



**BANCO DE LA REPÚBLICA**  
**SUBGERENCIA DE ESTUDIOS ECONÓMICOS**

**EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN EJERCICIO ECONOMÉTRICO\***

**Martha Misas A.**  
**Diego Mauricio Vásquez E.**

**Junio 2002**

---

\*Los autores son funcionarios del Banco de la República. El contenido de este documento es de su responsabilidad exclusiva y, por tanto, no compromete a la institución ni a sus directivas. Se agradecen de manera especial los comentarios de L. E. Arango, L. F. Melo y C. E. Posada

## I. Introducción

Este artículo se centra en la estimación histórica de las expectativas de inflación en Colombia para el período comprendido entre 1980 y 2001 a partir de la información contenida en la dinámica conjunta de la tasa de interés nominal y de la inflación observada. El logro de este objetivo se alcanza teniendo en cuenta: (i) la consideración de mercados eficientes, (ii) la racionalidad en la conformación de las expectativas de inflación<sup>1</sup> y (iii) la influencia de la inflación esperada en la evolución de la tasa de interés nominal<sup>2</sup>. Fama y Gibbons (1982) señalan que este último supuesto se fundamenta en el resultado del modelo Mundell-Tobin donde se observa una relación negativa entre la inflación esperada y la tasa de interés real ex-ante<sup>3</sup>. A diferencia de Hamilton (1985), no se considera el supuesto de que las tasas de interés reales esperada y observada presenten la misma dinámica en el largo plazo debido a que el procedimiento econométrico utilizado permite la consideración de variables no observadas.

El trabajo se lleva a cabo mediante la aplicación de técnicas de extracción de señales, en particular, el filtro de Kalman. Dicha metodología es aplicada, inicialmente, por Ansley (1980) y replicada por Fama y Gibbons (1982) para estimar la tasa de interés real ex ante, sobre la cual se supone una dinámica de paseo aleatorio con deriva. Este trabajo, siguiendo a Hamilton (1985), supone (i) una dinámica más completa para la tasa de interés real ex-ante y (ii) una relación entre ésta y las expectativas de inflación, a través de un esquema de vectores autorregresivos.

Así, el trabajo consiste en estimar los parámetros estructurales que gobiernan la dinámica de la tasa de interés real ex -ante y la inflación esperada a partir de la tasa de interés nominal y la inflación observada. Con tal propósito, se plantea una representación estado espacio que supone perturbaciones estocásticas independientes. Tal representación permite la estimación de los parámetros estructurales y de la variable no

---

<sup>1</sup> Lo cual supone, siguiendo Hamilton (1994), errores de pronóstico insesgados y no autocorrelacionados.

<sup>2</sup> Según Hamilton (1985), a partir de esta idea se han motivado trabajos como el de Mishkin (1981), Fama y Gibbons (1982), Frankel (1982). En la actualidad se encuentran trabajos en esta dirección tales como Bidarkota (1996) y Cucho y Hess (2000). Estos constituyen un conjunto de esfuerzos innovadores encaminados a identificar las expectativas de inflación de los mercados financieros a partir de movimientos en las tasas de interés nominal.

<sup>3</sup> Teniendo como punto de partida la teoría clásica de la demanda por dinero, una recomposición de portafolio de dinero por activos financieros que rinden una tasa de interés, la cual incluye una compensación por la inflación esperada, genera una reducción en la tasa de interés real esperada.

observada de tasa de inflación esperada, utilizando la técnica de Filtro de Kalman y el procedimiento de estimación de máxima verosimilitud.

Este documento tiene cuatro secciones además de esta introducción. En la sección II se presenta el modelo y sus supuestos en términos formales, la sección III describe el procedimiento de estimación y sus resultados. En la última, se consignan las conclusiones principales.

## II. Modelo y supuestos

Esta sección describe la representación estado espacio que permite la estimación de la serie de expectativas de inflación, objetivo de este trabajo.

El modelo estructural, conformado por las representaciones dinámicas de la tasa de interés real ex-ante y de la inflación esperada, parte de la ecuación de Fisher (1930) donde la tasa de interés en un determinado período es función de las expectativas de los retornos reales y de la inflación. Siguiendo a Hamilton (1985), es posible representar la dinámica de las expectativas de la tasa de interés real y de la inflación a partir de las ecuaciones (1) y (2)<sup>4</sup>, las cuales constituyen el punto de partida de la representación estado espacio.

$$r_t = k_1 + \Phi(L)r_t + \psi_0\pi_t^e + \Psi(L)\pi_t^e + \xi(L)\pi_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\pi_t^e = k_2 + \alpha(L)r_t + \beta(L)\pi_t^e + \gamma(L)\pi_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

sobre el cual se suponen las siguientes propiedades sobre los términos de perturbación:

$$E[\varepsilon_{1t}] = E[\varepsilon_{1t}r_{t-j}] = E[\varepsilon_{1t}\pi_{t+1-j}^e] = E[\varepsilon_{1t}\pi_{t-j}] = 0 \quad \forall j \geq 1 \quad (3)$$

$$E[\varepsilon_{2t}] = E[\varepsilon_{2t}r_{t-j}] = E[\varepsilon_{2t}\pi_{t-j}^e] = E[\varepsilon_{2t}\pi_{t-j}] = 0 \quad \forall j \geq 1 \quad (4)$$

---

<sup>4</sup> En este contexto, para cualquier variable  $z$  se tiene que  $z(L) = z_1L^1 + \dots + z_pL^p$ .

