



**“PASS-THROUGH” DE LAS TASAS DE INTERÉS EN COLOMBIA:  
UN ENFOQUE MULTIVARIADO CON CAMBIO DE RÉGIMEN \***



***Rocío Betancourt García***

***Martha Misas Arango***

***Leonardo Bonilla Mejía\*\****

**Bogotá, Octubre 2008**

---

\* Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de M. Jalil, E. López, M. T. Ramírez y H. Vargas.

\*\* Los autores son, respectivamente, Investigadora Asociada a la Gerencia Técnica, Investigadora Principal y Asistente de Investigación, Banco de la República, Carrera 7ª # 14 - 78 Bogotá, Colombia. E-mail: [ybetanga@banrep.gov.co](mailto:ybetanga@banrep.gov.co), [mmisasar@banrep.gov.co](mailto:mmisasar@banrep.gov.co) .

**“PASS-THROUGH” DE LAS TASAS DE INTERÉS EN COLOMBIA:  
UN ENFOQUE MULTIVARIADO CON CAMBIO DE RÉGIMEN**

**Rocío Betancourt García**

**Martha Misas Arango**

**Leonardo Bonilla Mejía**

**Resumen**

*La transmisión de la tasa de política a las tasas de interés de mercado es el primer eslabón del mecanismo de transmisión de la política monetaria en un esquema de inflación objetivo, por esta razón, la magnitud y la rapidez con la que se presente dicha transmisión es de vital importancia para la efectividad de dicha política. Dada la evidencia de una transmisión lenta e incompleta y de la posible existencia de estructuras multivariadas que pueden verse afectadas por las condiciones del entorno, la estimación del pass-through de tasas de interés debería no solo considerar la influencia de otras variables diferentes a la tasa de política en los mercados de créditos y depósitos, sino también, el posible efecto que sobre dicha dinámica puedan tener diferentes estados o regímenes de la economía.*

**Palabras Claves:** *Pass-through de tasas de interés, Markov-Switching multivariado, Microeconomía Bancaria, Política Monetaria Colombia.*

**Clasificación JEL:** E43, E52, G21.

## Introducción

Los mecanismos de transmisión de la política monetaria han sido ampliamente estudiados en la literatura internacional (Taylor (1995), Bernanke y Gertler (1995), entre otros). En particular, la transmisión de la tasa de interés de política a las tasas de interés del mercado ha sido motivo de estudio tanto teórico como empírico, dado que el impacto de la política monetaria al producto y a la inflación depende de dicho *pass-through*. Tal transmisión es relevante en economías con esquemas de inflación objetivo donde la tasa de interés de corto plazo del Banco Central es el instrumento de política. Al ser este *pass-through* de las tasas de interés el primer eslabón del mecanismo de transmisión de la política monetaria, la magnitud y la rapidez con la que se dé es de vital importancia para la efectividad de la política.

La literatura especializada se ha enfocado principalmente en las rigideces de las tasas de interés (un *pass-through* incompleto), y en su relación con diferentes características del sistema financiero (Hannan y Berger, 1991). Los estudios empíricos basados en series de tiempo y en datos de corte transversal encuentran evidencia de un *pass-through* de corto plazo incompleto (menor a 0.5) y de largo plazo cercano a la unidad. Dentro de los estudios de corte transversal se encuentran Cottarelli y Kourelis (1994), Mojon (2000), De Bondt (2002, 2005), Crespo-Cuaresma et al. (2004), Sorensen y Werner (2006), entre otros. Por su parte, en la literatura de caso país, basada en series de tiempo, es de mencionar los trabajos de Bernstein y Fuentes (2003) en Chile, Humala (2003) en Argentina, Chumpitaz (2006) en Perú, Ehrmann y Worms (2001) y Weth (2002) en Alemania. En particular, los estudios para Colombia muestran la existencia de un *pass-through* incompleto en el corto plazo, y resultados heterogéneos en el caso de largo plazo. Así, por ejemplo, mientras para algunos autores como Huertas et al. (2005) y Melo et al. (2006) la transmisión de la política a la tasa de depósitos es incompleta en el largo plazo, 60 puntos básicos (p.b.) en el primer caso y 7 p.b. en el segundo; para Betancourt et al. (2008) y Melo et al. (2008) dicho *pass-through* es completo (cercano a la unidad).

La importancia de los bancos comerciales en la transmisión de las tasas de interés ha sido reconocida por varios autores como Cottarelli y Kourelis (1994), quienes tienen en cuenta la existencia de los costos de ajuste que enfrentan los bancos al modificar sus tasas de interés. Bernanke y Gertler (1995), por su parte, reconocen la existencia de asimetrías de información y problemas de agencia, los cuales surgen entre las instituciones financieras y sus clientes. De esta forma, las rigideces de las tasas de interés, tanto en el corto como en el largo plazo, encontradas en los estudios ya referenciados, han sido explicadas por diferentes características de la estructura financiera, como el grado de competencia en el sector bancario, el tamaño de los bancos, los tipos de clientes y el nivel de riesgo de los créditos, entre otros.

Sin embargo, al analizar la transmisión de tasas debería no solo considerarse el comportamiento de los bancos comerciales, como agentes activos de la economía, sino también las condiciones que pueden afectar tanto el mercado de crédito como el de depósitos. Dentro de estas se encuentran principalmente la situación económica doméstica que afecta el nivel de ingresos de los individuos y por tanto su capacidad para endeudarse o para ahorrar. En este sentido, una economía creciendo incentivará a los agentes a demandar más crédito y a aumentar su oferta de depósitos en el sistema financiero. Así mismo, las condiciones externas pueden afectar el equilibrio de los mercados financieros domésticos, en la medida en que los activos (pasivos) internos tengan un mayor o menor rendimiento (costo) que los activos (pasivos) externos. Las condiciones económicas pueden, entonces, alterar de una u otra forma la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés de los bancos, al afectar el equilibrio en el mercado de crédito y de depósitos<sup>1</sup>.

Adicionalmente, la transmisión de la tasa de política a las tasas del mercado puede cambiar a lo largo del tiempo no solo por condiciones económicas, sino por cambios en la postura de la política monetaria, en el comportamiento de los mismos bancos o en la percepción de éstos ante su entorno económico. De esta forma, la existencia de diferentes estados de la naturaleza puede llevar a diferentes velocidades y grados de respuesta de las tasas de interés del mercado ante cambios en la política monetaria<sup>2</sup>.

De esta forma, un análisis completo del *pass-through* de tasas de interés debería tener en cuenta el efecto de otras variables, diferentes a las mismas tasas, así como los posibles cambios de régimen de la economía. El presente trabajo tiene como objetivo analizar, para el caso colombiano, el *pass-through* de las tasas de interés teniendo en cuenta no solo la influencia de otras variables macroeconómicas sino también la existencia de posibles cambios estructurales en las relaciones de dichas variables y las tasas de interés. En primer lugar, se desarrolla un modelo microbancario à la Freixas-Rochet (1997) incluyendo algunas variables económicas que pueden influenciar los mercados de crédito y de depósitos. Así, dado que el interés del documento es la estimación de la transmisión de las tasas de interés y no la estimación del mecanismo de transmisión completo de la política monetaria, el análisis se basa en el equilibrio parcial de los mercados de crédito y depósitos tomando como variables exógenas el crecimiento del producto y el cambio en la tasa de cambio<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> Betancourt et al. (2008) consideran un modelo micro-bancario con variables macroeconómicas en su especificación para explicar el *pass-through* de las tasas de interés.

<sup>2</sup> Humala (2003) considera la metodología Markov-Switching univariada para analizar el *pass-through* de la tasa de interés en Argentina, asociando los estados de la naturaleza con las crisis financieras sufridas por esta economía.

<sup>3</sup> Por su parte, un análisis completo de los mecanismos de transmisión de la política monetaria debería tener en cuenta el efecto que sobre el nivel de producto de la economía tiene la tasa de política.

En segundo lugar, a partir de las relaciones planteadas en el modelo teórico se considera la existencia de posibles cambios de régimen mediante la metodología *Markov-Switching*, para lo cual se estima un modelo VAR estado dependiente para el *pass-through* de las tasas de interés. A partir de una metodología desarrollada en este documento sobre funciones impulso respuesta asociadas a variables exógenas se encuentra un mayor *pass-through* en el largo plazo al incorporar otras variables macroeconómicas, diferentes a la tasa de política.

## I. El Modelo Teórico

La transmisión de las tasas de interés es desarrollada a partir de un modelo micro-bancario à la Freixas-Rochet (1997), el cual tiene en cuenta tanto el comportamiento optimizador de los bancos como la existencia de variables macroeconómicas en la determinación del equilibrio del mercado de crédito y de depósitos.

### A. Supuestos:

Se parte de la existencia de  $N$  bancos idénticos y neutrales al riesgo que actúan en una estructura perfectamente competitiva, donde cada banco comercial ofrece créditos,  $L$ , a una tasa de interés  $r_L$  y demanda depósitos,  $D$ , a una tasa  $r_D$ <sup>4</sup>. La prestación de los servicios financieros por parte de los bancos genera unos costos operativos o de manejo que dependen del volumen de créditos y de depósitos,  $C(D, L)$ , los cuales siguen el supuesto tradicional de costos marginales de intermediación constantes:

$$\begin{aligned} \frac{\partial C(D, L)}{\partial D} &= \gamma_{0D} \\ \frac{\partial C(D, L)}{\partial L} &= \gamma_{0L} \end{aligned} \quad (1)$$

Adicionalmente, el Banco Central le exige a cada banco comercial mantener un nivel de reservas constante<sup>5</sup>,  $\bar{R}$ , en una cuenta que no genera ningún rendimiento, al tiempo que los bancos pueden acceder al mercado interbancario para negociar su exceso o déficit de reservas,

<sup>4</sup> Como los bancos actúan en una estructura competitiva, son tomadores de precios, es decir que las tasas de interés de los créditos y los depósitos son dadas para sus decisiones de cantidad ofrecida de créditos y demandada de depósitos.

<sup>5</sup> Suponemos el nivel exigido de reservas constante ya que no tenemos en cuenta el coeficiente de encaje como un instrumento activo de la política monetaria.

$MI$ , a una tasa interbancaria,  $r$ , dada exógenamente por el Banco Central<sup>6</sup>. De esta forma, el nivel total de reservas estará dado por:  $R = \bar{R} + MI$ , donde  $MI$  puede ser positivo o negativo, dependiendo si la posición del banco es acreedora o deudora en el mercado interbancario.

