

## CAPÍTULO 4

### DATOS Y RESULTADOS

En este capítulo se incluye en la descripción y el análisis estadístico de los datos a utilizar para cumplir con los objetivos de este trabajo de investigación. De la misma manera, se presentan los resultados de las estimaciones econométricas.

#### 4.1 Datos

La autenticidad y confiabilidad de los resultados de la estimación de cualquier modelo econométrico dependen principalmente de los datos empleados para generarlos. La base de datos requerida para cumplir los fines del presente trabajo proviene directamente del Banco de México, máxima autoridad monetaria en el país.

Sin embargo, al utilizar únicamente las observaciones correspondientes a los CETES, se reduce significativamente los plazos al vencimiento disponibles. La madurez de los CETES abarcan los plazos de 28, 91, 182 y 364 días. Estos datos provienen del vector de precios gubernamentales (*on the run*) que publica el Banco de México diariamente en su página de internet.

Para la valuación, a precios de mercado, de los instrumentos que emite el Banco de México se determinan los precios limpio y sucio de cada instrumento como un promedio ponderado<sup>1</sup> de los precios de valuación que le son proporcionados a la institución central por los siguientes proveedores de precios: Algorithmics-Valmer y Proveedora Integral de Precios S.A. de C.V. De esta manera, se genera un vector de precios para cada instrumento diariamente<sup>2</sup>.

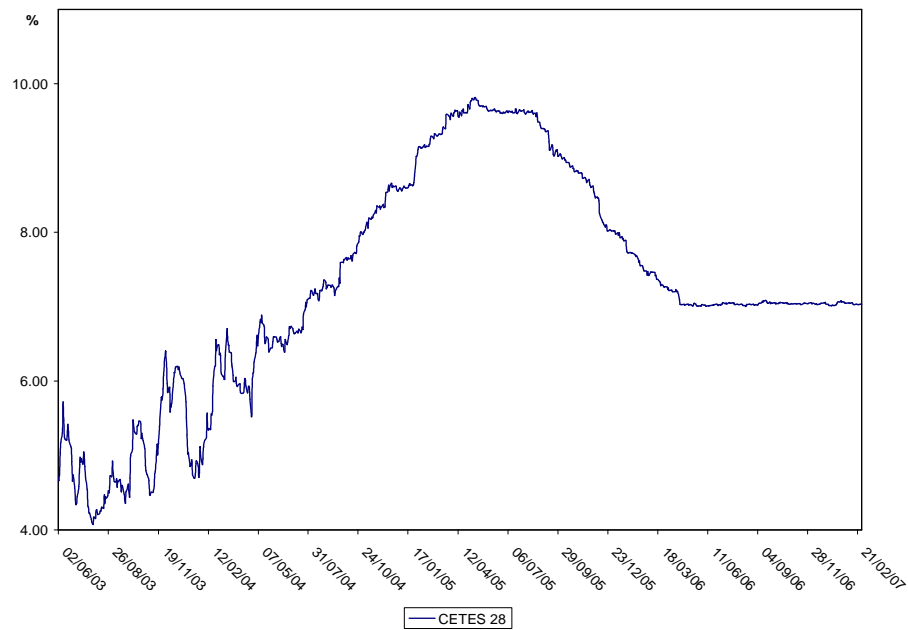
---

<sup>1</sup> Los pesos empleados son aleatorios y se normalizan para garantizar que los precios de valuación del Banco Central se encuentren entre el mayor y el menor de entre las valuaciones de los proveedores.

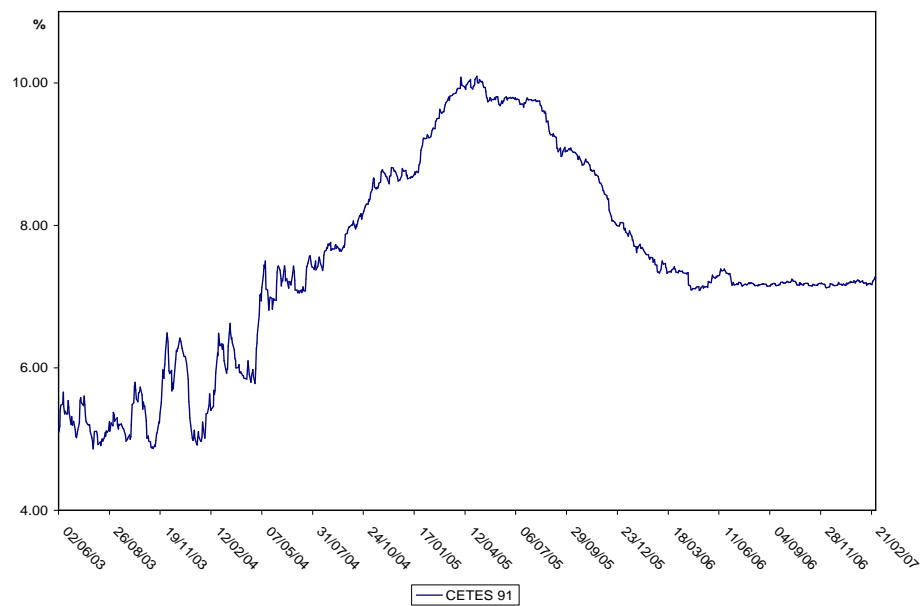
<sup>2</sup> En el Apéndice A se presenta la metodología utilizada por el Banco de México para la valuación de instrumentos gubernamentales.

El periodo de estudio involucra información del 2 de Junio de 2003 al 28 de Febrero de 2007, con una frecuencia diaria, con lo cual se tienen 952 observaciones para cada plazo al vencimiento de los CETES.

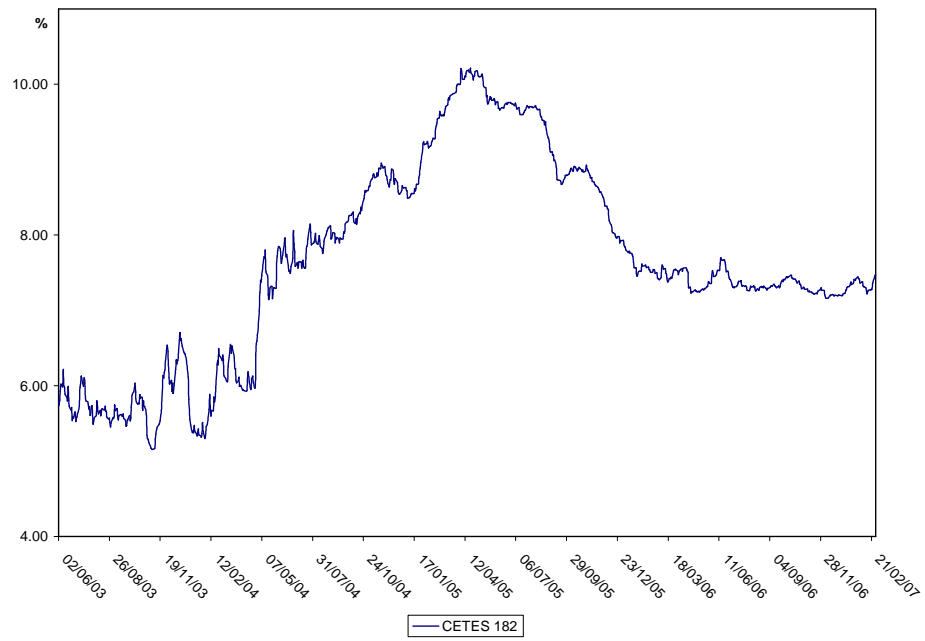
En las figura 4.1 (a,b,c y d) se encuentra la evolución de los rendimientos de los CETES 28, 91, 182 y 364 días durante el periodo considerado para este trabajo.



