



BANCO DE LA REPUBLICA
Subgerencia de Estudios Económicos

El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de inflación en Colombia

Luis Eduardo Arango y Angélica María Arosemena *

Resumen

La evidencia empírica encontrada sugiere que los spreads de tasas de interés entre 12 y 24 meses y entre 6 y 12 meses contienen información que contribuye a predecir las expectativas de inflación total y de inflación núcleo. La relación entre los diferenciales de inflación y los spread de tasas de interés resultó ser positiva: a mayor diferencial mayor es la expectativa de inflación futura.

Clasificación JEL: E43, E31, E32, H60

Palabras clave: estructura a plazo, tasas de interés, ecuación de Fisher, hipótesis de expectativas.

* Investigador principal y profesional especializada en inflación, respectivamente, de la Subgerencia de estudios económicos del Banco de la República. Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Los autores agradecen los comentarios de Luz Adriana Flórez, Luis Fernando Melo, Carlos Esteban Posada y de los asistentes al Seminario Interno del Banco de la República. Los errores son únicamente de los autores.

1. Introducción

Uno de los principales retos de un banco central es el conocimiento de los mecanismos de transmisión de la política monetaria, sus efectos y el tiempo que estos tardan en aparecer y desaparecer. Esto debido a que los resultados de las decisiones de política monetaria no son inmediatos y sólo pueden ser observados, o incluso estimados, pasado algún tiempo.

La dinámica que induce la política monetaria en las variables económicas objetivo genera, en ocasiones, incertidumbre sobre su efectividad. Por ello, es común que los bancos centrales monitoreen la evolución de algunas variables que, posiblemente, se encuentran relacionadas con sus objetivos de mediano y largo plazos. La tarea de hacer seguimiento a estas variables no es sencilla, debido a que con frecuencia la información no está disponible de manera oportuna o precisa, o porque su interpretación es difícil y requiere, por tanto, la elección de un modelo económico y unas técnicas estadísticas sofisticadas. Sin embargo, algunas de estas variables escapan a estos problemas. En este sentido, la curva de rendimientos se constituye en un indicador central de los mecanismos de transmisión monetaria según registran Arosemena y Arango (2002)¹.

En la revisión de literatura realizada por estos autores se relaciona la curva de rendimientos con las expectativas de inflación y de tasas de interés, la actividad económica y el déficit fiscal en otras economías. Esto, en razón a que en Colombia el nivel de desarrollo del mercado de capitales no había permitido realizar avances empíricos en tal sentido. Sin embargo, ahora los datos sobre el mercado secundario de títulos de renta fija en Colombia comienzan a estar disponibles para realizar las primeras investigaciones sobre el contenido informativo de la estructura a plazo de las tasas de interés. Por lo tanto, el objetivo de este trabajo es encontrar y estimar la información contenida en la estructura a plazo sobre las expectativas de inflación la cual incorpora, en teoría, no sólo información pasada, sino también los anuncios relevantes realizados por las autoridades económicas tanto domésticas como extranjeras.

¹ El repaso bibliográfico hecho por los autores toma en cuenta los países de cada estudio, su período muestral, la frecuencia de los datos, la forma de construcción de las variables, los métodos de estimación y los resultados.

El trabajo se desarrolla de la siguiente forma. La sección 2 hace una presentación breve de la lectura de la estructura a plazo en la que nos vamos a concentrar: como predictor de las expectativas de inflación. En esta misma sección se comentan algunos estudios en los que la estructura a plazo sirve como predictor de las expectativas de inflación para otros países. En la sección 3 se describen los datos utilizados para realizar las pruebas empíricas. En la sección 4 se presentan y discuten los resultados econométricos. La sección 5 hace unas breves notas finales sobre los hallazgos del trabajo.

2. Estructura a plazo y expectativas de inflación

En esta sección se discute la capacidad de la curva de rendimientos para predecir el comportamiento de las expectativas de inflación futura. Arosemena y Arango (2002) discuten otras interpretaciones adicionales.

En un esquema de política como el de inflación objetivo, las expectativas de inflación juegan un papel fundamental para definir la postura que, eventualmente, puede llevar al cumplimiento de la meta de inflación. Sin embargo, dichas expectativas son una variable no observable por lo que se deben estimar a partir de otras variables observables como la estructura a plazo de las tasas de interés. Esto debido a que las tasas de interés nominales incorporan, entre otros elementos, uno que representa la expectativa del mercado sobre la inflación futura. En consecuencia, los cambios en la pendiente de la estructura a plazo pueden contener información acerca de la trayectoria futura de la inflación esperada por los agentes. Así, una curva de mayor pendiente, podría estar reflejando mayores expectativas de inflación y viceversa.

