



Universidad Nacional de La Plata



**Novenas Jornadas de Economía
Monetaria e Internacional
La Plata, 6 y 7 de mayo de 2004**

**El Tramo Corto de la Estructura a Plazo como Predictor de
Expectativas de la Actividad Económica en Colombia**
Arango, Luis Eduardo; Flórez, Luz Adriana y Arosemena, Angélica
María (Banco de la Republica, Colombia)



BANCO DE LA REPUBLICA
Subgerencia de Estudios Económicos

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

Luis Eduardo Arango, Luz Adriana Flórez y Angélica María Arosemena*

Resumen

En relación con los síntomas que probablemente tendrá la actividad económica en el futuro, un aumento en el spread de tasas de interés reduce la probabilidad de tener momentos difíciles mas adelante. Este resultado se cumple para un período 12 y 24 meses adelante y se ajusta al modelo teórico utilizado. La inclusión de variables monetarias en el modelo empírico no afecta la significancia estadística ni los signos del spread ni del diferencial de inflación. Sin embargo, el crecimiento monetario también contiene información sobre el ambiente económico futuro.

Clasificación JEL: E43, E32

Palabras clave: estructura a plazo, spread de tasas de interés, diferencial de inflación, expectativas de actividad económica, logit ordenados.

* Investigador principal, asistente de investigación (estudiante de economía de la Universidad de Antioquia) 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 y sugerencias de Cristina Fernández, Luis Fernando Melo, Carlos Esteban Posada, Álvaro Riascos y Leonardo Villar y asumen toda responsabilidad por los errores que pudiera contener el trabajo.

1. Introducción

La estructura a plazo de las tasas de interés contiene información que ha sido explotada en múltiples formas por los economistas. Uno de sus principales usos tiene que ver con los mecanismos de transmisión de la política monetaria hacia las expectativas de inflación y de actividad económica. Arosemena y Arango (2002) presentan algunos de los usos dados en la literatura a la información derivada de la estructura a plazo de las tasas de interés.

Este trabajo tiene por objeto explorar la hipótesis de que la curva de rendimientos contiene información acerca del desempeño de la actividad económica futura en Colombia. En tal sentido, se espera que un aplanamiento de la curva de rendimientos prediga una caída en las tasas de interés futuras la cual se asocia con un menor ritmo de actividad económica. En consecuencia, si los participantes en el mercado esperan una contracción económica el año siguiente, ellos cambiarán sus inversiones de corto plazo por inversiones de largo plazo para beneficiarse de las ganancias de capital.

El presente documento contrasta la hipótesis de que la estructura a plazo de tasas de interés contiene información sobre las expectativas de la actividad económica futura en Colombia. Para tal efecto se utilizan el *spread* de las tasas de interés nominales, definido como la diferencia en el retorno de dos títulos de igual riesgo que tienen vencimientos diferentes, y el diferencial de inflación.

Esta tarea es posible llevarla a cabo gracias al reciente avance del mercado de capitales¹. Con tal propósito el trabajo se apoya en la ecuación de Euler derivada de un modelo de agente representativo en el que se predice una asociación positiva entre el *spread* de tasas de interés reales y la actividad económica futura y una relación negativa entre ésta última y el diferencial de inflación. El desempeño de la actividad económica futura se mide con base en el modelo no lineal de Arango y Melo (2001), basado en los métodos de Granger y Teräsvirta (1993) y Teräsvirta (1998).

El trabajo continúa de la siguiente manera. La sección 2 hace una breve presentación de trabajos realizados para otros países sobre esta línea de investigación.

¹ Arango y Arosemena (2003) utilizan la misma información para predecir las expectativas de inflación.

La sección 3 presenta un modelo que destaca el vínculo entre las expectativas de la actividad económica futura y la estructura a plazo de las tasas de interés nominales y el diferencial de inflación. En la sección 4 se describen los datos utilizados para realizar las pruebas empíricas. En la sección 5 se discuten los resultados econométricos. La sección 6 muestra los resultados econométricos de algunos ejercicios empíricos en los que se incluyen variables monetarias al modelo básico de la sección anterior. Finalmente, la sección 7 hace unas breves conclusiones sobre el trabajo.

2. Alguna literatura previa

La literatura sobre la relación entre las tasas de interés y la actividad económica ha sido ampliamente documentada². De igual manera, la asociación entre la estructura a plazo de tasas de interés y la actividad económica ha recibido suficiente atención (Fama, 1986; Hu, 1994). En materia empírica, sin embargo, el éxito de dicha asociación es relativo. Así, por ejemplo, Harvey (1988), utilizando un modelo teórico en el que hace explícita una relación lineal entre la estructura a plazo y el crecimiento futuro del consumo de la economía norteamericana, en términos reales, encuentra que esta última variable se puede pronosticar mejor para los años 70 y 80 que para períodos anteriores.

Para el caso de Canadá, Harvey (1997), utilizando un modelo de similares características, encuentra que la estructura a plazo, derivada del mercado de bonos, contiene información importante sobre la evolución de la actividad real. Los resultados de Estrella y Hardouvelis (1991) sugieren que la pendiente de la curva de rendimientos pronostica el ritmo de actividad económica futura. Dotsey (1998), con las mismas variables de Estrella y Hardouvelis (1991), pero con una muestra mayor en 9 años, concluye que, en Estados Unidos, la pendiente de la curva de rendimientos es una guía útil pero imperfecta de la evolución de la actividad económica. Una definición similar de las variables es empleada por Kim y Limpaphayon (1997) quienes, para el caso de Japón, encuentran que con la estructura a plazo de tasas de interés pueden predecir el

² Las referencias se remontan a Fisher (1907) según citas hechas, entre otros, por Harvey (1988) y Kim y Limpaphayom (1997).

crecimiento del producto doméstico durante el período 1984-91, pero no durante el período 1975-1983.

