

**BANCO CENTRAL DE COSTA RICA  
DIVISIÓN ECONÓMICA  
DEPARTAMENTO INVESTIGACIONES ECONÓMICAS  
DEPARTAMENTO MONETARIO  
DIE-DM/04-2001-DI/R  
DOCUMENTO DE INVESTIGACIÓN  
OCTUBRE DEL 2002**

## **ESTIMACIÓN DE LA TASA DE INTERÉS PARÁMETRO EN COSTA RICA**

Iris Hidalgo Bogantes  
Lorely Villalobos Moreno

Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica, elaborado conjuntamente por los  
Departamentos de Investigaciones Económicas y Monetario

Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad de los autores y no necesariamente  
Representan la opinión del Banco Central de Costa Rica

## TABLA DE CONTENIDO

I. INTRODUCCIÓN.....	2
II. CONSIDERACIONES TEÓRICAS EN TORNO A LAS REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA .....	4
2.1. Regla de Taylor.....	4
2.2. Regla de Taylor Modificada .....	5
2.3. Regla Tipo Taylor Suavizada .....	6
III. ESTIMACIÓN DE LA TASA DE INTERÉS PARÁMETRO PARA COSTA RICA.....	7
3.1. Método de Regresión Lineal.....	8
3.2. Método Directo de la Tasa de Interés Parámetro.....	14
IV. PRONÓSTICO DE LA TASA PARÁMETRO .....	17
BIBLIOGRAFÍA .....	20

# ESTIMACIÓN DE LA TASA DE INTERÉS PARÁMETRO EN COSTA RICA

## Resumen

*El objetivo de este trabajo es determinar si se puede encontrar una relación económica para explicar el comportamiento de las tasas de interés de los BEM, similar a la que encontró J. Taylor para las tasas de interés de los fondos de la Reserva Federal (FED), y que dio lugar a lo que se denomina Regla de Taylor. Esto con el fin de disponer de un indicador más para la toma de decisiones acerca de la tasa de interés de las operaciones de mercado abierto del Banco Central de Costa Rica.*

*La estimación se realizó para tres especificaciones: la regla original de Taylor, una regla de Taylor Modificada (con incorporación del tipo de cambio) y una regla tipo Taylor suavizada. Las pruebas se hicieron mediante regresión lineal y la aplicación directa de reglas monetarias, contemplando escenarios con diferentes reacciones de política de parte de los hacedores de la política monetaria.*

*Los resultados bajo esas tres especificaciones fueron satisfactorios para aproximar el comportamiento que ha tenido la tasa de interés de los Bonos de Estabilización Monetaria (BEM) a 180 días, a partir de la segunda mitad de la década de los noventa. En términos econométricos, el modelo que incorpora el tipo de cambio mejora la estimación con respecto al modelo con la regla original de Taylor.*

**Clasificación JEL: E43, E52**

## ***I. INTRODUCCIÓN***

El Banco Central de Costa Rica instrumenta su política monetaria mediante el uso de diferentes instrumentos monetarios, dentro de los cuales sobresalen las operaciones de mercado abierto (OMA). Las OMA inicialmente se colocaban en *ventanilla*, modalidad que a partir de abril de 1996 se sustituyó por el de *Subasta Conjunta* con el Ministerio de Hacienda. Estos cambios han pretendido contribuir con la modernización del sistema financiero y disponer de un instrumento más eficiente de captación de recursos.

La nueva Ley Orgánica del Banco Central (7558) estableció en los artículos 28, inciso b) y 74 que la Junta Directiva debe fijar la tasa de interés de los Bonos de Estabilización Monetaria (BEM), por lo cual mediante el acuerdo de la sesión 5006-99, artículo 8 del 25 de agosto de 1999 este cuerpo directivo aprobó la normativa referente a la determinación de las tasas de interés para la Subasta Conjunta Banco Central – Ministerio de Hacienda.

Con el propósito de contar con un criterio técnico para la determinación de la tasa de interés, la Junta Directiva aprobó en la sesión No. 5063-2001 del 10 de enero de este año, entre otros, reformar el Título IV, numeral 2, literal D) de las Regulaciones de Política Monetaria, que el Departamento Monetario sería el encargado de presentar mensualmente las estimaciones de las tasas de interés de los BEM a 180 días, para que sirva como tasa parámetro en la fijación de las tasas de referencia<sup>1</sup>.

En cumplimiento a esta disposición, el Departamento Monetario ha venido realizando dichas estimaciones mediante diferentes métodos de cálculo, a saber: criterio de Fisher, criterio de paridad descubierta y reglas de Taylor. Aún cuando estas estimaciones se han realizado con regularidad, existe interés en la División Económica de profundizar en los métodos estadísticos para la estimación de la tasa de referencia, en especial, los relacionados con las reglas de política monetaria desarrolladas principalmente por John Taylor (1993)<sup>2</sup>; de acuerdo con estas reglas, el ajuste en la tasa real de interés debe responder a diferencias entre el comportamiento observado y deseado de los objetivos duales: estabilidad de precios y pleno empleo.

En esta investigación, el objetivo es determinar si la evolución de la tasa de interés de los BEM a 180 días puede ser explicada por medio de una regla de política monetaria, y en caso afirmativo, derivar una regla de política monetaria tipo Taylor para estimar y proyectar una tasa de interés, que sirva como herramienta adicional para establecer la tasa de interés de referencia para la participación del Banco Central en la Subasta Conjunta.

---

<sup>1</sup> Es la tasa que establece la Junta Directiva como referencia para que la Administración acepte o rechace las ofertas que se presenten en la subasta conjunta.

<sup>2</sup> Economista de la Universidad de Stanford que analizó el comportamiento de las tasas de interés de los fondos de la Reserva Federal y, logró predecir con bastante acierto su comportamiento mediante una regla de política monetaria. Actualmente la Reserva Federal toma en cuenta, entre otros factores, la regla de Taylor para determinar la tasa de interés de los fondos federales.

Para ese fin, se aplicaron tres modelos derivados del método de regresión lineal: Regla de Taylor, Regla de Taylor modificada y Regla tipo Taylor suavizada. Dos de ellos se tomaron como base para derivar las cinco reglas directas de política monetaria, de las cuales cuatro consideran las variables explicativas que resultaron más significativas en el modelo “Regla de Taylor modificada”, diferenciados entre sí, por los coeficientes de cada una de esas variables (estos coeficientes reflejan distintas preferencias por objetivos de política preestablecidos por la Autoridad Monetaria). La última regla directa se basó en el modelo de “Regla de Taylor suavizada”, y a diferencia de éste, incluye distintos coeficientes para las variables explicativas.

Los principales resultados de la investigación fueron los siguientes:

- Los movimientos en la tasa de interés de los BEM a 180 días se pueden aproximar mediante modelos de reglas de política monetaria a partir de 1994<sup>3</sup>. Estos resultados se corroboraron para los tres modelos de regresión lineal. Los dos primeros modelos, “Regla original de Taylor” y “Regla de Taylor modificada” explican con bastante precisión el comportamiento de las tasas de interés, aunque claramente se observan períodos de discreción de la política monetaria que no son capturados por dichas estimaciones. No obstante, la “Regla de Taylor modificada”, que incorpora el ajuste por tipo de cambio, supera en términos econométricos al primero. Esto es consistente con el hecho de que en economías pequeñas y abiertas, el tipo de cambio juega un papel relevante en la toma de decisiones de política monetaria.
- El tercer modelo, “Regla de Taylor suavizada”, fue el que mejor describió, en términos econométricos, los movimientos en la tasa de interés de los últimos seis años. Sin embargo, en este caso el comportamiento de la tasa de interés, dependió en gran medida de la tasa de interés rezagada. Esto tiene el inconveniente de que la tasa de interés de los BEM estaría condicionada en buena medida por la tasa de interés del periodo anterior, lo que disminuye el poco margen de acción que dispone actualmente la política monetaria<sup>4</sup>.
- Los resultados a partir de las “reglas directas de política monetaria tipo Taylor” muestran un comportamiento similar para cada uno de los escenarios. Aunque en la literatura no existe consenso sobre la magnitud y participación relativa de los coeficientes de las variables explicativas, se ha generalizado el uso de una participación idéntica para cada uno de los factores determinantes, por lo cual se propone emplear ese mismo principio para el caso de Costa Rica, toda vez que los resultados no son concluyentes para decidir entre las distintos coeficientes planteados.
- Los pronósticos de la tasa de interés parámetro obtenidos a partir del método de regresión para los últimos dos meses del 2001, fluctúan entre 15,5% y 16,0%, (considerando el modelo de regla de Taylor modificada)<sup>5</sup>, tasas similares a la vigente a inicios de octubre. Estos resultados se obtuvieron considerando las metas incluidas en la revisión del programa monetario. Las tasas de interés estimadas con este método se situaron en los

---

<sup>3</sup> Para períodos anteriores a 1994, el coeficiente de regresión fue muy bajo, lo que indica que para esos años este instrumento no es adecuado para explicar la evolución de las tasas de interés.