éstas garantizan una estructura dinámica conjunta estable. Adicionalmente, a partir de manejo algebraico se tiene:

$$E[\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{i,t-j}] = E[\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{k,t-j+1}] = E[\varepsilon_{i,t}e_{t-j}] = 0 \quad \forall i, k = 1, 2 \quad \forall j \geq 1 \quad (5)$$

siendo

$\pi_t$  inflación anual observada en el período (t)

$\pi_t^e$  expectativas de inflación en el período (t) basadas en la información hasta período (t)

$e_t = \pi_t - \pi_t^e$  error de pronóstico del mercado en el período (t)

$i_t$  tasa de interés nominal de los certificados de depósito a 90 días en el período (t)

$r_t = i_t - \pi_t^e$  tasa de interés real ex-ante en el período (t)

En la ecuación (1), la tasa de interés real ex-ante,  $r_t$ , es función de su historia,  $\Phi(L)r_t$ , de la inflación esperada contemporánea,  $\psi_0\pi_t^e$ , y rezagada,  $\Psi(L)\pi_t^e$ , como también, de la evolución pasada de la inflación observada,  $\xi(L)\pi_t$  y de un término de perturbación aleatorio. La inflación esperada,  $\pi_t^e$ , ecuación (2), depende de las evoluciones pasadas de la tasa de interés real ex-ante,  $\alpha(L)r_t$ , la inflación esperada,  $\beta(L)\pi_t^e$  y la observada,  $\gamma(L)\pi_t$  y de un término aleatorio de error.

Tal como señala Hamilton (1985), adicional a los supuestos que conllevan a la estabilidad estructural de la dinámica conjunta de las expectativas de inflación y la tasa de interés real ex-ante, se considera un mercado financiero eficiente en cuanto a que el conjunto de información de los agentes en el período (t) incluye como mínimo rezagos de la tasa de interés nominal, de la inflación esperada y de la inflación observada, hecho que implica:

$$E[e_t\pi_{t-j-1}] = E[e_t r_{t-j}] = E[e_t\pi_{t-j}^e] = 0 \quad j = 0, 1, \dots \quad (6)$$

es decir, la inclusión de la tasa de interés real ex-ante, contemporánea y rezagada, en el conjunto de información relevante para la conformación de las expectativas por parte de los agentes económicos. Dicha consideración lleva a que:

$$E[e_t \varepsilon_{1t-j}] = 0, E[e_t \varepsilon_{2t-j}] = 0 \quad \forall j > 0 \quad (7)$$

Así, a partir del conjunto de condiciones de ortogonalidad ya mencionadas, se tiene la siguiente matriz de covarianza entre los términos de perturbación estocástica de las ecuaciones (1) y (2) y el error de pronóstico del mercado:

$$E[(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, e_t)' (\varepsilon_{1l}, \varepsilon_{2l}, e_l)] = \begin{cases} \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_e^2 \end{bmatrix} & \text{para } t=l \\ 0 & \text{para } t \neq l \end{cases} \quad (8)$$

Dada la definición de la tasa de interés real ex-ante, la ecuación (1) puede ser reformulada en términos de la inflación esperada y de la tasa de interés nominal, así:

$$i_t - \pi_t^e = k_1 + \Phi(L)(i_t - \pi_t^e) + \psi_0 \pi_t^e + \Psi(L)\pi_t^e + \xi(L)\pi_t + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

resolviendo para  $i_t$  se tiene:

$$i_t = k_1 + (1 + \psi_0)\pi_t^e + (\Psi(L) - \Phi(L))\pi_t^e + \Phi(L)i_t + \xi(L)\pi_t + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

de tal forma que, el sistema de ecuaciones (10), (2) y la definición del error de pronóstico de mercado permite expresar el modelo en términos de una representación estado-espacio.

#### A. Representación estado-espacio y filtro de Kalman

La correspondiente representación estado-espacio en forma matricial compacta está conformada por las ecuaciones (11) y (12), las cuales constituyen las ecuaciones de medida y de transición, respectivamente.

$$Y_t = H X_t + D Z_{t-1} + v_t \quad (11)$$

$$X_{t+1} = F X_t + G Z_t + w_{t+1} \quad (12)$$

para  $j = 1, 2, \dots$  se supone el siguiente comportamiento en los términos de perturbación:

$$E[w_t X'_{t-j}] = 0, E[w_t Z'_{t-j}] = 0, E[w_t Y'_{t-j}] = 0, E[w_t w'_t] = Q \quad \forall t = 1, \dots, T$$

$$E[v_t X'_{t+1-j}] = 0, E[v_t Z'_{t-j}] = 0, E[v_t Y'_{t-j}] = 0, E[v_t v'_t] = R \quad \forall t = 1, \dots, T$$

las matrices consideradas en las ecuaciones (11) y (12) se definen de la siguiente manera:

$$X_t = (\pi_t^e, \pi_{t-1}^e, \dots, \pi_{t-p}^e)'$$

$$Z_t = (i_t, i_{t-1}, \dots, i_{t-p+1}, \pi_t, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-p+1}, 1)'$$

$$Y_t = (i_t, \pi_t)'$$

$$w_{t+1} = (\varepsilon_{2,t+1}, 0, \dots, 0)'$$

$$v_t = (\varepsilon_{1,t}, e_t)'$$

$$F = \begin{bmatrix} (\beta_1 - \alpha_1) & (\beta_2 - \alpha_2) & \dots & (\beta_p - \alpha_p) & 0 \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$G = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \dots & \alpha_p & \gamma_1 & \gamma_2 & \dots & \gamma_p & k_2 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$D = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_p & \xi_1 & \xi_2 & \dots & \xi_p & k_1 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$H = \begin{bmatrix} (1 + \psi_0) & (\psi_1 - \phi_1) & (\psi_2 - \phi_2) & \dots & (\psi_p - \phi_p) \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

$$R = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

Así, el vector  $Y_t$  de dimensiones (2X1) esta conformado por las variables dependientes. Las matrices de hiperparámetros,  $F, H, Q$  y  $R$ , y las de parámetros,  $G$  y  $D$ , están constituidas por los coeficientes a estimar. Tanto los parámetros como los hiperparámetros pueden ser representadas conjuntamente mediante  $\Theta$ . El vector de estado está conformado por las expectativas de inflación contemporánea y rezagadas, que se constituyen como variables no observables y requieren ser estimadas.