Para analizar la relación entre la estructura a plazo de la tasa de interés nominal y la trayectoria futura de la inflación se utiliza la aproximación desarrollada por Mishkin (1990a), la cual se fundamenta en la ecuación de Fisher². Este enfoque supone que las expectativas son racionales y que la pendiente de la estructura a plazo de la tasa de interés real es constante en el tiempo. La hipótesis que se plantea es que, si la tasa de

² Donde la tasa de interés nominal se ajusta en una relación 1 a 1 con la tasa de inflación esperada.

interés real es constante, los cambios en las tasas de interés nominales de corto y largo plazo reflejarán el cambio en las expectativas de inflación futura. Ello plantea la existencia de una relación positiva entre la estructura a plazo de las tasas de interés nominal y la inflación futura. Considere la ecuación de Fisher:

$$i_t^m = rr_t^m + E_t \pi_t^m \quad (1)$$

donde π_t^m representa la inflación acumulada entre t y $t+m$ ($\geq t$), rr_t^m e i_t^m las tasas de interés real y nominal, respectivamente, entre t y m y E_t el operador de expectativas. Reordenando (1), la tasa de inflación esperada en t , al final del periodo m , es igual a la diferencia entre las tasas de interés nominal y real en t para un bono que redime en el periodo m :

$$E_t \pi_t^m = i_t^m - rr_t^m \quad (2)$$

El supuesto de expectativas racionales implica que:

$$\pi_t^m = E_t \pi_t^m + \varepsilon_t^m \quad (3)$$

Al sustituir (2) en (3) se obtiene que:

$$\pi_t^m = i_t^m - rr_t^m + \varepsilon_t^m \quad (4)$$

Finalmente, al sustraer de (4) la inflación del periodo n ($m > n$) se obtiene la *ecuación básica del cambio en la inflación*:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{t,n}^{m,n} + \beta_{m,n} [i_t^m - i_t^n] + \eta_{t,n}^{m,n} \quad (5)$$

siendo:

$$\begin{aligned} \alpha_{t,n}^{m,n} &= \overline{rr}_t^n - \overline{rr}_t^m, & \beta_{m,n} &= 1, & \eta_{t,n}^{m,n} &= \varepsilon_t^m - \varepsilon_t^n - (u_t^m - u_t^n), \\ u_t^m &= rr_t^m - \overline{rr}_t^m, & & & u_t^n &= rr_t^n - \overline{rr}_t^n. \end{aligned}$$

donde se ha introducido el supuesto que $rr_t^m = \overline{rr}_t^m + u_t^m$. Suponiendo que las expectativas son racionales y que la pendiente de la estructura a plazo real, $rr_t^m - rr_t^n$, es constante en el tiempo, las pruebas de la significancia estadística del coeficiente $\beta_{m,n}$ muestran el contenido de información de las expectativas de inflación. En caso contrario, la expresión (5) mostrará los movimientos de la pendiente de la estructura a plazo de la

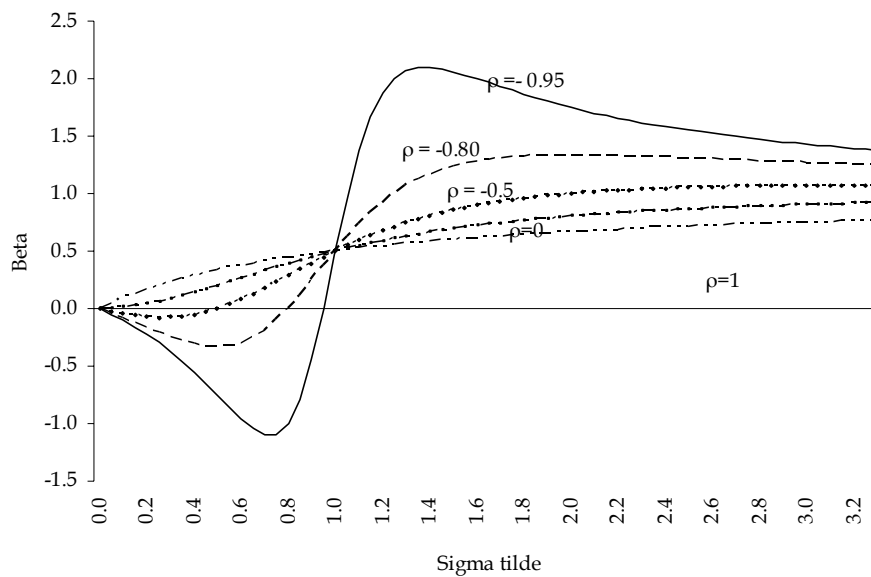
tasa de interés real. El rechazo de la hipótesis nula $\beta_{m,n} = 0$ evidenciaría que la estructura a plazo contiene información significativa acerca de la trayectoria futura de la inflación, mientras que el rechazo de la hipótesis nula $\beta_{m,n} = 1$ evidenciaría que la pendiente de la estructura a plazo de la tasa de interés real no es constante en el tiempo.

