

# **ESTIMACIÓN DEL TIPO DE INTERÉS ESPERADO A CORTO PLAZO MEDIANTE UN MODELO EN EL ESPACIO DE LOS ESTADOS . UNA APLICACIÓN A LA ECONOMÍA ESPAÑOLA.**

Carlos Sánchez González  
Ana María Muñoz Mulero  
(Universidad de Granada)

## **1. Introducción.-**

En esta comunicación se especifica un modelo de estimación en el espacio de los estados para el tipo de interés esperado a corto plazo. Se formulan especificaciones sencillas de las ecuaciones de estado y observación del modelo, que permiten un tratamiento simplificado de la estructura recursiva del procedimiento de estimación. Para ello se parte del modelo de Fama y Gibbons (1982), pero incorporando la posibilidad de analizar el efecto de una variable de política económica que suponemos a priori que pudiera estar relacionada con el tipo de interés ex ante, esta variable se introduce en el modelo como variable de control, por lo que se especifica como un componente adicional en la ecuación de observación del modelo<sup>1</sup>. Una vez obtenidas las ecuaciones correspondientes a la estructura recursiva del procedimiento de estimación, se aplican las mismas al caso de la economía española utilizando datos mensuales correspondientes a los tipos de interés de las letras del Tesoro a un año y al tipo de interés interbancario, de los que se resta la tasa de inflación al objeto de obtener la serie correspondiente al tipo de interés real a corto plazo ex post, que utilizaremos como variable de observación. Como variable de control utilizamos respectivamente para estas variables de estado la tasa de variación desestacionalizada de los activos líquidos en manos del público (ALP), por una parte y por otra la tasa de crecimiento desestacionalizada de M3. Finalmente se procede a la estimación por máxima verosimilitud de los parámetros del modelo a través de un procedimiento original de mallado del espacio paramétrico.

## **2. Especificación de las ecuaciones del modelo.-**

Un modelo de espacio de estados puede resumirse en las ecuaciones de estado y observación siguientes:

---

<sup>1</sup>Vamos a utilizar una notación análoga a la seguida por Hamilton (1994).

$$\mathbf{x}_{t+1} = \mathbf{F} \mathbf{x}_t + \mathbf{v}_{t+1}$$

$$y_t = \mathbf{A}' \mathbf{x}_t + \mathbf{H}' \mathbf{x}_t + w_t$$

donde  $\xi_t$  es el vector de variables de estado de dimensión  $r$ ,  $F$  es la matriz de transición de estados y ' $v_t$ ' es un vector de perturbaciones aleatorias que suponemos con valor esperado nulo y homoscedásticas con matriz de varianzas covarianzas  $Q$  de dimensiones  $(r \times r)$ . Por su parte el vector de variables observadas es de dimensión " $n \times 1$ ",  $x_t$  es el vector de variables de control de dimensión " $k$ ".  $w_t$  es el vector de errores de observación que suponemos no correlacionado con las perturbaciones de la ecuación de estado y que también tendrá valor esperado nulo y será homoscedástico con matriz de varianzas covarianzas  $R$ .

El modelo de Fama y Gibbons trata de explicar la evolución del tipo de interés ex-ante especificando un modelo autorregresivo de primer orden, en el que la variable de estado sería la diferencia entre el tipo interés nominal a corto plazo menos la tasa de inflación esperada por los agentes. Por tanto este tipo de interés ex-ante se corresponderá en el modelo de espacio de los estados con el vector de estado que en este caso será una magnitud escalar, además de una magnitud no observable en tanto en cuanto no lo son tampoco las expectativas de inflación formuladas por los agentes. Por su parte a la hora de escoger la variable de observación, estos autores se fijan en el tipo de interés ex-post, con lo que sin mas que sumar y restar la tasa de inflación esperada por parte de los agentes tendríamos especificada la ecuación de observación del modelo en la que ahora la diferencia entre las tasas de inflación esperada y observada puede considerarse como el error de observación del modelo.

