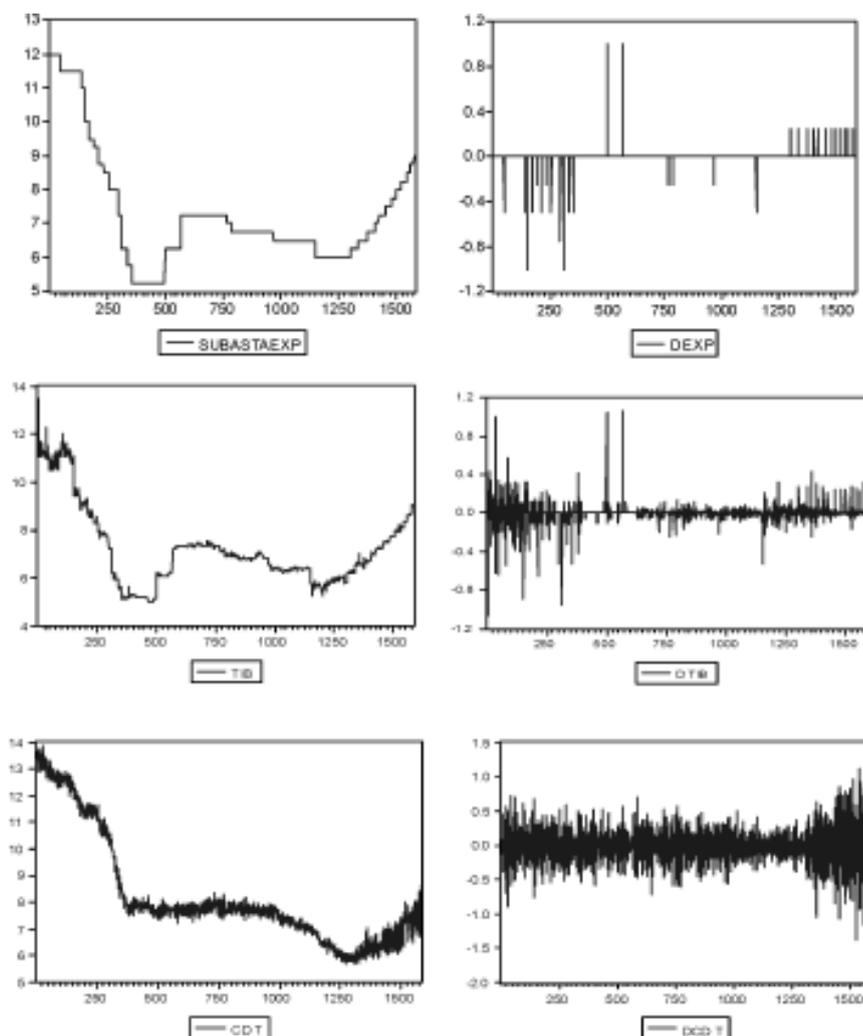


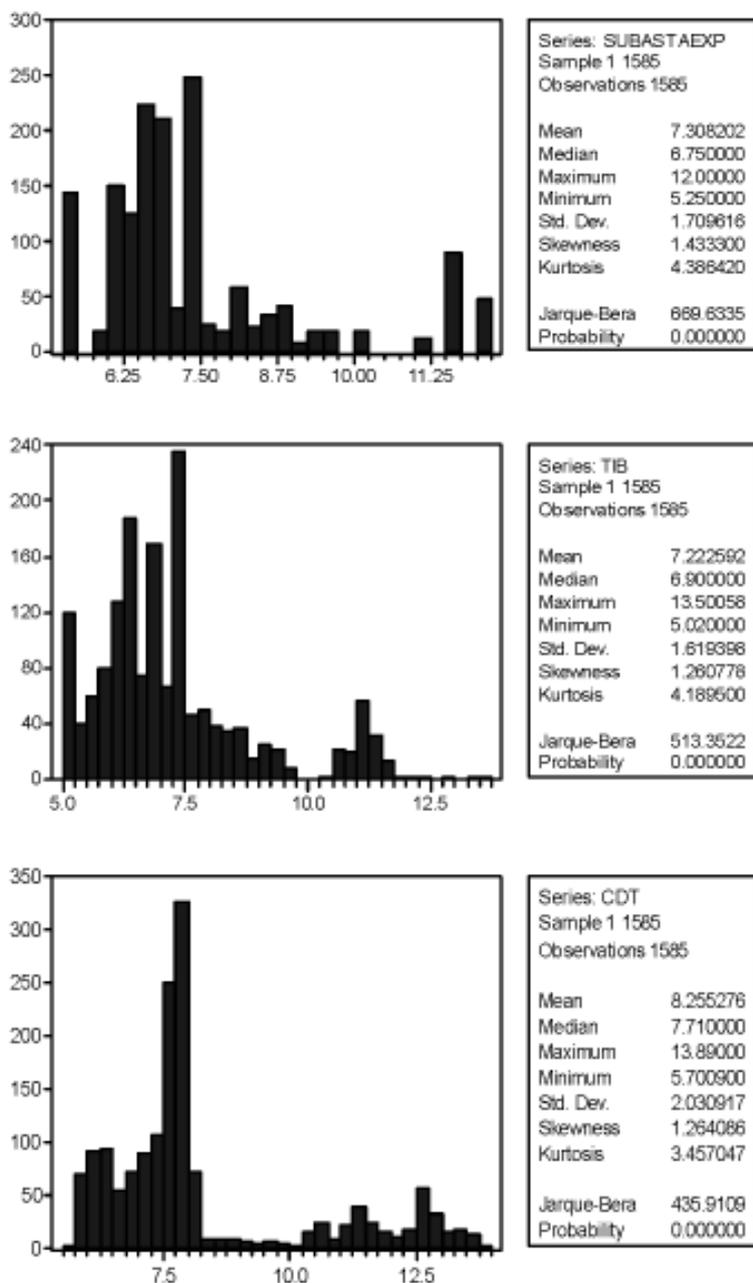
GRÁFICA 1
SERIES EN PRIMERA DIFERENCIA



Fuente: elaboración propia, a partir de los resultados del modelo.