<sup>4</sup> En Flores, Melania y otros. Transmisión monetaria en Costa Rica. Setiembre 2000. Pág.3. se indica que “con el régimen cambiario vigente se tiende a limitar la capacidad del Banco Central de implementar una política monetaria independiente”.

<sup>5</sup> El pronóstico de la tasa parámetro para esos meses se incrementaría a un 17,2 % y 18,1 % cuando en el 2002 se contempla una pauta de devaluación diaria de doce centavos y trece centavos de colón respectivamente, en vez de los 9,6 centavos de colón considerados en esta estimación.

primeros siete meses de este año por encima de la tasa observada en alrededor de dos puntos porcentuales, sin embargo, el aumento de medio punto en la tasa de referencia el pasado mes de agosto contribuyó a reducir esa diferencia.

- Por su parte, los pronósticos para los últimos dos meses del 2001 utilizando el método directo de la regla de política monetaria, ubican las tasas de interés entre un 15,4 % y un 16,0 %. La estimación particular de la tasa de interés con la regla sugerida (escenario 4) es entre 15,7 % y 15,9 %<sup>6</sup>. Sin embargo, es importante señalar que la tasa de interés resultante mediante este instrumento debe tomarse como un medio más de referencia interna que sirva para recomendaciones de política de tasas de interés.

El presente documento está estructurado de la siguiente forma, en la segunda parte se exponen los principales aspectos teóricos sobre la especificación de los modelos de reglas de política monetaria, conocidos como reglas de Taylor. En la tercera sección se presentan las estimaciones de la tasa de interés parámetro mediante los métodos de regresión lineal y directo y, por último, se presentan los resultados del pronóstico de la tasa parámetro de acuerdo con estos métodos.

## **II. CONSIDERACIONES TEÓRICAS EN TORNO A LAS REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA**

Para la estimación de la tasa de interés parámetro en Costa Rica se consideraron tres modelos basados en reglas de política monetaria, similares a las reglas desarrolladas por John Taylor y conocidas como “Reglas de Taylor” o “Reglas Tipo Taylor”, éstas últimas por cuanto son derivaciones de la regla original. El *primer modelo* corresponde al modelo original propuesto por Taylor en 1993 para la economía estadounidense, donde la tasa de interés real de la economía responde tanto a las desviaciones con respecto a las metas en la inflación como a las del producto. El *segundo modelo* se refiere a un tipo de regla de Taylor modificada e incorpora las desviaciones en el tipo de cambio como un argumento más a la regla original. El *tercer modelo* considera también una regla de Taylor modificada e incorpora un factor de suavizamiento en el tiempo. A continuación se especifica cada uno de esos modelos.

### **2.1. Regla de Taylor**

Las reglas de política planteadas por John Taylor difieren de otras reglas monetarias pues no establecen un parámetro fijo para los instrumentos de política monetaria, sino que se aplican a la oferta monetaria, a la base monetaria o a la tasa de interés de corto plazo y responden ante cambios del nivel de precios o el nivel de actividad económica. Esas reglas resultaron de la investigación de Taylor que buscaba predecir el comportamiento de las tasas de interés de la Reserva Federal. De acuerdo con esta regla, la Reserva Federal podría ajustar la tasa real de fondos federales en respuesta a las diferencias entre el comportamiento observado y deseado de dos objetivos: estabilidad de precios y actividad económica (indicador de empleo).

---

<sup>6</sup> Si se considera una pauta diaria de devaluación de doce centavos de colón para el 2002, la tasa de interés estimada pasaría a 16,3 % y a 16,6 % cuando la pauta es de trece centavos de colón.

La regla original de Taylor tiene la siguiente especificación teórica<sup>7</sup>:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1(\pi_t - \pi_t^e) + \alpha_2(\hat{y}_t - \hat{y}_t^*) + \mu_t \quad (1)$$

donde

$r$  : la tasa de interés real.

$\pi$  : inflación observada.

$\pi^e$ : inflación meta o esperada.

$\hat{y}$  : tasa de crecimiento real de la actividad económica.

$\hat{y}^*$  : tasa de crecimiento real del producto potencial.

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \mu_t$  : coeficientes de estimación.

$\mu_t$  : es el error estocástico.

$t$  : periodo contemporáneo

En especial los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  miden respectivamente la sensibilidad de la tasa de interés ante desviaciones de la inflación con respecto a la esperada y de la tasa de crecimiento del producto con respecto al producto potencial. El coeficiente  $\alpha_0$  incorpora la tasa de interés real de la economía en pleno empleo.

Este modelo ha tenido éxito para explicar el comportamiento de la tasa de interés de la Reserva Federal de los Estados Unidos de América<sup>8</sup>, principalmente en el periodo de Allan Greenspan. También se aplicó a otros países desarrollados con excelentes resultados (Francia, Japón, Alemania, Canadá, Italia y Reino Unido). En el caso de las economías emergentes, pequeñas y abiertas, la aplicación de esta regla original no ha tenido los resultados esperados debido a que se subestima el efecto del tipo de cambio, lo cual es importante de considerar ya que en estos países generalmente existe un desbalance entre activos y pasivos por plazos y monedas.

## 2.2. Regla de Taylor Modificada

De acuerdo con Taylor (2000) en economías pequeñas y abiertas la regla de política monetaria debe ser modificada con el propósito de considerar el efecto del tipo de cambio<sup>9</sup>. En esta ocasión, Taylor señala que para aplicar una regla de política monetaria se debe tener en cuenta las siguientes consideraciones: escoger el instrumento adecuado de regla de política monetaria (agregado monetario o tasa de interés), un grado apropiado de especificación de la regla, relación

<sup>7</sup> La regla monetaria que derivó Taylor en 1993 para la economía estadounidense es la siguiente:  $i_t = \pi_t + \frac{1}{2}(\hat{y}_t - \hat{y}_t^*) + \frac{1}{2}(\pi - 2) + 2$ . Taylor asumió una inflación esperada y una tasa de interés natural de 2%. Señala que, una tasa de crecimiento real del producto ponderada trabaja mejor que una simple regla de precio, pero no es claro si el peso del producto debe ser mayor o menor que el respectivo del nivel de precios. En este caso y haciendo simplificaciones, la regla monetaria se resume de la siguiente forma:  $r_t = 1.5\pi_t + 0.5(\hat{y}_t - \hat{y}_t^*) + 1$ .

<sup>8</sup> De acuerdo con Judd y Rudebusch, la regla original de Taylor explica razonablemente bien la tasa de fondos de la Reserva durante el periodo Greenspan, el R2 fue 87 % para niveles trimestrales de la tasa nominal. Asimismo, según Kozicki las estimaciones con las reglas de Taylor que usan expectativas de inflación, reproducen mejor las tasas de interés observadas y, las ponderaciones de las variables explicativas son similares al valor asumido por Taylor.