Desde el punto de vista de los agentes, se supone que la oferta de depósitos en pesos por parte de éstos depende positivamente de la tasa de interés que pagan los bancos y del cambio en el nivel de ingreso de los agentes y de manera ambigua de la depreciación del peso<sup>7</sup>,  $D^s(r_D, \Delta Y, \Delta TC)$ . Un aumento en los rendimientos financieros que los bancos ofrecen, atraen más depósitos por parte del público. A su vez, un mayor crecimiento de la economía incentiva a los agentes a aumentar su oferta de depósitos, dado que su nivel de ingresos es mayor. Finalmente, el efecto de la depreciación del peso sobre el nivel de depósitos es ambiguo ya que depende del momento en que los individuos hagan la recomposición de su portafolio. Así, ante un aumento de la tasa de cambio, la reacción inicial de un inversionista podría ser aumentar su demanda de dólares reduciendo su oferta de depósitos, dada la expectativa de una mayor depreciación futura. Sin embargo, si el inversionista toma la decisión transcurrido un tiempo, éste podría esperar una apreciación posterior y por tanto liquidar sus tenencias en dólares aumentando de esta forma sus depósitos en pesos.

Por su parte, la demanda de crédito de los agentes depende negativamente de la tasa de interés de los créditos, positivamente del cambio en el ingreso y de manera ambigua de la depreciación del peso,  $L^D(r_L, \Delta Y, \Delta TC)$ . Un aumento de la tasa de interés de los créditos cobrada por los bancos, hace más costoso para los individuos endeudarse, llevándolos a reducir su demanda de crédito. Mientras que una mejora en las condiciones económicas de los agentes los incentiva a endeudarse más, ya sea por razones de consumo o inversión. Finalmente, si el peso se deprecia con respecto al dólar, el efecto sobre la demanda de crédito depende de si los agentes son exportadores, importadores o consumidores. Así, un exportador recibirá más ingresos por su actividad y tendrá incentivos para endeudarse más e invertir. Mientras que un importador reducirá su demanda de bienes importados y sus necesidades de crédito serán menores. Un consumidor, por su parte, verá disminuidos sus incentivos para gastar en dólares y tenderá a reducir su demanda de crédito de consumo, si mantiene su gasto en pesos.

<sup>6</sup> En este caso se supone que la tasa interbancaria es determinada directamente por la autoridad monetaria como su instrumento de política, ya que no consideramos la posibilidad de endeudamiento directo con el Banco Central.

<sup>7</sup> La depreciación del peso corresponde al incremento de la tasa de cambio medida como pesos/dólar.

## B. Optimización y Equilibrio:

En primer lugar, los bancos comerciales maximizan ganancias sujetos a la restricción del balance presupuestal:

$$\begin{aligned} \text{Max } \pi &= r_L \delta(\cdot) L + r MI - r_D D - C(D, L) \\ D, L, R & \\ \text{s.t. } & \begin{cases} R = D - L \\ R = \bar{R} + MI \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

El problema reducido de cada banco es:

$$\begin{aligned} \text{Max } \pi &= (r_L - r) L + (r - r_D) D - r \bar{R} - C(D, L) \\ D, L & \end{aligned} \quad (3)$$

Donde las condiciones de primer orden, según las cuales un banco competitivo ajusta el volumen ofrecido de crédito ( $L_i^S(r_L)$ ) y demandado de depósitos ( $D_i^d(r_D)$ ) de tal forma que los márgenes de intermediación con respecto al mercado interbancario igualen los costos marginales respectivos, llevan a las siguientes expresiones para las tasas de interés:

$$r_D = r - \gamma_{0D} \quad (4)$$

$$r_L = r + \gamma_{0L} \quad (5)$$

Sustituyendo (4) en (5) tenemos<sup>8</sup>:

$$r_L = r_D + \gamma_{0L} + \gamma_{0D} \quad (6)$$

En segundo lugar, el equilibrio tanto en el mercado de crédito como en el de depósitos se determina dadas las decisiones óptimas de los  $N$  bancos, así:

$$\sum_{i=1}^N D_i^d(r_D) = D^S(r_D, \Delta Y, \Delta TC) \quad (7)$$

$$\sum_{i=1}^N L_i^S(r_L) = L^D(r_L, \Delta Y, \Delta TC) \quad (8)$$

<sup>8</sup> De esta expresión tenemos que el margen de intermediación de los bancos depende de los costos operativos.

Donde:  $\sum_{i=1}^N D_i^d(r_D)$  y  $\sum_{i=1}^N L_i^s(r_L)$ , son respectivamente la demanda óptima de depósitos y la oferta

óptima de crédito del sistema bancario agregado. De esta forma, el balance del sector financiero en equilibrio es dado por la siguiente expresión<sup>9</sup>:

$$D^S(r_D, \Delta Y, \Delta TC) - L^D(r_L, \Delta Y, \Delta TC) - N\bar{R} = 0 \quad (9)$$

Finalmente, la determinación de las tasas de interés en equilibrio para el mercado de depósitos y de créditos es dada tanto por la decisión óptima de los bancos (ecuaciones (4) y (6)) como por el balance entre la oferta de depósitos, la demanda de crédito y el nivel exigido de reservas (ecuación (9)).

### **C. Especificación Matemática y Econométrica del Modelo Teórico:**

Las ecuaciones (4), (6) y (9) representan el modelo teórico a partir del cual se van a analizar los efectos de las diferentes variables exógenas sobre las tasas de interés de equilibrio tanto del mercado de depósitos como el de crédito. Sin embargo, dado que la expresión (9) está dada en forma implícita se debe precisar una forma funcional para dicha relación de equilibrio. Para esto se supone funciones lineales tanto para la oferta de depósitos como para la demanda de crédito, de tal forma que la ecuación (9) puede expresarse matemáticamente como:

$$(\alpha_1 + \alpha_2 r_D + \alpha_3 \Delta Y + \alpha_4 \Delta TC) - (\beta_1 + \beta_2 r_L + \beta_3 \Delta Y + \beta_4 \Delta TC) - \delta_1 = 0 \quad (10)$$

Sustituyendo la expresión para  $r_L$  dada por (5) se obtiene una expresión para  $r_D$  en términos solamente de las variables exógenas. Así:

$$r_D = \frac{(\delta_1 + \beta_1 + \beta_2^0 \gamma_{0L} + \beta_2^1 r + \beta_3 \Delta Y + \beta_4 \Delta TC - \alpha_1 - \alpha_3 \Delta Y - \alpha_4 \Delta TC)}{\alpha_2}$$

Reescribiendo la anterior expresión, tenemos:

<sup>9</sup> En donde la demanda de los bancos en el mercado interbancario debe igualar la oferta en dicho mercado, así que:

$$\sum_{i=1}^N MI_i = 0$$

$$r_D = \theta_1 + \theta_2 r + \theta_3 \Delta Y + \theta_4 \Delta TC \quad (11)$$

Donde los coeficientes y sus respectivos signos son dados por:

$$\theta_1 = \frac{\delta_1 + \beta_1 + \beta_2^0 \gamma_{0L} - \alpha_1}{\alpha_2} > \acute{o} < 0, \text{ donde } \delta_1 > 0, \beta_1 > 0, \beta_2^0 < 0, \gamma_{0L} > 0, \alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0$$

$$\theta_3 = \frac{\beta_3 - \alpha_3}{\alpha_2} > \acute{o} < 0, \text{ donde } \beta_3 > 0, \alpha_3 > 0, \alpha_2 > 0$$

$$\theta_4 = \frac{\beta_4 - \alpha_4}{\alpha_2} > \acute{o} < 0, \text{ donde: } \beta_4 > \acute{o} < 0, \alpha_4 > \acute{o} < 0, \alpha_2 > 0$$

Es de señalar que, las ambigüedades están asociadas a las magnitudes de los coeficientes involucrados en cada caso.

$$\theta_2 = \frac{\beta_2^1}{\alpha_2} < 0, \text{ ya que: } \beta_2^1 < 0, \alpha_2 > 0$$

Tomando la ecuación (6) podemos expresar la tasa de interés de los créditos en forma matemática como:

$$r_L = \mu_1 + \mu_2 r_D \quad (12)$$

donde:  $\mu_1 = \gamma_{0L} + \gamma_{0D}$  es positivo y  $\mu_2 = 1$

El modelo econométrico se basa en las ecuaciones (11) y (12) e incluye en cada una de ellas un término de error, debido a que la relación entre las variables económicas se ve afectada por *choques* de carácter aleatorio. Adicionalmente, como lo sugiere Hamilton (1994), la especificación del modelo (ecuaciones (11) y (12)) impone implícitamente restricciones sobre la dinámica de las relaciones económicas, las cuales no necesariamente son justificadas. Por esta razón, una especificación más general podría ser considerada para la estimación, de tal forma que se tenga en cuenta el comportamiento dinámico de la relación entre las variables. Así, la relación econométrica puede expresarse a través del siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} r_{D_t} &= \theta_1^* + \sum_{j=0}^{\bar{N}} \theta_{2,j}^* r_{D_{t-j}} + \sum_{j=0}^{\bar{K}} \theta_{4,j}^* r_{t-j} + \sum_{j=0}^{\bar{W}} \theta_{5,j}^* \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{\bar{Q}} \theta_{6,j}^* \Delta TC_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\ r_{L_t} &= \mu_1^* + \sum_{j=0}^{\bar{N}} \mu_{2,j}^* r_{D_{t-j}} + \sum_{j=0}^{\bar{S}} \mu_{3,j}^* r_{L_{t-j}} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (13)$$

Donde, (13) puede reescribirse como:

$$\begin{aligned}
 r_{D_t} &= \theta_1^* + \sum_{j=0}^{\tilde{N}} \theta_{2,j}^* r_{D_{t-j}} + \sum_{j=0}^K \theta_{4,j}^* r_{L_{t-j}} + \sum_{j=0}^W \theta_{5,j}^* \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^Q \theta_{6,j}^* \Delta TC_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\
 r_{L_t} - \mu_{2,0}^* r_{D_t} &= \mu_1^* + \sum_{j=1}^N \mu_{2,j}^* r_{D_{t-j}} + \sum_{j=0}^S \mu_{3,j}^* r_{L_{t-j}} + \varepsilon_{2t}
 \end{aligned} \tag{14}$$

En forma matricial, completando el conjunto de información en cada una de las ecuaciones, se tiene el siguiente VAR estructural<sup>10</sup>:

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\mu_{2,0}^* & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{D_t} \\ r_{L_t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \theta_1^* \\ \mu_1^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{2,1}^* & \theta_{3,1}^* \\ \mu_{2,1}^* & \mu_{3,1}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{D_{t-1}} \\ r_{L_{t-1}} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{2,p}^* & \theta_{3,p}^* \\ \mu_{2,p}^* & \mu_{3,p}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{D_{t-p}} \\ r_{L_{t-p}} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \theta_{4,0}^* & \theta_{5,0}^* & \theta_{6,0}^* \\ \mu_{4,0}^* & \mu_{5,0}^* & \mu_{6,0}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta TC_t \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{4,z}^* & \theta_{5,z}^* & \theta_{6,z}^* \\ \mu_{4,z}^* & \mu_{5,z}^* & \mu_{6,z}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{t-z} \\ \Delta Y_{t-z} \\ \Delta TC_{t-z} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{15}$$

La forma reducida del modelo estructural presentado en (15) se tiene al multiplicar éste por la matriz inversa de  $\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\mu_{2,0}^* & 1 \end{bmatrix}$ , así:

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} r_{D_t} \\ r_{L_t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \theta_1^* \\ \mu_1^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{2,1}^* & \theta_{3,1}^* \\ \mu_{2,1}^* & \mu_{3,1}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{D_{t-1}} \\ r_{L_{t-1}} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{2,p}^* & \theta_{3,p}^* \\ \mu_{2,p}^* & \mu_{3,p}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{D_{t-p}} \\ r_{L_{t-p}} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \theta_{4,0}^* & \theta_{5,0}^* & \theta_{6,0}^* \\ \mu_{4,0}^* & \mu_{5,0}^* & \mu_{6,0}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta TC_t \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{4,z}^* & \theta_{5,z}^* & \theta_{6,z}^* \\ \mu_{4,z}^* & \mu_{5,z}^* & \mu_{6,z}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{t-z} \\ \Delta Y_{t-z} \\ \Delta TC_{t-z} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{16}$$

Donde su estimación se lleva a cabo a través del procedimiento de vectores autorregresivos bajo cambios de régimen, de tal forma que en cada régimen se conserve la relación lineal planteada en el modelo teórico. Tal procedimiento de estimación se justifica por la posible existencia de un cambio estructural en la economía colombiana que afecta las relaciones entre las variables del sistema considerado.