Adicionalmente, la especificación estado-espacio supone:

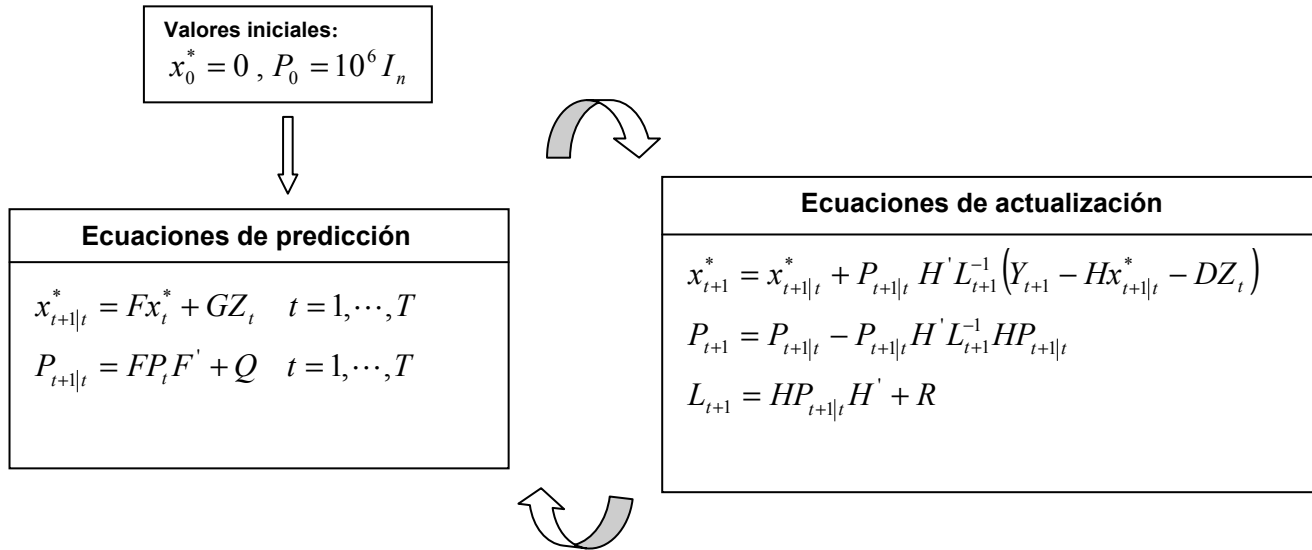
- un vector de estado inicial  $X_0$  con  $E[X_0] = x_0^*$  y  $Cov[X_0] = P_0$
- $E[y_t, w_s'] = 0 \quad \forall t \neq s$  (13)
- $E[y_t, X_0'] = 0, E[w_t, X_0'] = 0 \quad \forall t = 1, \dots, T$  (14)
- Matrices de coeficientes ( $F, G, D, H$ ) y de covarianza ( $R, Q$ ) no cambiantes a través del tiempo, es decir, caracterizadas como representaciones invariantes en el tiempo

Una vez establecidas la representación estado-espacio y sus supuestos fundamentales, el trabajo econométrico se concentra en la estimación, del vector de estado, de los parámetros e hiperparámetros y de las distintas matrices de covarianza del sistema. Como señala Harvey (1994), para tal propósito existen diferentes algoritmos, siendo el principal el filtro de Kalman.

El filtro de Kalman se define como un procedimiento recursivo que permite calcular el estimador óptimo del vector de estado en cada momento del tiempo con base en la información disponible en el momento t-1, y actualizar, con la información adicional disponible en el

momento  $t$ , dichas estimaciones (Clar *et al.* 1998). El proceso recursivo inherente al filtro de Kalman puede ilustrarse mediante el siguiente esquema<sup>5</sup> (Figura 1).

Figura 1



Siendo  $x_t^*$  el estimador óptimo de  $X_t$  basado en la información disponible que incluye  $Y_t$ , y  $P_t$  la matriz de covarianza del error de estimación del vector de estado. En el caso trimestral  $n = 5$ , en tanto que, en el mensual se tiene  $n = 13$

De acuerdo con De Jong (1989 y 1991), una representación estado-espacio es difusa si su matriz de varianza –covarianza es arbitrariamente grande, hecho que surge en el contexto de incertidumbre en parámetros y no estacionariedad en el modelo. Por consiguiente, dado que la matriz  $F$ , de la ecuación de transición, para los ejercicios mensual y trimestral presenta algunas de las normas de sus valores propios dentro del círculo unitario, es decir, algunas de sus raíces características por fuera de éste<sup>6</sup>, se tiene una representación con estado inicial difuso. Este hecho explica, siguiendo a Harvey (1994), que se hayan considerado como valores iniciales  $P_0 = 10^6 I_5$  y  $P_0 = 10^6 I_{13}$  para los casos trimestral y mensual, respectivamente.

<sup>5</sup> Véase Welch y Bishop (2001). Algunos trabajos recientes que han aplicado el filtro de Kalman en el análisis macroeconómico colombiano son, Melo *et al.* (2001) y Misas *et al.* (2001).

<sup>6</sup> En el ejercicio trimestral, las normas de los valores propios de la matriz  $F$  son: 0, 2.16, 0.0, -0.40, 0.34. En tanto que, en el caso mensual éstas son: 0, 0.94, 0.63, 0.48, 0.41, 0.20, -0.29, 0.49.