Bernard y Gerlach (1996) analizan los casos de Bélgica, Canadá, Francia, Alemania, Japón, Países Bajos, Reino Unido y Estados Unidos. Sus estimaciones permiten concluir que, a nivel general, la pendiente de la estructura a plazo es un indicador útil de la actividad económica futura en horizontes de 2, 3 y 4 trimestres. Sin embargo, los resultados sugieren diferencias importantes entre países. Los mejores resultados se obtienen para Alemania, Canadá y Estados Unidos mientras que para Japón el modelo tiene un desempeño menos satisfactorio.

Estrella y Mishkin (1995) muestran que para el corto plazo los indicadores líderes y el PIB rezagado son los mejores predictores de la actividad económica futura a pesar de que su nivel de significancia decrece significativamente en un horizonte de un año. Variables financieras como los índices accionarios y el *spread* de tasas de interés de los papeles comerciales exhiben un comportamiento similar al de los indicadores líderes mientras que la pendiente de la curva de rendimientos, en todos los horizontes de pronóstico, es capaz de predecir acertadamente la ocurrencia de una recesión económica. De acuerdo con los autores, los agregados monetarios nominales y reales no predicen la actividad económica. Incluyendo diferentes variables explicativas, Estrella y Mishkin (1995) concluyeron que, en la mayoría de los casos, no se mejora la capacidad de pronóstico del modelo, permitiendo así concluir que la pendiente de la curva de rendimientos es el mejor predictor disponible de la actividad económica. Estrella y Mishkin (1996) examinan la capacidad de la curva de rendimientos y otras variables económicas para predecir las recesiones de los Estados Unidos. En este caso, la curva de rendimientos también juega un papel importante.

Finalmente, Bosner-Neal y Morley (1997) encuentran que, dentro de muestra, la pendiente de la curva de rendimientos contiene información relevante para pronosticar la actividad económica futura. Sin embargo, el grado de importancia y la precisión de ésta variable varían de país a país. Así, por ejemplo, para el caso de Japón, el *spread* no tiene ninguna capacidad para anticipar los cambios futuros en producción. Para

Australia, Países Bajos, Suecia, Suiza y Reino Unido, el *spread* de tasas de interés puede explicar hasta el 20% del crecimiento trimestral anualizado del PIB un año adelante, mientras que para Francia, Alemania, Italia y Estados Unidos, la curva de rendimientos explica entre un 25% y 40% del cambio porcentual del PIB del próximo año.

3. Estructura a plazo como predictor de las expectativas de evolución de la actividad económica: guía teórica

En esta sección se discute la capacidad de la curva de rendimientos para predecir el comportamiento de las expectativas sobre el desempeño económico futuro. Para tal efecto se considera una ecuación de Euler derivada de un modelo de optimización neoclásico de un agente representativo³:

$$1 = \beta R_t E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \quad (1)$$

siendo $U'(C_t)$ la utilidad marginal del consumo del periodo t , R_t la tasa de retorno real bruta de los bonos libres de riesgo, E_t el operador de expectativas⁴, β el factor de descuento, el cual suponemos constante por simplicidad. De acuerdo con (1) las decisiones de consumo de los agentes hacen que este varíe hasta el punto en el que la utilidad marginal del consumo en el periodo t es igual a la utilidad marginal en el periodo $t+1$, tomando en cuenta tanto la impaciencia del agente como el retorno que ofrece el mercado por el sacrificio de diferir consumo. Dicho de otra manera, dado el factor de descuento, una mayor tasa de interés, posiblemente asociada con una mayor productividad del capital fruto de un choque tecnológico, permite esperar un mayor consumo futuro.

Si el agente tiene acceso a bonos con vencimiento uno y dos periodos adelante, las ecuaciones de Euler asociadas son:

³ Este modelo tiene algunas similitudes con Harvey (1988) en el sentido en que se apoya en el consumo como *proxy* de actividad económica. Sin embargo, veremos más adelante que para contrastar empíricamente nuestra hipótesis utilizamos el índice de producción industrial.

⁴ Se supone que el agente utiliza toda la información disponible hasta el final del período t .

$$1 = \beta R_{1t} E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \Rightarrow R_{1t}^{-1} = \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \quad (2)$$

y,

$$1 = \beta^2 R_{2t} E_t \left[\frac{U'(C_{t+2})}{U'(C_t)} \right] \Rightarrow R_{2t}^{-1} = \beta^2 E_t \left[\frac{U'(C_{t+2})}{U'(C_t)} \right] \quad (3)$$

siendo $R_{1t} = (1+r_1)$ el retorno bruto de un activo libre de riesgo entre t y $t+1$, $R_{2t} = (1+r_2)$ el retorno bruto entre t y $t+2$ y r la tasa de interés real. Dividiendo (3) en (2) se obtiene:

$$\frac{R_{2t}}{R_{1t}} = \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] / \beta^2 E_t \left[\frac{U'(C_{t+2})}{U'(C_t)} \right] \quad (4)$$

Aplicando logaritmos a (4) y reordenando se obtiene:

$$\ln E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] - \ln E_t \left[\frac{U'(C_{t+2})}{U'(C_t)} \right] = \ln \beta + (r_2 - r_1) \quad (5)$$

donde la resta del lado izquierdo puede ser mayor, menor o igual que cero dependiendo de las expectativas sobre la evolución de la actividad económica futura. Por ejemplo, partiendo de una situación inicial de equilibrio, donde $C_{t+1} = C_t$, se tiene que la tasa marginal de sustitución del consumo en t y $t+1$ será igual a 1 y su logaritmo igual a cero. Si de este estado de equilibrio inicial la economía pasa a una situación económica favorable tal que $C_{t+2} > C_t$ se tendrá una utilidad marginal de consumir en dicho periodo menor que la del periodo corriente:

$$U'(C_{t+2}) < U'(C_t) \Rightarrow \frac{U'(C_{t+2})}{U'(C_t)} < 1 \quad (6)$$

y el logaritmo será menor que cero de manera que el lado izquierdo de la expresión se vuelve positivo. Nótese que $\ln E_t [U'(C_{t+2})/U'(C_t)]$ será más negativo cuanto mayor sea la expectativa de auge económico (menor la tasa marginal de sustitución esperada) y, por tanto, la relación entre el *spread* de tasas reales de interés ($r_2 - r_1$) y las expectativas de cambio en el ritmo de actividad económica será positiva.