## II. Metodología Econométrica

Desde Sims (1980), los modelos VAR o modelos de forma reducida han sido ampliamente utilizados en la investigación empírica con el propósito de estudiar la interrelación entre las variables de un sistema, a través de pruebas de causalidad, análisis de impulso respuesta y descomposición de varianza, entre otros, bajo el supuesto de no existencia de cambios

<sup>10</sup> Siendo  $p$  y  $z$  los máximos rezagos de las variables endógenas y exógenas, respectivamente.

estructurales en la economía. La metodología presentada por H. Krolzig (1997), “*Markov-Switching Vector Autoregressive*”, *MS-VAR*, considera cambios de régimen en el proceso generador de los vectores autorregresivos.

Con el fin de entender la relación entre las tasas de interés bancarias y la tasa de política, en los diferentes regímenes de la economía colombiana, el presente trabajo sigue de cerca la metodología *MS-VAR*, controlando por otras variables económicas, como el crecimiento del producto y el cambio en la tasa de cambio. Como lo presenta Krolzig (2000), la idea general de esta clase de modelos se centra en el hecho de que el conjunto de parámetros del modelo VAR, estimado sobre un vector de series de tiempo  $y_t$ ,  $k$  – dimensional, depende de una variable de régimen no observable  $s_t \in \{1, 2, \dots, m, \dots, M\}$ , la cual representa la probabilidad de estar en un régimen o estado particular de la naturaleza en el momento  $(t)$ . Así, la densidad condicional de la variable  $y_t$  es:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(y_t | Y_{t-1}, X_t, \theta_1) & \text{si } s_t = 1 \\ \vdots & \vdots \\ f(y_t | Y_{t-1}, X_t, \theta_m) & \text{si } s_t = m \\ \vdots & \vdots \\ f(y_t | Y_{t-1}, X_t, \theta_M) & \text{si } s_t = M \end{bmatrix} \quad (17)$$

Donde  $Y_{t-1} = \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$  es la historia de las variables endógenas del sistema,  $X_t$  es la matriz de diseño de las variables exógenas y  $\theta_m$  vector de parámetros asociados al régimen o estado  $s_t = m$ . La descripción completa del modelo estadístico requiere de la formulación de una ley de evolución para la variable de estado  $s_t$ , de la cual dependen los parámetros en (17). Una vez establecido tal mecanismo para la variable de estado, la información del régimen en el momento  $(t)$  se encuentra a partir de los datos.

En particular, en los modelos *MS-VAR* se supone que el proceso generador del régimen sigue una cadena de Markov ergódica con un número finito de estados, los cuales se definen a través de las siguientes probabilidades de transición:  $P_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i)$ . De esta forma, se supone que  $s_t$  sigue un proceso de Markov de orden 1 con  $m$  estados y una matriz de transición irreducible,  $P$ :

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & \cdots & P_{1M} \\ P_{21} & \cdots & P_{2M} \\ \vdots & & \\ P_{M1} & & P_{MM} \end{bmatrix} \quad (18)$$

siendo  $\sum_{j=1}^M P_{ij} = 1$ . Es decir, la probabilidad del régimen en el momento  $(t)$  condicional a la información al momento  $(t-1)$  tan solo depende de la inferencia estadística acerca de  $s_{t-1}$ :  $\Pr(s_t | Y_{t-1}, X_t, s_{t-1}) = \Pr(s_t | s_{t-1})$ . Teóricamente, todos los parámetros del modelo condicional (17) son dependientes del estado  $s_t$  de la cadena de Markov.

Dado un régimen  $s_t$ , el vector  $y_t$  es generado a partir de un proceso de vectores autorregresivos de orden  $p$  con variables exógenas  $X_t$  rezagadas de orden  $z$ , ( $VARX(p, z)$ ) como sigue:

$$E[y_t | Y_{t-1}, X_t, s_t] = V(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j} + \sum_{i=0}^z B_i(s_t) X_{t-i} \quad (19)$$

Donde:  $V$ ,  $A_j$  y  $B_i$  corresponden respectivamente al vector de interceptos, a las matrices de coeficientes asociadas a las variables endógenas rezagadas y a las matrices de coeficientes asociadas a las variables exógenas tanto contemporáneas como rezagadas. La notación  $(s_t)$  indica estado dependencia. El término de innovación  $u_t$  se define como:

$$u_t = y_t - E[y_t | Y_{t-1}, X_t, s_t] \sim NID(0, \Sigma(s_t)) \quad (20)$$

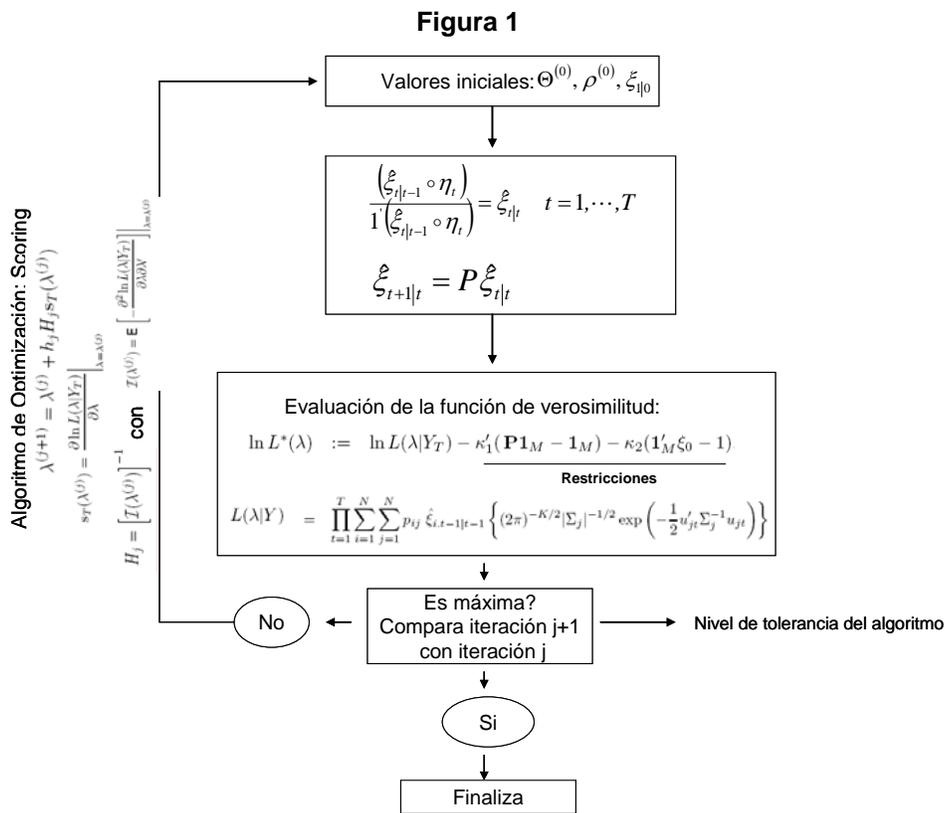
Siendo  $\Sigma(s_t)$  la matriz de varianza covarianza estado dependiente. Es de señalar que, existen diferentes especificaciones  $MS-VAR$  presentadas en Krolzig (1997). En particular, la representación (19)-(20) corresponde al modelo  $MSIAH(M) - VARX(p, z)$ <sup>11</sup>, el cual se caracteriza por la existencia de parámetros estado-dependientes tanto en el vector de interceptos

<sup>11</sup> Donde  $m$ ,  $p$  y  $z$  son el número de estados y el orden de rezago de las variables endógenas y exógenas del VAR, respectivamente. En caso de considerar exógenas contemporáneas y no rezagadas, se define  $z = 0$ .

como en las matrices de coeficientes asociadas a las variables endógenas y exógenas y en la matriz de varianza-covarianza.

### A. Estimación

La estimación del modelo *MS-VAR*, en sus diferentes especificaciones, se lleva a cabo a partir de la maximización de su función de verosimilitud a través del algoritmo EM, el cual involucra las ecuaciones de actualización y pronóstico de un filtro de Kalman modificado (BLHK) sobre el vector de estado conformado por las probabilidades de estado  $\xi_{t|t}$ . La figura 1 diseñada a partir Krolzig (1997) presenta el algoritmo de estimación<sup>12</sup>.



El esquema de estimación parte de valores iniciales para: el conjunto de parámetros  $\Theta^{(0)}$ , las restricciones sobre la matriz de probabilidades de transición,  $\rho^{(0)}$ , y la probabilidad de estado en el momento 1 condicional al estado en el momento 0,  $\xi_{1|0}$ . A partir del filtro BLHK (Baum,

<sup>12</sup> En particular véanse capítulos 5 y 6. La estimación se realiza con el paquete MSVAR 130 para Ox del mismo autor.

Lindgren, Hamilton y Kim citado por Krolzig (1997)), se lleva a cabo un proceso de actualización,  $\hat{\xi}_{t|t}$ , y pronóstico,  $\hat{\xi}_{t+1|t}$ , de las probabilidades de estado, involucrando al vector de funciones de densidad,  $\eta_t$ , y la matriz de probabilidades de transición  $P$ . Una vez construidas las probabilidades de estado se evalúa la función de verosimilitud restringida,  $\ln L^*(\lambda)$ , y se compara iterativamente bajo el proceso de optimización scoring hasta alcanzar su maximización.