## B. Estimación por máxima verosimilitud

La teoría clásica de estimación por máxima verosimilitud es utilizada para obtener estimaciones de los parámetros en  $D$  y  $G$  y de los hiperparámetros en las matrices  $F$ ,  $H$ ,  $Q$  y  $R$ . Si cada uno de los vectores conformados por las perturbaciones  $\{v_t\}$  y  $\{w_{t+1}\}$  sigue una distribución normal multivariada implica que  $Y_t$ , condicional a su conjunto de información relevante en (t-1), sigue una distribución normal. Así:

$$(Y_t | \mathfrak{S}_{t-1}) \sim N\left((DZ_{t-1} + R'x_{t|t-1}^*), (HP_{t|t-1}H' + R)\right) \quad (15)$$

$$\mathfrak{S}_{t-1} \equiv \{i_{t-1}, \dots, \pi_{t-1}, \dots\}$$

con función de verosimilitud en forma matricial compacta dada por:

$$\text{Log } \ell = -\frac{T}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |L_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v_t' L_t^{-1} v_t \quad (16)$$

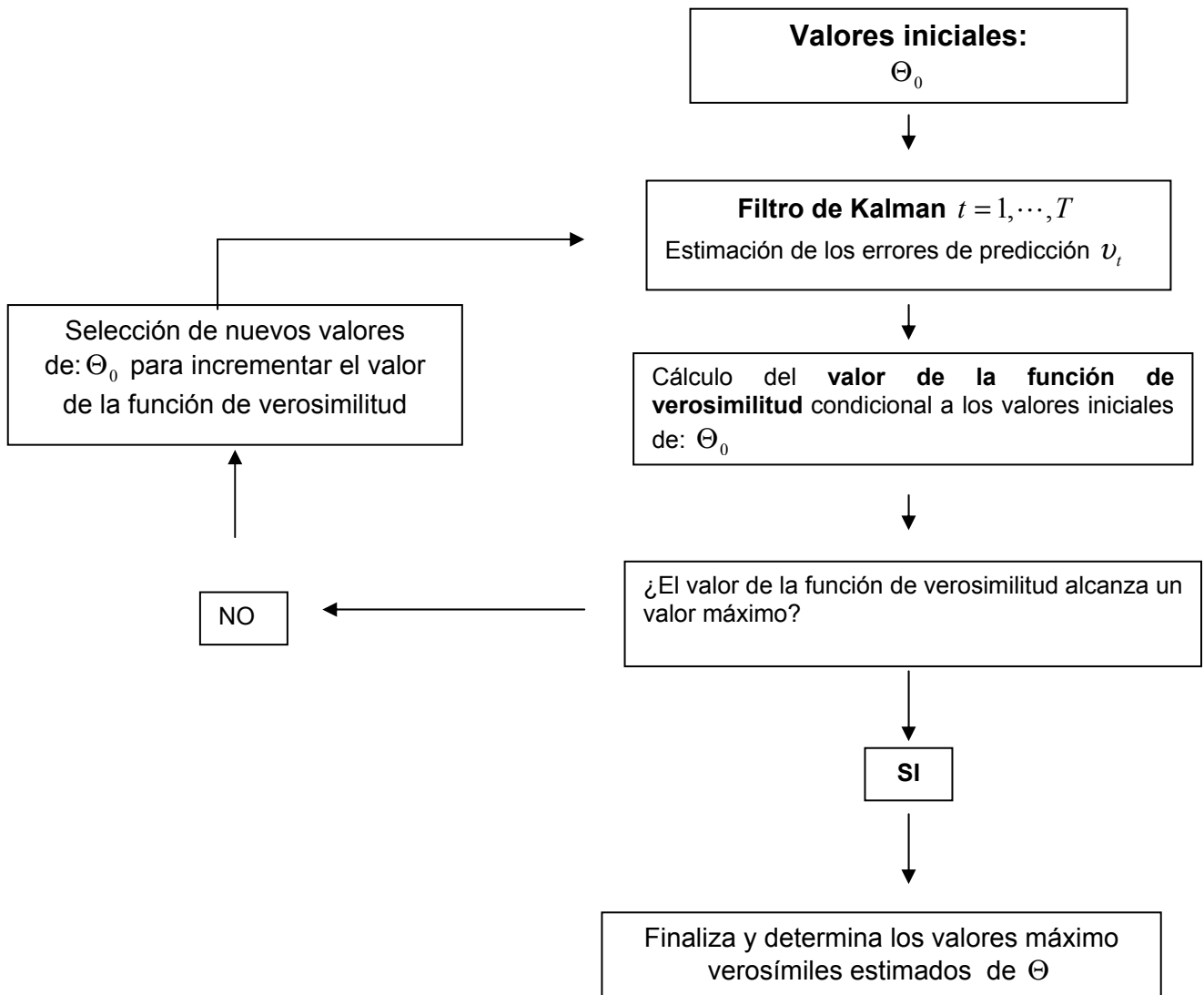
Siendo:

$$v_t = Y_t - \hat{Y}_{t|t-1} \quad t = 1, \dots, T \quad (17)$$

La expresión de la función de verosimilitud (16) es usualmente compleja para obtener de sus expresiones analíticas los valores de los parámetros que la hacen máxima. Como lo presentan Clar *et al.* (1998), esta dificultad se supera mediante procedimientos de optimización numérica<sup>7</sup> que considera el esquema presentado en la Figura 2. Es de señalar que, los valores iniciales utilizados en el algoritmo “*Double - dogleg*” se obtienen a partir de los valores estimados a través del método Simplex<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> El procedimiento numérico de optimización no lineal utilizado es “*Double - dogleg*”, el cual combina las ideas de los métodos “*Quasi-Newton*” y “*Trust-Region*” de acuerdo con Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno (véanse: Judge, G. *et al.* [1985], y Hendry [1995]). Véase, SAS/IML Software, Changes and Enhancements, 1996.