Para analizar la relación entre la estructura a plazo de las tasas de interés nominales y la trayectoria futura esperada de la actividad económica podemos utilizar la ecuación de Fisher⁵. De esta manera, queda planteada la existencia de una relación positiva entre la estructura a plazo de las tasas de interés nominal y el crecimiento económico futuro esperado y negativa entre éste último y el diferencial de inflación. Para ver esto más claramente, consideremos entonces la ecuación de Fisher:

$$i_1 = r_1 + E_0\pi_1 \quad (7)$$

siendo π_1 la inflación acumulada entre t y $t+1$, y r_1 e i_1 las tasas de interés real y nominal, respectivamente, entre t y $t+1$. Resolviendo para r_1 tenemos:

$$r_1 = i_1 - E_0\pi_1 \quad (8)$$

y suponiendo expectativas racionales:

$$\pi_1 = E_0\pi_1 + \varepsilon_1 \quad (9)$$

siendo ε_1 una perturbación de valor esperado cero y varianza constante. Tomando (9) en cuenta, la expresión (8) puede ser re-escrita como:

$$r_1 = i_1 - \pi_1 + \varepsilon_1 \quad (10)$$

De forma similar para r_2 :

$$r_2 = i_2 - \pi_2 + \varepsilon_2 \quad (11)$$

Reemplazando (10) y (11) en (5) tenemos:

$$\ln E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] - \ln E_t \left[\frac{U'(C_{t+2})}{U'(C_t)} \right] = \ln \beta + (i_2 - i_1) - (\pi_2 - \pi_1) + \mu_2 \quad (12)$$

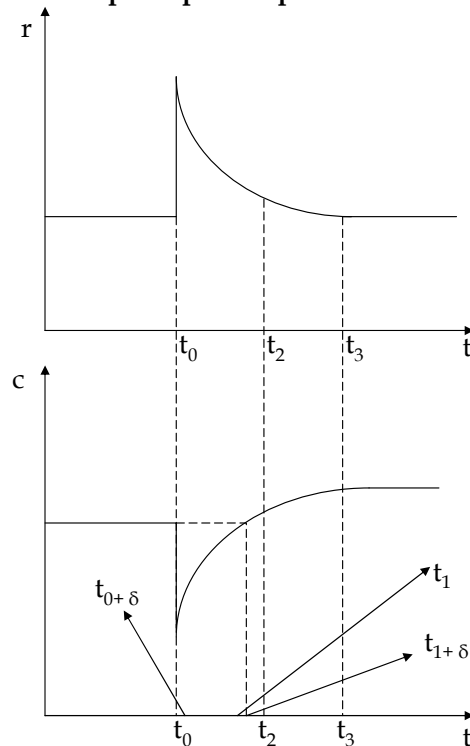
siendo $\mu_2 = \varepsilon_2 - \varepsilon_1$. La ecuación (12) plantea una relación positiva entre el cambio esperado en la actividad económica y las tasas nominales de interés y negativa con el diferencial de inflación.

Sin embargo, quienes están familiarizados con los conceptos de suavización de consumo y sustitución intertemporal entienden que la información contenida por las

⁵ Donde la tasa de interés nominal se ajusta en una relación 1 a 1 con la tasa de inflación esperada.

tasas de interés puede generar predicciones diferentes dependiendo del horizonte de tiempo que se considere, como se puede apreciar en el Diagrama 1. Para analizarlo, suponga que se presenta un choque de productividad positivo en el momento t_0 que eleva la tasa de interés real y reduce el consumo per-capita en el corto plazo [entre $t_{0+\delta}$ y t_1 , digamos⁶]. Sin embargo, la actividad económica total (PIB) no muestra ningún impacto significativo dado el aumento que se espera que tenga la inversión al mismo tiempo⁷. De todas maneras, como lo sugiere la ecuación de Euler, en un futuro cercano la tasa de crecimiento del consumo (y de la actividad económica agregada) aumentará en comparación con el momento t_0 . Al final el consumo per-cápita se ubicará por encima del nivel inicial⁸ lo cual indicaría que los agentes han de juzgar más probable un buen ambiente económico futuro.

Diagrama 1. Evolución del consumo per-cápita después de un aumento de la tasa de interés real



⁶ Suponemos que δ es un número positivo pero pequeño.

⁷ El efecto neto en el PIB del aumento en la inversión y la caída en el consumo depende del grado de flexibilidad de los precios y del grado de movilidad sectorial de los recursos de la economía.

⁸ El cambio en el consumo depende de la magnitud de los efectos ingreso y sustitución. El resultado que se presenta aquí supone que domina el efecto sustitución.

Estrella y Hardouvelis (1991) y Estrella y Mishkin (1996) sugieren la utilización de modelos *probit* para verificar la hipótesis de que la pendiente de la curva de rendimientos contiene información acerca de la trayectoria futura del crecimiento económico. Utilizando este enfoque, pero optando por un modelo *logit* ordenado en lugar de un *probit* [dado que el modelo de Arango y Melo (2001) que sirve de base para estimar el comportamiento de la actividad económica utiliza la función logística] nuestro modelo econométrico se convierte en:

$$Q_{2,1} = F[\alpha_0 + \alpha_1 (i_2 - i_1)_t - \alpha_2 (\pi_2 - \pi_1)] \quad (13)$$

donde la variable dependiente es una medida de la probabilidad de un cambio de régimen de la actividad económica entre los períodos 1 y 2. Es decir, que la economía pase de un buen momento económico a un momento difícil o al contrario. En lugar de utilizar el crecimiento del consumo como lo señala nuestro modelo utilizaremos el cambio de régimen del índice de producción industrial estimado con base en el modelo de Arango y Melo (2001).