### B. Función de Impulso Respuesta

El efecto marginal de un *choque*, en modelos no lineales, depende del estado en que se encuentra el sistema en cada momento ( $t$ ) del tiempo. Una posible solución a tal dependencia es utilizar el impulso-respuesta generalizado (Lütkepohl, 2005), en el cual se computa el efecto marginal de un choque al sistema en ( $t$ ), sobre los pronósticos condicionados en un horizonte ( $h$ ), es decir:

$$IR_{\nabla u}(h) = E\left[g(y_{t+h})|y_t + \nabla u, \Omega_{t-1}\right] - E\left[g(y_{t+h})|y_t, \Omega_{t-1}\right] \quad (21)$$

Donde  $g(\cdot)$  denota alguna función de interés,  $\nabla u$  representa el choque y  $\Omega_{t-1}$  la historia de las variables del sistema al momento ( $t$ ).

#### 1. Choques sobre las variables endógenas

Partiendo de representaciones Estado-Espacio para los distintos modelos  $MS - VAR$ , Krolzig (2006) encuentra los pronósticos condicionados y las funciones de impulso-respuesta generalizadas ante choques (ortogonales y no ortogonales) sobre las variables endógenas y sobre las probabilidades de estado. El análisis de impulso respuesta frente a choques en las variables endógenas del modelo,  $MSIAH(M) - VARX(p, z)$ , se lleva a cabo a partir de la representación  $VAR(1)$  del modelo  $MSIAH(M) - VAR(p)$  cuyas matrices de parámetros estimados provienen del modelo que considera las variables exógenas, así:

$$\begin{aligned} \psi_t^* &= \Pi^* \psi_{t-1}^* + \varepsilon_t^* \\ \begin{bmatrix} \psi_t \\ \xi_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \Pi & \tilde{M} \\ 0 & P \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \xi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (22)$$

Donde  $\psi_t = \xi_t \otimes Y_t$ ,  $P$  es la matriz de probabilidades de transición,  $\varepsilon_t$  y  $\nu_t$  términos de perturbación y  $\Pi$  y  $\tilde{M}$  se definen a continuación.

$$\Pi := \begin{bmatrix} p_{11}A_1 & \cdots & p_{M1}A_1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M}A_M & \cdots & p_{MM}A_M \end{bmatrix} \quad \text{y} \quad \tilde{M} := \begin{bmatrix} p_{11}V_1 & \cdots & p_{M1}V_1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M}V_M & \cdots & p_{MM}V_M \end{bmatrix} \quad (23)$$

Es de señalar que, en el caso de un orden autorregresivo  $p$  mayor que 1,  $Y_t$  corresponde al vector de variables endógenas de la representación  $VAR(1)$  de un  $VAR(p)$ . En este caso, el pronóstico condicionado del sistema es:

$$E[y_{t+h} | y_t, \xi_t] = J_1 J_2 \Pi^{*h} \psi_t^* \quad (24)$$

Donde  $J_1$  y  $J_2$  son matrices de diseño tales que  $J_1 = (i_1' \otimes I_{kp}) = [I_k : 0 : \cdots : 0]$  y  $J_2 = (i_M' \otimes I_{kp} : 0_{kp,M}) = [I_{(kp)} : \cdots : I_{(kp)} : 0_{(kp,m)}]$ .

La función de impulso-respuesta ortogonal asociada a choques sobre las variables endógenas es la siguiente:

$$IR_{\nabla u}(h) = J_1 J_2 \begin{bmatrix} \Pi & \tilde{M} \\ 0 & P \end{bmatrix}^h \begin{bmatrix} \varepsilon_t \nabla u \\ 0_{M,1} \end{bmatrix} \quad (25)$$

Donde  $\nabla u_t = D(\xi_t) \nabla \varepsilon_t$  y  $D(\xi_t)$  es una matriz triangular inferior que resulta de la descomposición de Choleski de la matriz de varianza-covarianza de cada estado.

## 2. Choques sobre las variables exógenas

La evaluación de las respuestas del sistema frente a *choques* sobre las variables exógenas es un desarrollo propio de este artículo que combina la metodología de impulso-respuesta generalizado anteriormente descrita (Krolzig, 2006), y los pronósticos no condicionados para sistemas de ecuaciones simultáneas dinámicas (Lütkepohl, 2005)<sup>13</sup>.

<sup>13</sup> La programación de las funciones impulso respuesta, desarrolladas por los autores, se lleva a cabo en Ox Versión 3.3.

Conociendo que la representación VARX(1) de un modelo lineal VARX( $p, z$ ), considerando  $z > 1$  rezagos de las  $n$  variables exógenas, es:

$$Y_t = V + AY_{t-1} + BX_t + U_t \quad (26)$$

donde:  $Y_t := \begin{bmatrix} y_t \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \\ x_t \\ \vdots \\ x_{t-z+1} \end{bmatrix}$ ,  $A := \begin{bmatrix} A_1 & \cdots & A_{p-1} & A_p & | & B_1 & \cdots & B_{z-1} & B_z \\ I_k & & 0 & 0 & | & 0 & & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & | & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & I_k & 0 & | & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \hline 0 & \cdots & 0 & 0 & | & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & & \vdots & \vdots & | & I_k & & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & | & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & | & \cdots & I_k & 0 & 0 \end{bmatrix}$ ,  $B := \begin{bmatrix} B^o \\ \vdots \\ 0 \\ I_n \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$  y

$U_t := \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$ ,  $V := \begin{bmatrix} v \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$  de dimensiones  $(kp + nz) \times 1$ .

los modelos Markov-Switching VARX pueden ser representados en forma Estado-Espacio a partir de la formulación anterior. En particular el modelo MSIAH( $M$ )-VARX( $p, z$ ) puede ser representado como:

$$\psi_t^* = \Pi^* \psi_{t-1}^* + B^* X_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \xi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pi & \tilde{M} \\ 0 & P \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \xi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B^o \\ 0 \end{bmatrix} X_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \end{bmatrix}$$

Las matrices  $\psi_t, \Pi$  y  $\tilde{M}$  se definen de la misma manera que en la representación Estado-Espacio del sistema MSIAH( $M$ )-VAR( $p$ ) presentada en la sección anterior, pero se construyen con las matrices  $Y_t, A$ , y  $V$  de la ecuación (26), que incluyen también a las variables exógenas y a sus parámetros asociados. En particular, la matriz  $B^o$  de coeficientes asociados a las variables exógenas se define como:

$$B^o := \begin{bmatrix} \xi_1 B_1^o \\ \xi_2 B_2^o \\ \vdots \\ \xi_M B_M^o \end{bmatrix} \quad (28)$$

de dimensiones  $(kp + nz)M \times n$ .

Seguindo a Lütkepohl (2005), se tiene que el pronóstico condicionado del modelo lineal  $VARX(p, z)$  en su representación  $VARX(1)$ , es de la forma:

$$E[y_{t+h} | y_t, X_t, \xi_t] = JA^h Y_t + \sum_{i=0}^{h-1} JA^i B X_{t+h-i} \quad (29)$$

Donde  $J := (I_p' \otimes I_k) : 0_{k,nz} = [I_k : 0 : \dots : 0]$ . De la misma manera, el pronóstico condicionado del modelo  $MSIAH(M) - VARX(p, z)$  puede ser expresado como:

$$E[y_{t+h} | y_t, X_t, \xi_t] = J_1 \left[ J_2 \left( \Pi^h Y_t + \sum_{i=0}^{h-1} \Pi^i B^0 X_{t+h-i} \right) \right] \quad (30)$$

Donde  $J_1$  y  $J_2$  son matrices de diseño tales que  $J_1 := (I_p' \otimes I_k) : 0_{k,nz} = [I_k : 0 : \dots : 0]$  y  $J_2 := (I_M' \otimes I_{(kp+nz)}) : 0_{(kp+nz),m} = [I_{(kp+nz)} : \dots : I_{(kp+nz)} : 0_{(kp+nz),m}]$ .

A partir del pronóstico condicionado anterior, se encuentra la respuesta del sistema en un horizonte ( $h$ ) frente a un choque en ( $t$ ) sobre las variables exógenas,  $\nabla X_t$ . Dado un patrón de comportamiento futuro sobre las variables exógenas y bajo el supuesto de que el efecto contemporáneo en cada momento del tiempo es constante, se tiene la siguiente representación:

$$IR_{\nabla x}(h) = J_1 \left[ J_2 \left( \sum_{i=0}^{h-1} \Pi^{*i} (\xi_t \otimes B^*) \nabla X_{t+h-i} \right) \right] \quad (31)$$

Los intervalos de confianza del análisis de impulso-respuesta se construyen en este documento a partir de métodos de *bootstrapping*. Dado que el proceso considerado incluye cambios de régimen à la Hamilton, se realiza el proceso de simulación siguiendo de cerca a

Ehrmann, Ellison y Valla (2001). Así, el proceso se simula en dos etapas recursivas e independientes: (i) se genera una historia del régimen a partir de la matriz de transición estimada y (ii) se construye una historia de las variables endógenas condicionadas a cada uno de los estados a partir de las matrices estimadas de coeficientes. En este artículo se emplea la representación estado espacio del modelo  $MSIAH(M) - VARX(p, z)$ , y se simula el proceso a partir de las siguientes dos ecuaciones:

$$\begin{aligned} \xi_t &= P \xi_{t-1} \\ Y_t &= \Pi^* Y_t + (B_0^* \cdot \xi_t) X_t + (Cho \cdot \xi_t) \omega_t, \quad \omega \sim N(0, I) \end{aligned} \quad (32)$$

Donde la matriz  $Cho$  contiene las descomposiciones triangulares inferiores de las matrices de Varianza-Covarianza de los residuos estimadas para cada estado. Dado que para este conjunto de variables la cadena de Markov tiende a ser absorbente en los distintos estados, la simulación del proceso de los regímenes no incorpora componentes estocásticos. La aleatoriedad es introducida en la historia de las variables endógenas condicionadas, mediante la consideración de residuos fundamentales  $\omega_t$ , muestreados de una distribución normal estándar y ponderados por las varianzas de cada estado,  $(Cho \cdot \xi_t)$ . Una vez simuladas las series  $\{y_t^j\} j = 1, \dots, 2500$ , se estima el modelo y se construyen los impulsos respuesta. Sobre las réplicas se lleva a cabo un proceso Kernel tradicional para estimar la distribución del impulso respuesta en cada horizonte, y se construyen los intervalos de confianza a partir de los percentiles 5% y 95% de las distribuciones empíricas.