<sup>9</sup> Este autor menciona que las reglas de política monetaria pueden ser aplicadas en economías emergentes que tengan alguna flexibilidad en su régimen cambiario y no aquellas que tengan un régimen de caja de conversión o dolarización.

entre la regla de política y la meta de inflación, grado de desarrollo del mercado de deuda de largo plazo e incorporación del tipo de cambio en la regla de política monetaria.

Edwards (2000) propuso una regla tipo Taylor para la economía de Guatemala incorporando un factor relacionado con la brecha cambiaria<sup>10</sup>. No obstante, dado que ese país presenta la denominada “imposibilidad de la santísima trinidad” recomienda una política monetaria activa e independiente, lo cual implica flexibilizar la política cambiaria y, modernizar la política monetaria, dando menor importancia a la programación financiera tradicional (basada en el control de la emisión) como principal instrumento de política monetaria y dirigiéndose hacia el manejo de una tasa de interés de corto plazo (una tasa de interés específica), a fin de evitar el arbitraje de tasas de interés. La tasa de interés seleccionada debe ser aquella que ejerza mayor impacto en la demanda agregada. Siguiendo a ese autor, el segundo modelo tendría la siguiente especificación:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1(\pi_t - \pi_t^e) + \alpha_2(\hat{y}_t - \hat{y}_t^*) + \alpha_3(\hat{E}_t - \hat{E}_t^e) + \mu_t \quad (2)$$

Donde:

$\hat{E}_t$  :tasa de devaluación.

$\hat{E}_t^e$  :tasa esperada de devaluación.

$\alpha_3$  :coeficiente de estimación de la brecha del tipo de cambio .

Al igual que el modelo anterior  $r$ ,  $\pi$ ,  $\pi^e$ ,  $\hat{y}$ ,  $\hat{y}^*$  y  $\mu$  corresponden a las mismas variables mencionadas en el primer modelo (tasa de interés real, inflación, inflación meta, brecha del producto y error estocástico, respectivamente). Los restantes coeficientes  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$ , y  $\alpha_2$  también miden la tasa de interés real de la economía en pleno empleo y el grado de respuesta de la tasa de interés ante cambios de las variables explicativas respectivamente.

### 2.3. Regla Tipo Taylor Suavizada

Otra modificación a la regla de Taylor viene dada por la incorporación de un elemento de suavizamiento de la política monetaria en el tiempo. Este nuevo elemento se debe a que generalmente las autoridades monetarias no aplican cambios bruscos e instantáneos en las tasas de interés. Algunos investigadores han capturado este fenómeno incluyendo la misma variable dependiente rezagada (Kozicki,1999). En este caso el grado de suavizamiento para la economía de USA fluctuó entre 0.75 y 0.82, para el período 1983-1997, considerando expectativas de inflación y diferentes mediciones de la brecha del producto. Los resultados para la economía estadounidense indican que la aplicación de una regla de este tipo da mejor aproximación de la tasa de fondos observada que la estimada con el modelo original. La desviación media absoluta fue entre 40 y 50 por ciento más baja que la observada en el modelo original.

<sup>10</sup> La tasa nominal para plazos de 28 días recomendada por Edwards es la siguiente:

$i_{\text{objetivo}} = \pi + (\alpha \text{ ap} - \pi^e) + (\alpha * (\pi - \pi^e) + \beta * (\text{IMAE} - \text{ye}) + \lambda * (\text{VTC} - (\pi^e - \pi^e^*)))$   
 $\text{ap}$ =tasa media de interés de la tasa de interés activa y pasiva.

Para el 10/8/ 2000  $i_{\text{taylor}} = 15.18\% + 1/3 (-0.49) + 1/3 (0.491) + 1/3 * (-1.03) = 14.82\%$ .

Este tipo de regla monetaria podría explorarse en el caso de Costa Rica, dada la normativa establecida por el Directorio del Banco Central que indica que las variaciones de la tasa de interés entre una subasta y otra no debe superar los dos puntos porcentuales. Dado que en la actualidad la Subasta Conjunta se realiza quincenalmente, esta normativa limita las fluctuaciones en la tasa de interés a un máximo de cuatro puntos porcentuales al mes y, no se descarta que ante restricciones más fuertes, (por ejemplo medio punto porcentual entre una subasta y otra) este modelo sea de gran utilidad.

El modelo teórico de la regla suavizada presenta la siguiente forma:

$$r_t = \beta r_{t-1} + (1 - \beta) * Tm \quad 0 \leq \beta \leq 1 \quad (3)$$

donde:

$$Tm_t = \varepsilon_0 + \alpha_1(\pi_t - \pi_t^e) + \alpha_2(\hat{y}_t - \hat{y}_t^*) + \alpha_3(\hat{E}_t - \hat{E}_t^e) + \mu_t$$

$r$ : tasa de interés real.

$\beta$ : es el grado de suavizamiento de la política monetaria.

$t$ : periodo contemporáneo.

La tasa de interés rezagada corresponde al término de suavizamiento de la política monetaria mientras que el término  $Tm$  que corresponde a la ecuación dos, se refiere al término no suavizado de dicha política.

### **III. ESTIMACIÓN DE LA TASA DE INTERÉS PARÁMETRO PARA COSTA RICA**

Para describir el comportamiento de la tasa de interés de los BEM a 6 meses y, de ser posible, proponer una regla de política monetaria para el pronóstico de una tasa de interés parámetro, que sirva como herramienta adicional para la determinación de la tasa de interés de referencia para la Subasta Conjunta, se aplicaron dos métodos: regresión lineal y directo<sup>11</sup>.

Con regresión lineal se estimaron los tres modelos de reglas de política monetaria indicadas en la sección anterior, utilizando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios. Por su parte, en forma directa se estudiaron cinco modelos, cuatro de ellos considerando las variables explicativas que resultaron más significativas en el modelo “Regla de Taylor modificada”, cada uno de ellos reflejó diferentes objetivos de política establecidos por la Autoridad Monetaria. La última regla directa se basó en el modelo de “Regla de Taylor suavizada”, modificando el factor de suavizamiento o grado de dependencia con respecto a la tasa de los BEM rezagada. En todos los casos, las estimaciones de las tasas de interés se hicieron por mes<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> La tasa de interés parámetro se estimó a partir de las tasas de los BEM a 180 días. Cabe aclarar que a partir de la estandarización de los títulos en la Subasta Conjunta aplicada a inicios del año 2000, la captación no necesariamente coincide con ese plazo, sin embargo, se continúa utilizando la tasa de interés de referencia a 180 días. Por otra parte, en periodos en los cuales el Banco Central no participó en la Subasta Conjunta, se utilizó como aproximación de dicha tasa, la correspondiente a de los Títulos de Propiedad (TP) a 180 días de esa misma Subasta.

<sup>12</sup> También se hicieron estimaciones trimestrales de los modelos de regresión lineal, que arrojaron resultados similares.

La estimación de la tasa de interés parámetro para Costa Rica se calculó en términos nominales y netos del impuesto sobre la renta, debido a que esta es la variable observable de política monetaria. Esta tasa de interés se define de acuerdo con el criterio de Fischer<sup>13</sup>:

$$i = r + \pi^e + r\pi^e \quad (3.1)$$

### 3.1. Método de Regresión Lineal

En el cuadro No.1 se resumen los resultados de los tres modelos de la tasa de interés parámetro para el periodo 1995:01-2000:12<sup>14</sup>. La primera columna muestra los resultados del modelo original de Taylor. En la segunda y tercera columna se presentan los resultados del modelo de Taylor modificado y de la regla de Taylor suavizada, respectivamente.