<sup>8</sup> En este caso, el algoritmo numérico utilizado es el de Nelder-Mead Simplex Optimization con valores iniciales iguales a cero. Véanse, Judge, G. *et al.* (1985) y Hendry (1995).

Figura 2<sup>9</sup>

Los pasos sugeridos por la figura 2 pueden ser resumidos de la siguiente manera:

- Identificación del sistema, reconocimiento de los parámetros e hiperparámetros por estimar y selección de sus valores iniciales.
- Generación de las perturbaciones  $v_t$  a partir de dichos valores iniciales mediante las ecuaciones del filtro de Kalman (Figura 1).
- Determinación del valor de la función de verosimilitud.
- Finalización del proceso de estimación al obtener un valor máximo en la función de verosimilitud. Si este valor no es máximo, el procedimiento de estimación seleccionado proporcionará nuevos valores de los parámetros e hiperparámetros para retornar al punto b.

<sup>9</sup> Tomada de Cuthbertson *et al.* (1992).

### III. Resultados

La estimación de las expectativas de inflación se lleva a cabo considerando información sobre inflación anual, calculada a partir del índice de precios al consumidor total nacional, y tasa de interés efectiva anual de los certificados de depósito a 90 días<sup>10</sup>. El ejercicio considera dos frecuencias de información: (i) trimestral, correspondiente al período comprendido entre el segundo trimestre de 1980 y el tercero de 2001 y (ii) mensual, con información entre junio de 1980 a febrero de 2002. En el Anexo 1 se presentan las series estimadas de expectativas de inflación a dichas frecuencias.

Los cuadros 1 y 2 presentan los resultados de los procesos de estimación de la representación estado-espacio, para las dos frecuencias. Dichos procesos de estimación siguen el esquema recursivo presentado en la Figura 2. Es de señalar que, las ecuaciones (11) y (12) consideran en el caso trimestral una longitud de rezago de orden cuatro,  $p = 4$ , y en el mensual de orden doce,  $p = 12$ . En la selección de dicho número de rezagos no se utilizaron criterios estadísticos sino consideraciones de costo computacional. Los resultados que se presentan corresponden al valor estimado de los parámetros, su gradiente y su desviación estándar, esta última obtenida a partir de la matriz hessiana correspondiente al proceso de optimización no lineal (Hamilton 1999).

Como puede apreciarse, en los dos ejercicios de estimación, los coeficientes asociados a la inflación observada y sus rezagos no resultan estadísticamente significativos. Este hecho puede ser explicado por la existencia de colinealidad entre  $\pi_t$  y  $\pi_t^e$  debida a la definición de la variable de expectativas. Sin embargo, la estrategia de exclusión, de alguna de estas dos variables, no puede aplicarse primordialmente por dos razones: (i) el carácter no observable de  $\pi_t^e$  que constituye el punto central del modelo y (ii) el sesgo de especificación teórico económica en el que se incurriría al omitir  $\pi_t$  de la formulación de éste<sup>11</sup>. Sin embargo el vector de estado, conformado por las expectativas de inflación y sus rezagos, resulta estadísticamente relevante en las ecuaciones de transición y de medida de las dos representaciones estado-espacio (trimestral y mensual).

<sup>10</sup> Fuente: DANE y Banco de la República, respectivamente.

<sup>11</sup> Es de señalar que, al llevar a cabo la estimación bajo esta metodología con los datos del ejercicio de Hamilton (1985) se obtiene un resultado similar de no relevancia estadística de la inflación observada y sus rezagos.

Cuadro 1  
Estimación frecuencia trimestral

Parámetro	Valor Estimado	Gradiente	Desv. Estándar <sup>12</sup>
$\theta_1 = \psi_0$	-1.1172	-0.4642	0.0606
$\theta_2 = \psi_1$	-0.5235	-1.3783	0.0615
$\theta_3 = \phi_1$	-1.3414	-0.8803	0.2237
$\theta_4 = \psi_2$	0.7802	0.0086	0.0911
$\theta_5 = \phi_2$	-0.6722	-0.6129	0.1022
$\theta_6 = \psi_3$	-1.6274	-0.5439	0.2215
$\theta_7 = \phi_3$	-1.1649	-0.8878	0.1727
$\theta_8 = \psi_4$	-0.0894	-2.3035	0.0208
$\theta_9 = \phi_4$	-0.0396	-0.7602	0.0615
$\theta_{10} = k_1$	1.8928	-0.0095	54.9536
$\theta_{11} = \beta_1$	2.3823	-0.8020	0.2607
$\theta_{12} = \alpha_1$	1.0158	-1.8454	0.1981
$\theta_{13} = \beta_2$	-1.3070	-1.0432	0.0495
$\theta_{14} = \alpha_2$	0.6230	-0.0362	0.1346
$\theta_{15} = \beta_3$	0.2736	-1.5841	0.1061
$\theta_{16} = \alpha_3$	0.6030	-1.2953	0.0256
$\theta_{17} = \beta_4$	0.8603	-0.5024	0.2461
$\theta_{18} = \alpha_4$	0.5671	-1.6061	0.0479
$\theta_{19} = k_2$	-0.3861	-0.0126	36.0468
$\theta_{20} = \xi_1$	2.1394	0.1291	2.6300
$\theta_{21} = \gamma_1$	0.4837	0.0877	1.4850
$\theta_{22} = \xi_2$	1.7344	-0.0006	3.1804
$\theta_{23} = \gamma_2$	-2.5568	0.0329	3.8621
$\theta_{24} = \xi_3$	0.4799	0.0290	3.4322
$\theta_{25} = \gamma_3$	0.5030	-0.0896	3.9874
$\theta_{26} = \xi_4$	1.1898	0.0142	2.1767
$\theta_{27} = \gamma_4$	-1.6592	-0.0196	3.0389
$\theta_{28} = \sigma_1^2$	2.8119	-0.3313	0.0720
$\theta_{29} = \sigma_e^2$	1.4792	-0.9842	0.1580
$\theta_{30} = \sigma_2^2$	2.8667	-0.7282	0.0665
<b>Doornik – Hansen</b>			
“P-Value” Prueba de normalidad univariada			
$v_t(\pi_t) : 0.149$			
$v_t(i_t) : 0.657$			
“P-Value” Prueba de normalidad multivariada			
$\begin{pmatrix} v(i_t) \\ v(\pi_t) \end{pmatrix} : 0.316$			

<sup>12</sup> \*Obtenida a partir de la matriz “hessiana” correspondiente al proceso de optimización no lineal (Hamilton 1999).