En la especificación que vamos a utilizar en estas páginas nosotros incluiremos además una variable de control en la ecuación de observación. Esta última será la tasa de variación de los activos líquidos en manos del público en un caso y la tasa desestacionalizada de variación de M3 en otro, tasas que consideramos pueden tener una influencia decisiva sobre los agentes a la hora de formular las expectativas de inflación y por consiguiente sobre el tipo de interés real esperado. Hechas estas consideraciones podemos especificar las ecuaciones de estado y de control como:

$$(i_{t+1} - p_{t+1}^e) = f(i_t - p_t^e) + v_{t+1}$$

$$(i_t - p_t) = g m_t + h(i_t - p_t^e) + (p_t^e - p_t)$$

Si particularizamos la estructura recursiva del filtro de Kalman para este caso particular tendríamos las ecuaciones que comentaremos a continuación. En primer lugar se

hace necesario iniciar la estructura recursiva a partir de un estado inicial y de una estimación de la matriz de varianzas covarianzas<sup>2</sup> correspondiente al mismo. En nuestra especificación tendríamos las expresiones siguientes:

$$\hat{\mathbf{x}}_{1/0} = E(\mathbf{i}_1 - \mathbf{p}_1^e) \quad P_{1/0} = \frac{\mathbf{S}_v^2}{(I - \mathbf{F}^2)}$$

Una vez que contamos con unos valores iniciales del estado del sistema podemos proceder a dar una estimación de la variable observable, para lo cual bastaría con calcular el valor esperado correspondiente:

$$\hat{y}_{1/0} = (\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}})_{1/0} = \mathbf{g} m_1 + h \hat{\mathbf{x}}_{1/0}$$

el error cuadrático medio correspondiente a esta estimación vendría dado por :

$$E(y_1 - \hat{y}_{1/0})^2 = E((\mathbf{i} - \mathbf{p})_1 - (\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}})_{1/0})^2 = \mathbf{S}_w^2 + \frac{\mathbf{S}_v^2}{(I - \mathbf{F}^2)}$$

una vez que hemos predicho la variable observada podemos proceder a la actualización del vector de estado del sistema mediante la ecuación:

$$(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{1/1} = \frac{\mathbf{S}_v^2}{\mathbf{S}_v^2 + \mathbf{S}_w^2(I - \mathbf{F}^2)} (y_1 - \mathbf{g} m_1 - h \hat{\mathbf{x}}_{1/0})$$

cuya varianza de actualización vendría dada por:

$$P_{1/1} = \left( \frac{\mathbf{S}_v^2}{(I - \mathbf{F}^2)} \right) \left( \frac{\mathbf{S}_w^2}{\mathbf{S}_v^2 + \mathbf{S}_w^2(I - \mathbf{F}^2)} \right)$$

Una vez actualizado el estado del sistema incorporando información relativa a las desviaciones que se han producido entre la predicción de las variables observables y las observaciones en sí, procede calcular la ganancia de Kalman a partir de la cual una nueva proyección del estado para el periodo siguiente. En nuestro ejemplo concreto la ganancia vendrá dada por la expresión:

$$K_1 = \mathbf{F} \frac{\mathbf{S}_v^2}{\mathbf{S}_v^2 + \mathbf{S}_w^2(I - \mathbf{F}^2)}$$

---

<sup>2</sup>En este caso concreto se reduce a una magnitud escalar.

a partir de la cual procederemos a la proyección mediante:

$$\hat{\mathbf{x}}_{2/1} = \mathbf{f} \hat{\mathbf{x}}_{1/0} + K_1 (y_1 - \mathbf{g} x_1 - h \hat{\mathbf{x}}_{1/0}) = \mathbf{f}(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{1/0} + K_1 ((\hat{\mathbf{i}} - \mathbf{p})_1 - \mathbf{g} m_1 - h(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{1/0})$$

de la que a su vez se calculará la varianza para los cálculos sucesivos:

$$P_{2/1} = \mathbf{f}^2 P_{1/1} + \mathbf{S}_v^2$$

el modelo podrá propagarse sucesivamente sin mas que iterar en las siguientes ecuaciones:

$$(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}})_{t/t-1} = \mathbf{g} m_t + h(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{t/t-1}$$

$$ECM(\hat{\mathbf{y}} - \hat{\mathbf{p}})_{t/t-1} = h P_{t/t-1} h + \mathbf{S}_w^2$$

$$(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{t/t} = (\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{t/t-1} + P_{t/t-1} \frac{(\hat{\mathbf{i}} - \mathbf{p})_t - \mathbf{g} m_t - h(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{t/t-1}}{h P_{t/t-1} h + \mathbf{S}_w^2}$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - P_{t/t-1}^2 \frac{1}{h P_{t/t-1} h + \mathbf{S}_w^2}$$

$$K_t = \mathbf{f}_{t/t-1} - P_{t/t-1}^2 \frac{1}{h P_{t/t-1} h + \mathbf{S}_w^2}$$

$$(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{t+1/t} = \mathbf{f}(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{t/t-1} + K_t ((\hat{\mathbf{i}} - \mathbf{p})_t - \mathbf{g} m_t - h(\hat{\mathbf{i}} - \hat{\mathbf{p}}^e)_{t/t-1})$$

$$P_{t+1/t} = \mathbf{f}^2 P_{t/t} + \mathbf{S}_v^2$$

### 3. Estimación del modelo.-

En este apartado vamos a hacer algunos comentarios relativos al algoritmo de utilizado para proceder a la estimación máximo verosímil de los parámetros del modelo. En primer lugar se hace necesario contar con una rutina que nos permita hacer que el sistema se propague desde un determinado estado inicial hasta el final de la muestra, dados unos valores iniciales de los parámetros del modelo y una determinada muestra de observaciones de las variables. Esta rutina incluye la formulación de expresiones para la proyección del vector de estado, su actualización, el cálculo de las matrices de varianzas covarianzas de los correspondientes errores, la ganancia de Kalman en cada instante, y finalmente una estimación acerca del valor que tomarán en cada periodo las variables observadas y su error cuadrático medio. Estas expresiones se han particularizado en el apartado anterior para el problema que nos ocupa, y a partir de ellas se ha obtenido a su vez la expresión correspondiente a la segunda función de verosimilitud:

$$l = -(1/2) \sum_{t=1}^T \log(h P_{t/t-1} h + R) + \sum_{t=1}^T -(1/2) \frac{((i_t - \text{piSUB}t) - \mathbf{g} m_t - h \hat{\mathbf{x}}_{t/t-1})^2}{(h P_{t/t-1} h + R)}$$

El procedimiento de estimación parte de un valor inicial del estado del sistema así como de su varianza<sup>3</sup>, con estos valores iniciales se calculan mediante las ecuaciones de propagación del sistema todos los valores correspondientes en cada instante de tiempo al estado del sistema, su valor actualizado, la ganancia de Kalman y las correspondientes varianzas, lo que nos permite conocer el valor de “I” para estos valores iniciales de los parámetros. Posteriormente se procede a la selección de unos nuevos valores de los parámetros a partir de los cuales propagar nuevamente el estado el inicial del sistema y obtener finalmente un nuevo valor máximo de la segunda función de verosimilitud. Para la selección de unos nuevos valores de los parámetros del modelo se procede a la elección aleatoria de los valores de los parámetros en un entorno de radio 0.15% de los valores correspondientes al máximo obtenido para la segunda función de verosimilitud. El algoritmo que aquí presentamos calcula tantos valores de los parámetros a estimar como número de observaciones tenemos en la muestra, y para cada uno de ellos se calcula la evolución del sistema al objeto de contar con el correspondiente valor de la segunda función de verosimilitud. Una vez hecho esto se procede a seleccionar como nuevo valor inicial en el algoritmo a aquel vector de parámetros que ha proporcionado un valor máximo de la segunda función de verosimilitud. Nuevamente el algoritmo procede a mayar el espacio paramétrico esta vez en un entorno de radio 0.05 de aquellos valores de los parámetros que suministraron un valor de la segunda función de verosimilitud mayor, procediéndose a la repetición del proceso suministrando por tanto otra vez tantos valores de la segunda función de verosimilitud como valores en la muestra, con lo que nuevamente y de manera sucesiva puede procederse a un mallado mas fino del espacio paramétrico, repitiendo el procedimiento hasta que la modificación que se produce en el valor máximo de la función objetivo es prácticamente despreciable. Los valores correspondientes a ese valor de la función objetivo serán considerados como estimaciones máximo-verosímiles.