*Regla de Taylor.* Las variables explicativas en el primer modelo se estimaron de la siguiente manera: La tasa de inflación se aproximó por medio de la tasa interanual del Índice de Precios al Consumidor (IPC)<sup>15</sup>. La medición de la brecha del producto se estimó con la diferencia entre las tasas de crecimiento del Índice de Actividad Económica (IMAE) y del producto potencial<sup>16</sup>. A diferencia de la especificación original de Taylor en que las variables explicativas son contemporáneas, en este modelo la inflación se incorporó con un mes de rezago y la brecha del producto con dos meses de rezago, pues fueron las que presentaron mejor bondad de ajuste<sup>17</sup>.

De acuerdo con la estimación de este modelo, la variabilidad de la tasa de interés parámetro es explicada en un 76%, en promedio, por la inflación y la brecha del producto. Sin embargo, para un periodo más reciente (1996:01-2000:12) la bondad del ajuste baja sensiblemente a un 39% (véase cuadro A-1 del anexo). Este resultado podría indicar que para periodos más recientes dichas variables independientes no son suficientes para explicar el comportamiento de la tasa de interés, en especial en una economía pequeña y abierta como Costa Rica.

---

<sup>13</sup> De acuerdo con este autor la tasa real se especifica de la siguiente forma:  $r = (i - \pi^e) / (1 + \pi^e)$  de la cual se obtiene la ecuación (3.1).

<sup>14</sup> En el cuadro A.1 del anexo, se incluyen los resultados de los tres modelos analizados para tres periodos de estimación (1994:01-2000:12, 1995:01-2000:12 y 1996:01-2000:12). Si bien se hicieron pruebas para periodos anteriores, los ajustes de la regresión fueron bajos. Los coeficientes de las variables explicativas fueron significativos para los tres modelos. El periodo 1995:01-2000:12 fue el que mostró el mejor ajuste y el menor error de estimación. El periodo 1996:01-2000:12 si bien mostró variables significativas, el ajuste de regresión fue bajo para el modelo 1.

<sup>15</sup> Para estimar la inflación se ensayaron diferentes definiciones tanto para el IPC como para el Índice del Núcleo Inflacionario (INI), a saber: inflación adelantada para seis meses, inflación rezagada en los seis meses anteriores, inflación interanual e inflación interanual promedio de los últimos seis meses. Los resultados fueron similares y se decidió utilizar la inflación interanual medida por el IPC, pues además de ser simple, presentó un ajuste relativamente mejor.

<sup>16</sup> De acuerdo con Azoifeifa et. al. (2000) el producto potencial en Costa Rica se puede aproximar con tres métodos: Función de producción, Filtro de Hodrick-Prescott y regresión lineal en función del tiempo, obteniéndose resultados similares en los dos últimos y tasas de crecimiento más altas con la función de producción. Si bien este último método es más apropiado no se puede aplicar con periodicidad mensual. Para efectos del presente trabajo se utilizó el método de regresión lineal para el período 1986:01-200:12, utilizando como variable dependiente el IMAE sin INTEL, pues el aporte de esta industria a la actividad interna es bajo. Taylor también estima el producto potencial con el método de regresión lineal.

<sup>17</sup> Kozicki (1999) argumentó que la disponibilidad de información de las variables pertinentes usualmente presentan algunos periodos de rezagos.

La tasa de inflación, cuyo coeficiente de regresión fue igual a 0.9, resulta inferior a lo esperado, ya que la relación mínima entre tasa de interés y la inflación es de esperar que sea de uno a uno, pues ésta debe al menos compensar la tasa de inflación. Si bien, los resultados no reflejan esa condición, esto podría deberse a que el valor de la constante captura parte de los efectos de la inflación y su brecha. En este modelo se muestra que para explicar la evolución de la tasa de interés, el impacto de la inflación es más del doble con respecto a la brecha del producto (coeficiente de 0.4). El error estándar de estimación para los tres periodos es cercano a un 2%, esto sugiere que este estadístico no es decisivo para discriminar la escogencia de la mejor estimación, tal y como si lo es la bondad del ajuste ( $R^2$  ajustado).

*Regla Tipo Taylor Modificada.* El segundo modelo que corresponde a una regla tipo Taylor incluye como variante del modelo original la brecha del tipo de cambio. Específicamente, el desvío cambiario se calculó contrastando la tasa de devaluación<sup>18</sup> anual con respecto a la tasa de devaluación meta. Esta última se estimó como el diferencial entre la meta de la inflación doméstica y la inflación externa esperada<sup>19</sup>.

Para el período 1995:01-2000:01 la variabilidad de la tasa de interés de los BEM a 180 días es explicada en un 83% por la inflación, la brecha del producto y la brecha del tipo de cambio. Para un periodo más reciente (1996:01-2000:12), al igual que el modelo anterior, la bondad de ajuste de regresión baja sensiblemente (54%).

En la explicación del comportamiento de las tasas de interés, la inflación participa en más del doble en relación con la brecha del producto y es ligeramente superior a la brecha del tipo de cambio. Dado que el coeficiente de la inflación es mayor a la unidad (1.08) se hace evidente la participación de la brecha de la inflación en 0.08. El hecho de que ese coeficiente sea bajo, se explica por que las desviaciones con respecto a la meta han sido relativamente bajas durante el periodo analizado y no necesariamente refleja la importancia relativa que la autoridad monetaria le ha dado a esta variable o la que posteriormente se le deba otorgar mediante una regla monetaria. A pesar de los mejores resultados en ajuste de regresión obtenidos en este segundo modelo, no se logró reducir el error estándar de estimación, el cual se ubicó cerca del 2%.

---

<sup>18</sup> La devaluación anual se aproximó con la variación interanual del tipo de cambio, devaluación promedio anual de los últimos seis meses, devaluación anualizada con base a los seis meses anteriores y la devaluación anualizada con a los seis meses siguientes, ésta última fue la que dio mejor resultado en el modelo, (mayor  $R^2$  y menor error estándar de desviación).

<sup>19</sup> Dado el régimen cambiario actual de “crawling peg”, la devaluación “meta” es aquella que corresponde a una variación del índice de tipo de cambio real (ITCER) igual a cero. También se probó con la brecha entre tasa de interés de los BEM y las tasas de indiferencia (tasas de interés externa por tasa de devaluación) y dio un buen resultado. Sin embargo, presenta el problema de simultaneidad, una relación en la cual un determinante de la variable explicativa tiene su origen en la misma variable dependiente en términos contemporáneos.

Este modelo ampliado de la regla de Taylor responde con mayor precisión a las características de una economía pequeña, abierta y con alta movilidad de capitales, dado que existe un enlace entre el tipo de cambio y la tasa de interés en el corto plazo. Si el tipo de cambio se encuentra desalineado, por ejemplo apreciado y no se ajusta la tasa de interés, se generaría una salida de capitales, por consiguiente, debería aumentarse la tasa de interés de los BEM para no propiciar salidas de capitales. En general, los resultados muestran en alguna medida la forma de hacer política monetaria, ya que los movimientos de la tasa de los BEM no solamente responden ante cambios en las condiciones internas de la economía reflejados en variaciones en la tasa de inflación y la brecha del producto, sino también ante las condiciones externas medida por la brecha del tipo de cambio.

*Regla Tipo Taylor Suavizada.* En esta tercera variante de la regla de Taylor se incorporó al segundo modelo un factor de suavizamiento en el tiempo de la política monetaria. Dicho factor corresponde a la variable dependiente rezagada. La estimación del “componente no suavizado” (TM) corresponde a la tasa de interés estimada en el segundo modelo.

Los resultados indican que tanto el componente suavizado como el no suavizado explican en un 96% la variabilidad de la tasa de interés de los BEM a 180 días. Sin embargo, el componente suavizado explica más de cuatro veces dicha variabilidad con respecto al componente no suavizado. En particular, el coeficiente de la variable dependiente rezagada es de un 0.83 y de un 0.18 en el caso del factor no suavizado. Esta última participación indica que los ajustes por inflación, brecha del producto y desvío del tipo de cambio se reducen en un ochenta por ciento con respecto al segundo modelo.