En las gráficas de cada una de las series se puede observar que existen clúster de volatilidad (períodos de alta volatilidad seguida por períodos de baja volatilidad y viceversa) y datos atípicos. Adicionalmente, con los histogramas (Gráfica 2) se puede corroborar la presencia de colas anchas, porque las series no presentan distribuciones normales con la curtosis mayor a la de una variable normal.

GRÁFICA 2
HISTOGRAMAS DE LAS SERIES



Fuente: elaboración propia, a partir de los resultados del modelo.

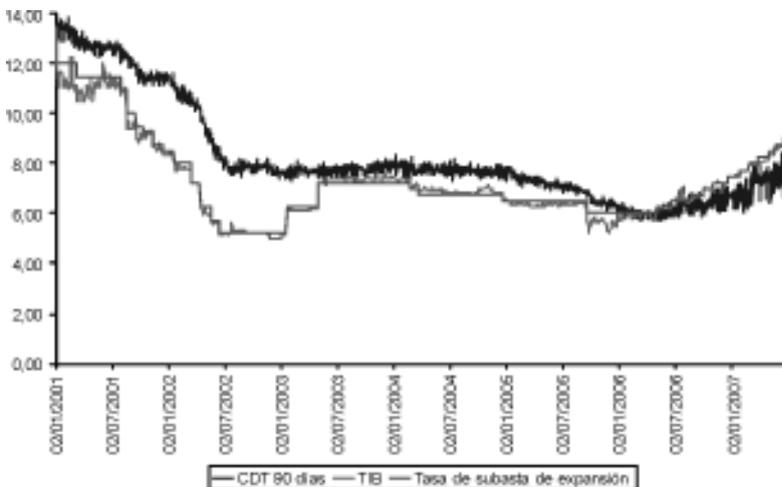
Una de las fuentes de recursos de corto plazo de los establecimientos de crédito son los montos de las subastas de expansión y contracción del Banco de la República. Así, los cambios en las tasas de referencia afectan, directamente, a las tasas de financiación con plazos parecidos a la TIB y, así mismo, cambios en esta última pueden afectar las tasas de los CDT's a 90 días, a través de la fluidez de los mercados de muy corto plazo.

A partir de 1995, el Banco de la República ha puesto en práctica medidas que tratan de ponerle un freno a la volatilidad de la TIB, éstas han tenido un mejor resultado a partir del año 2001 y se puede observar que progresivamente la decisión de ejercer control sobre la variabilidad de la TIB ganó fuerza, hecho que se refleja en el estrechamiento de la franja de las tasas de intervención.

Melo y Becerra (2006) resaltan la importancia de tener en cuenta la estructura de plazos de las tasas de interés en las decisiones de política monetaria, ya que movimientos en las tasas de interés de intervención del Banco de la República afectan en mayor magnitud la tasa de más corto plazo (TIB), mientras que el impacto sobre la tasa de los CDT's es mucho más bajo.

Entre enero de 2001 y junio de 2007 se puede observar que la tasa de subasta de expansión del Banco de la República tiene una relación directa con la tasa interbancaria, aunque esta última se caracteriza por tener un

GRÁFICO 3
COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE INTERÉS



Fuente: Banco de la República.

comportamiento similar a las series financieras, por una parte presenta agrupamientos de volatilidad, y de otra parte, una gran cantidad de valores “atípicos”. La tasa de los CDT’s a 90 días presenta gran volatilidad, especialmente para el período posterior a julio de 2006, además es a partir de ese período que esta tasa se ubica por debajo de la de referencia y la interbancaria, generando preocupaciones por expectativas inflacionarias y abaratamiento del crédito, así mismo, se observa poca transmisión hacia la tasa de los CDT’s a 90 días (Gráfico 3).

Modelo ARCH y GARCH

Los modelos ARCH (modelos de heterocedasticidad condicional autoregresiva) trabajan con series estacionarias logrando capturar los conglomerados de volatilidad, suponiendo que la varianza incondicional es constante en el tiempo, mientras que la varianza condicional es variable. La especificación del ARCH (q) es como sigue:

$$\begin{aligned}y_t &= x_t \beta + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= u_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2\end{aligned}$$

Donde $x_t \beta$ es una función que modela el valor esperado de y_t , $u_t \stackrel{idd}{\sim} N(0,1)$ y es un proceso independiente de h_t , y, ε_t es ruido blanco con varianza condicional h_t . Además, debe cumplir las siguientes condiciones: $\alpha_0 \geq 0$, $\alpha_i \geq 0$ para $i=1, \dots, q$ y $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$.

Bollerslev (1986) propuso una posible generalización de los modelos ARCH (GARCH), en los cuales la varianza condicional es una función lineal de los cuadrados de las q innovaciones pasadas $\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ y la realización de la varianza condicional en p períodos anteriores h_{t-1}, \dots, h_{t-p} . La especificación de un modelo GARCH (p,q) es la siguiente:

$$\begin{aligned}y_t &= x_t \beta + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= u_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}\end{aligned}$$

Donde $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$ para $i=1, \dots, q$ y $\beta_j > 0$ para $j=1, \dots, p$, garantiza la no negatividad de la varianza condicional.