Suponiendo que la covarianza del error de pronóstico de inflación con $[rr_t^m - rr_t^n]$ es cero, lo cual surge del supuesto de expectativas racionales, el parámetro $\beta_{m,n}$ se puede expresar como:

$$\beta_{m,n} = (\sigma^2 + \rho\sigma)/(1 + \sigma^2 + 2\rho\sigma) \quad (6)$$

donde σ es la relación entre las desviaciones estándar del cambio de inflación esperado y de la pendiente de la estructura a plazo real, $\sigma = \sigma_{[E_t(\pi_t^m - \pi_t^n)]} / \sigma_{[rr_t^m - rr_t^n]}$, y ρ es la correlación entre el cambio de inflación esperado, $[E_t(\pi_t^m - \pi_t^n)]$, y la pendiente de la estructura a plazo real, $[rr_t^m - rr_t^n]$ ³. La Figura 1 muestra posibles valores de $\beta_{m,n}$ para distintas valores de σ dado ρ .

Figura 1. Valores de $\beta_{m,n}$ para hipotéticos valores de σ dados hipotéticos vaores de ρ



³ La volatilidad en $[rr_t^m - rr_t^n]$ se puede presentar por cambios en la prima asociada al plazo.

Los hallazgos de Mishkin (1990 a, b) al estimar la ecuación (5) para el caso de los Estados Unidos sugieren que el *spread* de tasas de interés de los títulos con vencimiento igual o inferior a 6 meses no provee información sobre la inflación futura, mientras que el *spread* de los títulos con vencimiento igual o superior a 9 meses sí contiene información relevante acerca de las expectativas de inflación. La evidencia provista por Mishkin sugiere que para el caso de Estados Unidos la pendiente de la curva de rendimiento de largo plazo (1 a 5 años) constituye un indicador importante de las expectativas sobre presiones inflacionarias futuras que enfrenta la economía: cuando la pendiente de la curva se empina, es posible esperar presiones inflacionarias y viceversa.

Con una muestra más amplia de países (Estados Unidos, Canadá, Reino Unido, Bélgica, Francia, Alemania, Italia, Países Bajos, Suiza y Japón), Mishkin (1991) calcula la pendiente de la curva de rendimientos a partir de las tasas de interés a 1, 3, 6 y 12 meses del *Euro Deposit Market*. Los resultados indican que la estructura a plazo contiene poca información acerca de las expectativas de inflación ya que la hipótesis sólo es favorecida en el caso de Estados Unidos, Francia y el Reino Unido.

Jorion y Mishkin (1991) complementan el trabajo anterior al investigar el tramo largo de la curva de rendimientos de Estados Unidos, Reino Unido, Alemania y Suiza. Los resultados corroboran la hipótesis de que este tramo pronostica las expectativas de los cambios futuros en la inflación en los cuatro países estudiados. Sin embargo, la evidencia encontrada para Reino Unido es menos contundente que la obtenida con el tramo corto de la curva de rendimientos.

Day y Lange (1997) han señalado, sin embargo, que la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos de la tasa de interés nominal y las expectativas de inflación, como la planteada en la ecuación (5), debe ser interpretada con cautela por dos razones fundamentales. En primer lugar, porque es posible que en el corto plazo, si la tasa de interés real no es constante, la relación positiva entre la estructura a plazo de la tasa de interés nominal y la inflación no se mantenga y en segundo lugar porque, posiblemente, los pronósticos de tasas de interés de los agentes no están incorporando otras variables

que podrían estar influyendo en la inflación y por lo tanto, la relación entre la estructura a plazo de la tasa de interés nominal y la inflación, en el corto plazo, podría no mantenerse.

En consecuencia, Day y Lange sugieren la inclusión de variables de información adicionales, tales como la inflación corriente o la brecha del producto en la ecuación (5). Por ejemplo, al incluir la inflación corriente la ecuación (5) se convierte en:

$$\pi_t^m - \pi_t^1 = \alpha_m + \beta_m [i_t^m - i_t^1] + \gamma_m \pi_t + \eta_t^m \quad (7)$$

donde π_t es la inflación corriente anual⁴. Day y Lange, se concentran exclusivamente en el caso canadiense para el periodo 1967:1 - 1995:2 y concluyen que el ni el tamaño ni la significancia de los coeficientes se afecta en forma importante con la presencia del nivel de inflación⁵.

Schich (1999), siguiendo el enfoque de Mishkin, analiza el caso de Alemania empleando las tasas de interés de los títulos del gobierno con vencimiento entre 1 y 10 años para el periodo 1972:9 - 1997:10. Su trabajo concluye que la pendiente de la curva de rendimientos contiene información relevante sobre los cambios futuros de las expectativas de inflación, especialmente en el tramo de más largo plazo (de 3 a 8 años).