Los resultados de este modelo sugieren que las acciones de política monetaria pueden ser muy limitadas ante variaciones importantes de los desvíos de la inflación, el producto y el tipo de cambio. Por otra parte, al tener este modelo un componente inercial tan fuerte reflejado en el alto coeficiente de la variable dependiente rezagada, limita el uso de la política monetaria para corregir desequilibrios macroeconómicos. Por consiguiente, aún cuando este modelo es el que presenta el mayor coeficiente de ajuste de regresión (96%) y el menor error de pronóstico (0.9%) no se considera recomendable usar los coeficientes estimados como base para una regla de política monetaria.

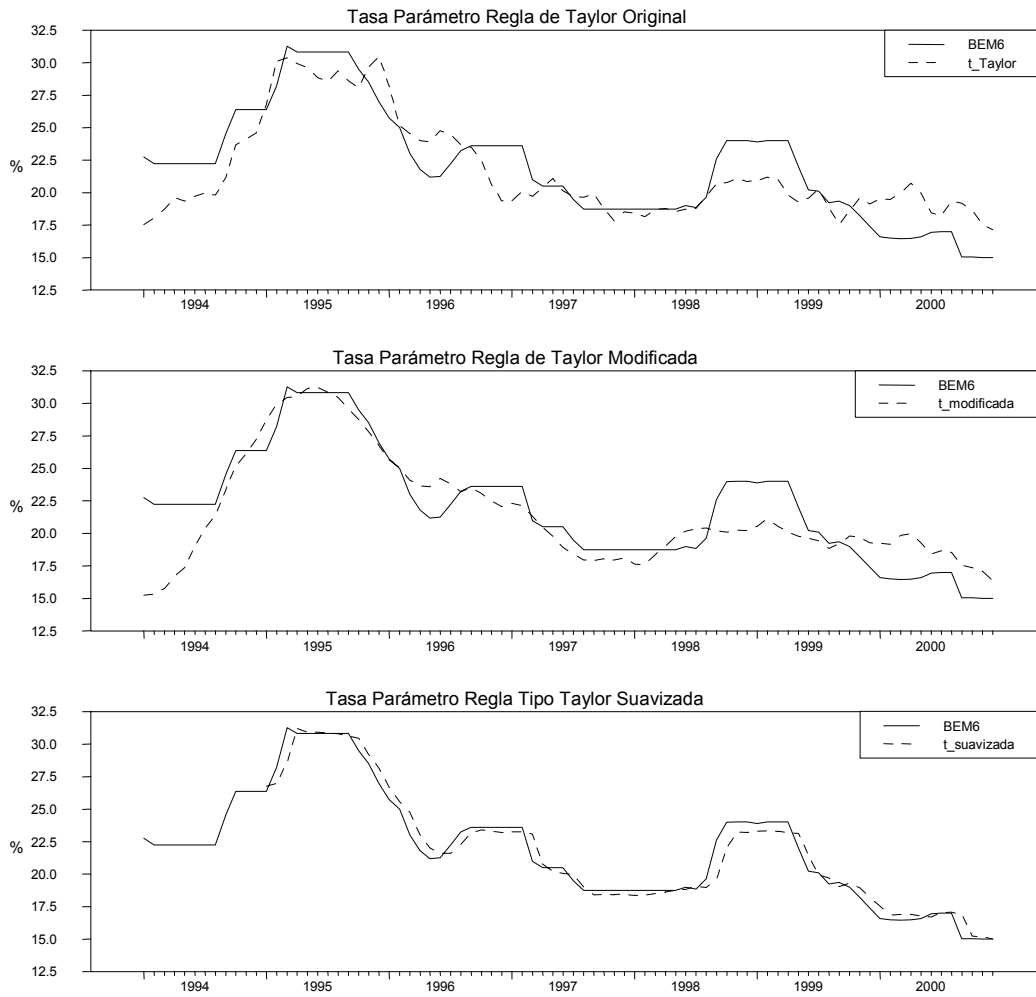
**CUADRO 1**  
**RESULTADOS DE LAS REGRESIONES PARA LA TASA DE**  
**INTERÉS PARÁMETRO SEGÚN REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA**  
**PERIODO 1995:01 – 2000:12**

Variables Explicativas	Regla de Taylor	Regla de Taylor Modificada	Regla Suavizada Tipo Taylor
Inflación	0.912 (0.063)	1.077 (0.061)	
Brecha del Producto ( $\square_2$ )	0.420 (0.104)	0.466 (0.087)	
Brecha del Tipo de Cambio ( $\square_3$ )		0.931 (0.169)	
Tasa de interés BEM rezagada ( $\square$ )			0.834 (0.054)
Factor no Suavizado ( $1-\square$ )			0.185 (0.058)
Constante	0.082 (0.010)	0.040 (0.011)	-0.005 (0.006)
R <sup>2</sup>	0.762	0.836	0.963
R <sup>2</sup> ajustado	0.755	0.828	0.962
Error estándar	0.022	0.019	0.009

Nota: El error estándar del coeficiente de regresión estimado se especifica entre paréntesis.

En términos generales el signo de los coeficientes de los tres modelos de regresión fueron los esperados y son consistentes con los observados en estudios para otros países, como los estudiados por Taylor (G-7). No obstante en los dos primeros modelos el coeficiente implícito del desvío de inflación respecto a su meta fueron relativamente pequeños (negativo para el primero modelo y de 0.077 para el segundo). Este hecho podría obedecer a que estos desvíos han sido relativamente pequeños desde 1996, sin embargo esta situación debe tomarse en cuenta a la hora de escoger el tamaño de los coeficientes de los factores participantes en la regla monetaria, en especial el relacionado con el desvío de la inflación ya que un coeficiente tan bajo podría reducir la efectividad de la política monetaria en presencia de importantes desvíos.

**Figura 1. Tasa de Interés de los BEM a 6 meses y la Tasa de Interés Parámetro**



En la figura 1 se presenta la estimación de la tasa de interés parámetro a partir de los tres modelos de regresión para el periodo 1994-2000 y la tasa de interés observada de los BEM a 180 días. En general los tres modelos describen bastante bien el comportamiento de la tasa de interés de los BEM, aunque es el tercer modelo el que mejor aproxima la tasa de interés parámetro. Sin embargo, como se indicó anteriormente, este acertado comportamiento se explica básicamente por los movimientos de la tasa de interés de los BEM rezagada y en menor medida por el seguimiento de una regla de política monetaria.

En los dos primeros modelos se identifica tres periodos importantes de discrepancia entre la tasa de interés observada y la estimada, en particular el primer periodo comprende el año 1996, el segundo desde finales de 1998 a inicios de 1999 y finalmente desde setiembre de 1999 a diciembre del 2000. Sin embargo, esas diferencias en el segundo modelo son más pequeñas con respecto al modelo original de Taylor.

En la primera mitad de 1996, el comportamiento de la tasa de interés parámetro estimada mediante los dos primeros modelos resulta por encima de la tasa de los BEM observada en el período. Esa situación puede atribuirse en parte, a que la política monetaria en ese período no fue lo suficientemente restrictiva dado que para ese periodo se inició un proceso de reducción del encaje, de un 43% en enero de 1995 a un 15% en marzo de 1998, en acatamiento de la Ley 7558 y por decisión del BCCR, pues la ley daba un mayor plazo para el ajuste. Esa medida se manifestó en excedentes de fondos de parte de los Bancos Comerciales, principalmente en los Bancos Estatales, que los canalizaron en gran parte hacia la colocación de cartera en el sector privado. En consecuencia, es posible que esa medida, entre otras, contribuyera a una flexibilización de la política monetaria. Otra posible explicación a este desvío podría ser el hecho de que la meta de inflación que se fijó en el programa para ese año, no guardó consistencia con las condiciones macroeconómicas imperantes, lo cual hizo que la tasa de interés estimada con la regla se ubicara por encima de la observada<sup>20</sup>.