4. Datos para Colombia

La expresión (13) es la base de las estimaciones de este trabajo. Por lo tanto, se requieren series de expectativas de cambio en el régimen de actividad económica (auge o recesión), *spread* de tasas de interés y diferenciales de inflación. En primer lugar, establecer si la economía está, en un momento determinado, viviendo condiciones de auge o recesión es algo que puede implicar juicios de valor. Por ello, tratando de ganar en objetividad, se utilizó el modelo no lineal (*LSTAR*) estimado por Arango y Melo (2001) el cual propone la identificación de los diferentes regímenes que han gobernado la economía colombiana a partir de la evolución del índice de producción real de la industria manufacturera.

En la Figura 1, aparece la función de transición estimada por Arango y Melo (2001). Allí el régimen superior, donde la función toma valores iguales a uno, identifica momentos buenos (de auge, expansión o aceleración) mientras que el régimen inferior, donde la función toma valores iguales a cero, identifica momentos difíciles (de recesión,

depresión o desaceleración). Así, por ejemplo, entre diciembre de 1998 y noviembre de 1999 la función de transición estimada estuvo en el régimen inferior, lo cual sugiere un ambiente de recesión prolongada tal como aparece en los registros de algunos economistas en Colombia.

La expresión (12) supone que se debe estimar el cambio esperado de actividad económica entre los momentos $t+1$ y $t+2$. Las diferentes posibilidades de cambio de régimen de la economía se resumen en la Tabla 1, donde, como se dijo, cero refleja un período de recesión (depresión o desaceleración) y uno refleja un periodo de auge (expansión o aceleración) económico.

Figura 1. Función de transición en el tiempo

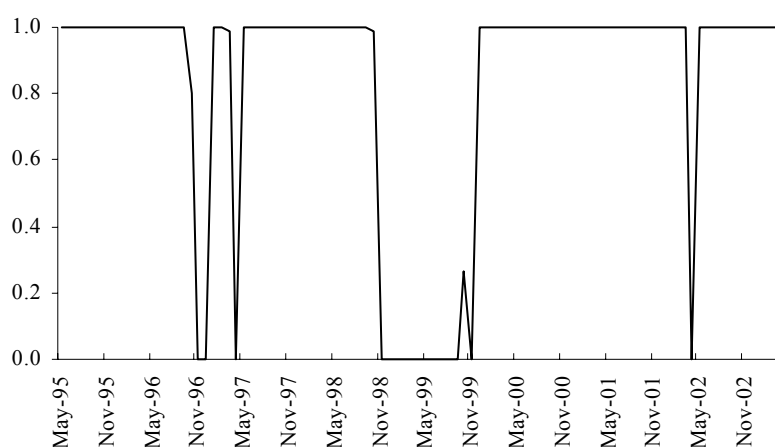


Tabla 1. Valores posibles de la variable correspondiente al cambio de régimen

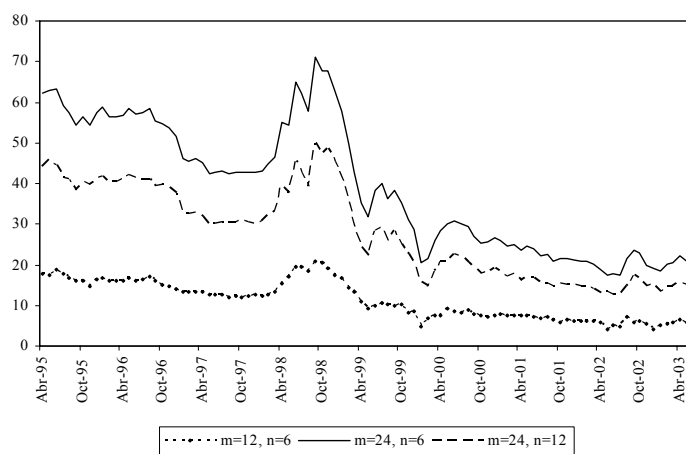
Régimen		Diferencia: ($t+1$) - ($t+2$)	Equivalencia
En ($t+1$)	En ($t+2$)		
0	0	0	No hay cambio de régimen
	1	-1	Cambio favorable
1	0	1	Cambio adverso
	1	0	No hay cambio de régimen

En relación con la Tabla 1, debemos tener en cuenta dos puntos. En primer lugar, el cambio en el régimen de actividad económica esperado toma un valor negativo, en lugar de uno positivo, como lo propone la ecuación (12), cuando se pasa de momentos económicos difíciles a momentos favorables. Esto sugiere alguna cautela al momento de

analizar los signos de los coeficientes estimados en la sección 4. En segundo lugar, la definición de la variable dependiente hace equivalentes las situaciones en las que no hay cambio de régimen, bien sea porque se espera que la economía siga en un buen momento o porque se espera que siga en un momento difícil⁹.

Para calcular el *spread* de las tasas de interés, $i_m - i_n$, siendo i_m y i_n las tasas de interés nominal entre t y $t+m$ y entre t y $t+n$, respectivamente, 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. Al final el plazo de 36 meses fue eliminado debido a que la serie presentaba continuas interrupciones¹⁰. Así, para m se consideraron los plazos 12 y 24 mientras que para n se tomaron los plazos 6 y 12. Los *spreads* analizados fueron: $i_{24} - i_{12}$, $i_{24} - i_6$ y $i_{12} - i_6$ (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.

Figura 2. *Spread* de tasas de interés



⁹ Sin embargo, esa equivalencia observacional es compatible con el modelo teórico.

¹⁰ Interrupciones causadas por falta de transacciones.

Para calcular los diferenciales de inflación¹¹, $\pi_m - \pi_n$, donde π_m y π_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 20¹² (*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 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: $\pi_{24} - \pi_{12}$, $\pi_{24} - \pi_6$ y $\pi_{12} - \pi_6$ (Figura 3).

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*. Este resultado restringe las posibilidades empíricas de nuestro trabajo.