Finalmente⁶, Castellanos y Camero (2002) estudian la capacidad predictiva de la curva de rendimientos y concluyen para el caso mexicano que la pendiente de la curva de rendimientos tiene cierta capacidad para predecir las expectativas de inflación futura a partir de 1996, año en el cual disminuyó la regulación financiera al tiempo que se

⁴ Con la inclusión de otras variables independientes, la ecuación básica del cambio en la inflación sería $\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} [i_t^m - i_t^n] + \sum_j \gamma_{m,j} (Z_{j,t} - Z_{j,t-p}) + \eta_t^{m,n}$, donde Z identifica las diferentes variables reales, monetarias y financieras, tales como M1, M3, la base monetaria o la brecha del producto, que pueden ser incluidas. Los autores encuentran que el poder predictivo de la curva de rendimientos se mantiene incluso ante la introducción de variables adicionales como las señaladas. En particular, la cantidad de información obtenida aumenta con la inclusión de M2 para todos los horizontes. La brecha del producto parece contener información adicional para el *spread* de 3 y 5 años al tiempo que ni el índice accionario ni la brecha de M1 añaden información para ningún horizonte temporal. La capacidad de pronóstico del modelo con la inclusión de estas variables de información es similar a la resultante con la adición del nivel actual de inflación, por lo que se concluye que los agentes no toman en cuenta información contenida en otros indicadores.

⁵ Para Colombia este ejercicio tiene la dificultad de que la inflación anual corriente, total y básica, son integradas de orden uno.

⁶ Véanse también Ragan (1995) y Bake y otros (2002).

adoptó un régimen de tipo de cambio flexible. Sin embargo, dicha capacidad de pronóstico resultó ser limitada y significativamente menor a la observada utilizando otros modelos sencillos.

3. Datos para Colombia

Las expresión (5) es la base de las estimaciones de este trabajo. Por ello, se requieren series de *spreads* de tasas de interés y de diferenciales de inflación. Para calcular el *spread* de las tasas de interés, $i_t^m - i_t^n$, se utilizó el promedio mensual del rendimiento nominal a 6, 12, 24 y 36 meses de los títulos *TES*, tasa fija, emitidos por el gobierno nacional y transados en la Bolsa de Colombia y el Sistema Electrónico Nacional (SEN), para el periodo 1995:05 - 2003:06. Sin embargo, al final el plazo de 36 meses fue eliminado debido a que la serie presentaba frecuentes interrupciones. Por lo tanto, para m se consideraron los plazos 12 y 24 mientras que para n se tomaron los plazos 6 y 12. Los *spreads* analizados fueron los siguientes: $i_t^{24} - i_t^{12}$, $i_t^{24} - i_t^6$ y $i_t^{12} - i_t^6$ (Figura 2). Como sugiere la intuición económica y requiere el modelo econométrico, las series de *spread* de tasas de interés deben ser estacionarias, resultado que se verifica para las tres series, de acuerdo con las pruebas convencionales.

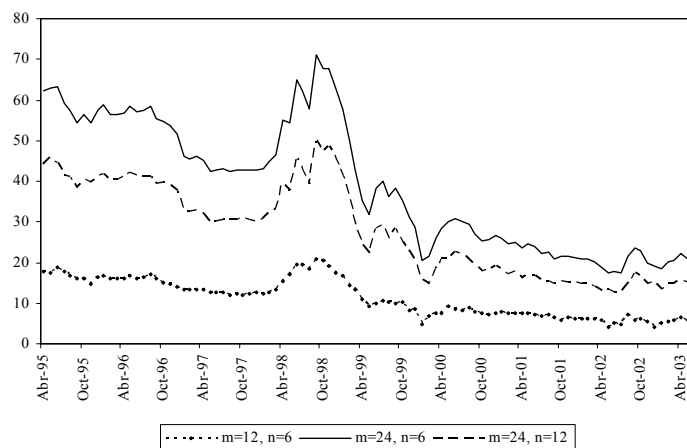
Para calcular los diferenciales de inflación⁷, $\pi_t^m - \pi_t^n$, donde π_t^m y π_t^n son las tasas de inflación acumuladas entre t y $t+m$ y entre t y $t+n$, respectivamente, se utilizaron cuatro medidas diferentes de inflación, para el periodo 1995:05 - 2003:06. La primera, corresponde a la tasa de inflación total, calculada a partir del Índice de Precios al Consumidor (en adelante *ITD*). Las otras medidas de inflación corresponden a los tres indicadores de inflación básica calculados y utilizados actualmente por el Banco de la República: la inflación excluyendo el grupo de alimentos (*IBD*), la inflación del núcleo inflacionario 20⁸ (*IND*) y la inflación del *IPC* excluyendo los alimentos primarios, los servicios públicos y los combustibles (*ISCD*). En el caso de m se consideraron los plazos

⁷ Calculada como $\pi_t^m = [(IPC_{t+m} / IPC_t) - 1]$.