Para probar efectos ARCH se realizará la prueba propuesta por Johnston y Dinardo (1997). Los pasos a realizar son los siguientes:

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$$

$$H_1: \alpha_i / \alpha_i > 0$$

1. Se corre la regresión de y en x por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y se obtienen los residuales ε_t .
2. Regresión auxiliar: se realiza la regresión por MCO de, $\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + error$ obteniendo el R^2
3. El estadístico de prueba es:

$$T \times R_{aux}^2 \sim \chi_{(q)}^2, \text{ donde } T = \text{número de observaciones}$$

4. Criterio de decisión:

Se rechaza H_0 cuando $T \times R_{aux}^2 \sim \chi_{(q)}^2$ o cuando el $p\text{-value} < \alpha$ (nivel de significancia).

También se realizan pruebas para corregir autocorrelación y multicolinealidad, generalmente, presentes en series de tiempo. La estimación del modelo por el método estándar de Mínimos Cuadrados Ordinarios no es adecuada cuando las series no son estacionarias, por esta razón las estimaciones para establecer la relación entre las tasas de interés (tasa de referencia, tasa interbancaria y CDT's a 90 días) se realizan a partir de la metodología de cointegración y corrección del error.

RESULTADOS DEL MODELO

En el modelo para determinar la causalidad entre la TIB y la tasa de referencia (SUBASTAEXP), al intentar estimar un modelo GARCH, se encontró bajo ajuste del mismo, con problemas de autocorrelación. Para solucionar este problema se pensó en una posible relación de cointegración de las series, dado que son I(1) (ver Anexo 1). Por lo tanto, se calculó un modelo VAR para identificar el número de rezagos y, posteriormente, estimar un modelo de corrección del error.

Después de correr el VAR, la elección del número de rezagos se realizó por el criterio de longitud del rezago (ver Anexo 2). A través de éste se demostró que el número de rezagos más adecuado era seis. Posterior a la elección del

número de rezagos, se estimó la matriz de cointegración y el VEC. Para calcular la prueba de cointegración de Johansen se debe tener en cuenta las especificaciones del vector de cointegración. Dado que no hay ecuaciones de cointegración, según las especificaciones dadas por Schwarz, se escoge la especificación que corresponde a la del menor Akaike. A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen, con las especificaciones encontradas.

CUADRO 1
RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
(TIB SUBASTAEXP)

Valor propio	Ho: rango=p	Máximo valor propio	Valor crítico al 5%	p-valor	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%	P-valor
0,016812	p=0	26,77127	17,14769	0,0015	28,26033	18,39771	0,0015
0,000943	P≤1	1,489061	3,841466	0,2224	1,489061	3,841466	0,2224

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del Cuadro 1 indican que existe al menos una relación de cointegración entre las variables, a un nivel de significancia del 5%. A continuación, se procede a correr el modelo VEC teniendo en cuenta las especificaciones encontradas (ver Cuadro 2).

CUADRO 2
RESULTADOS DEL VECTOR DE COINTEGRACIÓN (TIB SUBASTAEXP)

Ecuación de cointegración	Vector Coint, 1	
TIB(-1)	1,000000	
SUBASTAEXP(-1)	-0,943804 (0,02348)	
@TREND(1)	-7,24E-05	
C	-0,264434	
Corrección del error	D(TIB)	D(SUBASTAEXP)
Velocidad de ajuste	-0,053589 (0,01384)	0,000606 (0,00944)

Fuente: elaboración propia.

El coeficiente de *subastaexp* es significativo en la relación de cointegración, al igual que la velocidad de ajuste. La velocidad de ajuste indica que la brecha entre ambas variables se va cerrando al 5,3%, por su signo negativo. El signo de *subastaexp* es el esperado, según el resultado obtenido, un aumento del 1% generaría un incremento del 0,94% en la tasa interbancaria en el largo plazo.

CUADRO 3
RESULTADOS DEL MODELO GARCH (TIB SUBASTAEXP)

	Coficiente	Error estándar	Estadístico z	Probabilidad
C	0,008402	0,002332	3,603827	0,0003
DTIB(-1)	-0,074693	0,022910	-3,260212	0,0011
DEXP	0,984655	0,029350	3,354897	0,0000
RES(-1)	-0,051503	0,014094	-3,654161	0,0003
Ecuación de la varianza				
C(1)	-0,337476	0,097538	-3,459938	0,0005
C(2)	0,263410	0,46343	5,683901	0,0000
C(3)	0,970723	0,013114	7,402122	0,0000

Fuente: elaboración propia.

Al utilizar la metodología de Engle-Granger (1987) (Anexo 3), se encuentra que existe una relación de cointegración entre las dos series. Al concluir que los residuales son estacionarios, se puede estimar el modelo con corrección del error. Teniendo en cuenta el comportamiento de la TIB y al observar los residuales al cuadrado de los modelos, se puede concluir que la varianza condicional es variable en el tiempo y, por lo tanto, se hace necesario estimarla a través de un modelo GARCH.

$$\text{Log(GARCH)} = -0,337476 + 0,263410 * \left| \frac{\text{RESID}(-1)}{\sqrt{\text{GARCH}(-1)}} \right| + 0,970723 * \text{Log(GARCH}(-1))$$

En este modelo se puede observar la significancia de los parámetros y la especificación de un EGARCH(1,1)⁷ que no presenta asimetría. Los parámetros indican que en el corto plazo un incremento en la tasa de referencia (DEXP) del 1%, incrementaría en 0,98% la tasa interbancaria. El parámetro de RES(-1), es la velocidad de ajuste, el cual es negativo y significativo, lo que refuerza la hipótesis de la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, en este caso la tasa interbancaria se corrige al 5%. Así, el 50% de un choque sobre la tasa de referencia es absorbido por la tasa interbancaria en 13 días aproximadamente⁸.