5. Evidencia empírica para Colombia

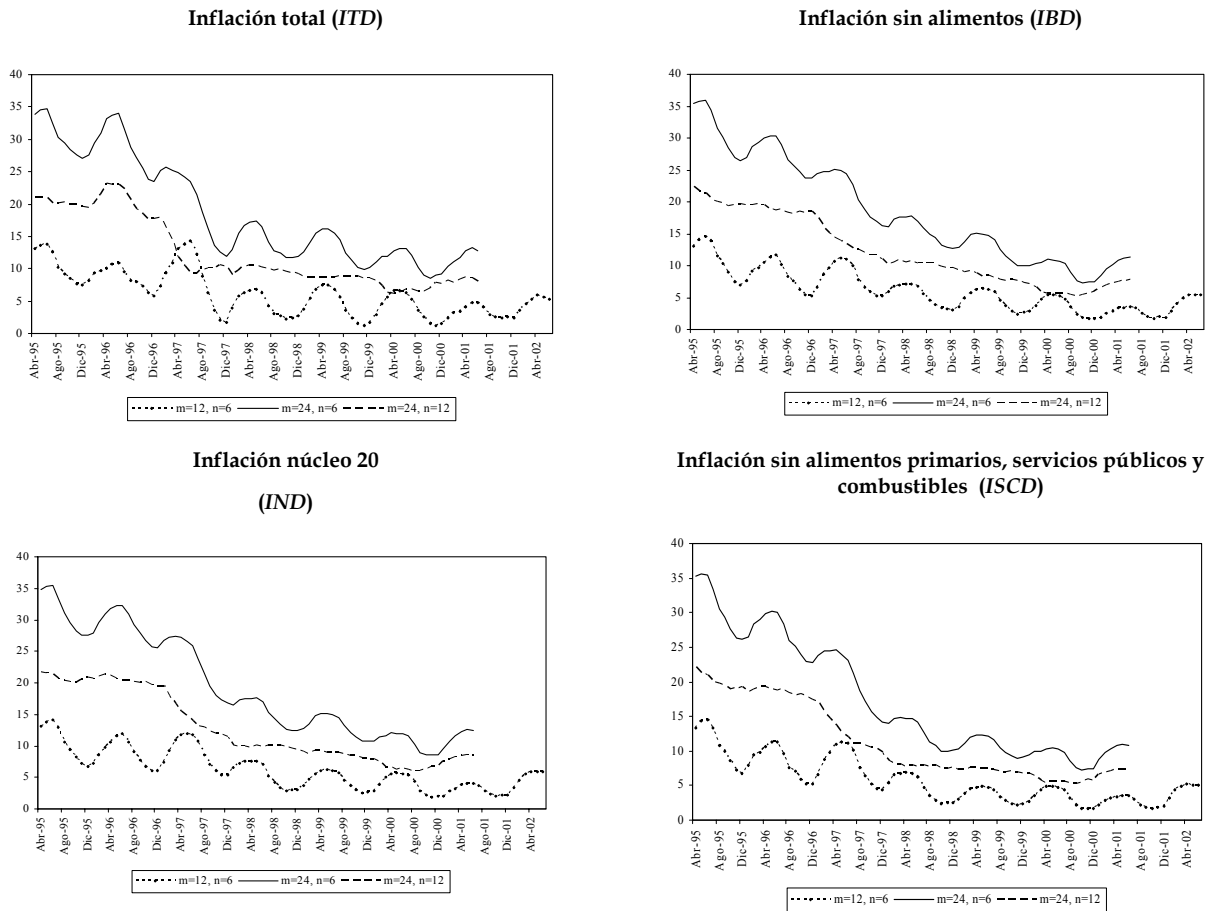
Dado que la variable dependiente puede tomar tres diferentes valores (1, 0 y -1), el modelo propuesto es un *logit* ordenado (acumulado) que estima explícitamente la probabilidad de que la variable dependiente tome el valor 1 (es decir, que la economía sufra un cambio adverso al pasar de un momento económico favorable a un momento difícil) o la probabilidad de que la variable dependiente tome valores 0 (es decir, la probabilidad acumulada de que sigamos en el mismo régimen -de auge o recesión- o de que tengamos un cambio adverso de régimen económico), condicional a los valores del *spread* y del diferencial de inflación¹³.

¹¹ Calculada como $\pi_m = [(IPC_{t+m} / IPC_t) - 1]$.

¹² 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.

¹³ Note que la probabilidad de que la variable dependiente tome el valor -1, $[p(-1)]$, es igual a 1 menos la probabilidad acumulada de que tome el valor 0, $[1-p(0)]$.

Figura 3. Diferencial de inflación a distintos plazos



Para el proceso de estimación de la variable observable (que la actividad económica pase de un régimen a otro entre dos períodos o siga en el mismo régimen), considere una variable latente (no observable) y_i^* equivalente a la probabilidad de cambiar de régimen o de seguir en el mismo, la cual depende linealmente de las variables explicatorias, X :

$$y_i^* = X_i' \delta + \varepsilon_i \quad (14)$$

donde ε_i es una variable aleatoria distribuida *logit*. El valor observado de y_i depende de y_i^* de la siguiente manera:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } 0 \leq y_i^* \leq \gamma_1 \\ 0 & \text{si } \gamma_1 \leq y_i^* \leq \gamma_2 \\ -1 & \text{si } \gamma_2 \leq y_i^* \leq \gamma_3 \end{cases}$$

Las probabilidades de observar cada valor de y_i están dadas por:

$$\Pr(y_i = 1 | X_i, \delta, \gamma) = F(\gamma_1 - X_i' \delta)$$

$$\Pr(y_i = 0 | X_i, \delta, \gamma) = F(\gamma_2 - X_i' \delta) - F(\gamma_1 - X_i' \delta)$$

$$\Pr(y_i = -1 | X_i, \delta, \gamma) = F(\gamma_3 - X_i' \delta) - F(\gamma_2 - X_i' \delta) = 1 - F(\gamma_3 - X_i' \delta)$$

siendo F la función de distribución acumulada del error.

En el modelo *logit* ordenado de la Tabla 2, estimado por máxima verosimilitud, la variable dependiente toma los valores 1, 0 y -1. Los resultados muestran que los coeficientes estimados para predecir el cambio de régimen entre los próximos seis meses y el próximo año no son significativos (Tabla 2)¹⁴. Ello sugiere que la caída en el consumo y el aumento en la inversión, debido a un aumento en la tasa de interés, se compensan de manera que no se espera que la actividad económica agregada registre ninguna modificación estadísticamente significativa.