⁸ El núcleo inflacionario excluye del *IPC* total el 20% de la ponderación con aquellos ítems que entre enero de 1990 y abril de 1999 registraron la mayor volatilidad de precios.

de 12 y 24 meses mientras que para n se tomaron los plazos 6 y 12 meses, de manera que los diferenciales de inflación considerados fueron: $\pi_t^{24} - \pi_t^{12}$, $\pi_t^{24} - \pi_t^6$ y $\pi_t^{12} - \pi_t^6$ (Figura 3).

Figura 2. *Spread* de las tasas de interés



Pruebas econométricas estándar (*ADF*, *KPSS*) aplicadas a los diferenciales de inflación sugieren la existencia de raíces unitarias en todos los diferenciales de inflación con excepción de los correspondientes a 12-6 y 24-12 para *ITD* y 24-12 para *IND*.

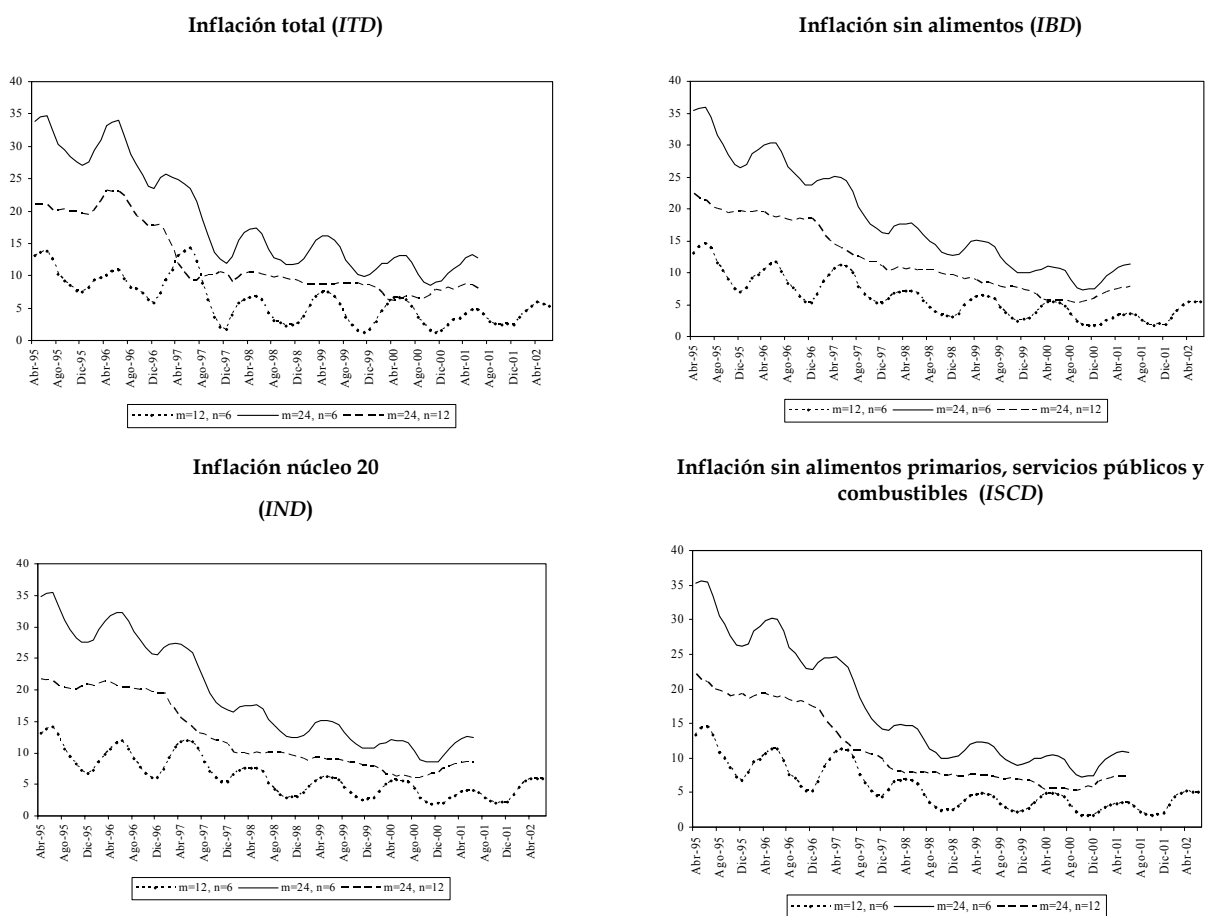
4. Evidencia empírica para Colombia sobre expectativas de inflación

Se estimaron las tres ecuaciones del cambio futuro en las tasas anuales de inflación (ecuación 5) utilizando los diferenciales sobre los que se encontró evidencia de estacionaridad. La primera de ellas entre el diferencial de inflación total y el *spread* ambos entre los períodos 12 y 6, la segunda entre el diferencial de inflación total y el *spread* de tasas de interés entre los períodos 24 y 12 y la tercera entre el diferencial de la inflación núcleo y el *spread* entre los períodos 24 y 12⁹. Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 1¹⁰.