**Cuadro 2**  
**Estimación frecuencia mensual**

Parámetro	Valor estimado	Gradiente	Desv. Estándar	Parámetro	Valor estimado	Gradiente	Desv. Estándar
$\theta_1 = k_1$	-0.9933	0.0000	16.7501	$\theta_{40} = \beta_4$	-0.1118	0.0871	0.2532
$\theta_2 = \psi_0$	-1.4324	0.0908	0.5459	$\theta_{41} = \gamma_4$	-0.2696	0.0454	4.0437
$\theta_3 = k_2$	0.5059	-0.0027	6.4760	$\theta_{42} = \psi_4$	0.3351	0.0194	0.4856
$\theta_4 = \phi_1$	-0.6208	-0.0559	1.5263	$\theta_{43} = \xi_4$	0.4547	-0.0123	2.6601
$\theta_5 = \alpha_1$	-0.0935	0.1536	0.0463	$\theta_{44} = \beta_5$	0.1901	0.1167	0.2641
$\theta_6 = \phi_2$	-0.7040	-0.0519	0.5843	$\theta_{45} = \gamma_5$	0.2622	0.0506	3.8457
$\theta_7 = \alpha_2$	0.3315	0.0308	0.2354	$\theta_{46} = \psi_5$	-0.5147	-0.0338	0.6685
$\theta_8 = \phi_3$	-0.4268	-0.0418	0.2850	$\theta_{47} = \xi_5$	0.0232	-0.0002	2.5323
$\theta_9 = \alpha_3$	-0.0263	0.0422	0.8296	$\theta_{48} = \beta_6$	0.0436	0.2188	0.5808
$\theta_{10} = \phi_4$	-0.0184	0.0477	0.0172	$\theta_{49} = \gamma_6$	-0.2899	0.0562	4.0150
$\theta_{11} = \alpha_4$	0.1866	0.0110	0.1604	$\theta_{50} = \psi_6$	-0.2079	0.3225	0.2991
$\theta_{12} = \phi_5$	0.0395	-0.0364	0.6605	$\theta_{51} = \xi_6$	0.1815	-0.0120	3.0486
$\theta_{13} = \alpha_5$	0.1432	-0.0550	1.0281	$\theta_{52} = \beta_7$	-0.1337	-0.0550	0.3112
$\theta_{14} = \phi_6$	0.2881	-0.2436	0.4842	$\theta_{53} = \gamma_7$	-0.3375	0.0506	4.0987
$\theta_{15} = \alpha_6$	0.0681	-0.1080	1.0328	$\theta_{54} = \psi_7$	-0.4158	-0.2436	0.0338
$\theta_{16} = \phi_7$	-0.3214	0.3430	0.0298	$\theta_{55} = \xi_7$	0.2904	-0.0152	2.8525
$\theta_{17} = \alpha_7$	0.1195	0.1839	0.3258	$\theta_{56} = \beta_8$	0.0609	0.2655	0.0691
$\theta_{18} = \phi_8$	-0.0313	-0.0881	0.0100	$\theta_{57} = \gamma_8$	0.1783	0.0506	3.9231
$\theta_{19} = \alpha_8$	0.1852	-0.2199	0.0211	$\theta_{58} = \psi_8$	0.0307	0.1422	0.0065
$\theta_{20} = \phi_9$	0.0579	-0.4179	0.0017	$\theta_{59} = \xi_8$	-0.1334	-0.0079	2.9295
$\theta_{21} = \alpha_9$	0.0708	-0.0889	0.0050	$\theta_{60} = \beta_9$	0.0453	0.2178	0.0040
$\theta_{22} = \phi_{10}$	0.0190	0.1525	0.0023	$\theta_{61} = \gamma_9$	-0.3523	0.0479	3.9154
$\theta_{23} = \alpha_{10}$	-0.1015	0.6532	0.0044	$\theta_{62} = \psi_9$	0.1230	0.3890	0.0011
$\theta_{24} = \phi_{11}$	0.0280	-1.1281	0.0020	$\theta_{63} = \xi_9$	0.2517	-0.0177	2.9349
$\theta_{25} = \alpha_{11}$	-0.0671	0.1561	0.0092	$\theta_{64} = \beta_{10}$	-0.0924	-0.5147	0.0064
$\theta_{26} = \phi_{12}$	-0.1758	0.8219	0.0023	$\theta_{65} = \gamma_{10}$	0.1278	0.0480	3.8310
$\theta_{27} = \alpha_{12}$	0.1656	0.6562	0.0369	$\theta_{66} = \psi_{10}$	0.0458	-0.2210	0.0029
$\theta_{28} = \beta_1$	0.7990	0.0614	0.8934	$\theta_{67} = \xi_{10}$	-0.2462	-0.0071	2.8749
$\theta_{29} = \gamma_1$	0.8457	0.0562	1.3243	$\theta_{68} = \beta_{11}$	-0.0540	-0.0039	0.0097
$\theta_{30} = \psi_1$	-0.5917	0.0389	0.4532	$\theta_{69} = \gamma_{11}$	-0.3352	0.0477	3.2787
$\theta_{31} = \xi_1$	0.2806	-0.0085	1.2981	$\theta_{70} = \psi_{11}$	0.0319	0.9331	0.0013
$\theta_{32} = \beta_2$	0.2064	0.0678	0.3108	$\theta_{71} = \xi_{11}$	0.4171	-0.0099	2.8955
$\theta_{33} = \gamma_2$	-0.7454	0.0595	2.9256	$\theta_{72} = \beta_{12}$	0.1689	-0.5943	0.0325
$\theta_{34} = \psi_2$	0.8002	0.0475	0.6576	$\theta_{73} = \gamma_{12}$	0.0875	0.0570	1.4699
$\theta_{35} = \xi_2$	1.5605	-0.0066	2.4643	$\theta_{74} = \psi_{12}$	-0.1758	-1.0047	0.0028
$\theta_{36} = \beta_3$	0.0415	0.0631	0.8615	$\theta_{75} = \xi_{12}$	-0.2661	-0.0049	2.0069
$\theta_{37} = \gamma_3$	-0.0333	0.0554	3.9372	$\theta_{76} = \sigma_1^2$	0.6348	-0.0850	0.1369
$\theta_{38} = \psi_3$	0.7726	0.1551	0.4358	$\theta_{77} = \sigma_e^2$	0.3097	0.0913	0.0864
$\theta_{39} = \xi_3$	0.3911	-0.0139	2.8380	$\theta_{78} = \sigma_2^2$	1.1565	-0.0937	0.6873
<b>Doornik – Hansen</b>							
"P-Value" Prueba de normalidad univariada							
$v_t(\pi_t) : 0.3868$							
$v_t(i_t) : 0.6647$							
"P-Value" Prueba de normalidad multivariada							
$\begin{pmatrix} v(i_t) \\ v(\pi_t) \end{pmatrix} : 0.5063$							