A partir de 1997 y hasta la segunda mitad de 1998 se observa una alineación entre la tasa de interés de los BEM y la tasa parámetro. Caso contrario sucede a partir de finales del año 1998 cuando la tasa estimada mediante los dos primeros modelos se vuelven a desalinearse con respecto a la tasa observada de los BEM. Es así como entre finales de 1998 y el primer semestre de 1999 la tasa de interés parámetro subestimó notablemente el nivel de la tasa de interés de los BEM. Este comportamiento puede atribuirse, en parte, a la fuerte reacción de política monetaria adoptada por Banco Central ante excesos de liquidez observado principalmente, en la expansión de la cartera crediticia. Tales medidas contractivas consistieron en el incremento de la tasa de interés de los BEM en alrededor de 5 puntos porcentuales entre julio y octubre de 1998; la imposición de una nueva reducción del encaje mínimo legal acordada por la Junta Directiva del Banco Central y la directriz ejecutiva dictada por el Gobierno a los Bancos Estatales para que se limitara la expansión del crédito al sector privado por un periodo de un año y dos meses aproximadamente.

---

<sup>20</sup> Esta situación se corrobora con los dos incrementos realizados en la meta de inflación en las revisiones del programa monetario para ese año. Así de una tasa de inflación inicial de 9 %, se incrementó a 12,5 % y posteriormente a un 13 %.

Es importante indicar que la tendencia de la tasa de interés estimada por medio de los dos modelos mostró también un ascenso en ese periodo, sin embargo, la magnitud del incremento en la tasa de interés de los BEM fue mucho más fuerte que el resultante con la aplicación de los modelos. Este hecho denota que la medida tuvo una gran dosis de discrecionalidad ya que no fue capturada por la regla monetaria, sin embargo este hecho no permite calificar la bondad de la política monetaria ya que en última instancia es el logro en el objetivo de inflación la que mide la eficacia de esta política. En ese sentido, Taylor sugiere que la regla monetaria no debe ser aplicada en forma automática sino que existen periodos en los cuales se requiera cierta discrecionalidad ante circunstancias especiales como por ejemplo problemas de liquidez en la economía. En este caso, la política monetaria fue asertiva en cuanto al logro de la inflación, no obstante en periodos posteriores se ha observado una desaceleración en el ritmo de la actividad económica, aunque también han existido otros factores exógenos que podrían haber contribuido con ese comportamiento, como el deterioro en los términos de intercambio.

A partir del tercer trimestre de 1999 y hasta la fecha, se presenta el comportamiento contrario al periodo anterior, ya que en los dos primeros modelos, la tasa de interés parámetro sobreestima la tasa de los BEM observada. De nuevo, este comportamiento podría ser reflejo de cierto grado de discrecionalidad de la política monetaria y/o un cambio estructural originado en las menores necesidades de financiamiento interno del Gobierno ante la colocación de títulos de deuda en el exterior. Sin embargo, este último hecho no se puede verificar mediante la regla monetaria debido a que la estimación para un periodo más reciente los estadísticos se deterioran. En síntesis, el desvío observado en el año 2000, responde en última instancia, a una menor demanda conjunta del Gobierno y el Banco Central en los mercados internos, originado no en una política fiscal restrictiva, sino en la sustitución de deuda interna por deuda externa, cuyos fondos no tuvieron que monetizarse totalmente, debido a que una parte de esos recursos se utilizaron para cancelar deudas al Banco Central y por otra parte, ayudó a compensar la brecha del sector externo, que en el 2000 se amplió como consecuencia del alza en el precio de los hidrocarburos, de la baja en los precios internacionales del café y problemas de mercadeo del banano en el mercado internacional, como consecuencia de restricciones de ese producto en el mercado europeo, y del escaso crecimiento de los principales socios comerciales.

### **3.2. Método Directo de la Tasa de Interés Parámetro**

Otra alternativa para aproximar la tasa de interés parámetro para los BEM a 180 días consiste en aplicar en forma directa una regla de política monetaria estableciendo diversos supuestos de comportamiento para cada uno de los argumentos incluidos en la regla. En este caso particular, siguiendo la sugerencia de Taylor para economías pequeñas y abiertas, y de acuerdo con los mejores resultados obtenidos de las regresiones lineales, se aproximó la tasa parámetro siguiendo la especificación del segundo y tercer modelo descritos en las ecuaciones dos y tres de la segunda sección.

Dado que no existe un criterio único para determinar y calificar tanto el tamaño como la composición de los ponderadores de cada uno de los argumentos de la regla monetaria, se evaluaron cinco escenarios con distintos ponderadores. El primer escenario considera los coeficientes obtenidos en la regresión lineal del segundo modelo, es decir: desvío de inflación ( $\beta_1$ ) igual a 0.05, desvío del producto ( $\beta_2$ ) igual 0.3 y desvío de tipo de cambio ( $\beta_3$ ) igual a 0.65. Los restantes escenarios consideran coeficientes determinados en forma subjetiva, los cuales se presentan en el cuadro A.2 del anexo.

Otro elemento que participa en la regla monetaria es la tasa de interés real que permite que la economía alcance el pleno empleo. Esta variable no es directamente observable, por ello se aproximó mediante la tasa de interés real promedio de los BEM a 180 días para el periodo 1995:01-2000:12, cuyo resultado fue 4.5%<sup>21</sup>. Sin embargo, cabe aclarar que la tasa real del interés ha sido muy variable, por lo cual resulta difícil de estimar, es una variable *ex post* y es muy susceptible dependiendo del período que se utilice para su cálculo. Dado que esta última situación introduce cierta discrecionalidad, se sugiere darle un rango de variabilidad, además de revisarlo semestralmente. Ese rango podría definirse en función de la desviación estándar observada en los modelos de regresión, la cual es de alrededor de un 2 %.

Para los cuatro primeros escenarios la regla monetaria se expresa de la siguiente forma:

$$i_t = \pi_t + \beta_0 + \beta_1 (\pi - \pi^M)_t + \beta_2 (\hat{Y} - \hat{Y}^P)_{t-2} + \beta_3 (\hat{E} - \hat{E}^e)_t$$

donde:

$i$  : tasa de interés nominal neta de los BEM a 180 días.

$\pi$  : inflación interanual observada.

$\pi^M$  : inflación meta.

$\hat{y}$  : tasa de crecimiento real de la actividad económica.

$\hat{y}^*$  : tasa de crecimiento real de la actividad económica (IMAE).

$Y^P$  : tasa de crecimiento del producto potencial.

$\hat{E}_t$  : tasa de devaluación interanual observada.

$\hat{E}^e_t$  : tasa esperada de devaluación

$\beta$  : tasa de interés real en economía con pleno empleo.

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$  : ponderadores de las brechas de inflación, producto y tipo de cambio, respectivamente.

$t$  : periodo contemporáneo.

<sup>21</sup> Esta metodología fue utilizada por Kozicki (1999) para comprobar la tasa de interés real sugerida por Taylor en la regla de política monetaria para Estados Unidos.

Para el último escenario la regla monetaria tiene la siguiente especificación:

$$i_t = \beta * i_{t-1} + (1 - \beta) * Tm_t$$

donde:

$Tm_t$  : corresponde a la tasa de interés obtenida en el cuarto escenario

$i$  : tasa de interés neta nominal de los BEM a 180 días.

$\beta$  : es el grado de suavizamiento de la política monetaria.

$t$  : periodo contemporáneo.