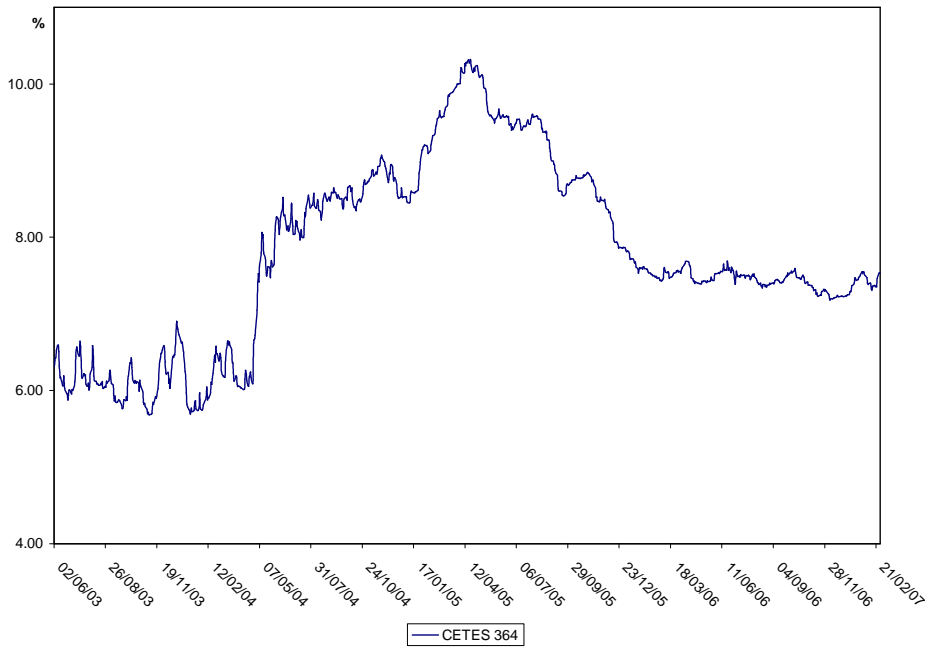
**Figura 4.1 a Rendimientos CETES 28**



**Figura 4.1 b Rendimientos CETES 91**



**Figura 4.1 c Rendimientos CETES 182**



**Figura 4.1 d Rendimientos CETES 364**

En los cuatro casos resulta sobresaliente el crecimiento de las tasas a partir del segundo trimestre de 2004 concluyendo esta escalada en el segundo trimestre de 2005. Esta alza en las tasas de interés fue producto de la contracción en la economía de los Estados Unidos y el aumento de su tasa de referencia ante expectativas desfavorables, lo cual se reflejó en tasas de interés más altas en México, como había ocurrido en alguna medida tiempo atrás.

Además, el ajuste de las tasas de interés en México es también producto de las modificaciones en el “corto” que llevó a cabo el Banco de México para controlar y reducir la inflación que existió durante este periodo con el fin de lograr la convergencia a la meta de inflación<sup>3</sup>.

A partir del tercer trimestre de 2005, esta tendencia alcista se revierte debido a: la reducción de las expectativas inflacionarias, aún a pesar de que los precios del petróleo seguían su senda de crecimiento; y a la favorable evolución de la economía mundial. Este decrecimiento en las tasas concluye a fines del primer trimestre de 2006 debido a que los principales bancos centrales incrementaron su tasa de referencia, manteniéndose estables las tasas de interés hasta la fecha.

#### **4.1.1 Estadística descriptiva**

Después de haber representado la evolución de los datos gráficamente a continuación se realizará un estudio de los mismos. En la tabla 4.1 se resumen las principales propiedades estadísticas de los datos utilizados en este estudio por plazo de vencimiento del instrumento.

---

<sup>3</sup> La totalidad del incremento de la inflación se debió al componente no subyacente, donde destaca el alza en el precio de algunos productos agropecuarios y sobretodo, el aumento en el precio de los energéticos que se tuvo en este periodo.

**Tabla 4.1** Estadística Descriptiva

	<b>Cetes 28</b>	<b>Cetes 91</b>	<b>Cetes 182</b>	<b>Cetes 364</b>
<b>Media</b>	7.281145	7.490536	7.643063	7.778279
<b>Desv. Est.</b>	1.519716	1.445498	1.321449	1.20223
<b>Mediana</b>	7.051627	7.291241	7.513497	7.561044
<b>Coef. Var.</b>	.2087194	.1929765	.1728952	.1545625
<b>Asimetría</b>	-0.1407477	-0.0108806	0.0389623	0.0726031
<b>Curtosis</b>	2.28266	2.176202	2.200539	2.146284
<b>Máximo</b>	9.814407	10.0902	10.21306	10.31931
<b>Mínimo</b>	4.07289	4.865235	5.155342	5.682309

Fuente: Elaboración Propia

De acuerdo con los resultados de la media para cada uno de los instrumentos, se observa que ésta aumenta conforme el tiempo de madurez de éstos es mayor. En este sentido, es posible considerar la existencia de un premio por madurez<sup>4</sup> que se encuentra relacionado con el plazo de vencimiento, entre mayor sea el periodo de madurez de un instrumento se espera que mayor sea la tasa que paga éste con el fin de compensar las posibles fluctuaciones del entorno financiero. Asimismo, la mediana de los cuatro instrumentos aumenta gradualmente en relación a la madurez de éstos, confirmando la presencia de una prima.

Con respecto a la desviación estándar, los instrumentos de menor plazo presentan una mayor dispersión en los rendimientos, este comportamiento va de acuerdo a lo que se ha visto en hechos estilizados<sup>5</sup>: las tasas de largo plazo son menos volátiles y más persistentes que las de corto plazo. Tomando en cuenta el coeficiente de

<sup>4</sup> Estos resultados apoyan la teoría de la preferencia por la liquidez desarrollada por Hicks (1946), donde considera la existencia de un premio por madurez positivo (este premio es considerado también como un premio por riesgo o una prima por liquidez).

<sup>5</sup> Diebold y Li (2003) apuntan esta situación. Generalmente las tasas de interés de corto plazo son más volátiles que las de largo plazo debido a que estas últimas reflejan expectativas y las de corto plazo asumen factores coyunturales.

variación (la desviación estándar entre la media) se observa menor dispersión con respecto a la media en los instrumentos de mayor plazo.

En cuanto al coeficiente de asimetría se nota que para los dos primeros instrumentos existe un ligero sesgo negativo, es decir, una mayor concentración de los valores se sitúa a la izquierda de la media. Por el contrario, para los CETES 182 y 364 el sesgo es positivo. El coeficiente de curtosis analiza el grado de concentración que presentan los valores alrededor de la zona central de la distribución, y conforme a la tabla 4.1, la distribución es platicúrtica ya que se presenta un reducido grado de concentración alrededor de los valores centrales.

En el apéndice B de este trabajo se encuentra la estadística descriptiva mensual de los datos para los cuatro instrumentos. Examinando estos resultados, resaltan los meses con mayor volatilidad, entre Octubre de 2003 y Abril de 2004. Fue precisamente dentro de este periodo que se presentaron aumentos notables en la inflación acumulada. Igualmente, en Enero, Mayo y Diciembre de 2005 se detecta un incremento en la volatilidad de los rendimientos, sobretodo en los CETES de 182 y 364. Estos periodos de alta volatilidad pueden llegar a repercutir en el ajuste de la curva de rendimiento a través del modelo de Nelson y Siegel.

## **4.2 Resultados**

En esta sección se presentan los resultados de las diversas estimaciones econométricas que son necesarias para cumplir con el objetivo de este trabajo. Primeramente, se presentarán los resultados correspondientes a la estimación de las diversas estructuras temporales de las tasas de interés utilizando el modelo de Nelson y Siegel, presentado en el capítulo anterior. Debido a que existen solamente cuatro diferentes plazos al vencimiento de los instrumentos CETES de manera diaria, éstos no

son suficientes para lograr una sólida estimación, por tanto la información es agregada, lo que implica realizar estimaciones de la ETTI promedio mensual.

Además, se incluyen los resultados de las estimaciones de la ETTI con el modelo Nelson y Siegel más una variable que capta la variación en el régimen de saldos diarios (corto) para los meses en los cuales el Banco de México modificó su postura monetaria; todo esto con el fin de observar el impacto de cambios en el “corto” sobre la ETTI promedio mensual y conocer la efectividad de la política monetaria.

Una vez que se obtienen los parámetros  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  del modelo Nelson y Siegel para cada una de las ETTI's mensuales, éstos conformarán una nueva serie de tiempo. Estas tres nuevas bases de datos serán utilizadas, para modelar el comportamiento de los tres parámetros de dicho modelo a través del tiempo mediante procesos autorregresivos con media móvil (ARMA), siguiendo el trabajo de Diebold y Li (2003). Para cumplir con uno de los objetivos de este trabajo, se incluirán en este ejercicio variables que capturen variaciones en el “corto”, con el fin de conocer el efecto de dicha política sobre cada uno de los parámetros.

#### **4.2.1 Estimación de las ETTI's mensuales**

Como se ha mencionado anteriormente, utilizando el modelo parsimonioso de Nelson y Siegel (ecuación 3.9) se obtuvieron las 45 estructuras temporales de tasas de interés mensuales correspondientes al periodo de Junio de 2003 a Febrero de 2007.

$$R(m) = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{1 - e^{-m/\tau}}{m/\tau} \right) + \beta_2 \left( \frac{1 - e^{-m/\tau}}{m/\tau} - e^{-m/\tau} \right) \quad (3.9)$$

Las estimaciones fueron realizadas mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), siguiendo la práctica estándar de los autores, por su simplicidad y

conveniencia, además de que aumenta la confianza de los estimadores porque se deja atrás el problema de la elección de los criterios iterativos de optimización. Cabe recalcar que estos parámetros pueden también ser estimados mediante el método de Mínimos Cuadrados No Lineales.

Para poder utilizar el método MCO, es necesario asignar valores al parámetro  $\tau$  para llevar a cabo la estimación. De esta manera, para lograr conseguir el valor del parámetro  $\tau$  que muestre el mejor ajuste posible, se hizo variar a éste de uno en uno comenzando con el valor 5 hasta el 250. El criterio para elegir la “ $\tau$ ” óptimo fue el de la  $R^2$  ajustada<sup>6</sup>. Se eligió la  $R^2$  ajustada más alta, considerándola cuando la diferencia entre éstas era menor a 0.001.