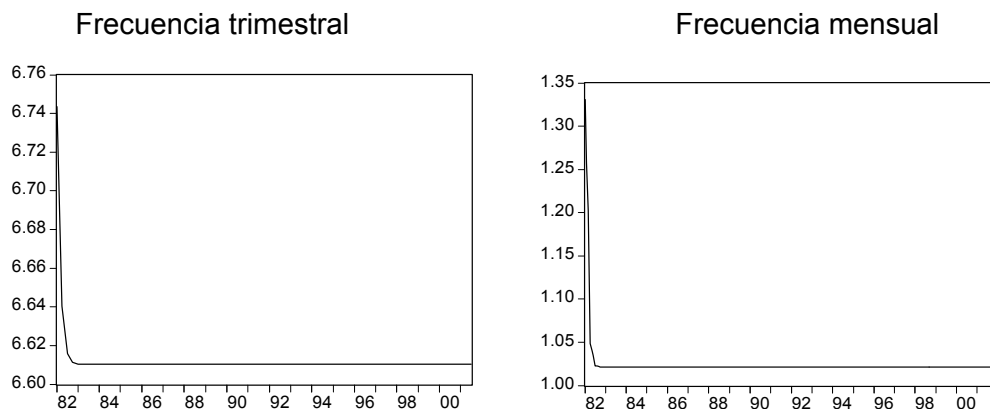
Adicionalmente, la tasa de interés nominal y sus rezagos resulta estadísticamente significativa en la determinación de las expectativas de inflación trimestral y mensual.

Los “*p-value*” asociados a las pruebas de Doornik y Hansen (1994) sobre normalidad univariada y multivariada, para las dos frecuencias bajo análisis, permiten concluir el cumplimiento del supuesto de normalidad residual en los dos ejercicios de estimación.

La condición necesaria y suficiente para que un sistema alcance su estabilidad<sup>13</sup>, es que las raíces características de la matriz de transición  $F$  tengan módulo menor que uno. Por consiguiente, los dos sistemas considerados, trimestral y mensual, no satisfacen dicha condición (véase, nota al pie No 6).

Sin embargo, el filtro de Kalman aplicado a una representación de estado espacio cumple la propiedad de estado de equilibrio estable (“*steady state*”) si la matriz de covarianza del error de predicción converge a una matriz  $\bar{P}$ <sup>14</sup>. En este caso, las dos estimaciones del filtro de Kalman convergen a una matriz fija. Es de señalar que, a falta de la propiedad de estabilidad, una aproximación a la verificación de dicha convergencia se lleva a cabo revisando los valores de las matrices  $\hat{P}_{t|t-1}$  en cada momento del tiempo

Gráfico 1  
Convergencia de la varianza del vector de estado



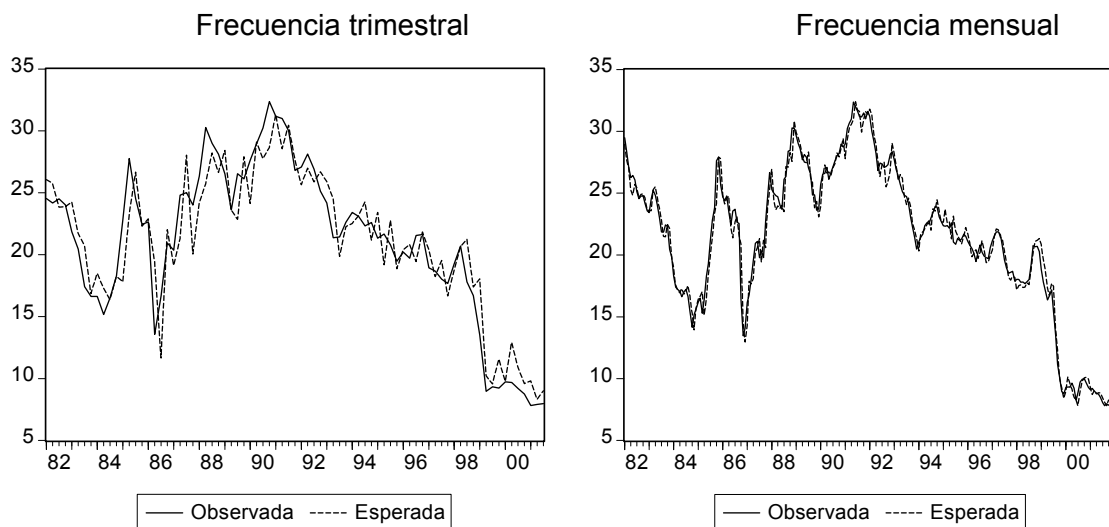
<sup>13</sup> Es decir, que para cualquier estado inicial  $x_0^*$ , el vector de estado converge a una solución de equilibrio  $\bar{x}$