#### **4. Conclusiones.-**

En el cuadro 1 se suministran los valores muestrales correspondientes al tipo de interés real mensual en el mercado interbancario, así como los valores de la tasa de variación sobre la serie desestacionalizada de las disponibilidades líquidas mensuales. Por su parte el

---

<sup>3</sup> Nótese que en esta especificación estamos ante un vector de estado que se reduce a un escalar y la matriz de varianzas covarianzas a un solo parámetro.

cuadro 2 recoge el tipo de interés real mensual de las Letras del Tesoro emitidas a un año y la tasa de variación sobre la serie desestacionalizada de los activos líquidos en manos del público. Con estos datos se ha procedido a estimar dos modelos I y II con las observaciones recogidas en sus cuadros respectivos. Los resultados de estas estimaciones se muestran en el cuadro 3. Los valores iniciales correspondientes al algoritmo utilizado para la estimación del modelo se han seleccionado suponiendo que en la explicación del tipo de interés ex ante la componente autorregresiva sería muy fuerte. Por ello la elección del parámetro  $\phi$  inicial se situó en 0.9. Por otro lado, la varianza correspondiente a la ecuación de observación se escogió teniendo en cuenta el valor que resultaba para el conjunto de la muestra. El parámetro  $h$  recoge la relación existente entre la variable observada y la variable de estado y junto con el parámetro  $\gamma$  se determinó de manera que la variable observada y su predicción obtenida a partir del modelo resultaran lo más próximas posible a la luz de una simple inspección visual de los datos. En la elección de las varianzas iniciales de las ecuaciones de estado y observación se tuvo en cuenta el factor de proporcionalidad que debería existir entre las mismas para un determinado valor de  $h$ . Comenzando con el modelo I podemos decir que efectivamente la componente autorregresiva estimada resulta ser importante como habíamos conjeturado, pero en cambio la variable de control tiene un efecto más bien pequeño sobre el valor del tipo de interés ex ante, como indica el pequeño valor obtenido en la estimación. Sin embargo la componente autorregresiva es cuantitativamente menor en el modelo I que en el II. Quizás ello sea debido a una mayor volatilidad del mercado secundario frente al mercado de crédito bancario a corto plazo, que como sabemos presenta un mayor grado de regulación por parte de la autoridad monetaria. La estimación de  $h$  resultó muy similar para ambos modelos, posiblemente debido a que la correlación entre las variables observadas en ambos sea muy alta. Probablemente, una de las conclusiones más interesantes que podemos obtener a la luz de los resultados de la estimación de ambos modelos es que el valor del coeficiente correspondiente a las disponibilidades líquidas en el modelo II casi duplica el valor obtenido en el modelo I, con lo que pudiera concluirse que las disponibilidades líquidas recogidas en M3 resultan ser una variable con más influencia a la hora de formar expectativas sobre la inflación esperada que los activos líquidos en manos del público, pero en ninguno de los casos resulta ser una variable decisiva. Las varianzas tanto de predicción como de actualización de la variable de estado, se estabilizan rápidamente, sin duda debido a que la ganancia de Kalman así lo hace tras unas pocas iteraciones. A estas conclusiones puede llegarse sin más que observar los gráficos

correspondientes en el gráfico 1. En este último superponemos los valores que en el tiempo toman la variable observada, su estimación así como la predicción y actualización de la variable de estado.

## **BIBLIOGRAFÍA.**

Fama, Eugene F. & Gibbons, Michael R. (1982). "Inflation, Real Returns, and Capital Investment". **Journal of Monetary Economics**. **9**. 297-323.