En la tabla 4.2 se encuentran los resultados de los parámetros correspondientes a las 45 estructuras temporales. De la misma manera, se incluyen los errores estándar robustos de White<sup>7</sup> en paréntesis, así como la  $\tau$  óptima y la  $R^2$  ajustada.

Entre los meses de Noviembre de 2003 y Abril de 2004, se visualiza una caída en el ajuste de la estructura temporal siendo en este periodo cuando se presentaron cambios notables en la inflación acumulada. También resaltan algunos meses como Noviembre y Diciembre de 2005 y Febrero de 2006 donde la  $R^2$  ajustada es menor a 0.10.

---

<sup>6</sup> Debido a que el número de observaciones varía de mes en mes, se optó por utilizar la  $R^2$  ajustada en vez de la  $R^2$ . Además, como van a ser comparados los resultados de estas estimaciones con las que incluyen la variación del “corto”, se decidió ocupar la  $R^2$  ajustada ya que es menos sensible al aumento en el número de variables explicativas.

<sup>7</sup> Al realizar las estimaciones se aplicó la prueba de White para detectar problemas de heteroscedasticidad. En cerca de la mitad de los casos existe evidencia de heteroscedasticidad. Por este motivo, se decidió incluir errores estándar robustos a la heteroscedasticidad para hacer válidos los estadísticos de prueba de los MCO.



**Tabla 4.2** Resultados estimaciones ETTI's mensuales

Mes	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\tau$	$R^2$ Ajustada
Jun-03	6.618796* (0.067756)	-1.114848* (0.168857)	-3.21906* (0.417941)	33	0.79089
Jul-03	6.857051* (0.142096)	-2.706395* (0.122485)	-0.00073 (0.471223)	78	0.867837
Ago-03	6.922537* (0.102313)	-2.945462* (0.083937)	-0.023802 (0.271474)	88	0.969585
Sep-03	6.315153* (0.054198)	-1.93594* (0.063679)	-1.248622* (0.245574)	41	0.943958
Oct-03	6.636973* (0.133330)	-1.577615* (0.112810)	-1.130802** (0.476124)	70	0.668015
Nov-03	6.548246* (0.286652)	-1.608985* (0.233543)	-0.952441 (0.960226)	84	0.356676
Dic-03	6.803644* (0.167709)	-0.792145* (0.136688)	-0.621109 (0.480802)	80	0.329759
Ene-04	6.435528* (0.141783)	-1.45761* (0.128910)	-1.46263* (0.537979)	68	0.57117
Feb-04	8.508907* (1.729515)	-2.887614*** (1.614636)	-2.758718 (2.846881)	250	0.164145
Mar-04	6.551578* (0.099965)	-0.196812** (0.086939)	-0.896402** (0.348472)	60	0.07974
Abr-04	6.359774* (0.077990)	-0.30968* (0.096274)	-0.907171* (0.399268)	35	0.246472
May-04	7.94176* (0.117889)	-1.631125* (0.093474)	-0.198101 (0.399419)	58	0.787848
Jun-04	8.757904* (0.078262)	-2.569121* (0.063070)	-0.016151 (0.234140)	75	0.961619
Jul-04	8.78242* (0.080759)	-2.111704* (0.076332)	-1.988372* (0.342497)	47	0.898477
Ago-04	9.130249* (0.058897)	-2.025693* (0.045888)	-1.617732* (0.196189)	67	0.95473
Sep-04	10.03713* (0.447740)	-2.812041* (0.413623)	-0.002974 (0.760603)	234	0.930601
Oct-04	8.772491* (0.066060)	-1.230252* (0.059453)	-0.008243 (0.228107)	66	0.846665
Nov-04	8.997826* (0.031730)	-0.711206* (0.264689)	-1.517899* (0.534626)	17	0.832729
Dic-04	8.786215* (0.025630)	1.410988 (2.488662)	-2.6747 (2.849373)	7	0.450488
Ene-05	8.56393* (0.051023)	-0.483422* (0.140407)	1.341941* (0.416885)	22	0.085806
Feb-05	9.236481* (0.043284)	-0.415558* (0.066317)	0.798723* (0.269251)	28	0.214886
Mar-05	9.772922* (0.044888)	-1.114184* (0.133648)	1.03333* (0.376597)	22	0.593076
Abr-05	10.27548* (0.034269)	-0.956552* (0.025282)	0.452065* (0.117991)	48	0.933337

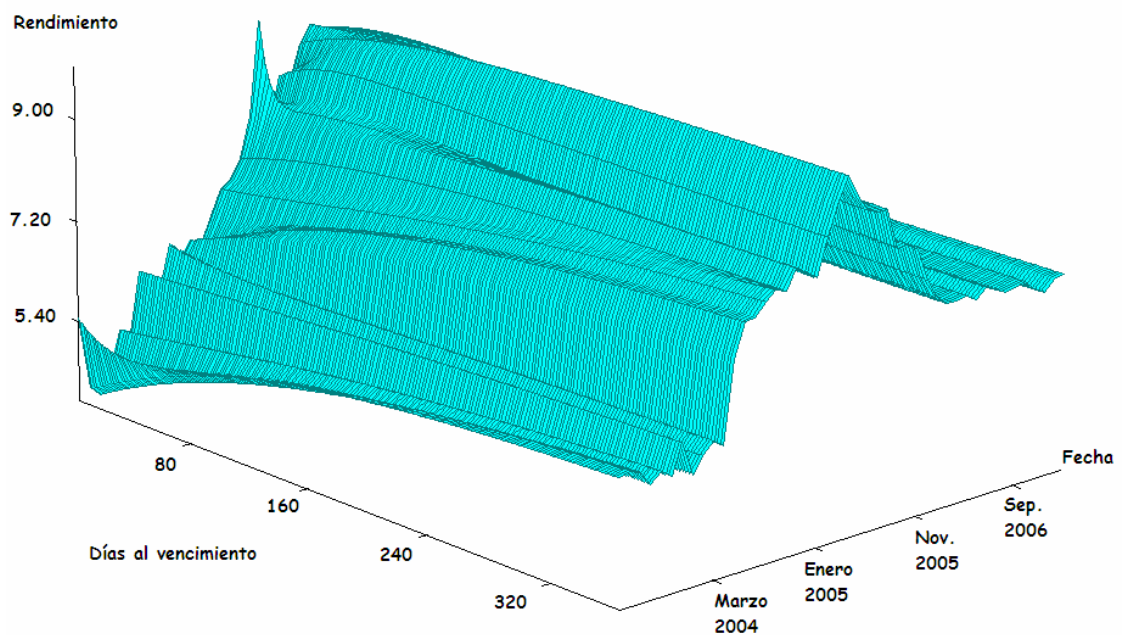
**Tabla 4.2** (Continuación)

Mes	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\tau$	$R^2$ Ajustada
May-05	6.904586* (0.672715)	2.722659* (0.655862)	5.012374* (0.967690)	250	0.240535
Jun-05	9.14166* (0.041538)	0.342661* (0.034749)	1.508056* (0.095969)	78	0.7561
Jul-05	9.108368* (0.026468)	0.365249* (0.020774)	1.497617* (0.080453)	70	0.852296
Ago-05	9.311468* (0.055625)	0.114499** (0.043594)	0.953507* (0.236114)	44	0.21146
Sep-05	8.57285* (0.049516)	0.153341 (0.130848)	2.056978* (0.365763)	24	0.608808
Oct-05	8.633884* (0.021109)	0.147382* (0.0233048)	0.928316* (0.132273)	41	0.620926
Nov-05	8.53725* (0.066522)	0.127881** (0.052486)	0.393858*** (0.231580)	55	0.066555
Dic-05	7.5803* (0.824787)	0.61233 (0.787359)	0.437836 (1.272682)	250	0.050921
Ene-06	8.843734* (0.5149)	-0.869222*** (0.489841)	-2.331402* (0.828504)	250	0.337989
Feb-06	7.511621* (0.025184)	0.109363* (0.047291)	0.004416 (0.158609)	40	0.091422
Mar-06	7.574998* (0.015438)	0.218828** (0.095890)	-1.119628* (0.191124)	19	0.472796
Abr-06	7.679292* (0.036051)	-0.306767* (0.080642)	-1.212064* (0.262985)	28	0.654539
May-06	7.57812* (0.016227)	-0.552052* (0.015832)	-0.704468* (0.088753)	39	0.907723
Jun-06	7.691805* (0.015077)	-0.350162** (0.087958)	-1.671708* (0.182741)	16	0.929646
Jul-06	7.776792* (0.019783)	-0.781054* (0.015555)	-0.524725* (0.053672)	74	0.977495
Ago-06	7.531846* (0.018202)	-0.564221* (0.011805)	-0.349168* (0.053611)	48	0.957831
Sep-06	7.568222* (0.011823)	-0.411607* (0.013710)	-0.968947* (0.058132)	30	0.959342
Oct-06	7.607404* (0.013619)	-0.235071* (0.026981)	-1.530812* (0.094822)	22	0.947466
Nov-06	7.354783* (0.011202)	-0.194583* (0.028620)	-0.715616* (0.090747)	19	0.929868
Dic-06	7.239169* (0.004731)	0.759649** (0.230158)	-1.646276* (0.285262)	8	0.927918
Ene-07	7.475914* (0.026804)	-0.31023* (0.040240)	-0.903707* (0.166907)	22	0.790132
Feb-07	7.527432* (0.027674)	-0.559363* (0.019275)	-0.34859* (0.105235)	40	0.862545

Fuente: Elaboración Propia

\*, \*\* y \*\*\* significativos al 1%, 5% y 10% respectivamente

La figura 4.2 muestra la evolución de la ETTI promedio mensual estimada con el modelo de Nelson y Siegel. Durante el periodo de estudio se ha registrado un alza generalizada en las tasas entre Abril de 2005 y Noviembre de ese año. Asimismo, se observa un descenso en dichas tasas, llegando a estabilizarse a partir de Mayo de 2006 hasta la fecha.



