RMSFE: raíz del error cuadrático medio de pronóstico; MAFE: promedio de los valores absolutos de los errores de pronóstico; MAPFE: promedio porcentual de los valores absolutos de los errores de pronóstico; RMSPFPE: raíz del error cuadrático medio porcentual de los errores de pronóstico.  
Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A.2  
IPR 6 y 24 meses adelante

Meses adelante	Modelo	Criterio			
		RMSFE	MAFE	MAPFE	RMSPFE
7 - 25	AR(1)	0,0897	0,0677	0,9527	1,1708
	STR	0,1210	0,1076	2,3645	3,6631
8 - 26	AR(1)	0,0872	0,0677	1,3367	1,9207
	STR	0,1268	0,1149	2,5487	3,8503
9 - 27	AR(1)	0,1061	0,0728	0,7968	0,8903
	STR	0,1336	0,1226	2,6448	4,0170
10 - 28	AR(1)	0,1159	0,0930	0,8119	0,9006
	STR	0,1359	0,1242	1,8387	2,5609
11 - 29	AR(1)	0,1254	0,1042	0,9798	1,0237
	STR	0,1434	0,1328	1,9563	2,7420
12 - 30	AR(1)	0,1376	0,1228	1,1492	1,1795
	STR	0,1547	0,1495	2,0858	2,9091

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A.3  
IPR 12 y 24 meses adelante

Meses adelante	Modelo	Criterio			
		RMSFE	MAFE	MAPFE	RMSPFE
13 - 25	STR	0,0557	0,0453	1,2759	1,5364
	AR(1)	0,0608	0,0459	1,5362	2,2045
14 - 26	AR(1)	0,0448	0,0353	1,1757	1,4817
	STR	0,0548	0,0435	1,2897	1,5735
15 - 27	STR	0,0553	0,0434	1,3687	1,6847
	AR(1)	0,0554	0,0450	1,7327	2,8142
16 - 28	AR(1)	0,0278	0,0223	0,8254	1,0493
	STR	0,0357	0,0337	1,4558	1,7990
17 - 29	STR	0,0382	0,0360	1,5780	1,9629
	AR(1)	0,0393	0,0308	1,3342	2,1209
18 - 30	AR(1)	0,0260	0,0236	1,0474	1,2384
	STR	0,0405	0,0381	1,7468	2,1861

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A.4  
IVR 6 y 12 meses adelante

Meses adelante	Modelo	Criterio			
		RMSFE	MAFE	MAPFE	RMSPFE
7 - 13	STR	0,0784	0,0618	1,7474	4,1004
	NP	0,0812	0,0655	1,4851	3,0130
	AR(1)	0,0973	0,0681	1,1404	1,8274
8 - 14	STR	0,0809	0,0655	1,8861	4,2834
	AR(1)	0,0831	0,0708	1,2131	1,4423
	NP	0,0835	0,0691	1,5913	3,1343
9 - 15	STR	0,0850	0,0716	2,0633	4,4707
	AR(1)	0,0872	0,0780	1,4758	2,0675
	NP	0,0877	0,0750	1,7298	3,2659
10 - 16	STR	0,0867	0,0721	0,7570	0,9255
	NP	0,0913	0,0777	0,8239	0,9829
	AR(1)	0,0955	0,0861	1,0147	1,0262
11 - 17	STR	0,0884	0,0724	0,7454	0,9303
	AR(1)	0,0929	0,0844	1,0562	1,0619
	NP	0,0952	0,0815	0,8527	1,0165
12 - 18	STR	0,0949	0,0798	0,8053	0,9894
	AR(1)	0,0988	0,0914	1,0412	1,0416
	NP	0,1005	0,0865	0,8777	1,0540

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A.5  
IVR 6 y 24 meses adelante

Meses adelante	Modelo	Criterio			
		RMSFE	MAFE	MAPFE	RMSPFE
7 - 25	AR(1)	0,1059	0,0729	0,9368	1,1776
	STR	0,1307	0,1133	1,5330	1,8924
8 - 26	AR(1)	0,0924	0,0652	0,9979	1,4203
	STR	0,1377	0,1226	1,3998	1,5708
9 - 27	AR(1)	0,1119	0,0824	1,3390	1,8909
	STR	0,1449	0,1310	1,3332	1,6107
10 - 28	AR(1)	0,1159	0,0958	0,9130	1,0132
	STR	0,1451	0,1298	1,1260	1,3010
11 - 29	AR(1)	0,1265	0,1067	1,1124	1,2048
	STR	0,1512	0,1352	0,9623	1,0719
12 - 30	AR(1)	0,1340	0,1225	1,2786	1,4105
	STR	0,1633	0,1554	1,0982	1,1572

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A.6  
IVR 12 y 24 meses adelante

Meses adelante	Modelo	Criterio			
		RMSFE	MAFE	MAPFE	RMSPFE
13 - 25	STR	0,0488	0,0377	6,2268	12,8333
	AR(1)	0,0572	0,0420	1,3916	2,0878
14 - 26	AR(1)	0,0433	0,3280	0,9096	1,1249
	STR	0,0472	0,0353	6,6395	13,2280
15 - 27	STR	0,0460	0,0340	7,9570	15,5016
	AR(1)	0,0531	0,0425	1,5549	2,4634
16 - 28	AR(1)	0,0272	0,0228	0,9171	1,0723
	STR	0,0273	0,0251	9,1850	17,0220
17 - 29	STR	0,0250	0,0239	6,9594	15,7591
	AR(1)	0,0356	0,0299	1,2451	1,8145
18 - 30	AR(1)	0,0268	0,0243	0,9357	1,0975
	STR	0,0275	0,0268	8,6398	18,6030

Fuente: Cálculos de los autores.