En el modelo para determinar la causalidad entre la tasa de los CDT's y la tasa interbancaria, también se presentó un problema de ajuste al tratar de estimar un modelo GARCH, por lo cual se empleó la misma metodología

⁷ La implementación de un modelo GARCH se hace necesaria porque al estimar con corrección del error, empleando Mínimos Cuadrados Ordinarios, el correlograma de los residuales al cuadrado muestra la presencia de heterocedasticidad (Anexo 4).

⁸ La ecuación para el cálculo del tiempo es $t^* = \ln(1-x) / \ln(1-d)$, donde $x=0,5$ y d =velocidad de ajuste. Con t medido en días.

que en el proceso anterior; dado que las series son I(1) (Anexo 1), es posible encontrar una relación de cointegración.

Después de correr el VAR, la elección del número de rezagos se realizó por el criterio de longitud del rezago (Anexo 5), concluyendo que el número de rezagos más adecuado para el VAR era de seis. Posterior a la elección del número de rezagos, se estimaron la matriz de cointegración y el VEC. Para realizar la prueba de cointegración de Johansen se debe tener en cuenta las especificaciones del vector de cointegración. Según Akaike, la especificación es tendencia cuadrática en los datos e intercepto y tendencia en el vector de cointegración, la cual no tiene interpretación económica, por esta razón se hace la elección según el criterio de Schwarz, es decir, sin tendencia ni intercepto. A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen, con las especificaciones encontradas.

CUADRO 4
RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
(CDT TIB)

Valor propio	Ho: rango=p	Máximo valor propio	Valor crítico al 5%	p-valor	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%	p-valor
0,026783	p=0	42,86620	11,22480	0,0000	42,93804	12,32090	0,0000
4,55E-05	P≤1	0,071834	4,129906	0,8259	0,071834	4,129906	0,8259

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del Cuadro 4 indican que existe al menos una relación de cointegración entre las variables con un nivel de significancia del 5%. A continuación, se presenta el VEC en el Cuadro 5. El coeficiente de TIB es significativo en la relación de cointegración, al igual que la velocidad de ajuste. Un aumento del 1% en la tasa interbancaria, *ceteris paribus*, generaría un incremento del 1% en la tasa de los CDT's en el largo plazo.

CUADRO 5
RESULTADOS DEL VECTOR DE COINTEGRACIÓN (CDT TIB)

Ecuación de cointegración	Vector Coint. 1	
CDT(-1)	1,000000	
TIB(-1)	-1,074420	
	(0,02544)	
Corrección del error	D(CDT)	D(TIB)
Velocidad de ajuste	-0,024486	-0,005008
	(0,00406)	(0,00210)

Fuente: elaboración propia.

La velocidad de ajuste indica que la brecha entre ambas variables se va cerrando, por su signo negativo. El signo de TIB es el esperado, según el resultado obtenido, un aumento del 1% en esta tasa generaría un incremento del 1% en la tasa de los CDT's en el largo plazo. Al utilizar la metodología de Engle-Granger (1987) (Anexo 6), se encuentra que existe una relación de cointegración entre las dos series, dado que son I(1). Al concluir que los residuales son estacionarios, se puede estimar el modelo con corrección del error.

Teniendo en cuenta el comportamiento de la serie TIB y al observar los residuales al cuadrado de los modelos, se puede concluir que la varianza condicional es variable en el tiempo y, por lo tanto, se debe especificar un GARCH. Los resultados se presentan en el Cuadro 6.

CUADRO 6
RESULTADOS DEL MODELO GARCH (CDT TIB)

	Coefficiente	Error estándar	Estadístico z	Probabilidad
C	0,008402	0,002332	3,603827	0,0000
DCDT(-1)	-0,810636	0,0273	-32,07492	0,0000
DCDT(-2)	-0,731785	0,031274	-23,39931	0,0000
DCDT(-3)	-0,665721	0,035387	-18,81265	0,0000
DCDT(-4)	-0,470626	0,038403	-12,25507	0,0000
DCDT(-5)	-0,214646	0,041317	-5,195067	0,0000
DCDT(-6)	-0,175183	0,039978	-4,381965	0,0000
DCDT(-7)	-0,183936	0,034828	-5,281276	0,0000
DCDT(-8)	-0,189667	0,032058	-5,916326	0,0000
DCDT(-9)	-0,093502	0,025134	-3,720215	0,0002
DTIB	-0,047965	0,040480	-1,184893	0,2361
RES(-1)	-0,027240	0,003745	-7,273875	0,0000
Ecuación de la varianza				
C(1)	-0,074793	0,0218888	-3,417144	0,0006
C(2)	0,086825	0,019626	4,423953	0,0000
C(3)	0,997537	0,003262	3,057928	0,0000

Fuente: elaboración propia.

$$\text{Log(GARCH)} = -0,074793 + 0,086825 * \left| \frac{\text{RESID}(-1)}{\sqrt{\text{GARCH}(-1)}} \right| + 0,997537 * \text{Log(GARCH}(-1))$$

En este modelo se puede observar la significancia de los parámetros y la especificación de un EGARCH(1,1)⁹ que no presenta asimetría. El parámetro

⁹ La implementación de un modelo GARCH se hace necesaria porque al estimar con corrección del error, empleando Mínimos Cuadrados Ordinarios, el correlograma de los residuales al cuadrado muestra la presencia de heteroscedasticidad (Anexo 7).