**Figura 4.2** Evolución de la ETTI promedio mensual estimada  
(Junio 2003 – Febrero 2007)

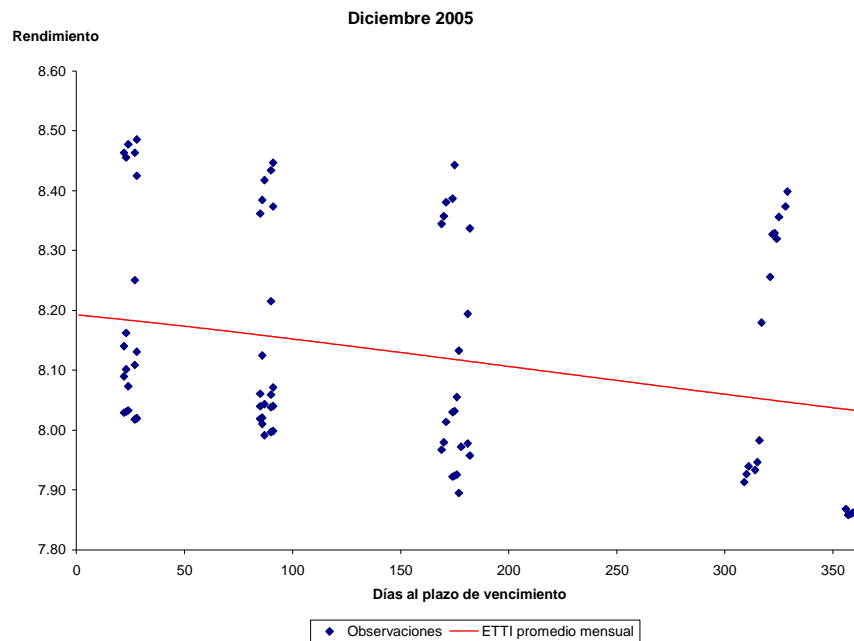
Hay que considerar que se tratan de estimaciones promedio mensuales, lo cual implica la posibilidad de un mal ajuste de la curva de rendimiento. Esta situación se debe a que se tienen diversas observaciones de un mismo instrumento de manera diaria a lo largo de un mes, por lo cual puede ocurrir una alta dispersión de los datos: las condiciones no son las mismas a principio de mes, durante y al final del mismo.

Las tasas de interés se ven afectadas por un sinnúmero de variables que influyen en el comportamiento de las mismas, por lo que si existe al menos un evento de relevancia

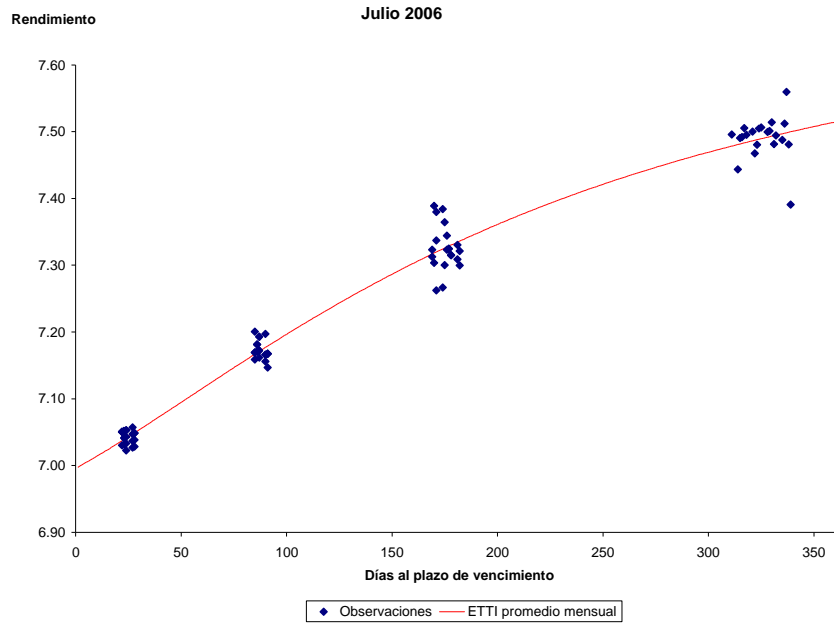
que logre afectar a dichas tasas a lo largo del mes, existirá una gran variación en los datos, lo cual reducirá el poder de ajuste del modelo de Nelson y Siegel.

Por otra parte, sobresalen las estimaciones a partir de Mayo de 2006 hasta Febrero de 2007, donde como se había mencionado en el apartado anterior, se ha mantenido una gran estabilidad en las tasas de interés, mismo que se refleja en altos niveles de ajuste del modelo paramétrico.

Las figuras 4.3 y 4.4 corresponden a las ETTI's de Diciembre de 2005 y Julio de 2006 respectivamente, los meses donde se perciben el peor y el mejor ajuste del modelo. En éstas es posible observar que entre mayor sea la dispersión de los datos a lo largo del mes, menor será el ajuste de la curva de rendimiento a través del modelo de Nelson y Siegel.

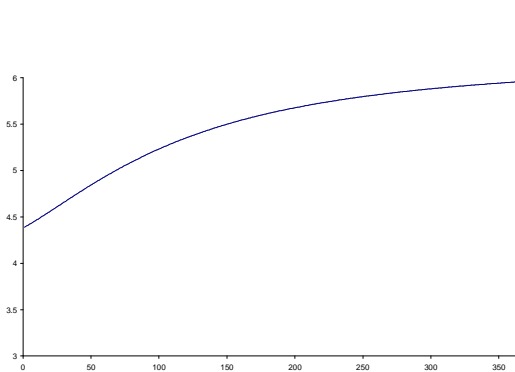


**Figura 4.3** ETTI promedio mensual Diciembre 2005

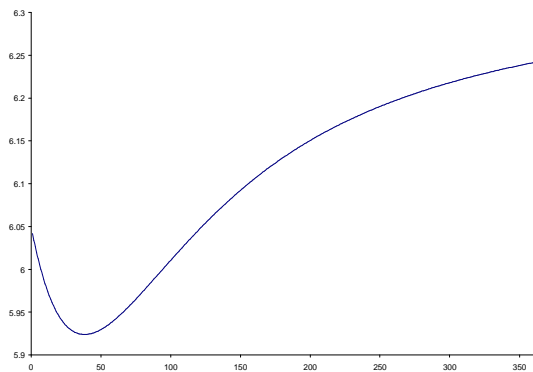


**Figura 4.4** ETTI promedio mensual Julio 2006

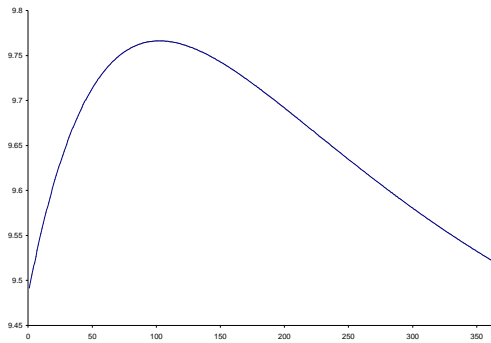
Ya se ha comentado anteriormente que las ETTI's generalmente se encuentran asociadas a formas: monótonas, jorobadas o en S. Se han seleccionado algunas estructuras temporales estimadas a manera de ejemplo para mostrar la capacidad del modelo de Nelson y Siegel de captar estas características. En la figura 4.5 (a, b, c y d) se presentan cuatro diferentes formas que puede adoptar la ETTI a través del modelo de Nelson y Siegel.