Hamilton, James D. (1994). **Time Series Analysis**. Princeton University Press. New Jersey.

Wolfram, Stephen. (1993). **Mathematica. A System for Doing Mathematics by Computer**. (2nd. Edition). Addison-Wesley Publishing Company. New York

CUADRO 1

		Tipo de interes c/p*	IPC**	Tipo de interes real***	M3****
1987	ENERO	12.4	6	6.4	4.6
	MARZO	14.7	6.3	8.4	5.7
	ABRIL	17.5	6.3	11.2	7.4
	MAYO	20.7	5.8	14.9	9
	JUNIO	18.5	4.9	13.6	9.4
	JULIO	18.1	4.9	13.2	9.5
	AGOSTO	17.5	4.6	12.9	9.1
	SEPTIEMBRE	17.4	4.4	13	8
	OCTUBRE	16.1	4.7	11.4	7.7
	NOVIEMBRE	14.6	4.7	9.9	6.8
	DICIEMBRE	13.9	4.6	9.3	6.2
1988	ENERO	13.1	4.5	8.6	7.3
	FEBRERO	12.1	4.3	7.8	7.4
	MARZO	11.2	4.5	6.7	7.8
	ABRIL	11	3.9	7.1	9
	MAYO	11	4	7	9.4
	JUNIO	10.4	4.4	6	9.4
	JULIO	10.7	4.7	6	9.7
	AGOSTO	10.6	5.8	4.8	9.9
	SEPTIEMBRE	10.9	5.7	5.2	10
	OCTUBRE	11.9	5.2	6.7	10.1
	NOVIEMBRE	11.9	5.4	6.5	10.7
	DICIEMBRE	12.8	5.8	7	11.3
1989	ENERO	13.2	6.4	6.8	10.7
	FEBRERO	14	6.2	7.8	10.6
	MARZO	14.5	6.1	8.4	10.8
	ABRIL	14.3	6.7	7.6	9.9
	MAYO	14.4	6.9	7.5	10.1
	JUNIO	14.7	7.1	7.6	10.2
	JULIO	15.5	7.4	8.1	11.1
	AGOSTO	15.3	6.6	8.7	10.8
	SEPTIEMBRE	15.1	6.8	8.3	10.9
	OCTUBRE	15	7.1	7.9	11.2
	NOVIEMBRE	15.3	7.3	8	10.9
	DICIEMBRE	15.9	6.9	9	10.4
1990	ENERO	15.5	6.7	8.8	10.6
	FEBRERO	15.3	7.3	8	10.9
	MARZO	15.2	7	8.2	11.5
	ABRIL	14.8	7	7.8	12.7
	MAYO	14.9	6.8	8.1	13.1
	JUNIO	14.9	6.5	8.4	13.6
	JULIO	14.8	6.3	8.5	12.8
	AGOSTO	14.8	6.5	8.3	12.2
	SEPTIEMBRE	14.9	6.5	8.4	13.3
	OCTUBRE	14.8	7	7.8	13
	NOVIEMBRE	14.8	6.7	8.1	13.7