### III. Estimación y Resultados

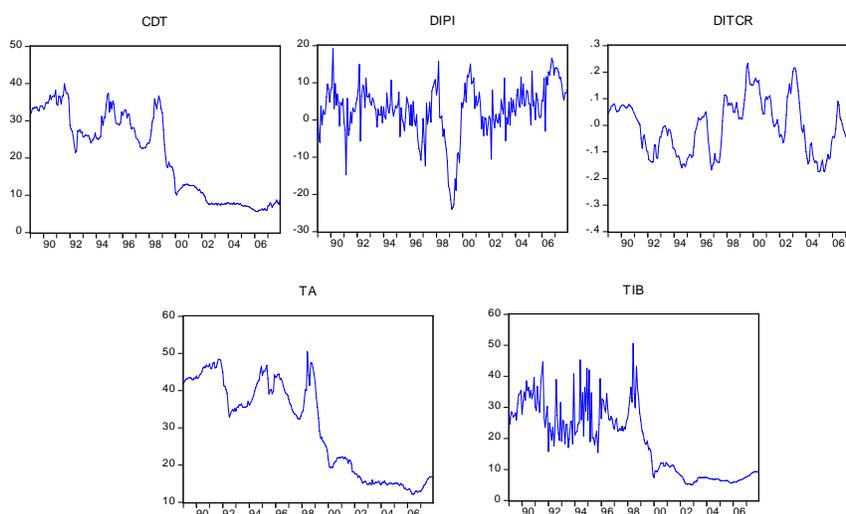
#### A. Descripción de la información

El análisis empírico se lleva a cabo con información de frecuencia mensual para Colombia durante el período comprendido entre enero de 1989 y abril de 2007. Es de señalar que, al considerar la muestra hasta diciembre de 2007 la estimación se ve afectada por la política de encajes marginales, establecida por el Banco Central a partir de mayo de dicho año, como política complementaria a las tasas de interés<sup>14</sup>.

<sup>14</sup> Resolución N° 3 de Mayo 6 de 2007, por medio de la cual el Banco de la República decidió incrementar el encaje marginal sobre el monto de los pasivos sujetos a encaje que excediera el nivel registrado el día 7 de mayo de 2007.

El sistema de información está conformado por la tasa de interés nominal de los CDT a 90 días,  $(CDT_t)$ , la tasa de interés activa nominal del sistema financiero,  $(TA_t)$ , la tasa de interés interbancaria,  $(TIB_t)$ , como medida de la tasa de política del Banco Central, el crecimiento económico, medido como la diferencia de orden doce del logaritmo del índice de producción industrial,  $(DIPI_t)$  y como *proxy* del cambio en la tasa de cambio se toma el cambio anual del índice de la tasa de cambio real, medida como su diferencia logarítmica de orden doce,  $(DITCR_t)$ <sup>15</sup>. El Gráfico 1 presenta la evolución de las variables en el período de análisis.

Gráfico 1



## B. Orden de integración de las series.

La metodología *MS\_VAR*, al igual que en el caso lineal multivariado, requiere estacionariedad en las variables consideradas. En efecto, supone que en cada uno de los estados, el vector  $y_t$  es generado por un *VAR* cuyo proceso de innovación  $u_t$  es ruido blanco, y que la cadena de Markov que rige la evolución de estados es ergódica. Por consiguiente, es necesario determinar, a partir de pruebas sobre existencia de raíz unitaria, el orden de integración de las series del sistema.

<sup>15</sup> El cambio de la tasa de cambio real se utilizó como proxy de la variación de la tasa de cambio nominal, dado que esta última resultó ser integrada de orden 1. Así mismo, la interpretación del efecto de dicha variable en el modelo económico no cambia ya que el comportamiento de la variación del *ITCR* en Colombia ha seguido muy de cerca la evolución del crecimiento de la tasa de cambio nominal. Como lo señala Alonso et al. (2008) *la mayor parte de las variaciones del ITCR es explicada por variaciones en la tasa de cambio nominal, especialmente en momentos de baja inflación y flotación cambiaria, como ocurre en Colombia desde 1999.*

Ng y Perron (2001) destacan 2 problemas principales en la construcción de las pruebas convencionales<sup>16</sup>. El primero tiene que ver con el bajo poder explicativo cuando el polinomio autorregresivo es menor pero muy cercano a 1. Una corrección a dicho problema se alcanza con las pruebas ADF-GSL y Point Optimal propuestas por Elliot, Rothemberg y Stock (1996), ERS, quienes demuestran, a partir de simulaciones en muestras finitas, la mayor potencia de éstas con respecto a las pruebas tradicionales. El segundo problema se presenta cuando el polinomio de media móvil de la primera diferencia o de los residuales tiene una raíz negativa grande, lo cual induce una mayor probabilidad de rechazo de la hipótesis de raíz unitaria<sup>17</sup>. Al respecto, Ng y Perron (2001) proponen modificaciones a las pruebas de Phillips-Perron (1998) y ERS Point Optimal (1996)<sup>18</sup> y desarrollan criterios de información modificados (MAIC) para determinar el número de rezagos óptimo.

Adicionalmente, la prueba de raíz unitaria propuesta por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), KPSS, cuya hipótesis nula plantea estacionariedad ha sido generalizada para procesos altamente autorregresivos por Hobijn, Franses y Ooms (1998) introduciendo la selección automática de rezagos a partir de un ancho de banda *à la* Newey-West (1994).

Los argumentos anteriormente expuestos nos llevan a revisar la existencia de raíz unitaria en las series analizadas a partir de las pruebas mencionadas. La Tabla 1 presenta los resultados de las pruebas sobre existencia de raíz unitaria de: Elliot, Rothemberg y Stock (1996) ADF-GSL y Point Optimal, Ng-Perron (2001) MZA, MZB, MSB y MPT y KPSS modificado (1998), a un nivel de significancia del 10%. Es de señalar que, el máximo número de rezagos utilizado es aquel que garantiza no autocorrelación de los residuales, cuyos criterios de selección son el Akaike (AIC) y el Akaike modificado (MAIC). Como se observa, en términos generales puede afirmarse que las pruebas tienden a rechazar la existencia de raíz unitaria para cada una de las series.

En el caso de las tasas de interés, las pruebas de verificación de raíz unitaria se realizaron incluyendo tendencia y constante (CT) mientras que, para las variables DIPI y DITCR la tendencia no resulta significativa. Es importante resaltar que, el hallazgo de estacionariedad de las tasas de interés alrededor de una tendencia determinística lleva a considerar dicha tendencias como variable regresora exógena en los modelos a estimar.

---

<sup>16</sup> Entendiendo por pruebas convencionales aquellas cuya hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria, destacando las pruebas de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentada (1979).

<sup>17</sup> Es de resaltar que, la presencia de *outliers* en el sistema tiende a inducir raíces negativas en el polinomio de media móvil de los residuales.

<sup>18</sup> Las pruebas de Phillips-Perron (1998) transforman los estadísticos de DF para hacerlos compatibles con la presencia de auto-correlación y heterocedasticidad en el término de perturbación y no alternar la distribución de la prueba.

Tabla 1  
Pruebas de raíz unitaria

PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA 10%																
Variable	Modelo	AIC Lags	MAIC Lags	ERS								NG-PERRON				KPSS (Newey-West)
				DF_GLS		PT		MZA		MZB		MSB		MPT		
				AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	AIC	MAIC	
DIPI	C (max 14)	14	14	-2.03 Vc:-1.61	-2.03 Vc:-1.61	3.14 Vc:4.35	3.14 Vc:4.35	-7.76 Vc:-8.10	-7.76 Vc:-8.10	-1.91 Vc:-1.62	-1.91 Vc:-1.62	0.24 Vc:0.27	0.24 Vc:0.27	3.35 Vc:4.45	3.35 Vc:4.45	0.22 Vc:0.34
DITCR	C (max 13)	13	13	-1.69 Vc:-1.61	-1.42 Vc:-1.61	3.19 Vc:4.35	5.41 Vc:4.35	-7.38 Vc:-8.10	-4.31 Vc:-8.10	-1.80 Vc:-1.62	-1.32 Vc:-1.62	0.24 Vc:0.27	0.30 Vc:0.27	3.73 Vc:4.45	5.90 Vc:4.45	0.16 Vc:0.34
TIB	CT (max 4)	4	3	-2.85 Vc:-2.63	-2.48 Vc:-2.63	5.23 Vc:6.86	8.12 Vc:6.86	-16.19 Vc:-14.2	-10.97 Vc:-14.2	-2.84 Vc:-2.62	-2.33 Vc:-2.62	0.17 Vc:0.18	0.21 Vc:0.18	5.65 Vc:6.67	8.33 Vc:6.67	0.14 Vc:0.11
TA	CT (max 4)	3	3	-2.52 Vc:-2.63	-2.52 Vc:-2.63	6.21 Vc:6.86	6.21 Vc:6.86	-14.51 Vc:-14.2	-14.51 Vc:-14.2	-2.68 Vc:-2.62	-2.68 Vc:-2.62	0.18 Vc:0.18	0.18 Vc:0.18	6.31 Vc:6.67	6.31 Vc:6.67	0.17 Vc:0.11
DTF	CT (max 4)	3	1	-2.81 Vc:-2.63	-2.35 Vc:-2.63	4.90 Vc:6.86	8.34 Vc:6.86	-18.17 Vc:-14.2	-11.30 Vc:-14.2	-3.00 Vc:-2.62	-2.36 Vc:-2.62	0.16 Vc:0.18	0.20 Vc:0.18	5.05 Vc:6.67	8.10 Vc:6.67	0.14 Vc:0.11

Nota: C constante, CT constante y tendencia.

### C. Análisis de los resultados

Con el propósito de analizar la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés del mercado, la estimación del modelo se lleva a cabo a partir de dos especificaciones. En la primera se considera un mecanismo de transmisión sencillo, el cual involucra únicamente tasas de interés, como el caso *benchmark*. En la segunda estimación se tiene en cuenta el impacto que sobre la transmisión de las tasas de interés pueden tener algunas variables macroeconómicas, como lo sugiere el modelo teórico desarrollado (ecuación 16)<sup>19</sup>.

#### 1. Existencia del comportamiento no lineal

La existencia del comportamiento no lineal en la relación de las variables del sistema, bajo las dos especificaciones, se verifica a través de la prueba de Davies (1987). Esta permite determinar el número de estados de un modelo *Markov Switching*, a través de una cota superior que opera sobre el nivel de significancia del estadístico de razón de verosimilitud bajo parámetros molestos, planteándose como hipótesis nula la existencia de  $m - 1$  estados frente a una alterna de  $m$  estados. Los modelos considerados rechazan la hipótesis nula de un estado o modelo lineal a niveles de significancia menores a 1%, confirmando así, que el modelo con 2 estados supera ampliamente al modelo lineal<sup>20</sup>.

<sup>19</sup> A pesar que el modelo teórico solo se ve reflejado en la segunda estimación, el caso *benchmark* se estima con el fin de comparar los resultados de la transmisión de tasas cuando se incluyen variables macroeconómicas, que pueden afectar el comportamiento de los mercados de depósitos y de créditos, con el caso tradicional donde dicha transmisión solo tiene en cuenta las tasas de interés.

<sup>20</sup> Es de señalar que, por razones económicas y de tamaño de muestra, en este artículo se considera máximo dos estados de la naturaleza.

## 2. Mecanismo de Transmisión Sencillo (Caso Benchmark)

La primera estimación se realiza sobre el modelo de transmisión pura o *benchmark*, el cual involucra las tasas de interés bancarias, la tasa de política y una variable de tendencia determinística, la cual surge del análisis de estacionariedad de las tasas de interés. De esta forma, el sistema, caracterizado como estacionario, está conformado por  $\{CDT_t, TA_t, TIB_t, T\}$ , donde las dos primeras son de carácter endógeno y exógenas las restantes. A partir de un análisis exhaustivo de los diferentes modelos considerados en Krolzig (1997) y de la revisión de los modelos univariados y sus impulsos respuesta, estimados también bajo la metodología considerada, se encuentra que el mejor modelo que explica el proceso generador del sistema bajo estudio corresponde a un  $MSIAH(2) - VARX(2)$ .