Tabla 2. Modelo *logit* para estimar la probabilidad de que cambie el régimen de actividad económica entre 6 y 12 meses adelante

	<i>A</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadística Z</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>Intercepto (1)</i>	-1.8736	0.7858	-2.3843	0.0171
<i>Intercepto (0)</i>	2.1745	0.8024	2.7099	0.0067
<i>Spread</i>	0.0123	0.0658	0.1869	0.8519
<i>ITD</i>	-0.0488	0.0830	-0.5879	0.5569

En general, los niveles de los coeficientes de este tipo de modelos son difíciles de interpretar. En su lugar, los autores suelen analizar el signo de los mismos (Allison, 1999). Sin embargo, es importante observar que el modelo tiene dos interceptos (dado

¹⁴ Debe observarse, sin embargo, que el signo correspondiente al *spread*, es positivo lo cual estaría sugiriendo que en el futuro cercano, dado un aumento en la tasa de interés, se presentará una caída de la actividad económica. Esto es, el signo sugiere que la economía pasará de un momento favorable a uno difícil o seguirá en las mismas condiciones de crecimiento o recesión. Sin embargo, como se ha dicho, el coeficiente carece de significancia estadística.

que son tres los posibles valores de la variable dependiente). El primer intercepto que aparece en la Tabla 2 (-1.8736) se interpreta como el logaritmo de la razón entre la probabilidad de que en el futuro suframos un cambio adverso en la actividad económica y su complemento (la probabilidad de que no haya cambio o de que el cambio sea favorable) cuando tanto el *spread* de tasas de interés como el diferencial de inflación son iguales a cero. El exponencial de ese número es 0.15. Esto significa que la probabilidad de que en el futuro la economía cambie hacia un estado desfavorable, con respecto a la probabilidad de que no cambie o de que cambie hacia uno favorable es de 0.15 a 1. De igual manera, el segundo intercepto (2.1745) es el logaritmo de la razón entre la probabilidad de tener un cambio adverso en la economía o de no tener ningún cambio de régimen y su complemento. El exponencial de este número (8.79) nos dice que la probabilidad predicha de que los cambios de régimen tomen los valores 1 ó 0 es, casi, de 9 a 1.

Los resultados para el cambio de régimen entre 12 y 24 meses adelante aparecen en la Tabla 3. En este caso se realiza la prueba de que no importa la forma como la variable dependiente se haga dicótoma¹⁵, los efectos del *spread* y del diferencial de inflación son siempre los mismos. Sin embargo, dicha hipótesis se rechaza de acuerdo con la prueba de proporcionalidad. Por tal razón, estimamos dos modelos *logit*: en el primero la variable dependiente toma valores 0 y -1, mientras que en el segundo toma valores 1 y 0. Los resultados aparecen en la parte inferior de la Tabla 3. Así, cuando la variable dependiente toma los valores de 0 y -1, el coeficiente correspondiente al *spread* toma un valor negativo mientras que cuando la variable dependiente toma valores 1 y 0 el coeficiente estimado para el *spread*, aunque no es significativo a niveles convencionales, toma un valor positivo. En suma, la evidencia sugiere que un incremento en el *spread* reduce la probabilidad de que se presente un cambio adverso en la economía.

¹⁵ Es decir, que se pueden correr dos modelos *logit* convencionales en los que la variable dependiente tome los valores 0 y -1 ó 1 y 0, respectivamente. La prueba de proporcionalidad verifica la hipótesis de que los coeficientes de ambos modelos *logit* son estadísticamente iguales. Esta prueba también se realizó en el caso anterior (cambio de régimen entre 6 y 12 meses adelante), sólo que allí la hipótesis no se rechaza.

Cuando el cambio de régimen analizado es el correspondiente a los meses 12 y 24, pero en lugar de utilizar la inflación total (ITD) se utiliza la inflación núcleo 20 (IND), el modelo *logit* ordenado muestra que los coeficientes estimados son significativos, que los signos son los esperados y que el ajuste es altamente satisfactorio (Tabla 4). De acuerdo con esto, un aumento en el *spread* de tasas de interés reduce la probabilidad de que entre un año y dos años adelante se pase de un buen ambiente económico a uno desfavorable. De igual manera, un mayor diferencial de inflación aumenta la probabilidad de pasar de un buen momento económico a un ambiente difícil.

Tabla 3. Modelo *logit* para estimar la probabilidad de que cambie el régimen de actividad económica entre 12 y 24 meses adelante

	<i>A</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadística Z</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>Intercepto (1)</i>	-0.1520	0.8237	-0.1845	0.8536
<i>Intercepto (0)</i>	2.8397	0.8965	3.1675	0.0015
<i>Spread</i>	-0.1046	0.0353	-2.9631	0.0030
<i>ITD</i>	0.1531	0.0611	2.5057	0.0123
Log Likelihood				
<i>Log Likelihood</i>	-65.1108	<i>Test sobre supuesto de proporcionalidad</i>		7.8322
<i>P-seudo-R²</i>	0.0720	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>		0.0199
Variables 0 y -1 de actividad económica				
<i>Intercepto</i>	4.1068	1.4049	2.9232	0.0035
<i>Spread</i>	-0.1627	0.0498	-3.2671	0.0011
<i>ITD</i>	0.1917	0.0782	2.4514	0.0142
Variables 1 y 0 de actividad económica				
<i>Intercepto</i>	-2.2556	1.1851	-1.9033	0.0570
<i>Spread</i>	0.0653	0.0597	1.0938	0.2740
<i>ITD</i>	-0.0707	0.0943	-0.7497	0.4533

Tabla 4. Modelo *logit* para estimar la probabilidad de que cambie el régimen de actividad económica entre 12 y 24 meses adelante

	<i>A</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadística Z</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>Intercepto (1)</i>	-0.1073	0.8733	-0.1228	0.9022
<i>Intercepto (0)</i>	3.2424	0.9513	3.4083	0.0007
<i>Spread</i>	-0.1617	0.0421	-3.8409	0.0001
<i>IND</i>	0.2760	0.0718	3.8440	0.0001
Log Likelihood				
<i>Log Likelihood</i>	-59.1743	<i>Test sobre supuesto de proporcionalidad</i>		2.2687
<i>P-seudo-R²</i>	0.1566	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>		0.3216

Los resultados de los ejercicios econométricos muestran que la estructura a plazo de las tasas de interés contiene información relevante para predecir la probabilidad de

que se presenten cambios en el ambiente económico futuro¹⁶. El mejor modelo *logit* ordenado para estimar dichos cambios se obtiene cuando se utiliza una de las definiciones de inflación básica utilizada por el Banco de la República como es la inflación núcleo 20.