	DICIEMBRE	15	6.5	8.5	15.1
1991	ENERO	15	6.7	8.3	13.5
	FEBRERO	14.7	5.9	8.6	13.6
	MARZO	14.7	5.9	8.1	13.8
	ABRIL	13.6	5.9	7.7	12.9
	MAYO	13.1	6.2	6.9	12.9
	JUNIO	12.7	6.2	6.5	12.4
	JULIO	12.8	6.1	6.7	12.3
	AGOSTO	12.7	6	6.7	12.3
	SEPTIEMBRE	12.6	5.7	6.9	12.5
	OCTUBRE	12.6	5.5	7.1	12.4
	NOVIEMBRE	12.7	5.7	7	12.6
	DICIEMBRE	12.8	5.5	7.3	11.6
1992	ENERO	12.8	6	6.8	10.4
	FEBRERO	12.7	6.8	5.9	8.7
	MARZO	12.5	6.9	5.6	7.6
	ABRIL	12.4	6.5	5.9	7.3
	MAYO	12.5	6.5	6	6.6
	JUNIO	12.5	6.2	6.3	6.3
	JULIO	12.8	5.2	7.6	5.7
	AGOSTO	13.3	5.7	7.6	5.6
	OCTUBRE	14	5.2	8.8	4.9
	NOVIEMBRE	14.3	5.1	9.2	4
	DICIEMBRE	15.4	5.4	10	4.4
1993	ENERO	14.6	4.7	9.9	5
	FEBRERO	14.7	4	10.7	6.4
	MARZO	15.7	4	11.7	6.9
	ABRIL	14.4	4.6	9.8	6.7
	MAYO	13.7	4.6	9.1	7.2
	JUNIO	11.5	4.9	6.6	7.4
	JULIO	12	4.9	7.1	7.4
	AGOSTO	10.8	4.6	6.2	7
	SEPTIEMBRE	10.1	4.3	5.8	7.4
	OCTUBRE	9.8	4.6	5.2	7.4
	NOVIEMBRE	9.5	4.7	4.8	8
	DICIEMBRE	9.2	4.9	4.3	8.3
1994	ENERO	9.1	5	4.1	8
	FEBRERO	8.8	5	3.8	7.3
	MARZO	8.1	5	3.1	7.3
	ABRIL	8	4.9	3.1	7.1
	MAYO	7.7	4.9	2.8	7.1
	JUNIO	7.6	4.7	2.9	7.1
	JULIO	7.6	4.8	2.8	7.2
	AGOSTO	7.6	4.8	2.8	7.4
	SEPTIEMBRE	7.5	4.5	3	7.7
	OCTUBRE	7.5	4.4	3.1	7.8
	NOVIEMBRE	7.5	4.4	3.1	7.8
	DICIEMBRE	7.8	4.3	3.5	8.2
1995	ENERO	8.4	4.4	4	8.4
	FEBRERO	8.3	4.8	3.5	8.9
	MARZO	9.2	5.1	4.1	9.1
	ABRIL	8.9	5.2	3.7	9.4
	MAYO	9	5.1	3.9	9.1
	JUNIO	9.5	5.1	4.4	9.1
	JULIO	9.5	4.7	4.8	9.1
	AGOSTO	9.5	4.3	5.2	10.2
	SEPTIEMBRE	9.4	4.4	5	10.1
	OCTUBRE	9.4	4.3	5.1	10.2
	NOVIEMBRE	9.4	4.4	5	10.7
	DICIEMBRE	9.3	4.3	5	10.9