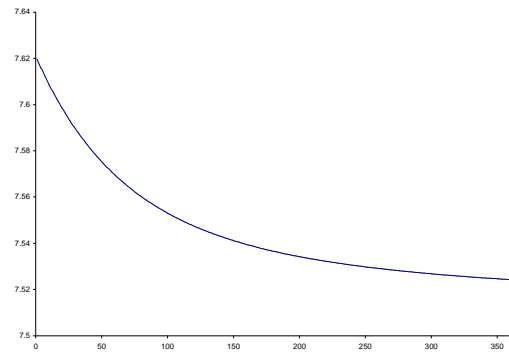
**Figura 4.5 a** Septiembre 03



**Figura 4.5 b** Abril 04

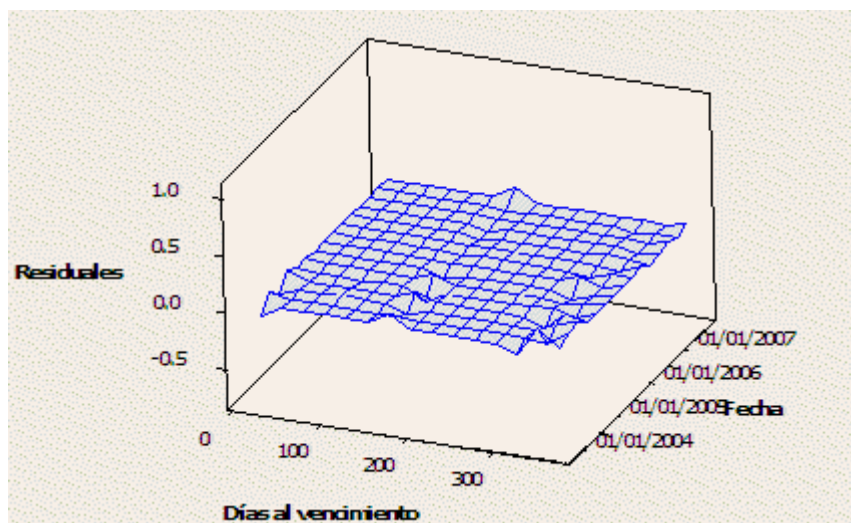


**Figura 4.5 c** Junio 05



**Figura 4.5 d** Febrero 06

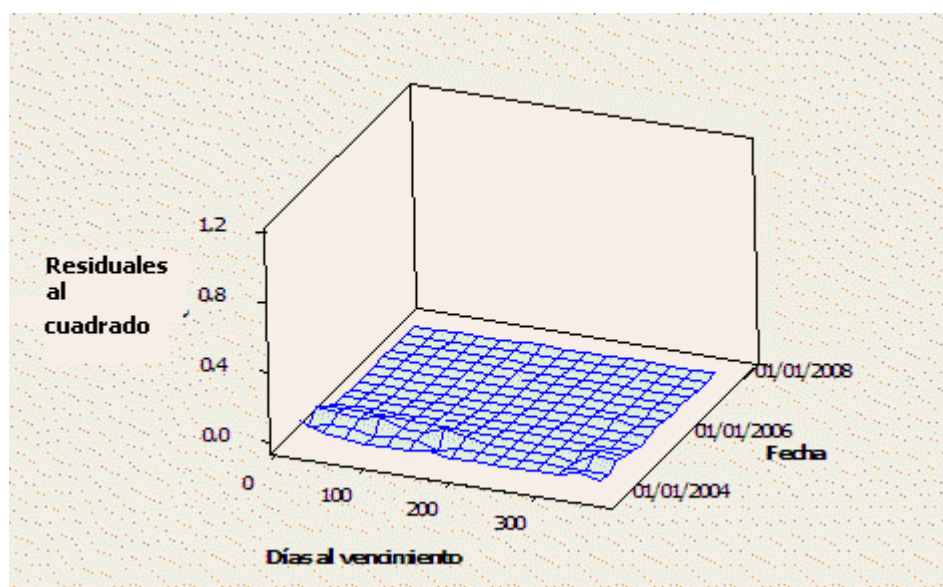
Este modelo es capaz de replicar una variedad de formas de las curvas de rendimiento: pendiente positiva, negativa, jorobas y jorobas invertidas. Sin embargo, existen dificultades en algunas fechas, especialmente cuando los rendimientos están muy dispersos, con múltiples mínimos y máximos interiores. Aún a pesar de esto, los residuales indican un buen ajuste (Figura 4.6).



**Figura 4.6** Residuales de las ETTI's estimadas

En la figura 4.6 no se aprecia con claridad problemas con los residuales. No obstante, se realizaron pruebas de White para detectar heteroscedasticidad, dando

positiva en cerca de la mitad de los casos. El problema de la heteroscedasticidad no genera sesgo ni inconsistencia en los estimadores de MCO para las  $\beta$ 's<sup>8</sup>. En este trabajo, no se considera que la heteroscedasticidad sea un problema, pero si se está conciente que los estimadores obtenidos no son los mejores estimadores lineales e insesgados. En la figura 4.7 se encuentran graficados los residuales al cuadrado de las estimaciones.



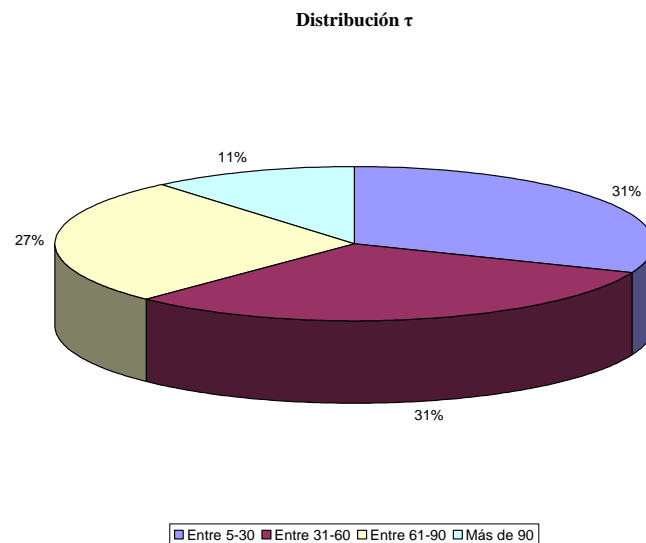
**Figura 4.7** Residuales al cuadrado de las ETTI's estimadas

El parámetro  $\tau$  es la constante de tiempo que determina la tasa a la cual los regresores decaen a cero. Valores pequeños (grandes) de  $\tau$  corresponden a un rápido (lento) descenso en los regresores, con lo que el ajuste en la curvatura favorecerá a vencimientos de corto plazo (largo plazo), mientras que será incapaz de captar curvaturas en el largo plazo (corto plazo). La distribución de la  $\tau$  se muestra en la figura 4.8, donde se observa que más de la mitad de los valores de éste parámetro se

---

<sup>8</sup> El teorema de Gauss-Markov indica que los estimadores MCO son los mejores estimadores lineales e insesgados (MELI), sin embargo, esto descansa crucialmente en la suposición de homoscedasticidad. Si  $\text{Var}(u/x)$  no es constante, los MCO ya no son MELI ni tampoco son eficientes asintóticamente. El problema de la heteroscedasticidad puede ser corregido si se conoce la forma de ésta en cada una de las regresiones con el fin de modelarla y estimar mínimos cuadrados generalizados. Para conocer más acerca de este método y sobre las consecuencias de la heteroscedasticidad véase Wooldridge (2001).

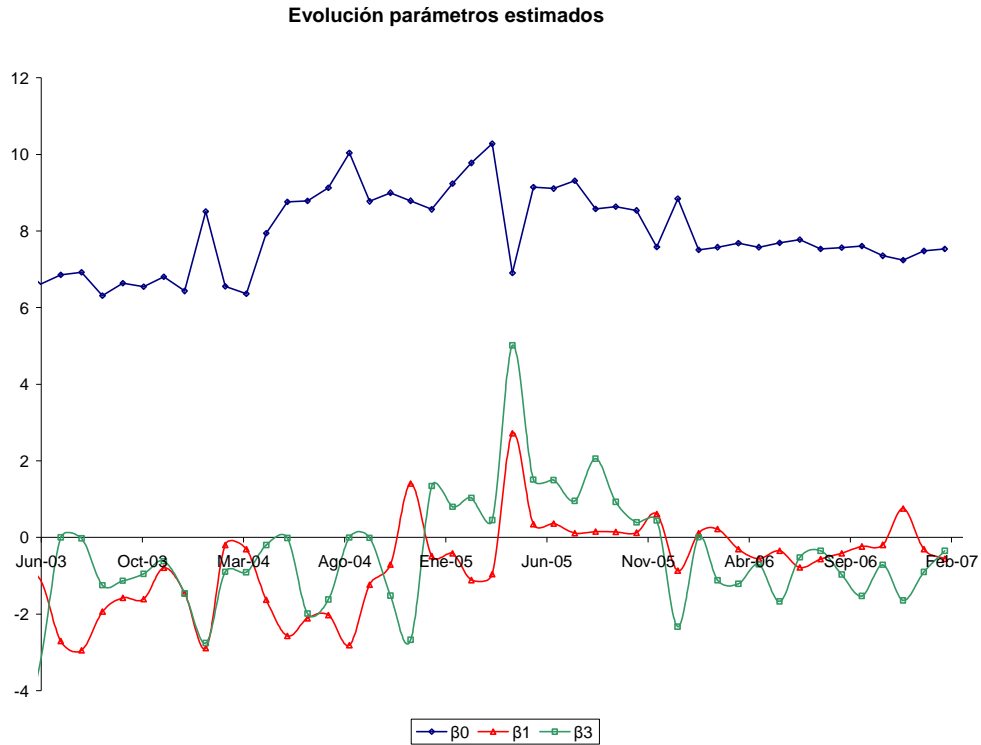
encuentran por debajo de 60 (dos meses aproximadamente). En este sentido, existe un sesgo a que la curvatura de la ETTI se sitúe en vencimientos de corto plazo.