Estos resultados parecen sensatos de acuerdo con las predicciones del modelo teórico, en el sentido que el comportamiento de los signos se ajusta tanto al modelo teórico como a la dinámica que de él se desprende: un aumento de las tasas de interés futuras no tiene impacto en la actividad económica en el futuro cercano pero si en un plazo mayor.

6. Enfoque (solamente) empírico: utilización de variables monetarias

Por considerarlo de interés no solo para un banco central sino también para otros agentes del mercado, algunas veces las investigaciones consideran, además del *spread* de tasas de interés, otras variables económicas y financieras para predecir el comportamiento de la actividad económica futura (véase, por ejemplo, Estrella y Mishkin, 1995). Para adelantar este tipo de ejercicios, en el caso de Colombia, utilizamos el crecimiento de los agregados monetarios de los que se obtuvo evidencia de reversión a la media (base monetaria, m2 y m3) a distintos períodos de rezago y de adelanto. Los resultados de estos ejercicios se presentan en las Tablas 5 a 9¹⁷.

Para el cambio de régimen entre 6 y 12 meses adelante (Tabla 5) se presentan los resultados del crecimiento de tres agregados monetarios en términos nominales: la base monetaria contemporánea (entre 6 meses y doce meses adelante), m3 rezagado 6 meses y m3 rezagado 12 meses. En el panel superior se observa que un mayor valor del crecimiento contemporáneo de la base reduce la probabilidad de tener cambios de régimen adversos. Sin embargo, este resultado no se sostiene cuando se utiliza otro agregado ya que el signo cambia. Pero en esencia, el crecimiento monetario contiene

¹⁶ Ninguno de los modelos presenta problemas de multicolinealidad.

¹⁷ Los resultados presentados en las Tablas 5 a 9 cumplen varios requisitos: que el coeficiente correspondiente al crecimiento del agregado monetario nominal o real sea significativo, que el valor-*p* de la prueba de proporcionalidad supere el 12%, y que las variables explicativas no exhiban alta colinealidad.

información sobre el ambiente económico que se espera vivir entre seis y doce meses adelante¹⁸.

Tabla 5. Modelo logit para estimar la probabilidad de que cambie el régimen de actividad económica entre 6 y 12 meses adelante

	<i>a</i>	<i>Estadística Z</i>	<i>Probabilidad</i>	
<i>Intercepto (1)</i>	-0.6712	-0.7848	0.4326	<i>Índice LR (pseudo-R²)</i>
<i>Intercepto (0)</i>	4.1434	4.0820	< .0001	
<i>Spread</i>	-0.0224	-0.3217	0.7476	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>
<i>ITD</i>	-0.1094	-1.2715	0.2035	
<i>Ddbase</i>	-0.1364	-3.6681	0.0002	
<i>Intercepto (1)</i>	-1.5015	-1.8801	0.0601	<i>Índice LR (pseudo-R²)</i>
<i>Intercepto (0)</i>	2.5650	3.0005	0.0027	0.0358
<i>Spread</i>	-0.0280	-0.4175	0.6763	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>
<i>ITD</i>	-0.1914	-1.7114	0.0870	
<i>Ddm3(-6)</i>	0.1281	1.9241	0.0543	
<i>Intercepto (1)</i>	-1.5140	-1.6780	0.0933	<i>Índice LR (pseudo-R²)</i>
<i>Intercepto (0)</i>	3.5786	3.3954	0.0007	0.1795
<i>Spread</i>	-0.1359	-1.7638	0.0778	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>
<i>ITD</i>	-0.3053	-2.6894	0.0072	
<i>Ddm3(-12)</i>	0.2793	3.7883	0.0002	

Cuando el agregado monetario se utiliza en términos reales, deflactado por el IPC, un mayor crecimiento monetario reduce la probabilidad de tener cambios adversos de la economía entre 6 y 12 meses adelante (Tabla 6). En síntesis, los resultados sugieren que el crecimiento monetario, medido sobre distintos plazos, contiene información que afecta la probabilidad de tener un cambio adverso en la economía en el futuro cercano.

Igual sucede con los cambios entre 12 y 24 meses adelante cuando el diferencial de inflación se mide con la inflación núcleo (*IND*): tanto el crecimiento monetario nominal como real (Tablas 7 y 8) contienen información sobre el desempeño económico futuro. Los estadísticos de estos modelos al igual que el ajuste muestran que se tratan de representaciones adecuadas.

¹⁸ Debe notarse que la inclusión del crecimiento de los agregados monetarios no cambia el signo del coeficiente correspondiente al *spread* (ver Tabla 3), pese a que en dos casos no es significativo estadísticamente.