(\*) Mercado interbancario. Depósitos a un mes.

(\*\*) Índice general de precios al consumo (Índice 1983=100).

(\*\*\*) Tipo de interés real a c/p: Tipo de interés nominal c/p menos IPC.

(\*\*\*\*) Variación en % sobre la serie desestacionalizada (Disponibilidades líquidas).

Fuentes: Síntesis de indicadores económicos. Ministerio de Economía y Hacienda.

Boletín económico. Banco de España.

CUADRO 2

		Tipo de interes c/p*	IPC**	Tipo de interes real***	ALP****
1989	ENERO	13	6.4	6.6	11.3
	MARZO	13.9	6.1	7.8	11.3
	ABRIL	14.2	6.7	7.5	11.5
	MAYO	14.5	6.9	7.6	12
	JUNIO	14.5	7.1	7.4	12.1
	JULIO	14.3	7.4	6.9	13.6
	AGOSTO	14	6.6	7.4	14.2
	SEPTIEM	13.6	6.8	6.8	14.6
	OCTUBRE	13	7.1	5.9	14
	NOVIEMB	13.1	7.3	5.8	13.2
	DICIEMB	13.1	6.9	6.2	12.6
1990	ENERO	13.1	6.7	6.4	9.5
	FEBRERO	13.4	7.3	6.1	8.8
	MARZO	14	7	7	8.9
	ABRIL	14.4	7	7.4	9.1
	MAYO	14.5	6.8	7.7	9
	JUNIO	14.5	6.5	8	9.1
	JULIO	14.5	6.3	8.2	8.6
	AGOSTO	14.5	6.5	8	8.9
	SEPTIEM	14.5	6.5	8	8.8
	OCTUBRE	14.5	6.7	7.5	9
	NOVIEMB	14.5	6.7	7.8	9.7
	DICIEMB	14.5	6.5	8	11.7
1991	ENERO	14.5	6.7	7.8	11.2
	FEBRERO	14.4	5.9	8.5	11.9
	MARZO	13.2	5.9	7.3	12.4
	ABRIL	12.5	5.9	6.6	11.6
	MAYO	12	6.2	5.8	11.3
	JUNIO	11.6	6.2	5.4	10.8
	JULIO	11.9	6.1	5.8	10.7
	AGOSTO	12.3	6	6.3	10.7
	SEPTIEM	12	5.7	6.3	11.2
	OCTUBRE	11.8	5.5	6.3	11.4
	NOVIEMB	11.8	5.7	6.1	11.5
	DICIEMB	12	5.5	6.5	10.8
1992	ENERO	11.9	6	5.9	9.7
	FEBRERO	11.8	6.8	5	7.7
	MARZO	11.7	6.9	4.8	6.8
	ABRIL	11.9	6.5	5.4	6.8
	MAYO	11.9	6.5	5.4	6.6
	JUNIO	11.9	6.2	5.7	6.5
	JULIO	12.3	5.2	7.1	5.9
	AGOSTO	12.8	5.7	7.1	5.7
	SEPTIEM	13.2	5.8	7.4	5.1
	OCTUBRE	13.6	5.2	8.4	5.1
	NOVIEM	13.5	5.1	8.4	5
	DICIEMB	13.7	5.4	8.3	5.4
1993	ENERO	13.3	4.7	8.6	6.2
	FEBRERO	12.5	4	8.5	7.9
	MARZO	12.5	4	8.5	7.4
	ABRIL	12.5	4.6	7.9	7.2
	MAYO	11.3	4.6	6.7	7
	JUNIO	10.6	4.9	5.7	7.3
	JULIO	10	4.9	5.1	7.9
	AGOSTO	9.6	4.6	5	7.8
	SEPTIEM	9.2	4.3	4.9	8.4
	OCTUBRE	8.9	4.6	4.3	8.6
	NOVIEM	8.6	4.7	3.9	8.5
	DICIEMB	8	4.9	3.1	8.7
1994	ENERO	7.7	5	2.7	8.1
	FEBRERO	7.7	5	2.7	6.7
	MARZO	7.7	5	2.7	7.1
	ABRIL	7.7	4.9	2.8	6.9
	MAYO	7.7	4.9	2.8	7.2
	JUNIO	7.7	4.7	3	7.4
	JULIO	8.1	4.8	3.3	7.3
	AGOSTO	8.1	4.8	3.3	7.7
	OCTUBRE	8.7	4.4	4.3	7.7
	NOVIEM	8.8	4.4	4.4	7.9
	DICIEMB	8.9	4.3	4.6	8.3
1995	ENERO	10.2	4.4	5.8	8.5
	FEBRERO	9.8	4.8	5	9.9
	MARZO	10.2	5.1	5.1	10.1
	ABRIL	10.2	5.2	5	10.6
	MAYO	10.2	5.1	5.1	10.3
	JUNIO	10.3	5.1	5.2	10.2
	JULIO	10.2	4.7	5.5	10.3
	AGOSTO	10	4.3	5.7	10.7
	SEPTIEM	9.5	4.4	5.1	10.4
	OCTUBRE	9.5	4.3	5.2	10.1
	NOVIEM	9.5	4.4	5.1	9.7
	DICIEMB	9	4.3	4.7	9.2

(\*) Tesoro Público Letras (emisión a 1 año).

(\*\*) Índice general de precios al consumo (Índice 1983=100).

(\*\*\*) Tipo de interés real a c/p: Tipo de interés nominal c/p - IPC.

(\*\*\*\*) Variación en % sobre la serie desestacionalizada (Activos líquidos en manos del público).