**Figura 4.8** Distribución  $\tau$

Una manera de concebir la evolución del modelo de Nelson y Siegel a través del tiempo, es graficando los estimadores de los tres componentes de la curva de rendimiento. En la figura 4.9 es posible observar los picos que resultan en las fechas de Febrero de 2004, Mayo 2005 y Enero 2006, donde los movimientos del parámetro  $\beta_0$  son contrarios a los de  $\beta_1$  y  $\beta_2$ . Las variaciones de los parámetros, sobretodo de  $\beta_0$ , parecen haberse afianzado a partir de Abril de 2006, lo cual coincide con el periodo de estabilidad en las tasas de interés que se mencionó anteriormente y con el buen desempeño del modelo parsimonioso.





**Figura 4.9** Evolución parámetros estimados

#### 4.2.2 Estimación de las ETTI's mensuales ante variaciones en el "corto"

Uno de los propósitos de este trabajo es conocer la efectividad de la política monetaria que lleva a cabo el Banco de México. Como se ha mencionado anteriormente, el principal instrumento para modificar la postura de la política monetaria en los últimos años ha sido el "corto". Mediante esta política restrictiva, la institución provoca que las tasas de interés de corto plazo aumenten, afectando a las tasa de mediano y largo plazo, con el fin de disminuir las expectativas de inflación.

Las estimaciones de las ETTI's promedios mensuales obtenidas en el apartado anterior incorporan el efecto del "corto" en sus parámetros. En esta sección se busca separar dicho efecto con el fin de valorar el impacto que ejerce este instrumento de política monetaria sobre las tasas de interés.

En la tabla 4.3 se muestran los resultados de la estimación de los parámetros de la curva de rendimiento y sus respectivos errores estándar robustos<sup>9</sup>, incluyendo una variable que capta la variación del corto en pesos para los meses donde existió dicha alteración. Como es de esperarse, los coeficientes de esta variable son positivos en todos los casos, es decir, al existir un aumento del “corto” las tasas de interés tienden a incrementarse.

**Tabla 4.3** Resultados estimaciones ETTI’s mensuales ante variaciones en el corto

Mes	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\Delta$ Corto <sup>a</sup>	T	R <sup>2</sup> Ajustada
Feb-04	8.440729* (1.744542)	-2.831532*** (1.628890)	-2.672912 (2.866007)	4.86E-08* (1.69 E-08)	250	0.162828
Mar-04	6.548982* (0.093285)	-0.196635** (0.087230)	-0.897729** (0.349494)	1.62E-08** (7.58E-09)	60	0.073678
May-04	7.930631* (0.110652)	-1.622036* (0.087870)	-0.314622 (0.396056)	3.44E-08* (8.83E-09)	54	0.789822
Jul-04	8.775026* (0.0775026)	-2.110561* (0.075738)	-1.9937* (0.336067)	4.44E-08* (7.03E-09)	47	0.901706
Ago-04	9.125624* (0.058652)	-2.025704* (0.045413)	-1.623534* (0.191470)	3.26E-08* (6.95E-09)	67	0.957606
Sep-04	10.05376* (0.451334)	-2.833522* (0.419093)	-0.002912 (0.757542)	2.13E-08* (6.99E-09)	237	0.933642
Oct-04	8.771686* (0.066704)	-1.230272* (0.059926)	-0.009292 (0.229632)	3.68E-09 (4.92E-09)	66	0.84497
Nov-04	8.988573* (0.029694)	-0.40312 (0.350677)	-2.086332* (0.633767)	2.49E-08* (3.14E-09)	15	0.842085
Dic-04	8.781803* (0.024941)	1.688967 (2.487861)	-2.986561 (2.846756)	1.97E-08* (5.58E-09)	7	0.477617
Ene-05	8.547779* (0.047949)	-0.380674* (0.109205)	1.201044* (0.343692)	4.61E-08* (9.126E-09)	24	0.226392
Feb-05	9.225028* (0.040328)	-0.393844* (0.058437)	0.772399* (0.243096)	1.08E-07* (1.63E-08)	29	0.346588
Mar-05	9.768074* (0.044615)	-1.103367* (0.133233)	1.008884* (0.373156)	6.28E-08* (8.28E-09)	22	0.605755