Tabla 6. Modelo *logit* para estimar la probabilidad de que cambie el régimen de actividad económica entre 6 y 12 meses adelante

	<i>a</i>	<i>Estadística Z</i>	<i>Probabilidad</i>	
<i>Intercepto (1)</i>	-0.7679	-0.9101	0.3628	<i>Índice LR (pseudo-R²)</i>
<i>Intercepto (0)</i>	3.9418	3.9815	0.0001	
<i>Spread</i>	-0.0145	-0.2115	0.8324	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>
<i>ITD</i>	-0.2368	-2.3620	0.0182	
<i>RDdbase</i>	-0.1377	-3.4616	0.0005	0.3391

Tabla 7. Modelo *logit* para estimar la probabilidad de que cambie el régimen de actividad económica entre 12 y 24 meses adelante

	<i>A</i>	<i>Estadística Z</i>	<i>Probabilidad</i>	
<i>Intercepto (1)</i>	-1.9127	-0.1598	0.2461	<i>Índice LR (pseudo-R²)</i>
<i>Intercepto (0)</i>	1.5327	0.9460	0.3441	
<i>Spread</i>	-0.1936	-3.6696	0.0002	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>
<i>IND</i>	0.4084	4.1840	> .00001	
<i>Ddbase (12)</i>	0.0832	2.4517	0.0142	0.6824

Tabla 8. Modelo *logit* para estimar la probabilidad de que cambie el régimen de actividad económica entre 12 y 24 meses adelante

	<i>a</i>	<i>Estadística Z</i>	<i>Probabilidad</i>	
<i>Intercepto (1)</i>	-2.9765	-1.7028	0.0886	<i>Índice LR (pseudo-R²)</i>
<i>Intercepto (0)</i>	0.6411	0.3820	0.7024	
<i>Spread</i>	-0.1847	-3.4536	0.0006	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>
<i>IND</i>	0.5134	4.3847	< .00001	
<i>RDdbase(12)</i>	0.1373	3.0318	0.0024	0.4784
<i>Intercepto (1)</i>	0.8970	0.8051	0.4207	<i>Índice LR (pseudo-R²)</i>
<i>Intercepto (0)</i>	4.9428	3.5247	0.0004	
<i>Spread</i>	-0.1721	-3.7535	0.0002	<i>Valor-p del test de proporcionalidad</i>
<i>IND</i>	0.1894	1.8047	0.0711	
<i>RDdm2(-12)</i>	0.4331	2.7089	0.0067	0.1930

De acuerdo con los resultados de este enfoque empírico, el crecimiento de los agregados monetarios contiene información que ayuda a predecir la probabilidad de vivir momentos difíciles en la economía colombiana. Los resultados parecen más consistentes para cambios de régimen entre 12 y 24 meses adelante en el sentido que los signos de los coeficientes no cambian tanto cuando el crecimiento monetario es nominal como cuando es real. Lo más importante es que las variables del modelo original siguen siendo significativas pese a la inclusión de las variables monetarias. Más aún, el *spread* siempre tiene un efecto que va con el modelo teórico.

7. Conclusiones

En este trabajo se 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, para predecir cambios esperados en el ambiente económico futuro. Esto es, entre seis y doce meses y entre doce y veinticuatro meses adelante.

Los resultados del modelo empírico se ajustan a la dinámica que sugiere el modelo teórico de un agente representativo. Para el período más cercano, un aumento en el *spread* de tasas de interés no predice ningún cambio de régimen dada la falta de significancia del coeficiente asociado al *spread* de tasas de interés. Cuando los cambios de régimen analizados cubren el período de doce y veinticuatro meses adelante, los signos de los coeficientes estimados indican una caída en la probabilidad de pasar de buenos momentos a momentos difíciles.

Finalmente, la inclusión de variables monetarias de manera *ad-hoc* no hace perder capacidad informativa al *spread* de tasas de interés aunque se advierte que, dependiendo del plazo y de la manera como se calcula el diferencial de inflación, varía el contenido de la información sobre la evolución próxima de la economía.

Referencias

Allison, P.D, 1999, *Logistic regression using the SAS system. Theory and application*, SAS Institute Inc. Books by users, Cary.

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 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.F. Melo, 2001, Expansions and contractions in some Latin American countries: a view through non linear models, *Borradores de Economía*, No. 186. Banco de la República.

Bernard H. y S. Gerlach, 1996, Does the term structure predict recessions?: the international evidence, *BIS Working Papers*, No. 37.

Bosner-Neal C. y T. Morley, 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.

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; 1995, Predicting U.S. recessions: financial variables as leading indicators, *NBER Working Paper Series*; No. 5379.

Estrella A. y F. Mishkin; 1996, The yield curve as a predictor of U.S. recessions, *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, 1- 6.

Fama, E.F., 1986, Term premiums and default premiums in money markets, *Journal of Financial Economics*, 17, 175-198.

Granger, C. W. J. and T. Teräsvirta (1993) *Modelling nonlinear economic relationships*, Oxford University Press, Oxford.

Harvey C.R., 1988, The real term structure and consumption growth, *Journal of Financial Economics*, 22, 305-333.

Harvey C.R., 1997, The relation between the term structure of interest rates and Canadian economy growth, *Canadian Journal of Economics*, XXX, No.1, 169-93.

Hu Z., 1993, The yield curve and real activity, *IMF Staff papers*, Vol. 40, No. 4, 781-806.

Kim A. K. y P. Limpaphayom, The effect of economic regimes on the relation between term structure and real activity in Japan, *Journal of Economics and Business*, Vol. 49, No. 379-92.

Teräsvirta, T. (1998) *Modelling economic relationships with smooth transition regressions*, in *Handbook of Applied Economic Statistics*, A. Ullah and D.E.A. Giles (Eds.), Marcel Dekker, New York.

Anexo 1.

Modelo LSTAR para Índice de Producción Real (MMM) de Colombia

	Coeficiente	Error <i>standard</i>	<i>t</i> -valor	Probabilidad
Parte lineal				
Constant	-0.034	0.012	-2.738	0.006
y_{t-1}	-0.516	0.060	-8.517	<. 00001
y_{t-7}	-1.221	0.319	-3.830	<. 00001
y_{t-10}	-0.157	0.053	-2.991	0.003
y_{t-12}	-1.416	0.327	-4.326	<. 00001
Parte no lineal (Variable de transición: $\Delta_{12}y_{t-1}$)				
Constant	0.037	0.012	2.960	0.003
$\hat{\rho}$	69.501	93.210	0.745	0.456
\hat{c}	-0.0772	0.003	-24.519	<. 00001
y_{t-2}	-0.201	0.065	-3.069	0.002
y_{t-7}	1.175	0.323	3.637	<. 00001
y_{t-12}	1.484	0.333	4.445	<. 00001

Fuente: Arango y Melo (2002)