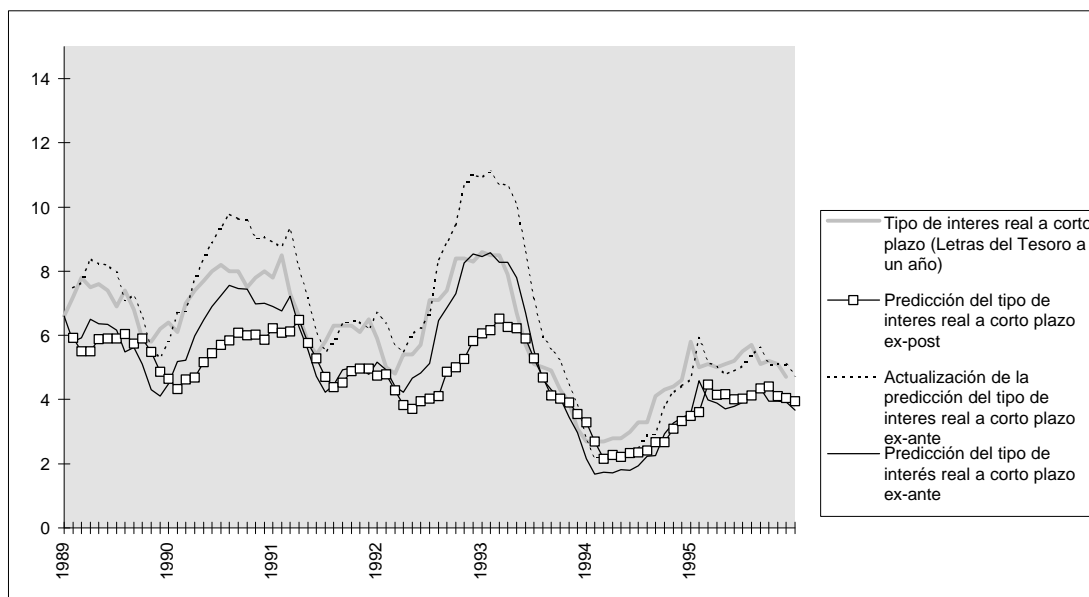
Fuente: Síntesis de indicadores económicos. Ministerio de Economía y Hacienda.

CUADRO3

ESTIMACION DE LOS MODELOS									
MODELO I					MODELO II				
VARIABLE OBSERVADA : TIPO DE INTERES REAL MENSUAL DE LAS LETRAS DEL TESORO A UN AÑO.					VARIABLE OBSERVADA : TIPO DE INTERES REAL MENSUAL DEL MERCADO INTERBANCARIO. DEPÓSITOS A UN MES.				
VARIABLE DE CONTROL : ACTIVOS LÍQUIDOS EN MANOS DEL PÚBLICO (ALP)					VARIABLE DE CONTROL : DISPONIBILIDADES LÍQUIDAS (M3)				
PARAMETROS					PARAMETROS				
VALORES INICIALES		MALLADO DEL ESPACIO PARAMÉTRICO			VALORES INICIALES		MALLADO DEL ESPACIO PARAMÉTRICO		
		0,85 / 1,15	0,95 / 1,05	0,99 / 1,01			0,85 / 1,15	0,95 / 1,05	0,99 / 1,01
$f$	0.9	0.8131	0.7772	0.7739	$f$	0.9	0.9224	0.8993	...
$h$	0.7	0.6324	0.6045	0.6019	$h$	0.6	0.6149	0.5995	...
$g$	0.2	0.1807	0.1727	0.1719	$g$	0.3	0.3074	0.2997	...
$s_v^2$	16	14.4569	13.8174	13.7595	$s_v^2$	11	11.2742	10.992	...
$s_w^2$	4	3.6142	3.45432	3.43985	$s_w^2$	5	5.1246	4.9963	...
2ª DE	FUNCION VEROSIMILITUD	-110.238	-106.708	-105.932	2ª DE	FUNCION VEROSIMILITUD	-133.07	-132.86	NO MEJORA

GRAFICO 1

MODELO I



MODELO II