La Tabla 2 presenta los resultados de la estimación del modelo seleccionado, el cual considera dos estados de la naturaleza, un rezago de orden dos para las variables endógenas y una relación contemporánea con la tasa de política,  $M = 2, p = 2, z = 0$ . El primer estado (Estado 0) se define como un período de baja volatilidad en las tasas de interés, en tanto que, el segundo (Estado 1) recoge la dinámica de alta volatilidad de éstas. Como se observa, la significancia de los coeficientes, en los dos estados, es consistente con el modelo teórico, en el cual la tasa de interés activa no afecta la tasa pasiva, mientras que la primera si afecta a la tasa de interés nominal de los CDT a 90 días. Adicionalmente, el primer estado muestra una desviación estándar menor que la reportada para el segundo e igualmente una tendencia determinística significativa.

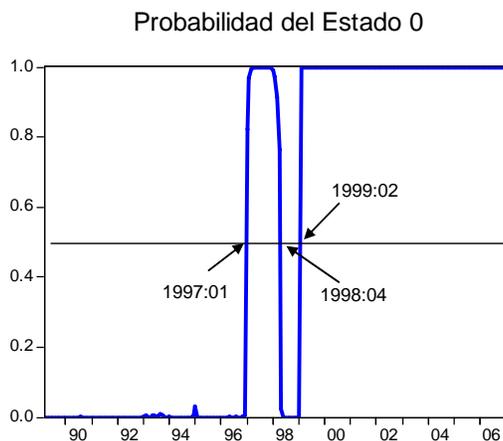
En particular, en los dos estados de la naturaleza, la tasa de política es relevante en la explicación de las tasas de mercado. Así, el efecto de un cambio en la tasa de política lleva a un cambio positivo tanto en la tasa activa como en la pasiva. La magnitud de los coeficientes asociados a la TIB refleja un *pass-through* de corto plazo (un mes) incompleto, lo cual significa que las tasas de interés no reaccionan en la misma proporción de manera inmediata, al cambio en la tasa de política. Es de señalar que, matemáticamente, el mayor *pass-through* de corto plazo se obtiene en el estado de baja volatilidad.

Tabla 2  
Estimación

Coeficientes "t"	Estado 0		Estado 1	
	Variables Endógenas		Variables Endógenas	
	CDT	TA	CDT	TA
<b>Constante</b>	4.445 (5.09)	7.205 (7.03)	1.393 (1.02)	5.606 (3.53)
<b>CDT_1</b>	0.881 (13.14)	0.373 (4.72)	0.802 (10.19)	0.464 (5.07)
<b>CDT_2</b>	-0.313 (-4.31)	-0.191 (-2.24)	0.013 (0.15)	-0.070 (-0.68)
<b>TA_1</b>	-0.066 (-0.86)	0.632 (6.98)	-0.025 (-0.28)	0.353 (3.40)
<b>TA_2</b>	0.075 (1.23)	-0.076 (-1.06)	-0.010 (-0.13)	0.121 (1.33)
<b>Tendencia</b>	-0.018 (-6.68)	-0.019 (-5.88)	-0.003 (-0.85)	0.004 (1.03)
<b>TIB</b>	0.302 (15.83)	0.227 (9.82)	0.209 (13.00)	0.134 (7.16)
<b>std</b>	0.382	0.448	1.110	1.292

La Figura 2 presenta la evolución a través del período de estudio de las probabilidades suavizadas de estado. Así, la gráfica muestra la probabilidad de estar en el régimen de baja volatilidad, o Estado 0, en cada momento del tiempo. Esta inferencia está basada en la muestra completa y en los parámetros presentados en la tabla 2 y estimados a través del algoritmo dado en la figura 1. Como puede observarse, el gráfico indica dos períodos de baja volatilidad de las tasas de interés. El primero ocurrido entre enero de 1997 y abril de 1998, y el segundo a partir de febrero de 1999. Coincidiendo este último con el régimen monetario de inflación objetivo establecido en Colombia.

Figura 2



La tabla 3 presenta la matriz de probabilidades de transición de régimen. Los resultados implican un modelo *Markov Switching* con probabilidades de transición muy cerca a la frontera. Es decir, una vez se está en un régimen particular, la probabilidad de abandonar éste es muy baja. Es de señalar que resultados similares respecto a la persistencia de los regímenes son encontrados, entre otros, por García y Perron (1996), al analizar cambios de régimen en las tasas reales de interés para Estados Unidos, y por Kaminsky y Lewis (1993), al analizar el impacto de las intervenciones cambiarias sobre la política monetaria.

Tabla 3

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9905 & 0.0095 \\ 0.0198 & 0.9802 \end{bmatrix}$$

La duración media de cada estado puede ser inferida a partir de las probabilidades de transición. Así, el promedio de duración del estado de baja volatilidad es de aproximadamente 9 años, en tanto que, el de alta volatilidad está alrededor de 4. Adicionalmente, los resultados de duración del régimen de baja volatilidad se concentran en la última década, confirmando así la política de estabilización de tasas de interés asociada al régimen de inflación objetivo.

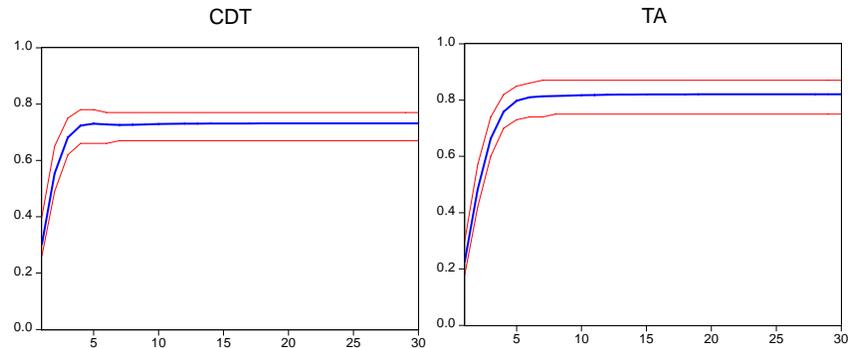
Con el propósito de estudiar el *pass-through* de tasas de interés en el largo plazo, se lleva a cabo un análisis de impulso respuesta por estado<sup>21</sup>. La figura 3 presenta la respuesta acumulada del sistema ante un *choque* a la tasa de política en el estado de baja volatilidad (Estado 0). En esta se observa que el efecto de un cambio en la política del Banco Central sobre cada una de las tasas de interés del mercado tiene repercusiones diferentes en magnitud aunque no en velocidad, ya que ésta es relativamente similar. Así, un *choque* de 100 puntos básicos (p.b.) sobre la TIB genera un incremento en promedio de 73 p.b. en la tasa de los CDTs y de 82 p.b. en la tasa activa, diferencias que generan una brecha de 9 p.b. en las respuestas. Respecto a la velocidad de ajuste, las tasas de interés reaccionan relativamente rápido, pues en aproximadamente un año alcanzan el efecto de largo plazo.

---

<sup>21</sup> Los intervalos de confianza se construyen través de *Bootstrapping*, siguiendo de cerca la simulación en 2 etapas propuesta por Ehrmann, Ellison y Valla (2001). La programación se lleva a cabo en OX Versión 3.3.

Figura 3

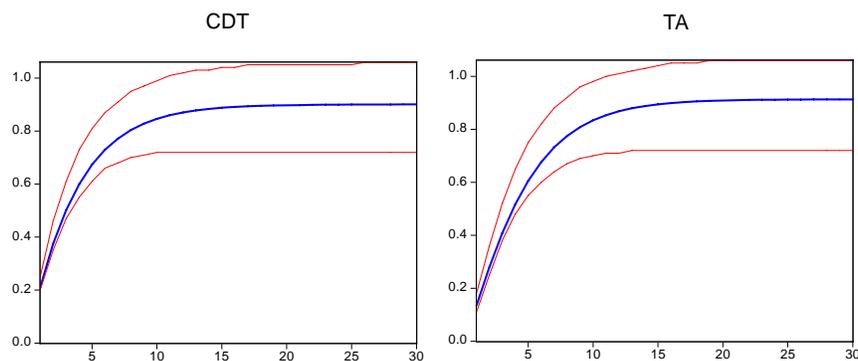
Respuesta ante un shock en la TIB  
(Estado 0)



Por su parte, en el Estado 1 (alta volatilidad), la velocidad de respuesta de las tasas es menor que en el estado anteriormente mencionado, alcanzando su nivel de largo plazo en aproximadamente veinte meses. En cuanto a la magnitud de respuesta, un aumento de 100 p.b. en la tasa de política conlleva a incrementos promedio de 90 y de 91 p.b. en la tasa pasiva y en la tasa activa, respectivamente (Figura 4). La magnitud de las respuestas de las tasas de interés es considerablemente mayor que en el estado de baja volatilidad. La diferencia entre las respuestas genera una brecha ínfima comparada con la obtenida en el estado 0.

Figura 4

Respuesta ante un shock en la TIB  
(Estado 1)



Los resultados del modelo de transmisión sencillo permiten concluir que la existencia de los dos estados es relevante en la estimación y en el análisis del *pass-through* de las tasas de interés en Colombia. Como principal resultado se tiene que tanto en el corto como en el largo plazo dicho

*pass-through* es incompleto (menor que uno), siendo el de largo plazo más alto en el estado de alta volatilidad.

### 3. Mecanismo de Transmisión Ampliado

Siguiendo el modelo teórico, el mecanismo de transmisión de tasas puede ser ampliado teniendo en cuenta variables macroeconómicas que afectan el equilibrio de los mercados de depósitos y créditos en el sistema financiero. Es decir que, la transmisión de la tasa de política a las tasas de mercado, puede verse afectada por la existencia de dichas variables.

La estimación del modelo de transmisión ampliado considera como variables exógenas, además de la tasa de política y una variable de tendencia determinística<sup>22</sup>, el crecimiento económico y el cambio de la tasa de cambio real<sup>23</sup>. Así, el sistema está conformado por  $\{CDT_t, TA_t\}$  como variables endógenas, y por  $\{TIB_t, DIPI_t, DITCR_t, T\}$  como variables exógenas. El conjunto de variables es integrado de orden cero y el sistema es estacionario. La especificación  $MSIAH(2) - VARX(2)$ , con un rezago máximo de 6 períodos en las variables exógenas ( $z = 6$ ), se encuentra como el mejor modelo que explica el proceso generador del sistema en estudio, su búsqueda es similar a la utilizada en el caso del mecanismo *benchmark*.