DTIB indicaría que en el corto plazo la tasa interbancaria no tendría impacto sobre la de los CDT's. Por otra parte, el coeficiente de la variable RES(-1) es la velocidad de ajuste, el cual debe ser significativamente diferente de cero para que las variables estén cointegradas, así las series CDT y TIB convergen al equilibrio en el largo plazo, y la tasa de los CDT's se corrige al 2,7%. En consecuencia, el 50% de un choque sobre la tasa interbancaria es absorbido por la tasa de los CDT's en 25 días aproximadamente.

Para medir el impacto de las variables fiscales: gasto público y crédito interno neto, se corrió un modelo por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), teniendo en cuenta que la serie CDT, TIB y GASTO con frecuencia mensual son I(1) –por lo tanto se modelan en diferencias–, y que la serie Crédito Interno Neto (CREINT)¹⁰ es I(0) (Anexo 1). Se obtuvieron los siguientes resultados.

CUADRO 7
RESULTADOS DEL MODELO POR MCO
(MODELO CON VARIABLES FISCALES)

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
C	-0,061762	0,024911	-2,479306	0,0156
DCDTM(-2)	0,181275	0,078447	2,310801	0,0238
DTIBM(-1)	0,479785	0,099960	4,799749	0,0000
DGASTOSA(-2)	-0,000101	3,25E-05	-3,114074	0,0027
CREINT_SA(-2)	4,17E-05	1,74E-05	2,398383	0,0191
R-cuadrado	0,578553	Media var. dep.		-0,069414
R-cuadrado ajustado	0,554471	Desviación Estándar Var		0,223532
E.E. regresión	0,149203	Criterio Akaike		-0,902677
S. resid al cuadrado	1,558308	Criterio Schwarz		-0,748178
Log. Máxima verosimilitud	38,85040	Estadístico F		24,02364
Durbin Watson	1,754628	Probabilidad (Estadístico F)		0,000000

Fuente: elaboración propia.

En este modelo se puede observar la significancia de los parámetros y la especificación de un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios –MCO–. Su ajuste es adecuado, sin problemas de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad. Adicionalmente, el coeficiente de Theil señala un adecuado ajuste del modelo, ya que la proporción de covarianza es cercana a uno y el coeficiente a cero.

De acuerdo con la estimación anterior, un incremento del 1% en el gasto, generaría un descenso de la tasa de interés casi nulo, con un rezago de dos o

¹⁰ La serie GASTO y CREINT fue necesario desestacionalizarla, en el Anexo Gráfico A.1 se exponen las series iniciales, donde se observa la presencia de estacionalidad.

tres períodos. Por otra parte, en el crédito interno neto, es decir, desembolsos menos amortizaciones de TES, el signo es el esperado, aunque el efecto es casi nulo, puesto que cuando el gobierno realiza más desembolsos que amortizaciones, en otras palabras, disminuye la liquidez en la economía, la tasa de interés se incrementaría, con un rezago de 2 meses.

CONCLUSIONES

La muestra analizada para el caso colombiano en el período 2001-2007, no presenta evidencia empírica suficiente para soportar la idea de que las variables fiscales tienen un gran impacto sobre la tasa de mercado, presentando además un rezago de dos o tres meses para el gasto público y de dos meses para el crédito interno neto, aunque el signo es el esperado. Este resultado puede ser consecuencia de la frecuencia de la muestra (mensual) y la falta de información para construir variables con mayor periodicidad.

Al analizar en qué proporción responde la tasa interbancaria a cambios en la tasa de referencia, se encontró que existe una relación de cointegración entre la tasa de referencia y la tasa interbancaria. Así un aumento del 1% en la tasa de subasta de expansión produciría un incremento del 0,98% en la tasa interbancaria en el corto plazo. La velocidad de ajuste es estadísticamente significativa y reflejaría una corrección de la tasa interbancaria al 5%.

En el estudio efectuado entre la tasa interbancaria y la tasa de los CDT, se encontró que en el corto plazo la tasa interbancaria no tendría impacto sobre la tasa los CDT's. Sin embargo, existe una relación de cointegración entre las variables. De esta forma, a través del modelo de corrección de error se demostró que la brecha entre ambas variables se va cerrando al 2%, encontrando que un aumento del 1% en la TIB generaría un incremento del 1% en la tasa de los CDT's en el largo plazo, obteniendo el signo esperado.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abel, Amdrew y Bernanke, Ben (2003). "Macroeconomía". Madrid: Addison Wesley.
- Amaya, Carlos Andrés (2005). "Interest Rate Setting and The Colombian Monetary Transmission Mechanism". *Borradores de Economía*, 352.
- Arango, Luis Eduardo; González, Andrés; León, John Jairo y Melo, Luis Fernando (2006). "Cambios en la tasa de intervención y su efecto en la estructura a plazo de Colombia". *Borradores de Economía*, 424.
- Argandoña, Antonio (1982). *La Teoría Monetaria Moderna: de Keynes a la Década de los 80*, Segunda Edición. Barcelona: Ariel.