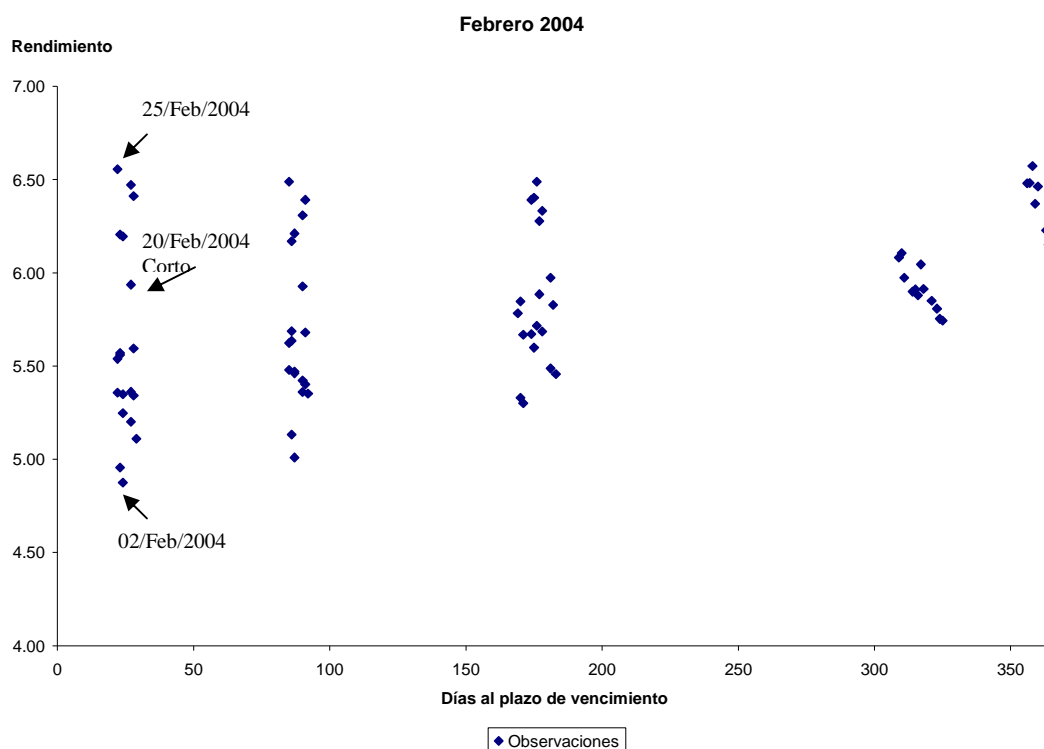
Fuente: Elaboración Propia

\*, \*\* y \*\*\* significativos al 1%, 5% y 10% respectivamente

<sup>a</sup> la variación del corto se encuentra medida en pesos

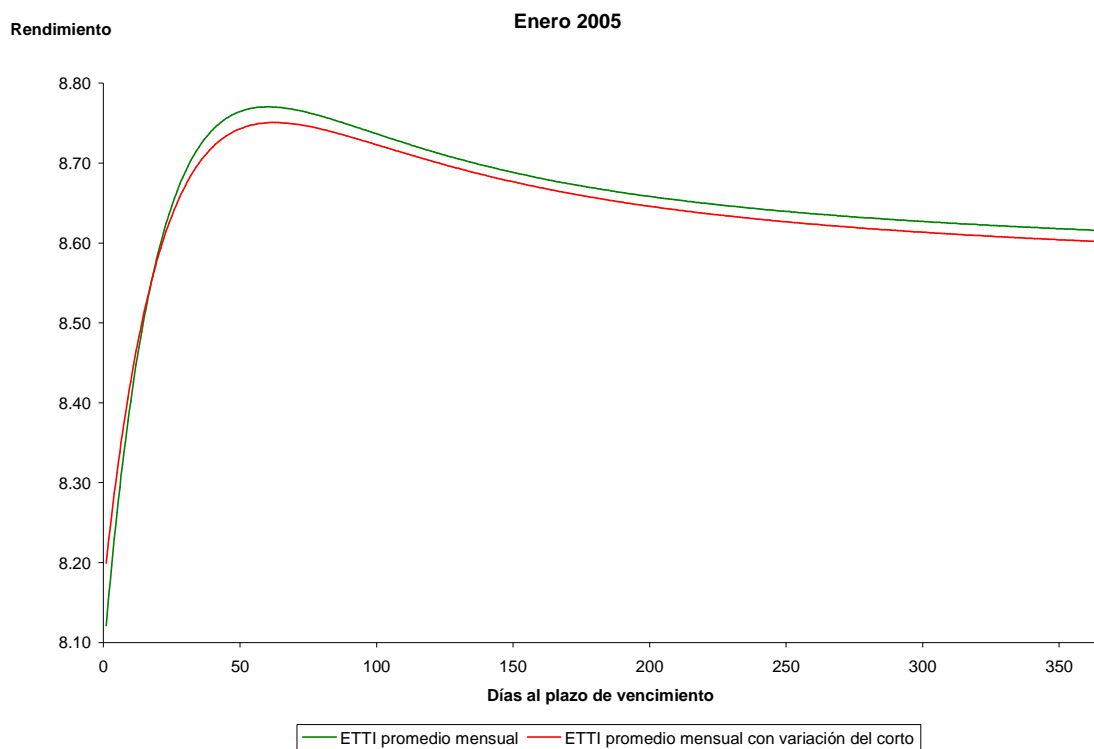
<sup>9</sup> Al igual que en las estimaciones en donde no se separa el efecto del “corto”, se utilizaron errores estándar robustos a la heteroscedasticidad, con el fin de hacer inferencia estadística apropiada.

En once de los doce casos en donde hubo modificaciones en el objetivo de saldos diarios, el efecto del “corto” sobre la estructura temporal es significativo. Para los primeros meses de 2004, aún cuando el estimador es estadísticamente distinto de cero las  $R^2$  ajustadas de estas observaciones se reduce en comparación con la estimación que no toma en cuenta el “corto”. Estas observaciones se encuentran dentro del periodo en donde hubo incrementos inesperados de la inflación, por lo que existieron variaciones importantes en las tasas de interés, sobretodo en las de corto plazo (figura 4.9). Éstas variaciones se dieron por dos causas: por un lado, por algunos factores de naturaleza externa como los aumentos de la tasa de referencia y la contracción económica de los Estados Unidos de América, por otra parte, se debieron en al incremento del “corto”.



**Figura 4.10** Febrero 2004

Existe meses donde la variación del “corto” es significativa y se vislumbra un incremento en la  $R^2$  ajustada. Incluso hay casos donde el incremento es notorio tal es el caso de Enero y Febrero de 2005. En la figura 4.11 se comparan las dos ETTI's promedio obtenidas para Enero de 2005, la cual mejora su  $R^2$  ajustada de 0.085806 a 0.226392 cuando se incluye la variable que captura el “corto”.



**Figura 4.11** ETTI promedio mensual Enero 2005 sin y con variación del corto

De acuerdo a la figura 4.11 se puede observar que cuando se contempla en la estimación de la ETTI la variación del corto, los parámetros estimados cambian. En la figura anterior, al separar el efecto del “corto”, se percibe un cambio en la intercepción de la curva de rendimiento, así como también existe una variación en la pendiente de ésta, lo cual provoca el cruce de las curvas.

En este sentido es posible formular una posible relación entre el “corto” y cada uno de los parámetros del modelo de Nelson y Siegel que conforman la estructura temporal.

Retomando los resultados de la tabla 4.3, toca el turno de interpretar el estimador de la variación del “corto”, la magnitud del efecto del “corto” sobre la ETTI promedio mensual. En Febrero de 2005 se observa el mayor impacto de la variación del “corto” sobre la estructura, siendo ésta de 11 puntos base promedio mensual por cada millón de pesos de variación. En el resto de los meses, el efecto del “corto” es menor a los seis puntos base por cada millón de pesos.

### **4.3 Efecto del “corto” sobre los parámetros $\beta$ 's de la ETTI**

Este apartado tiene como objetivo averiguar el efecto del “corto” sobre los componentes de la estructura temporal. Para llevar a cabo este ejercicio, se modelará el comportamiento de cada uno de los parámetros que conforman la ETTI a través del tiempo, para luego incluir una variable que capta las variaciones promedio mensuales del “corto”, con el fin de conocer el impacto de esta política monetaria sobre los parámetros  $\beta$ 's.

Con la obtención de los valores de los parámetros en la sección anterior, se ha creado una serie de tiempo para cada uno de ellos, que consta de 45 observaciones mensuales, de Junio de 2003 a Febrero de 2007.

#### **4.3.1 Prueba de estacionariedad**

Como primer paso para modelar series de tiempo formalmente, es necesario asegurarse que las variables siguen un proceso estocástico estacionario. Se considera que una variable sigue un proceso estocástico estacionario, si su media y varianza no divergen sistemáticamente en el tiempo, en otras palabras, ambas permanecen

constantes, y el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente del rezago entre éstos, no del tiempo en el cual sea ha calculado dicha covarianza.

$$E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu$$

$$V(y_t) = V(y_{t+m}) = \sigma^2$$

$$Cov(y_t, y_{t+h}) = Cov(y_{t+m}, y_{t+m+h})$$

Si se trabajan con series de tiempo no estacionarias, se puede llegar a caer en el error de regresión espuria, donde al realizar la regresión se obtienen altos valores de  $R^2$ , aún a pesar de que las variables no se encuentren relacionadas entre sí., con lo cual se pueden obtener interpretaciones equivocadas en la inferencia estadística.

La prueba que generalmente se utiliza para saber si una serie de tiempo es estacionaria o no, es la prueba de raíz unitaria. Dicha prueba consiste en la realización de una regresión que sigue un proceso autorregresivo de primer orden AR(1), donde si el coeficiente del componente autorregresivo es estadísticamente igual a 1, existirá evidencia de la no estacionariedad de la serie.

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t$$

Donde:  $H_0: \rho = 1$        $H_1: \rho < 1$

Si no es posible rechazar la hipótesis nula, se estará hablando de que la serie de tiempo es no estacionaria.

La prueba utilizada en este trabajo para detectar la estacionariedad de la serie será la prueba desarrollada por Dickey y Fuller, la cual incluye regresores exógenos (como intercepto y tendencia) y procesos autorregresivos de orden superior (Dickey-Fuller Aumentada).

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad \text{Dickey-Fuller Aumentada}$$

Donde:  $\delta = \rho - 1$        $H_0: \delta = 0$        $H_1: \delta < 0$

Esta prueba es evaluada por el estadístico  $\tau$ , que es el cociente de la división de estimador de  $\delta$  y su desviación estándar. Este estadístico es comparado con las tablas de McKinnon que poseen los valores críticos al 10%, 5% y 1%. Si dicho estadístico es en términos absolutos mayor a los valores críticos, la hipótesis nula es rechazada por lo que existe evidencia para determinar que la serie de tiempo es estacionaria.

En la tabla 4.4 se encuentran los resultados de la prueba de estacionariedad correspondientes a los tres parámetros del modelo de Nelson y Siegel. En lo que respecta a la serie de tiempo de los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , el valor p –el cual indica la probabilidad de aceptar la hipótesis nula- indica claramente que las series son estacionarias, incluso al 1% de significación. Por otra parte, el valor p del parámetro  $\beta_0$  se encuentra en los límites de aceptación al nivel del 10%. Por tanto, se considerará que las tres series de tiempo son estacionarias.

**Tabla 4.4** Dickey-Fuller Aumentada

	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$
Estadístico $\tau$	-3.222026	-4.576311	-4.331242
Valor p	0.0934	0.0035	0.0067

Fuente: Elaboración Propia

#### 4.3.2 Resultados de la estimación

Una vez que se ha comprobado la estacionariedad de las series, es posible continuar con la estimación del modelo sobre el comportamiento de los parámetros  $\beta_s$ . En el trabajo desarrollado por Diebold y Li (2003), los autores proponen modelar el comportamiento de los parámetros utilizando procesos autorregresivos de primer orden AR(1). Sin embargo, para los fines de este trabajo se corrieron diversas especificaciones y mediante los criterios de Akaike y Schwarz se optó por el mejor modelo para los tres casos: una especificación que contiene un proceso autorregresivo y un proceso de media móvil, ambos de primer orden ARMA(1,1).

$$\beta_{i,t} = c_i + \theta_i \beta_{i,t-1} + \alpha_i e_{i,t-1} + e_t \quad i= 0,1 \text{ y } 2$$

Los resultados para las tres estimaciones del modelo ARMA(1,1) se encuentran en la tabla 4.5. En ésta, se incluyen los estimadores para cada componente con su respectivo error estándar, además del coeficiente de determinación  $R^2$  que muestra el ajuste de estas variables.