La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación del modelo seleccionado, el cual considera dos estados de la naturaleza ( $M = 2$ ) y un rezago de orden dos en la componente endógena ( $p = 2$ ). Al igual que en el caso anterior, el primer estado (Estado 0) se define como un período de baja volatilidad en las tasas de interés, en tanto que, el segundo (Estado 1) recoge la dinámica de alta volatilidad. Como puede observarse, la relación entre las tasas de interés endógenas como las desviaciones estándar asociadas a los estados, mantienen en el modelo ampliado sus resultados. Es decir que, la significancia de los coeficientes de las variables endógenas, en los dos estados, es coherente con lo planteado por el modelo teórico. Así, la tasa de interés de los CDT a 90 días afecta la tasa activa, en tanto que ésta última no afecta la tasa pasiva. El primer estado muestra una desviación estándar menor que la reportada para el segundo, consistente con la definición de los estados.

---

<sup>22</sup> Al igual que en el caso *benchmark*, el reconocimiento de estacionariedad de las variables alrededor de una tendencia determinística implica la inclusión de ésta en la modelación VAR.

<sup>23</sup> El crecimiento del producto se considera exógeno y no se tiene en cuenta el posible efecto que sobre éste tenga en el **futuro** la política monetaria, dado que no se está analizando el mecanismo de transmisión completo de la política sino solamente el primer eslabón de ésta, que es la transmisión de las tasas de interés. La consideración de variables exógenas, como el crecimiento del producto, es útil en la medida en que se tiene en cuenta el efecto de las condiciones económicas **actuales** sobre los mercados financieros domésticos.

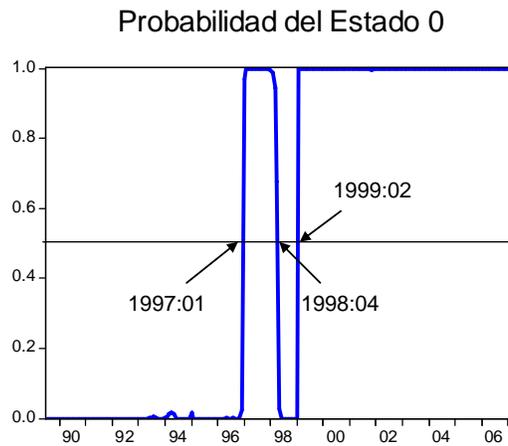
**Tabla 4**  
**Estimación**

Coeficientes “t”	Estado 0		Estado 1	
	Variables Endógenas		Variables Endógenas	
	CDT	TA	CDT	TA
<b>Constante</b>	5.448 (5.01)	9.545 (8.12)	1.203 (0.87)	5.292 (3.07)
<b>CDT_1</b>	0.891 (13.24)	0.420 (5.69)	0.819 (10.89)	0.477 (5.13)
<b>CDT_2</b>	-0.284 (-3.70)	-0.159 (-1.91)	0.008 (0.10)	-0.071 (-0.68)
<b>TA_1</b>	-0.112 (-1.30)	0.458 (4.94)	-0.060 (0.71)	0.336 (3.19)
<b>TA_2</b>	0.073 (1.12)	0.002 (0.03)	0.017 (0.22)	0.132 (1.43)
<b>Tendencia</b>	-0.021 (-6.19)	-0.027 (-7.24)	-0.001 (-0.11)	0.006 (1.30)
<b>TIB</b>	0.305 (15.87)	0.228 (10.46)	0.216 (13.42)	0.140 (7.00)
<b>DITCR_1</b>	0.115 (0.09)	-2.225 (-1.59)	18.210 (3.23)	9.894 (1.42)
<b>DITCR_2</b>	-0.699 (-0.55)	1.115 (0.80)	-19.068 (-3.42)	-11.061 (-1.61)
<b>DIPI_6</b>	0.002 (0.44)	0.018 (2.97)	-0.059 (-2.35)	-0.029 (-0.94)
<b>std</b>	0.378	0.414	1.047	1.295

Al igual que en el *benchmark*, la TIB es relevante en la explicación de las tasas de interés y su *pass-through* de corto plazo es incompleto en los dos estados de la naturaleza. Es de señalar que, matemáticamente, el mayor *pass-through* de corto plazo se obtiene en el estado de baja volatilidad; resultado robusto ante la inclusión de otras variables exógenas al sistema. Adicionalmente, en el estado de alta volatilidad, la significancia del cambio en la tasa de cambio real en la explicación de la tasa pasiva es consistente con la ecuación (11). Por su parte, en el estado de alta volatilidad, el crecimiento económico es significativo en la explicación de la tasa pasiva, como lo indica la teoría. Sin embargo, en el estado de baja volatilidad dicho efecto se da sobre la tasa activa pero no así sobre la pasiva; sugiriendo como una posible explicación, un efecto indirecto.

En la figura 5 se presenta la evolución de las probabilidades suavizadas del Estado de baja volatilidad en cada momento del tiempo. Observándose dos períodos claramente definidos de tal estado. El primero ocurrido entre enero de 1997 y abril de 1998, intervalo similar al encontrado a partir del modelo *benchmark*, y el segundo a partir de febrero de 1999. El cual coincide, nuevamente, con el régimen monetario de inflación objetivo.

Figura 5



La tabla 5 presenta la matriz de probabilidades de transición de régimen. Al igual que en el *benchmark*, los resultados implican una especificación *Markov Switching* con probabilidades de transición muy cercanas a los límites. Por ejemplo, en el caso del estado de baja volatilidad, el cual coincide en gran medida con el período de inflación objetivo como estrategia de política monetaria en Colombia, el cambio a otro estado implicaría, de alguna manera, el abandono de dicha política. Adicionalmente, la duración promedio de los estados, la cual se calcula a partir de las probabilidades de transición, es aproximadamente similar a la obtenida a través del modelo *benchmark*.

Tabla 5

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9906 & 0.0094 \\ 0.0205 & 0.9795 \end{bmatrix}$$

En la Figura 6 se presenta la respuesta acumulada del sistema, en cada régimen, ante un *choque* a la tasa de política. De igual manera que en el caso *benchmark*, se observan diferentes respuestas en magnitud y en velocidad de las tasas de mercado ante dicho *choque*. Así, en el estado de baja volatilidad (Estado 0) las tasas de interés alcanzan en aproximadamente un año el efecto de largo plazo. Un *choque* de 100 puntos básicos (p.b.) sobre la TIB genera un incremento promedio de 72 p.b. en la tasa de los CDTs y de 78 p.b. en la tasa activa, generándose una brecha de 6 p.b. en las respuestas. Estos resultados son muy similares para la tasa de los CDT a aquellos encontrados en el modelo *benchmark* bajo el mismo estado. En el estado de alta volatilidad o Estado 1 (Figura 7), las respuestas de las tasas de interés ante un *choque* a la tasa de política son muy similares entre ellas, de tal forma que un *choque* de 100 puntos básicos (p.b.) sobre la TIB genera un incremento promedio aproximado de 95 p.b. en las tasas de mercado. Esta respuesta de largo plazo se obtiene aproximadamente en año y medio.

Figura 6

Respuesta ante un shock en la TIB  
(Estado 0)

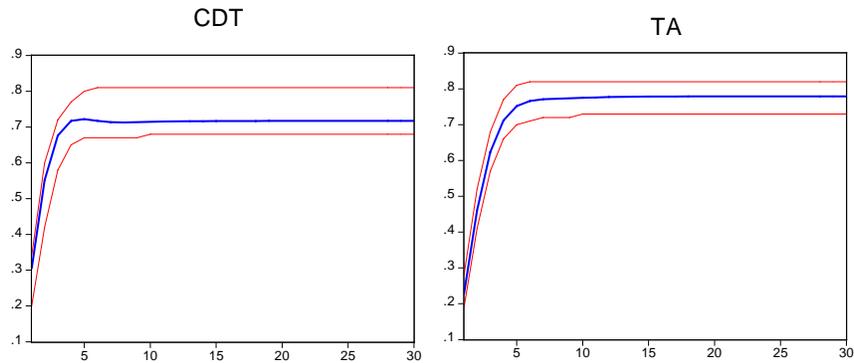
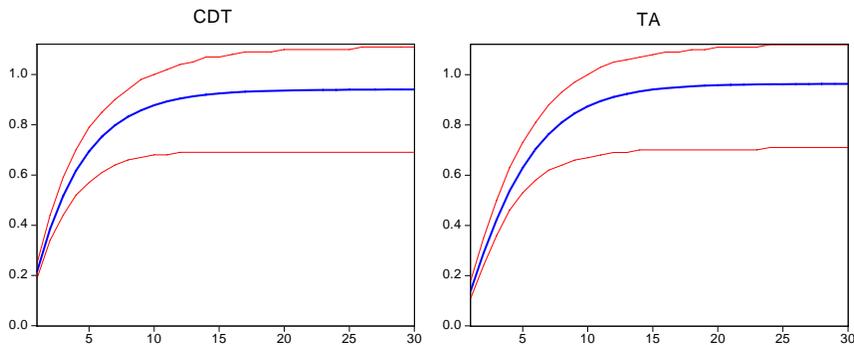


Figura 7

Respuesta ante un shock en la TIB  
(Estado 1)



Al igual que en el modelo anterior, los resultados del modelo de transmisión ampliado permiten concluir que la existencia de los dos estados es relevante en la estimación y en el análisis de la transmisión de las tasas de interés en Colombia. Así mismo, se encuentra un *pass-through* incompleto en el corto plazo, independiente de los estados, y cercano a la unidad en el largo plazo, en el estado de alta volatilidad.

En resumen, los dos modelos estimados presentan un *pass-through* de las tasas de interés incompleto en el corto plazo y mayor en el estado de baja volatilidad. Por su parte, las respuestas en el largo plazo, en los dos modelos, ante un *choque* en la tasa de política, en términos de magnitud, son similares en el estado de baja volatilidad y menores a aquellas obtenidas en el estado de volatilidad alta. Los resultados en términos de velocidad de ajuste implican que el efecto de largo plazo se alcanza más rápido (aproximadamente un año) en el estado de baja volatilidad, mientras que en el otro estado, se alcanza en cerca de año y medio. Finalmente, cuando se

incluyen variables exógenas adicionales, los resultados en el estado de alta volatilidad son mayores en magnitud, implicando un mayor *pass-through* de las tasas de interés en el largo plazo.

De los resultados anteriores podemos concluir que, la transmisión de la tasa de interés de política a las tasas de interés bancarias es mayor en el corto plazo y que su efecto en el largo plazo, aunque incompleto, se presenta con mayor rapidez en el período donde la política monetaria ha estado determinada por la estrategia de inflación objetivo. Dado que la adopción de dicha estrategia ha estado acompañada por (i) régimen de flotación de tasa de cambio, (ii) política de estabilización de la tasa interbancaria<sup>24</sup>, (iii) profundización del mercado interbancario por parte del Banco de la República, y (iv) uso de la tasa de interés como principal instrumento de política, lo esperado sería un mayor *pass-through* de las tasas de interés (Urrutia, 2002). Sin embargo, la estimación sugiere que dichas políticas han logrado su objetivo, en términos de magnitud, en el corto plazo pero no así, en el largo plazo. Por su parte, la velocidad de ajuste encontrada implica que la transmisión de la política monetaria alcanza su efecto de largo plazo con mayor rapidez durante este período que en el período anterior a dichas políticas.