- Berstein, Solange y Fuentes, Rodrigo (2003). "De la tasa de política a la tasa de colocación bancaria: La industria bancaria chilena". *Revista Economía Chilena*, 6(1): 49-67.
- Brainard, William y James, Tobin (1985). "Asset Markets and Cost of Capital". En James Tobin, *Essays in Economics, Theory and Policy*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Chumpitaz, Carlos (2006). "El *Pass-through* de Tasas de Interés en el Perú: El Enfoque de Datos de Panel Dinámico". Trabajo presentado en XXII Jornadas Anuales de Economía, 6 de agosto de 2007, Uruguay.
- De Fiore, F. (1998). "Transmission of Monetary Policy in Israel". *Working Papers*, 98/114. Fondo Monetario Internacional.
- Engle, Robert (1982). "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variante of United Kingdom inflation". *Econometrica*, 50(4): 987-1006.
- Engle, Robert y Granger, Clive (1987). "Co-integration and Error Correction: Representación, Estimación and Testing". *Econometrica*, 55: 251-76.
- Jalil, Munir. (2005). "Algunos comentarios sobre la transmisión de la política monetaria y el canal de crédito". *Reportes del emisor*, 77, Banco de la República, Bogotá.
- Johnston, Jack y Dinardo, John (1997). "Econometric Methods". Fourth Edition. New York: McGraw-Hill.
- Hicks, John (1937). "Mr. Keynes and the 'classics': A suggested interpretation", *Econometrica*, 5: 74-86.
- Hubbard, Robert (1995). "Is There a 'Credit Channel' for Monetary Policy?". *Review Federal Reserve Bank of St. Louis*, 77 (3): 63-77.
- Huertas, Carlos, Jalil Munir, Orlarte Sergio y Romero, José Vicente (2005). "Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia". *Borradores de Economía*, 351.
- Loveday, James; Molina, Oswaldo. y Rivas-Llosa, Roddy. (2004). "Mecanismos de transmisión de la política monetaria y el impacto de una devaluación en el nivel de las firmas". *Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Melo, Luis Fernando y Becerra, Oscar (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*, 366.
- Melo, Luis Fernando y Riascos, Álvaro (2004). "Sobre los Efectos de la Política Monetaria en Colombia". *Borradores de Economía*, 281.
- Mendoza, Enrique y Oviedo, P. Marcelo (2005). "Fiscal solvency and macroeconomic uncertainty in emerging markets: the tale of the tormented insurer". *Econometric society*, 2004 North American Summer Meetings 647.
- Mies, Verónica; Morandé, Felipe y Tapia, Matías (2002). "Política monetaria y mecanismos de transmisión". Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
- Nieto, Adriana (2006). "Endeudamiento *vs.* *Spreads*. Inflación objetivo en Colombia ¿susceptible a la dependencia fiscal?", tesis de Maestría, Facultad de Economía, Universidad de los Andes, Bogotá.
- Patinkin, Don. (1956). "Money, Interest, and Prices: An Integration of Monetary and Value Theory". New York: Row, Peterson and Company.
- Rowland, Peter (2006). "The 90-Day DTF Interest Rate: Why Does It Remain Constant?". *Borradores de Economía*, 371.
- Villalobos, Lorely, Torres, Carlos y Madrigal Jorge (1999). *Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria: Marco Conceptual*. Banco Central de Costa Rica, Abril.

ANEXO 1

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Serie en niveles	Tipo de Test	Hipótesis Nula	Estadístico	Valor crítico 1/
SUBASTAEXP	KPSS con tendencia e intercepto	Estacionariedad	0,664107	0,146000
SUBASTAEXP	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante 2/	No estacionariedad	0,016944	-1,941024
TIB	KPSS con tendencia e intercepto	Estacionariedad	0,626172	0,146000
TIB	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	-0,037771	-1,941024
CDT	KPSS con tendencia e intercepto	Estacionariedad	0,805019	0,146000
CDT	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	0,859894	-1,941024
CDT mensual	KPSS con tendencia e intercepto	Estacionariedad	0,215943	0,146000
CDT mensual	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	-0,390225	-1,945139
TIB mensual	KPSS con tendencia e intercepto	Estacionariedad	0,171489	0,146000
TIB mensual	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	-0,888349	-1,945139
CREINT	KPSS con intercepto	Estacionariedad	0,132144	0,463000
CREINT	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	-7,539355	-1,945081
GASTO	KPSS con tendencia e intercepto	Estacionariedad	0,158879	0,146000
GASTO	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	4,343469	-1,945823

Fuente: elaboración propia.

1/ Se tomó el valor crítico al 5%.

2/ Se tomó el criterio de Schwarz para establecer la longitud del rezago. El máximo número de rezagos usado fue 11.

ANEXO 2 ELECCIÓN DE REZAGOS (TIB SUBASTAEXP)

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0,114445	3,508094	3,514889	3,510619
1	13022,61	2,97E-05	-4,749916	-4,729532*	-4,742342
2	6,204324	2,97E-05	-4,748791	-4,714817	-4,736167
3	16,83782	2,95E-05	-4,754436	-4,706872	-4,736762
4	13,57188	2,94E-05	-4,758014	-4,696860	-4,735291
5	29,62362	2,90E-05	-4,771840	-4,697097	-4,744067
6	22,85318*	2,87E-05*	-4,781367*	-4,693034	-4,748544*

Fuente: elaboración propia.

LR: Ratio de probabilidad (cada test al 5%)

FPE: Error Final de Predicción

AIC: Criterio de información de Akaike

SC: Criterio de información de Schwarz

HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn

Según el criterio de Akaike, Schwarz, predicción del error y LR se escogen seis rezagos. Esto equivale a cinco rezagos para la prueba de cointegración y el VEC.