**Tabla 4.5** Resultados estimaciones modelo ARMA (1,1)

	<b>C</b>	<b>AR(1)</b>	<b>MA(1)</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
$\beta_0$	8.210897* (0.524396)	0.894666* (0.078897)	-0.561744* (0.165992)	0.47625
$\beta_1$	0.058843 (0.236734)	0.916635* (0.027703)	-0.97318* (0.018788)	0.420067
$\beta_2$	-0.280217 (0.550897)	0.832276* (0.145459)	-0.537042** (0.222301)	0.218517

Fuente: Elaboración Propia

\*, \*\* y \*\*\* significativos al 1%, 5% y 10% respectivamente

De acuerdo con los resultados obtenidos de esta primera estimación, es posible observar que no existe un buen ajuste que permita modelar el comportamiento de los parámetros con un alto grado de confianza. Sobretudo, la  $R^2$  para  $\beta_2$  es muy baja.

La tabla 4.6 contiene los estadísticos Q (Ljung & Box)<sup>10</sup> y sus valores para los residuales y los residuales al cuadrado (de los rezagos 6 y 12), así como, el estadístico ML de la prueba Breush-Godfrey<sup>11</sup> para detectar correlación serial en los residuales.

De acuerdo a estos resultados, no existe evidencia suficiente de autocorrelación serial en los residuales, ya que el valor p en todos los casos es superior a 0.10. En otras palabras no es posible rechazar la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación serial en ninguno de los casos.

<sup>10</sup> El estadístico Q es a menudo utilizado para detectar autocorrelación serial entre los residuales. La hipótesis nula de esta prueba es la no existencia de autocorrelación.

<sup>11</sup> Esta prueba utiliza el estadístico ML (Multiplicador de Lagrange) que se obtiene de multiplicar el número de observaciones por la R cuadrada de la regresión. Bajo la hipótesis nula (no existe correlación serial) ML tiene una distribución  $\chi^2$ .



**Tabla 4.6** Pruebas de autocorrelación serial modelo ARMA (1,1)

	$B_0$	$\beta_1$	$B_2$
$Q\varepsilon_6$	1.281	4.2832	7.1654
Valor p	0.865	0.369	0.127
$Q\varepsilon_{12}$	15.02	15.625	10.605
Valor p	0.131	0.111	0.389
$Q\varepsilon^2_6$	6.0941	2.1565	2.9386
Valor p	0.192	0.707	0.568
$Q\varepsilon^2_{12}$	8.1244	5.866	6.1713
Valor p	0.617	0.826	0.801
ML <sup>a</sup>	12.54798	13.84572	11.43665
Valor p	0.402732	0.310668	0.491914

Fuente: Elaboración Propia

<sup>a</sup> la prueba de Breusch-Godfrey fue realizada con 12 rezagos

### 4.3.3 Resultados de la estimación incluyendo variaciones del “corto”

Como segundo ejercicio de este apartado, se busca conocer el efecto del “corto” sobre el comportamiento de los parámetros. Para llevar a cabo esta tarea, se incluyó en la regresión realizada anteriormente, una variable que capta la variación promedio mensual del “corto” en pesos, con el fin de saber si esta variable influye en el comportamiento de cada uno de los parámetros del modelo de Nelson y Siegel, mejorando también el ajuste anterior.

En la tabla 4.7 se observan los resultados de los estimadores y sus errores estándar al incluir una variable que capta la variación promedio del corto.

**Tabla 4.7** Resultados estimaciones modelo ARMA (1,1) con variación del corto

	<b>C</b>	<b>AR(1)</b>	<b>MA(1)</b>	<b><math>\Delta</math>Corto Promedio<sup>a</sup></b>	<b>R<sup>2</sup></b>
$\beta_0$	8.049453* (0.462828)	0.892318* (0.087435)	-0.607057* (0.174541)	2.78E-06 (1.73E-06)	0.51036
$\beta_1$	0.011509 (0.138435)	0.881333* (0.057414)	-0.972188* (0.018052)	-2.47E-06 (2.12E-06)	0.45711
$\beta_2$	-0.023536 (0.655527)	0.879754* (0.116933)	-0.615433* (0.189298)	-4.10E-06 (2.77E-06)	0.25977

Fuente: Elaboración Propia

\*, \*\* y \*\*\* significativos al 1%, 5% y 10% respectivamente

<sup>a</sup> la variación del corto se encuentra medida en pesos

A pesar de que el ajuste mejora en los tres casos, la variable introducida es estadísticamente igual a cero incluso al 10%, siendo en la estimación del parámetro  $\beta_0$  donde más cercana se encuentra de ser significativa teniendo un valor p de 0.1166. Esto pudiera significar que el “corto” afecta positivamente al nivel de la curva de rendimientos – el parámetro  $\beta_0$  – al 88% de confianza. Asimismo, la intercepción de la curva se modifica ante variaciones en el “corto”, esto debido a que está determinada tanto por el parámetro  $\beta_0$  como por  $\beta_1$ <sup>12</sup>.

También llama la atención el signo negativo de la nueva variable en las estimaciones de  $\beta_1$  y  $\beta_2$ . En este sentido, un incremento en el régimen de saldos diarios afecta de manera negativa a los componentes de corto y mediano plazo, o también conocidos como los factores de la pendiente y curvatura del modelo de Nelson y Siegel.

De la misma forma, tomando como ejemplo la figura 4.11 se observa que existe un cambio en la pendiente de la estructura cuando se aísla el efecto del “corto”, provocando el cruce entre las curvas.

En el apéndice C, se encuentran las gráficas correspondientes a los meses en donde existieron modificaciones en el objetivo de saldos diarios. Para los meses de Mayo, Julio, Agosto, Septiembre y Octubre de 2004, no existe diferencia entre la

<sup>12</sup> La intercepción de la curva con el eje equivale a la tasa instantánea, y es igual a la suma del parámetro  $\beta_0 + \beta_1$ . La dirección del desplazamiento de la intercepción depende principalmente de la magnitud del cambio en los parámetros.

estimación de la ETTI que separa la variación del “corto”, y aquella que no lo considera. En estos casos, se respalda el resultado obtenido anteriormente: la variación promedio mensual del “corto” no impacta de manera significativa a los componentes de la estructura.

Sin embargo, para otros meses se encuentra cierta evidencia a favor de la relación positiva entre la variación del “corto” y el nivel de la curva de rendimientos. Cuando se separa la variación del “corto” de las ETTI’s se observa una caída en los estimadores del parámetro  $\beta_0$  lo cual se refleja, gráficamente, en una caída en el nivel de la curva de rendimiento (tal es el caso de Febrero 2004). Esto sugiere que las variaciones en el corto afectan directa y positivamente al nivel de la curva, lo cual es coherente con el objetivo de la política monetaria: una variación del “corto” positiva incrementa el nivel de la curva, ya que el mayor impacto lo recibe  $\beta_0$ .

Por otra parte, también se aplicaron las pruebas correspondientes para determinar la existencia o no de autocorrelación serial en los residuales. En la tabla 4.8 se muestran los estadísticos respectivos a cada prueba, así como los valores p de cada uno de ellos.

Los estadísticos Q para los residuales al cuadrado del parámetro  $\beta_0$  muestran la existencia de autocorrelación serial, sin embargo, el estadístico ML de la prueba Breusch-Godfrey y los estadísticos Q para los residuales muestran evidencia de no autocorrelación.

**Tabla 4.8** Pruebas de autocorrelación serial modelo ARMA (1,1) con variación del “corto”

	$\beta_0$	$\beta_1$	$B_2$
$Q\varepsilon_6$	0.783	4.2496	8.6515
Valor p	0.941	0.373	0.07
$Q\varepsilon_{12}$	11.053	11.037	10.34
Valor p	0.353	0.355	0.411
$Q\varepsilon^2_6$	16.57	4.8912	5.7155
Valor p	0.002	6.7601	0.221
$Q\varepsilon^2_{12}$	19.335	0.299	14.754
Valor p	0.036	0.748	0.141
ML <sup>a</sup>	12.86675	12.93606	10.71354
Valor p	0.3788	0.373706	0.553615

Fuente: Elaboración Propia

<sup>a</sup> la prueba de Breusch-Godfrey fue realizada con 12 rezagos

Al contar con una muestra reducida -45 observaciones- se sacrifica ajuste y precisión en las estimaciones para modelar el comportamiento de una variable en el tiempo. Por otra parte, al considerar la variación promedio del “corto” durante el mes en la regresión, es posible que su efecto sea mínimo sobre los parámetros ya que generalmente los cambios en el régimen de saldos diarios se dan a final del mes. Evidentemente, las últimas observaciones del mes son las que se ven afectadas por cambios en la política monetaria, y al utilizar una variación promedio se distribuye el impacto del “corto” en todas las observaciones del mes, con lo cual no es posible que los parámetros capturen el efecto total del “corto”.