Los resultados en términos del *pass-through* de largo plazo, en el período de alta volatilidad (Estado 1), contradicen la creencia general de que la alta volatilidad de la tasa interbancaria, a principios de la década de los noventa, impedía la transmisión a las otras tasas de interés de la economía, y que por tanto carecía de lógica el pensar en utilizar dicha tasa como instrumento de la política monetaria (Urrutia, 2002). De esta forma, al conducirse la política monetaria, durante dicho período, sobre la base de una meta monetaria intermedia y la existencia de una banda cambiaria, se esperaba que la transmisión de tasas de interés fuera débil (Gómez et al. 2002). Sin embargo, aunque la estimación de los dos modelos sugiere que esto es cierto en el corto plazo, no lo es así en el largo plazo.

Una posible explicación de los resultados encontrados, es que los bancos pueden reaccionar más ante movimientos inesperados de la tasa interbancaria dada la incertidumbre del mercado y de la política económica. La falta de una política monetaria bien definida, puede generar reacciones más lentas, pero mayores en el largo plazo, por parte de los bancos. Así mismo, el comportamiento de otras variables macroeconómicas, como el crecimiento económico y la tasa de cambio real, pueden influir en las decisiones bancarias sobre tasas de interés, en la medida en que la política monetaria no está claramente concentrada en una meta, como la inflación. De esta forma, bajo la existencia de una estrategia como la de inflación objetivo, los bancos se pueden enfocar mejor en seguir la política monetaria, al menos en el corto plazo, y en ajustar sus tasas al nivel de largo plazo de una forma más rápida.

---

<sup>24</sup> A partir de 1996, la Junta estableció las ventanillas de compra y venta automática, como mecanismo para disminuir la volatilidad de la tasa interbancaria (Urrutia, 2002).

Finalmente, es de señalar que frente a los resultados anteriormente presentados, al considerar en la estimación los meses posteriores a la medida de encaje marginal tomada en mayo de 2007 se obtiene: (i) una mayor transmisión de tasas de interés en los dos estados y los dos modelos considerados y (ii) un *pass-through* que tiende a ser completo (cercano a 1) en el estado de alta volatilidad, al considerar el modelo ampliado. Este resultado podría estar evidenciando la efectividad de la medida de encajes como política complementaria a la tasa de interés. Un resultado similar es encontrado por Melo et al. (2008), quienes también consideran en su muestra el período que incluye la política reciente de encajes.

#### **IV. Conclusiones**

El análisis de la transmisión de tasas de interés debe ser realizado considerando el entorno macroeconómico que afecta el comportamiento de los mercados financieros, así como también, posibles cambios estructurales en las relaciones económicas. En el caso colombiano, la consideración de diferentes estados en la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés del mercado, podría justificarse por cambios en la estructura de mercado, cambios de los regímenes monetarios y cambiarios, apertura a nuevos mercados, diferencias en la percepción de riesgo, diferentes entornos políticos, así como también, cambios en las preferencias de los agentes, entre otros.

Con este propósito, se desarrolla un modelo teórico microbancario, en el cual el equilibrio de los mercados financieros tiene en cuenta el comportamiento de los bancos y los agentes, así como también, las condiciones de la economía. Dicho modelo se expresa a través de una representación VAR estructural que se estima en su forma reducida considerando cambios estructurales en la economía colombiana durante el período de estudio.

La estimación se lleva a cabo a través de dos especificaciones del modelo siguiendo la metodología *Markov-Switching VAR* desarrollada por Krolzig (1997). En la primera se considera un mecanismo de transmisión sencillo, como caso *benchmark*, el cual incluye exclusivamente las tasas de interés. En la segunda, se tiene en cuenta el impacto que sobre dicha transmisión puedan tener algunas variables macroeconómicas, como el crecimiento del producto y el cambio de la tasa de cambio real. El hallazgo de dos estados de la naturaleza en las especificaciones anteriormente mencionadas es claramente definido. Así, tales estados son identificados como estados de baja y alta volatilidad en las tasas de interés. La existencia de dichos estados podría estar asociada a estabilidad o inestabilidad en la política monetaria, a menor o mayor incertidumbre o percepción de riesgo, o a diferentes condiciones de la economía. En particular, el estado de baja volatilidad

coincide con la adopción del esquema de inflación objetivo como política monetaria y de una política de estabilización de la tasa interbancaria.

Los resultados del *pass-through* de las tasas de interés, en cada uno de los estados, son robustos ante las dos especificaciones estimadas. Sin embargo, es asimétrico por estado. Así, en el estado de alta volatilidad se encuentra un mayor *pass-through* en el largo plazo que el encontrado en el régimen de baja volatilidad. Es de señalar que, al incorporar otras variables macroeconómicas, diferentes a la tasa de política, se observa un mayor *pass-through* en el largo plazo. Los resultados referentes al corto plazo muestran un *pass-through* incompleto (alrededor de 0.2), independiente del estado y la especificación considerada. La matriz de probabilidades de transición de régimen implica una especificación *Markov Switching* con probabilidades de transición muy cercanas a los límites, sugiriendo así que una vez se dé un cambio estructural es difícil abandonarlo.

## Referencias Bibliográficas

Alonso, G., J.N. Hernández, J.D. Pulido y M. Villa (2008). "Medidas alternativas de tasa de cambio real para Colombia". *Borradores de Economía Banco de la República Colombia*, No 514.

Bernanke , B. y M. Gertler (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission". *Journal of Economic Perspectives*, Vol 9, No 4.

Bernstein, S. y R. Fuentes (2003). "Is there Lending Rate Stickiness in the Chilean Banking Industry?". *Central Bank of Chile Working Papers*, No 218.

Betancourt, R., H. Vargas y N. Rodríguez (2008). "Interest Rate Pass-Through in Colombia: A Micro-banking Perspective". *Cuadernos de Economía*, Vol. 45, pp. 29-58.

Chumpitaz, C. (2006). "El Pass-Through de Tasas de Interés en el Perú: El Enfoque de Datos de Panel Dinámico". Trabajo presentado en las XXII Jornadas Anuales de Economía, Agosto 2007, Uruguay.

Cottarelli, C. y A. Kourelis (1994). "Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy". *IMF Staff Papers*, Vol 41, No 4.

Crespo-Cuaresma, J., B. Égert and T. Reininger (2004). "Interest Rate Pass-Through in New EU Member Status: The Case of the Czech Republic, Hungary and Poland", *William Davidson Institute, University of Michigan Business School, Working Paper*, No 671.

Davies, R.B. (1987). "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternatives". *Biometrika*. Vol. 74, No. 1. pp. 33-43.

De Bondt, G. (2002). "Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level". *European Central Bank Working Paper Series*, No 136.

De Bondt, G. (2005). "Interest Rate Pass-Through: Empirical results for the Euro Area". *German Economic Review*, Vol 6, No 1.

Dickey D.A. y W.A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No 366, pp. 427-431.

Ehrmann, M., y A. Worms (2001). "Interbank lending and Monetary Policy Transmission evidence for Germany". *Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, No. 11.

Ehrmann, M., M. Ellison y N. Valla (2001). "Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregressive", *Bank of Finland Discussion Paper*, N° 11.

Elliot G., T.J. Rothemberg y J.H. Stock (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, Vol. 64, No. 4. pp. 813-839.

Freixas X. y J.C. Rochet (1997). *Microeconomics of Banking*. MIT Press, Cambridge.

García, R. y P. Perron (1996). "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, N°. 1, pp 111-125.

Gómez, J., J.D. Uribe y H. Vargas (2002). "The implementation of inflation targeting in Colombia". *Borradores de Economía Banco de la República Colombia*, N°. 202.

Hamilton J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton.

Hannan, T., y A. Berger (1991). "The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry", *American Economic Review*, Vol 81, No 4.

Hobijn B., P.H. Franses y M. Ooms (2004). "Generalizations of the KPSS-test for Stationarity". *Statistica Neerlandica*. Vol. 58 No. 4 pp. 483-502.

Huertas, C. M. Jalil, S. Olarte y J.V. Romero (2005). "Algunas Consideraciones sobre el Canal de Crédito y la Transmisión de Tasas de Interés en Colombia". *Borradores de Economía Banco de la República Colombia*, No 351.

Humala, A. (2003). "Interest Rate Pass-Through and Financial Crises: Do Switching Regimes Matter? The Case of Argentina". PhD Dissertation, University of Warwick.

Kaminsky G. y K. Lewis (1993). "Does Foreign Exchange intervention signal future Monetary Policy". *NBER Working Paper Series*, N° 4298.

Kot, A., "Is Interest Rate Pass-Through related to Banking Sector Competitiveness?". National Bank of Poland, 2004.

Krolzig H.M. (1997). "Markov-Switching Vector Autoregressive. Modelling, Statistical inference and application to Business Cycle Analysis". *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*. Springer, Berlin.

Krolzig H.M. (2000). "Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes". *Nuffield College Oxford*.

Krolzig H.M. (2006). "Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models". *University of Kent, Keynes College*.

Kwiatkowski D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?". *Journal of Econometrics*. No. 54. pp. 159-178.

Lütkepohl H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, Berlin.

Melo, L.F. y O. Becerra (2006), "Una Aproximación a la Dinámica de las Tasas de Interés de Corto Plazo en Colombia a través de Modelos GARCH Multivariados". *Borradores de Economía Banco de la República Colombia*, N° 366.

Melo, L.F. y O. Becerra (2008). "Transmisión de Tasas de Interés bajo el esquema de metas de inflación: Evidencia para Colombia". *Borradores de Economía Banco de la República Colombia*, N°. 519

Misas M. y M.T. Ramirez (2007). "Depressions in the Colombian economic growth during the XX century: A Markov Switching Regime Model". *Applied Economics Letters*. Vol. 14, No. 11. pp. 803-808.

Mojon, B. (2000). "Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy", *European Central Bank Working Paper Series*, No 40.

Newey W.K.y K.D. West (1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation". *Review of Economic Studies*. No. 61. pp. 631-653.

Ng S. y P. Perron (2001). "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power". *Econometrica*, Vol. 69, No. 6. pp. 1519-1554.

Phillips P. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series". *Biometrika*. No. 75. pp. 335-346.

Sims C.A. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.

Sorensen, C.K., y T. Werner (2006). "Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area: A Cross Country Comparison". *European Central Bank Working Paper Series*, No 580.

Taylor, J. (1995). "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework". *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 9, N°. 4, pp. 11-26.

Urrutia, M. (2002). "Una visión alternativa. La política monetaria y cambiaria en la última década". *Borradores de Economía Banco de la República Colombia*, N°. 207.

Weth, M. (2002). "The Pass-Through from market interest rates to bank lending rates in Germany", *Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, No. 11.