ANEXO 3 ENGLE-GRANGER (TIB SUBASTAEXP)

Se corre el modelo $y_t = \beta_0 + \beta_1 + \varepsilon_t$ por MCO, donde se obtiene:

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
SUBASTAEXP	0,985726	0,000767	1284,810	0,0000
R-cuadrado	0,979960	Media var. dep.		7,222592
R-cuadrado ajustado	0,979960	Desv. Estand. Var		1,619398
E.E. regresión	0,229248	Criterio Akaike		-0,107397
S. resid al cuadrado	83,24628	Criterio Schwarz		-0,104010
Log. Máxima verosim.	86,11235	Durbin Watson		0,147457

Fuente: elaboración propia.

Se considera un modelo de autoregresión para los residuales obtenidos:
 $\Delta \hat{\varepsilon}_t = a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$.

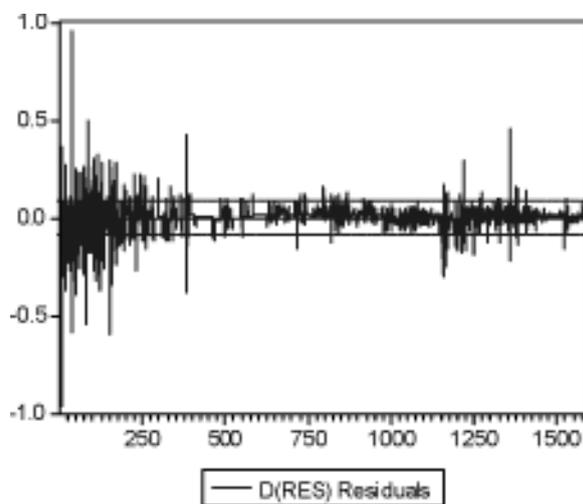
Si no se puede rechazar la hipótesis nula de que $a_1=0$, se puede concluir que los residuales contienen raíces unitarias y, por lo tanto, las series no están cointegradas; sin embargo, el rechazo de la hipótesis nula implica que los residuales son estacionarios (Engle 1982).

VARIABLE DEPENDIENTE: D(RES)

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
RES(-1)	-0,088049	0,009396	-9,370917	0,0000
R-cuadrado	0,052464	Media var. dep.		-0,000873
R-cuadrado ajustado	0,052464	Desv. Estand. Var		0,088055
E.E. regresión	0,085714	Criterio Akaike		-2,074972
S. resid al cuadrado	11,63011	Criterio Schwarz		-2,071583
Log. Máxima verosim.	1644,377	Durbin Watson		1,818477

Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO DE LOS RESIDUALES



Fuente: elaboración propia.

ANEXO 4
CORRELOGRAMA DE ERRORES AL CUADRADO ESTIMANDO
POR MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (TIB SUBASTAEXP)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.279	0.279	123.24	0.000
		2	0.206	0.139	190.42	0.000
		3	0.104	0.017	207.52	0.000
		4	0.068	0.012	214.84	0.000
		5	0.063	0.030	221.12	0.000
		6	0.035	0.000	223.03	0.000
		7	0.034	0.012	224.91	0.000
		8	0.070	0.056	232.72	0.000
		9	0.059	0.024	238.35	0.000
		10	0.067	0.029	245.55	0.000
		11	0.151	0.122	281.76	0.000
		12	0.095	0.015	296.18	0.000
		13	0.112	0.042	316.17	0.000
		14	0.116	0.058	337.80	0.000
		15	0.041	-0.036	340.43	0.000
		16	0.077	0.038	349.94	0.000
		17	0.075	0.041	358.93	0.000
		18	0.065	0.015	365.72	0.000
		19	0.074	0.023	374.53	0.000
		20	0.091	0.050	387.68	0.000
		21	0.070	0.007	395.56	0.000
		22	0.058	-0.011	400.88	0.000
		23	0.065	0.028	407.77	0.000
		24	0.051	-0.003	411.99	0.000
		25	0.088	0.039	424.49	0.000
		26	0.053	0.006	429.04	0.000
		27	0.046	-0.011	432.43	0.000
		28	0.071	0.031	440.58	0.000
		29	0.043	-0.003	443.59	0.000
		30	0.250	0.229	544.30	0.000
		31	0.312	0.214	701.99	0.000
		32	0.155	-0.041	740.66	0.000
		33	0.171	0.051	787.99	0.000
		34	0.088	-0.011	800.54	0.000
		35	0.077	0.002	810.12	0.000
		36	0.077	0.027	819.77	0.000

Fuente: elaboración propia.

ANEXO 5 ELECCIÓN DE REZAGOS (CDT TIB)

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	3,562362	6,946178	6,952973	6,948703
1	13360,66	0,000745	-1,526329	-1,505944	-1,518754
2	264,6109	0,000633	-1,689376	-4,714817	-4,736167
3	197,5867	0,000561	-1,810001	-1,762437	-1,792327
4	253,4109	0,000480	-1,966342	-1,905189	-1,943619
5	225,4383	0,000418	-2,105050	-2,030307*	-2,077277*
6	9,819725*	0,000417*	-2,106254*	-2,017921	-2,073432

Fuente: elaboración propia.

LR: Ratio de probabilidad (cada test al 5%)

FPE: Error Final de Predicción

AIC: Criterio de información de Akaike

SC: Criterio de información de Schwarz

HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn

Según el criterio de Akaike, predicción del error y LR se escogen seis rezagos. Según los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn se escogen cinco rezagos. Esto equivale a cinco rezagos para la prueba de cointegración y el VEC.