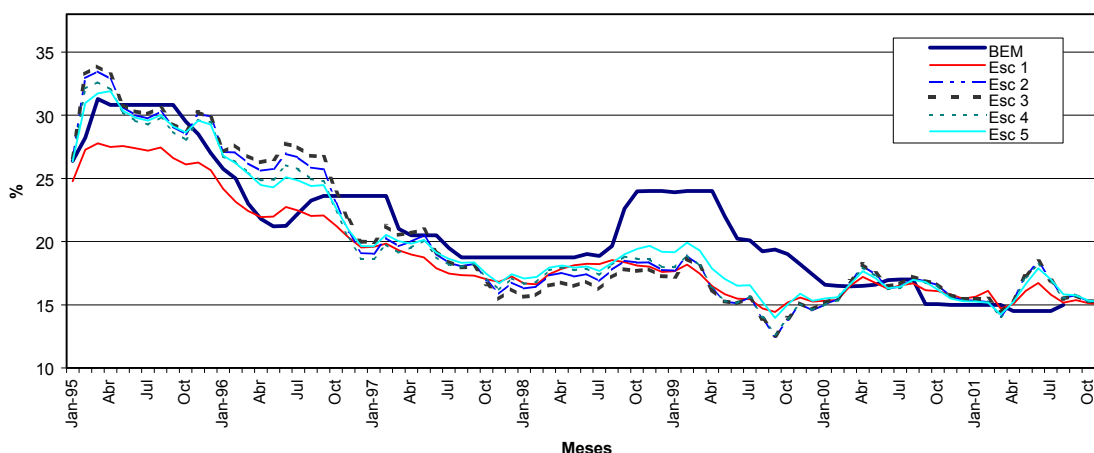
En este modelo se asumió un coeficiente subjetivo del grado de suavizamiento de la política monetaria igual a 20%, mientras que el restante 80% pondera la tasa de interés del modelo estimado con la regla de política monetaria estimada para el cuarto escenario (coeficientes iguales para las tres brechas). El mayor peso para el coeficiente no suavizado, en relación al resultado que se obtuvo con el modelo de regresión, tiene el propósito de que las desviaciones de las variables fundamentales tengan más impacto en la determinación de la tasa de interés.

En la figura 2 se presentan las tasas de interés estimadas con el método directo. La tasa de interés parámetro estimada mediante el método directo para los cinco escenarios no presentan diferencias significativas entre ellas para reproducir el comportamiento de la tasa de interés de los BEM a 180 días para el periodo 1997-2001. Estos resultados no permiten inclinarse por un escenario específico, por tanto se sugiere utilizar en la regla monetaria coeficientes de la misma magnitud para las variables explicativas, tal y como se ha utilizado en algunos estudios para otros países.

En términos generales, la estimación de esta tasa parámetro mediante los cinco escenarios explica bastante bien el comportamiento de la tasa de interés de los BEM. Al igual que la estimación con el método de regresión, se aprecia claramente un distanciamiento con respecto a la tasa de los BEM observada en dos periodos (año 1996 y segundo semestre de 1998). A diferencia del método de regresión, la tasa parámetro estimada con este método directo presenta un distanciamiento, pero más leve y para un periodo más corto en el tercer trimestre de 1999.

Cabe indicar que una de las ventajas de la aplicación de una regla de política monetaria es que le indica a las autoridades cómo equilibrar el “trade off” que se presenta entre mantener pequeñas fluctuaciones alrededor de una meta de inflación y fluctuaciones alrededor de otras metas, ya que el hecho de que exista una meta de inflación no significa que no existan metas en otras variables. No obstante, el objetivo en este trabajo es disponer de una herramienta adicional que ayude a tomar decisiones en materia de tasas de interés.

Tasas de Interés de los BEM y Tasa Parámetro:  
Método directo



#### IV. PRONÓSTICO DE LA TASA PARÁMETRO

El pronóstico de la tasa de interés parámetro se realizó mediante la aplicación de los métodos de regresión y directo para los últimos tres meses del 2001.

*Supuestos.* La tasa de inflación anual para este año es de un 11%, dicha estimación se calculó con base en las estimaciones del IPC realizadas por parte del Equipo de Inflación. La meta de inflación considerada fue de un 11% tal y como se estableció en la revisión del programa monetario para el 2001. Para la estimación mensual del IMAE sin Intel para el año 2001, se tomó la estimación anual para esa variable incluida en la revisión del Programa Monetario (2.6%). La meta del producto potencial es consistente con la tasa resultante para cada fecha con base a la regresión para el IMAE en el período 1986-2000. La tasa de devaluación considera una devaluación diaria de doce centavos para los dos últimos meses del año y cerca de diez centavos en el año 2002<sup>22</sup>. En el caso de la inflación internacional, se asumió en un 3,6% (considera un índice de precios al productor ponderado por grupo de países, tomado de la sección Operaciones Cambiarias).

<sup>22</sup> La devaluación estimada para el año 2000 afecta la brecha cambiaria debido a que la variable de devaluación más significativa fue la que considera la devaluación anualizada de los seis meses siguientes.

**Cuadro 2. Pronóstico de la Tasa de Interés Parámetro  
mediante método de regresión lineal y directo  
período 2001:01-2001:12  
(en porcentajes)**

Período	BEM Observada	Método de Regresión			Método Directo					
		Taylor	Modificada	Suavizada	Esc 1	Esc 2	Esc 3	Esc 4	Esc 5	
<b>Coefficientes</b>										
Constante		0.08	0.04	-0.01	0.05	0.05	0.05	0.05		
Inflación		0.91	1.08		1.00	1.00	1.00	1.00		
Brecha inflación					0.05	0.40	0.45	0.33		
Brecha producto		0.42	0.47		0.30	0.25	0.10	0.33		
Brecha tipo de cambio			0.93		0.65	0.35	0.45	0.33		
Factor de suavizamiento (b1)				0.83						0.20
Factor no suavizado (1-b1)				0.18						0.80
<b>Tasas de interés en porcentajes</b>										
Enero 2001	15.0	17.6	17.5	15.2	16.5	15.8	16.0	15.8	15.6	
Febrero	15.0	17.2	18.1	15.3	16.8	15.6	15.9	15.5	15.4	
Marzo	15.0	16.4	16.4	15.0	15.5	14.6	15.0	14.5	14.6	
Abril	14.5	17.8	16.6	15.0	16.0	15.8	16.0	15.7	15.6	
Mayo	14.5	19.4	17.3	14.7	17.0	17.8	18.0	17.7	17.0	
Junio	14.5	20.2	18.0	14.9	17.7	18.9	19.1	18.7	18.4	
Julio	14.5	19.1	17.0	15.0	16.7	17.4	17.5	17.2	17.5	
Agosto	15.0	18.4	16.5	15.0	16.1	16.0	16.1	16.0	16.3	
Setiembre	15.0	18.5	16.4	15.0	16.1	16.1	16.2	16.1	16.1	
Octubre	15.0	18.7	16.2	15.0	16.0	16.3	16.4	16.2	16.2	
Noviembre		18.4	16.0	14.9	15.7	15.9	16.0	15.9	15.9	
Diciembre		18.4	15.5	14.8	15.4	15.8	15.8	15.7	15.8	

El pronóstico realizado mediante los tres modelos de regresión sobreestima la tasa observada de los BEM a 180 días, para el período enero del 2001 a octubre del 2001, excepto el tercer modelo en el cual la tasa resulta similar a la observada a partir de agosto del 2001. En el período enero 2001-agosto 2001, el tercer modelo muestra el menor error medio de pronóstico, ubicándose en 0,3 puntos porcentuales, le sigue el modelo de Taylor modificado cuyo error estándar alcanza un 2.3 puntos porcentuales y finalmente el modelo de Taylor original, con un error medio de 3.7 puntos porcentuales. Es importante indicar que el error de pronóstico se incrementó en setiembre del 2000 relacionado con la medida adoptada por el Ministerio de Hacienda y el Banco Central cuando redujeron la tasa de interés en dos puntos. Esta decisión se justificó en parte por el pago anticipado de la deuda cuasifiscal por parte del Gobierno al Banco Central. A partir de este año los errores han venido reduciendo en los dos primeros modelos y, en el 2001 han tendido a alinearse nuevamente.

De acuerdo con el modelo recomendado (Taylor modificado), para los dos últimos meses del año 2001 sería necesario ajustar hacia arriba la tasa de referencia a 180 días entre 50 y 100 puntos básicos<sup>23</sup>.