⁹ Las estimaciones se realizaron por medio de MCO utilizando la corrección de Newey-West.

¹⁰ Pese a que la teoría empleada en este trabajo sugiere un modelo lineal, se hicieron pruebas para descartar la existencia de no linealidades. El procedimiento utilizado chequea la hipótesis nula de linealidad contra la hipótesis alterna de no linealidad del tipo STAR (Granger y Teräsvirta, 1993; Teräsvirta, 1998; Arango et al. 2002). El resultado de las pruebas aparece en el Anexo 1.

Figura 3. Diferencial de inflación a distintos plazos



Los resultados indican que el tramo corto de la curva de rendimientos contiene información significativa acerca de los cambios futuros esperados en la tasa de inflación total y la inflación núcleo en un horizonte de pronóstico de hasta 24 meses adelante. Se observa que los coeficientes β son positivos y significativos en las tres estimaciones. Estos resultados están en línea con la evidencia internacional para horizontes temporales similares. Sugieren además dichos valores, de acuerdo con la ecuación (6), que σ es inferior a 1; esto es que $\sigma_{[E_t(\pi_t^m - \pi_t^n)]} < \sigma_{[rr_t^m - rr_t^n]}$.

Tabla 1. Estimación de la ecuación $\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n}^m + \beta_{m,n} [i_t^m - i_t^n] + \eta_t^{m,n}$

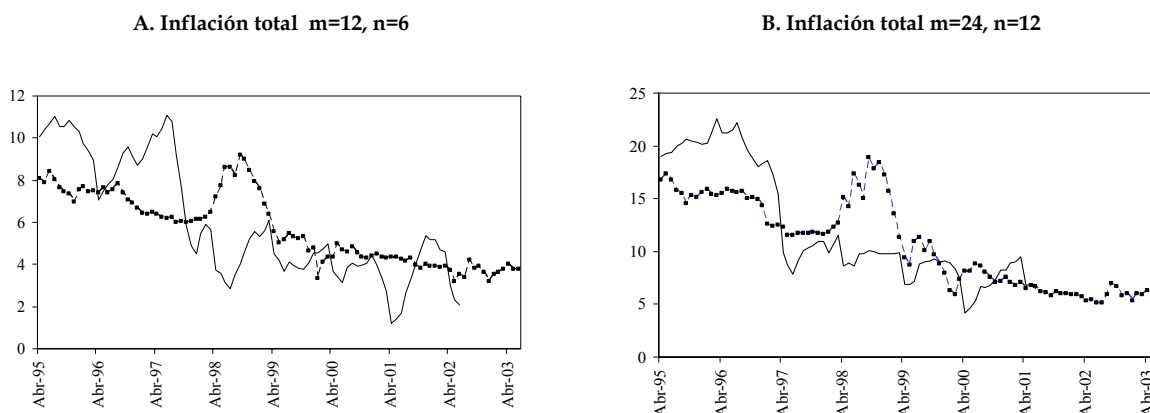
Inflación total						
Spread	β	Prueba t de $\beta = 0$	Valor p	R ²	Prueba t de $(1 - \beta) = 0$	Valor p
12_6	0.360	3.30	96.7×10^{-5}	0.3153	0.658	0.510
24_12	0.370	4.23	23.02×10^{-6}	0.4378	1.191	0.233
Inflación núcleo						
24_12	0.380	4.30	16.8×10^{-6}	0.4436	0.946	0.344

La medida de bondad de ajuste de los modelos, R^2 , varía entre 0.32, para *ITD*, y 0.44 para *IND*¹¹. Comparando estos resultados, se observa que esta medida es incluso mayor que la estimada para países como Alemania, Japón y Estados Unidos, dónde la pendiente de la curva de rendimientos es una variable de expectativas monitoreada continuamente por los bancos centrales y los analistas económicos.

Es importante destacar que la hipótesis nula de que $\beta=1$ no se rechaza en ninguno de los tres casos: como se señaló en la sección 2, esto significa que la pendiente de la estructura a plazo es constante en el tiempo y que la estructura a plazo de las tasas de interés nominales no provee información sobre la estructura a plazo de las tasas de interés reales.