ANEXO 6 ENGLE-GRANGER (CDT TIB)

Se corre el modelo $y_t = \beta_0 + \beta_1 + \varepsilon_t$ por MCO, donde se obtiene:

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
TIB	1,137017	0,004078	278,8355	0,0000
R-cuadrado	0,649928	Media var. dep.		8,255276
R-cuadrado ajustado	0,649928	Desv. Estand. Var		2,030917
E.E. regresión	1,201631	Criterio Akaike		3,205867
S. resid al cuadrado	2287,163	Criterio Schwarz		3,209254
Log. Máxima verosim.	-2539,649	Durbin Watson		0,062584

Fuente: elaboración propia.

Se considera un modelo de autoregresión para los residuales obtenidos:
 $\Delta \hat{\varepsilon}_t = a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$.

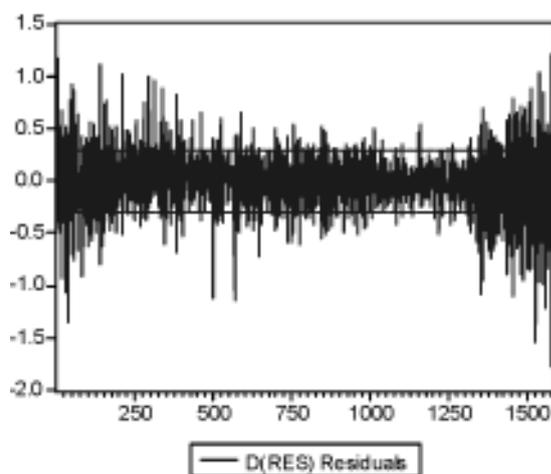
Si no se puede rechazar la hipótesis nula de que $a_1=0$, se puede concluir que los residuales contienen raíces unitarias y, por lo tanto, las series no están cointegradas; sin embargo, el rechazo de la hipótesis nula implica que los residuales son estacionarios (Engle 1982).

VARIABLE DEPENDIENTE: D(RES)

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
RES(-1)	-0,088049	0.009396	-9.370917	0.0000
R-cuadrado	0.052464	Media var. dep.		-0.000873
R-cuadrado ajustado	0.052464	Desv. Estand. Var		0.088055
E.E. regresión	0.085714	Criterio Akaike		-2.074972
S. resid al cuadrado	11.63011	Criterio Schwarz		-2.071583
Log. Máxima verosim.	1644.377	Durbin Watson		1.818477

Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO DE LOS RESIDUALES



Fuente: elaboración propia.

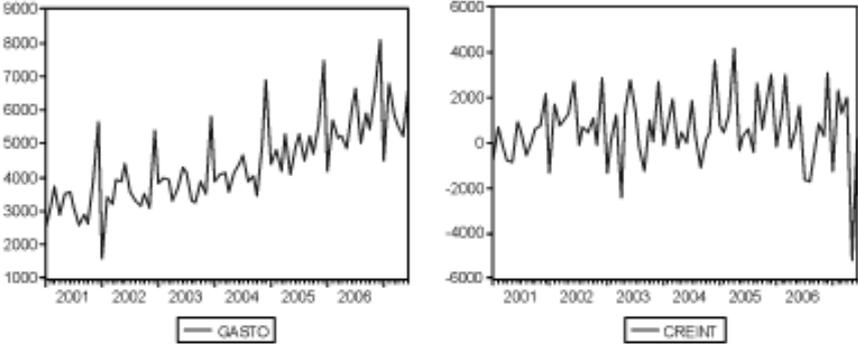
ANEXO 7

CORRELOGRAMA DE ERRORES AL CUADRADO ESTIMANDO POR MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (CDT TIB)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.204	0.204	65.925	0.000
		2	0.133	0.096	94.034	0.000
		3	0.138	0.099	124.20	0.000
		4	0.185	0.139	178.37	0.000
		5	0.173	0.103	225.51	0.000
		6	0.101	0.020	241.70	0.000
		7	0.101	0.033	257.79	0.000
		8	0.183	0.118	310.80	0.000
		9	0.235	0.153	398.73	0.000
		10	0.176	0.075	448.05	0.000
		11	0.128	0.031	474.26	0.000
		12	0.174	0.077	522.56	0.000
		13	0.106	-0.026	540.50	0.000
		14	0.173	0.076	587.94	0.000
		15	0.164	0.069	630.55	0.000
		16	0.121	0.012	653.81	0.000
		17	0.097	-0.021	668.96	0.000
		18	0.172	0.066	715.96	0.000
		19	0.141	0.014	747.61	0.000
		20	0.125	0.010	772.37	0.000
		21	0.157	0.065	811.93	0.000
		22	0.143	0.033	844.50	0.000
		23	0.154	0.028	862.36	0.000
		24	0.117	-0.011	904.33	0.000
		25	0.096	-0.005	919.17	0.000
		26	0.116	0.006	940.76	0.000
		27	0.177	0.074	990.90	0.000
		28	0.229	0.134	1074.9	0.000
		29	0.094	-0.040	1089.1	0.000
		30	0.127	0.003	1115.0	0.000
		31	0.185	0.076	1170.1	0.000
		32	0.120	-0.028	1193.4	0.000
		33	0.134	0.022	1222.3	0.000
		34	0.129	0.049	1249.0	0.000
		35	0.143	0.027	1281.8	0.000
		36	0.208	0.070	1351.3	0.000

Fuente: elaboración propia.

VARIABLES DE GASTO PÚBLICO Y CRÉDITO INTERNO NETO
(NO DESESTACIONALIZADAS)



Fuente: elaboración propia.