La tasa de interés parámetro obtenida con la aplicación del método directo de la regla monetaria a partir del 2001 se aprecia en el cuadro anterior. Para su estimación se consideraron los mismos supuestos indicados anteriormente para las variables relevantes en la determinación de la tasa de interés con el método de regresión.

**Cuadro 3 Error de Pronóstico de la Tasa de Interés Parámetro  
período 2001:01-2001:09  
(Valores absolutos)**

Periodo	BEM	Método de Regresión			Método Directo				
Enero 2001	15.0	-2.6	-2.5	-0.2	-1.5	-0.8	-1.0	-0.8	-0.6
Febrero	15.0	-2.2	-3.1	-0.3	-1.8	-0.6	-0.9	-0.5	-0.4
Marzo	15.0	-1.4	-1.4	0.0	-0.5	0.4	0.0	0.5	0.4
Abril	14.5	-3.3	-2.1	-0.5	-1.5	-1.3	-1.5	-1.2	-1.1
Mayo	14.5	-4.9	-2.8	-0.2	-2.5	-3.3	-3.5	-3.2	-2.5
Junio	14.5	-5.7	-3.5	-0.4	-3.2	-4.4	-4.6	-4.2	-3.9
Julio	14.5	-4.6	-2.5	-0.5	-2.2	-2.9	-3.0	-2.7	-3.0
Agosto	15.0	-3.4	-1.5	0.0	-1.1	-1.0	-1.1	-1.0	-1.3
Setiembre	15.0	-3.5	-1.4	0.0	-1.1	-1.1	-1.2	-1.1	-1.1
Octubre	15.0	-3.7	-1.2	0.0	-1.0	-1.3	-1.4	-1.2	-1.2
Error medio de pronóstico 2001		3.7	2.3	0.3	1.8	2.2	2.3	2.0	1.9

Nota: El error medio de pronóstico se calculó mediante la siguiente fórmula:

$$\sqrt{\frac{(Y - Y^{\wedge})^2}{n}}$$

Los resultados revelan que mediante este método, la tasa parámetro estimada también muestra niveles superiores a la tasa observada por los BEM a 180 días, y el error de estimación se ubicó entre 1.8 y 2.2 puntos porcentuales. Mediante este último método cabría ajustar la tasa de interés de referencia entre 70 y 90 puntos básicos<sup>24</sup> en lo que resta del año. Es importante mencionar que las tasas resultantes mediante la regla de política monetaria no deben aplicarse en forma directa, sino que debe tomarse en cuenta adicionalmente otras variables como la situación de liquidez de la economía.

<sup>23</sup> Ese ajuste de la tasa de referencia correspondería a 200 puntos base cuando se estima una devaluación diaria de doce centavos de colón para el año 2002 y a 300 puntos base si fuera de trece centavos.

<sup>24</sup> Ese ajuste se eleva a 130 puntos básicos y a 160 puntos básicos cuando se estima una devaluación diaria de doce centavos y trece centavos de colón, respectivamente, para el año 2002.

## **BIBLIOGRAFÍA**

- Azofeifa, Georgina, Alexander W. Hoffmaister, Madrigal, Jorge, Rojas, Mario, Segura Mariano y Tenorio, Edwin (2000). Inflación y Brecha en la Producción. Modelos Univariados de Inflación en Costa Rica. Banco Central de Costa Rica, Nota de Investigación No.1, BCCR, abril.
- Ball, Laurence (1998). Policy Rules for Open Economies. En *National Bureau of Economic Research*. Working Paper 6760. Cambridge, Massachusetts.
- Calvo, William (2000). El tipo de Cambio Real. En el semanario *El Financiero*, del 9 al 15 de octubre.
- Edwards, Sebastián (2000). La Situación Macroeconómica en Guatemala: Evaluación y Recomendaciones sobre Política Monetaria y Cambiaria. Banco de Guatemala. Julio.
- Flores, Melania, Alexander W. Hoffmaister, Jorge Madrigal, y Lorely Villalobos (2000). "Transmisión Monetaria en Costa Rica," Nota de Investigación No.3, BCCR, setiembre.
- Hidalgo, Iris y Segura, Mariano (2000). Determinación de las Tasas de Interés para las Operaciones del Banco Central de Costa Rica y de la Tasa Básica Pasiva. Departamento Monetario, Banco Central, DM-471/R.
- Judd, John y Rudebusch, Glenn (1998). Taylor's Rule and the Fed:1970-1997. En *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Kozicki, Sharon(1999). How Useful Are Taylor Rules for Monetary Policy?. *Economic Review* Federal Reserve Bank of Kansas City. Second Quarter.
- Padina, James (1999). Remembering the Taylor Rule.
- Rudebusch, Glenn D., y Lars E. O. Svensson, "Reglas de Política para Inflation Targeting," en *Monetary Policy Rules*, ed. John Taylor, Chicago University Press, Chicago, U.S., pp. 203-62.
- Segura, Mariano y Tenorio, Edwin (2000). Cálculo De Premio y La Tasa Real Implícita en la Tasa de Interés a 180 días Plazo de la Subasta Conjunta. Departamento Monetario, Banco Central de Costa Rica. DM-110 del 9 de marzo.

Taylor, John (1993). Discretion versus. policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 39, pp. 195-214.

Taylor, John (2000). Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies. Stanford University.

[hidalgobi@bccr.fi.cr](mailto:hidalgobi@bccr.fi.cr)

[villalobosml@racsa.co.cr](mailto:villalobosml@racsa.co.cr)

Cuadro A.1. Estimación de la Tasa Parámetro Mensual según Tres Tipos de Reglas Monetarias

	Regla de Taylor			Regla Tipo Taylor Modificada			Regla Tipo Taylor Suavizada		
	94:01-00:12	95:01-00:12	96:01-00:12	94:01-00:12	95:01-00:12	96:01-00:12	94:01-00:12	95:01-00:12	96:01-00:12
Inflación (+)	0.880 (0.065)	0.912 (0.063)	0.762 (0.133)	0.949 (0.065)	1.077 (0.061)	1.108 (0.142)			
Brecha del Producto (+)	0.468 (0.108)	0.420 (0.104)	0.307 (0.135)	0.489 (0.103)	0.466 (0.087)	0.490 (0.126)			
Brecha del Tipo de Cambio (+)				0.508 (0.164)	0.931 (0.169)	1.017 (0.237)			
Bem 6 Rezagada (+)							0.886 (0.044)	0.834 (0.054)	0.900 (0.055)
Componente Suavizado (+)							0.143 (0.050)	0.185 (0.058)	0.079 (0.075)
Constante	0.090 (0.010)	0.082 (0.010)	0.101 (0.018)	0.070 (0.012)	0.040 (0.011)	0.034 (0.022)	-0.007 (0.006)	-0.005 (0.006)	0.002 (0.010)
R <sup>2</sup>	0.708	0.762	0.415	0.739	0.836	0.560	0.957	0.963	0.922
R <sup>2</sup> ajustado	0.701	0.755	0.394	0.730	0.828	0.536	0.956	0.962	0.920
Error estándar	0.023	0.022	0.023	0.022	0.019	0.020	0.009	0.009	0.008

Nota: El error estándar del coeficiente de regresión estimado se especifica entre paréntesis.

**Cuadro A.2**  
**Tasa de Interés Parámetro:**  
**Ponderadores de los Coeficientes**

Variables	Escenarios				
	1	2	3	4	5
Explicativas					
Tasa de interés real ( $\square_0$ )	4.8%	4.8%	4.8%	4.8%	4.8%
Brecha de la Inflación ( $\square_1$ )	5%	30%	55%	33.3%	33.3%
 Brecha del Producto ( $\square_2$ )	30%	10%	15%	33.3%	33.3%
Brecha del Tipo de Cambio ( $\square_3$ )	65%	60%	30%	33.3%	33.3%
Factor no Suavizado ( $\square$ )					20%
Factor de Suavizamiento (1- $\square$ ) ( $BEM_{t-1}$ )					80%