En la Figura 4 aparecen los diferenciales de la tasa de inflación tanto observados como esperados por los agentes según el modelo. El mecanismo sugiere que los agentes esperaban que la tendencia a la reducción del diferencial de la inflación continuaría como de hecho ha ocurrido en los últimos meses a pesar de los ligeros rebotes al final del año anterior y comienzos de 2003. Para tener una idea del tipo de trayectoria que toma la inflación total, en la Figura 5 se presentan las expectativas de la tasa de inflación utilizando los dos modelos estimados para horizontes de uno y dos años.

Figura 4. Expectativa del diferencial de inflación



¹¹ Hay evidencia de normalidad de los errores tanto bajo la prueba de Jarque-Bera como la de Kolmogorov-Smirnov.

Figura 4 (continuada). Expectativa del diferencial de inflación

C. Inflación núcleo m=24, n=12

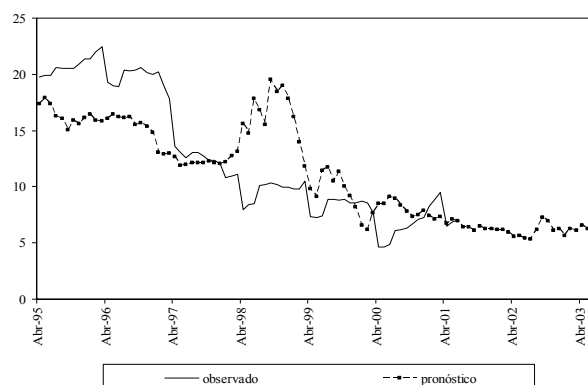


Figura 5. Expectativas de inflación total



5. Conclusiones

Este trabajo procura difundir una de las primeras lecturas a la información contenida en la estructura a plazo de Colombia. Las interpretaciones tienen que ver con el pronóstico de las expectativas de inflación.

La evidencia empírica sugiere que los *spreads* de tasas de interés entre 12 y 24 meses y entre 6 y 12 meses contienen información que contribuye a predecir las expectativas de inflación total e inflación núcleo ambas futuras. La relación entre los

diferenciales de inflación y los *spread* de tasas de interés resultó ser positiva: a mayor diferencial mayor es la expectativa de inflación futura.

Los resultados de este primer uso de la información son promisorios por lo que se sugiere seguir monitoreando este indicador en la medida que el mercado secundario de títulos de deuda Colombia siga cobrando importancia.

Referencias

Arosemena A.M. y L.E. Arango, 2002, Lecturas alternativas de la estructura a plazo: una breve revisión de la literatura, *Borradores de Economía*, No. 223, Banco de la República.

Arango L.E., L.F. Melo y D. Vásquez, 2002, Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés, *Coyuntura Económica*, Vol. XXXIII, No. 1.

Blake N., S.G.B. Henry y D. Robertson, Term structure forecasts of inflation: some further results, *The Manchester School*, Vol. 70, no. 6, 822-32.

Bosner-Neal C. y Morley T., 1997, Does the Yield Spread Predict Real Economic Activity? A Multicountry Analysis, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third quarter, p. 37-53.

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, p. 327-353.

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.

Dotsey M., 1998, The Predictive content of the interest rate term spread for future economic growth, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 84, No. 3 (Spring). p. 31-51.

Estrella A. y G. Hardouvelis, 1991, The term structure as a predictor of real economic activity, *Journal of Finance*, Vol 46. No. 2, p. 555-576.

Estrella A y F. Mishkin, 1995b, The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European Central Ban, *NBER Working Paper Series* No. 5279.

Hardouvelis G., 1988, The predictive power of the term structure during recent monetary regimes, *Journal of Finance*, Vol. 43. p. 339-56.

Hardouvelis G., 1994, The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries: is there a puzzle?, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33, No. 2, p. 255-283.

Jorion P. y F. Mishkin F., 1991, A multi-country comparison of term structure forecasts 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 p. 77-95.

Mishkin F., 1990b, The Information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation, *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, Vol. 105, No. 3, p. 815 - 828.

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*, 10, p. 2-22

Schich S., 1999, The information content of the German term structure regarding inflation, *Applied Financial Economics*. Vol. 9, No. 4, p. 385-395.

Ragan, C., 1995, Deriving agents' inflation forecasts from the term structure of interest rates, *Working Paper 95-1*, Bank of Canada.

Anexo 1

Test de no linealidad para el spread de la tasa de inflación total (12,6)								
Número de rezagos: 6								
Variables determinísticas: dummies estacionales								
Variables de transición: spread de la tasa de interés (12.6)								
Variables de transición	f1	f4	f3	f2	P_V (F1)	P_V (F4)	P_V (F3)	P_V (F2)
y1	0.906	0.639	0.580	1.667	0.574	0.698	0.744	0.145
y2	1.309	1.673	0.496	1.682	0.227	0.149	0.807	0.142
y3	1.070	0.966	0.971	1.287	0.409	0.458	0.453	0.277
y4	0.964	0.490	0.893	1.680	0.514	0.811	0.507	0.142
y5	1.051	0.560	1.010	1.723	0.426	0.759	0.429	0.131
y6	1.703	1.900	1.574	1.252	0.075	0.101	0.173	0.294

Test de no linealidad para el spread de la tasa de inflación total (12,6)								
Número de rezagos: 6								
Variables determinísticas: dummies estacionales								
Variables de transición: spread de la tasa de inflación total (12.6)								
Variables de transición	f1	f4	f3	f2	P_V (F1)	P_V (F4)	P_V (F3)	P_V (F2)
y1	2.809	2.671	3.613	0.939	0.003	0.027	0.005	0.475
y2	2.179	2.540	1.530	1.756	0.018	0.033	0.187	0.125
y3	1.888	2.408	0.768	2.074	0.043	0.042	0.598	0.070
y4	2.117	2.152	1.571	2.007	0.021	0.007	0.175	0.080
y5	2.436	3.043	1.778	1.535	0.008	0.014	0.122	0.183
y6	1.085	1.751	0.600	0.817	0.396	0.131	0.729	0.561

Test de no linealidad para el spread de la tasa de inflación total (24,12)								
Número de rezagos: 6								
Variables determinísticas: dummies estacionales								
Variables de transición: spread de la tasa de interés (24.12)								
Variables de transición	f1	f4	f3	f2	P_V (F1)	P_V (F4)	P_V (F3)	P_V (F2)
y1	0.641	0.939	0.303	0.761	0.840	0.481	0.932	0.604
y2	0.363	0.355	0.246	0.631	0.987	0.902	0.958	0.705
y3	0.325	0.360	0.221	0.515	0.993	0.899	0.968	0.794
y4	0.612	1.002	0.245	0.656	0.864	0.441	0.958	0.685
y5	0.514	0.767	0.249	0.616	0.932	0.601	0.957	0.716
y6	0.470	0.481	0.266	0.826	0.954	0.818	0.949	0.556

Test de no linealidad para el spread de la tasa de inflación total (24,12)								
Número de rezagos: 6								
Variables determinísticas: dummies estacionales								
Variables de transición: spread de la tasa de inflación total (24.12)								
Variables de transición	f1	f4	f3	f2	P_V (F1)	P_V (F4)	P_V (F3)	P_V (F2)
y1	3.040	5.795	1.069	0.838	0.003	0.000	0.398	0.547
y2	2.979	6.684	0.335	0.951	0.003	0.000	0.914	0.469
y3	1.746	3.531	0.235	1.107	0.081	0.008	0.963	0.373
y4	1.339	2.587	0.186	1.081	0.227	0.036	0.979	0.388
y5	1.769	3.637	0.145	1.177	0.076	0.007	0.989	0.336
y6	1.147	2.014	0.179	1.184	0.356	0.092	0.981	0.332

Test de no linealidad para el spread de la tasa de inflación núcleo (24,12)								
Número de rezagos: 6								
Variables determinísticas: dummies estacionales								
Variables de transición: spread de la tasa de interés (24.12)								
Variables de transición	f1	f4	f3	f2	P_V (F1)	P_V (F4)	P_V (F3)	P_V (F2)
y1	1.277	1.925	0.714	0.992	0.264	0.106	0.641	0.442
y2	0.537	0.561	0.227	1.002	0.918	0.758	0.965	0.436
y3	0.523	0.159	0.802	0.838	0.927	0.986	0.574	0.547
y4	0.821	1.112	0.606	0.763	0.664	0.376	0.724	0.603
y5	0.559	0.687	0.317	0.796	0.904	0.661	0.924	0.578
y6	0.610	0.838	0.319	0.767	0.866	0.550	0.923	0.600

Test de no linealidad (FL) para el spread de la tasa de inflación núcleo (24,12)								
Número de rezagos: 6								
Variables determinísticas: dummies estacionales								
Variables de transición: spread de la tasa de inflación núcleo (24.12)								
Variables de transición	f1	f4	f3	f2	P_V (F1)	P_V (F4)	P_V (F3)	P_V (F2)
y1	1.317	1.445	0.850	1.525	0.240	0.227	0.539	0.192
y2	1.518	1.676	1.121	1.463	0.146	0.158	0.368	0.213
y3	1.677	1.653	1.556	1.410	0.097	0.164	0.186	0.232
y4	0.107	1.000	0.917	1.294	0.423	0.442	0.493	0.279
y5	0.897	0.478	1.078	1.313	0.586	0.820	0.392	0.271
y6	0.904	0.315	1.298	1.328	0.579	0.924	0.281	0.265