<sup>14</sup> En el caso de no alcanzar convergencia se tendría una estimación del vector de estado con variabilidad explosiva. Una descripción de este punto puede verse en Harvey (1994), sección 3.3.3.

El Gráfico 1 presenta las dinámicas convergentes de las varianzas correspondientes a la primera componente del vector de estado<sup>15</sup>,  $\hat{\pi}_t^e |_{t-1}$  trimestral y mensual, respectivamente. Con valores de convergencia de 6.61 y 1.21.

El gráfico 2 presenta la evolución de la inflación anual observada y esperada a frecuencia trimestral y mensual, respectivamente.

Gráfico 2  
Trayectoria histórica de la inflación



Como se observa en el Gráfico 2, la dinámica de la inflación esperada sigue de cerca la evolución de la serie observada, principalmente en el caso de frecuencia mensual. Hecho que obedece a la disponibilidad de información más reciente al momento de conformar la expectativa, es decir, existe una mayor posibilidad de corregir problemas de sobre o subestimación de las expectativas de inflación a nivel mensual que en el caso trimestral.

Dada la similitud en los patrones de comportamiento de la inflación esperada y la observada, podrían señalarse algunos hechos relevantes del entorno económico que podrían estar asociados a dichas dinámicas.

<sup>15</sup> Es de señalar que las restantes componentes del vector de estado también presentan varianzas con dinámicas convergentes.

El comportamiento de la inflación tanto observada como esperada se caracteriza por presentar una dinámica creciente durante el período comprendido entre 1984 y 1989. Es de señalar que, en dicho período el entorno macroeconómico se ve afectado por la presencia de choques externos y por fuertes cambios de política económica. Podría decirse que la principal fuente de incertidumbre económica es la misma inestabilidad de la inflación observada, la cual puede describirse así:

- (i) En el período comprendido entre 1981 y 1984 se presenta una inflación moderada. Sin embargo, durante los dos primeros meses de 1985 se observa un alto crecimiento de la inflación debido, primordialmente, a un fuerte ajuste, no anticipado, en la tasa de cambio nominal, la introducción del IVA y restricciones a las importaciones.
- (ii) A partir del primer trimestre de 1985 hasta febrero de 1986 la inflación se reduce como consecuencia del incremento en los agregados monetarios y en la tasa de interés, además, este período estuvo caracterizado por la consolidación del proceso de ajuste macroeconómico y por una fuerte acumulación de reservas internacionales provenientes de una mini bonanza cafetera.
- (iii) Entre marzo de 1986 y febrero de 1988 la inflación vuelve a presentar una dinámica creciente, la cual estuvo asociada con un elevado crecimiento económico y de demanda agregada, con problemas de abastecimiento de alimentos, debido a la sequía de mediados de 1987 y 1988, y con una expansión monetaria, no anticipada, que se presenta a finales de 1987 como consecuencia de la fuerte acumulación de reservas internacionales.
- (iv) En 1989 se presenta una dinámica de la inflación más estable, asociada con la caída en los precios del café, el estricto control monetario, la disminución en el déficit fiscal y la orientación de la política monetaria a alcanzar la estabilidad de precios.

A pesar del surgimiento de presiones inflacionarias en 1990 y 1993 y de haber observado en 1991 la inflación más alta desde 1977, la inflación tanto observada como esperada presenta una dinámica decreciente entre 1990 y 1999 debido a que el entorno macroeconómico estuvo caracterizado por aspectos positivos, fundamentalmente de política económica, que ayudaron a reducir el nivel de incertidumbre, principalmente respecto a la inflación. Dentro de estos aspectos cabe señalar los siguientes: (i) Programa de ajuste fiscal, (ii) reglas estrictas de política monetaria y crediticia, (iii) cuidadosa política salarial, (iv) revaluación moderada de la tasa de cambio real, (v) consolidación de



reformas estructurales iniciadas en 1990 y un fuerte compromiso de las autoridades económicas con respecto a la reducción del nivel de la inflación.

A partir de 2000, se observan los menores niveles de inflación observada y esperada de todo el período bajo análisis. Cabe anotar que, en este período, las metas de inflación establecidas por el Banco de la República son alcanzadas. Adicionalmente, se promueven ajustes en materia de tarifas de servicios públicos, y se presenta una desaceleración económica y un crecimiento en el desempleo, lo cual evita el surgimiento de presiones de demanda agregada que generen sorpresas inflacionarias.

### **Eficiencia de los mercados en la conformación de las expectativas de inflación.**

Siguiendo la metodología de Hamilton (1985), la eficiencia de los mercados, en lo relacionado con la conformación de expectativas de inflación, puede analizarse, desde una perspectiva econométrica simple, a partir de las propiedades de insesgamiento y racionalidad del error de pronóstico estimado.

- **Insesgamiento:**

En el caso del ejercicio trimestral, el error de pronóstico de la inflación es en promedio de -0.07%, el cual adopta valores negativos en el 55% del total de las observaciones y positivos en el 45% de éstas. En el caso mensual, el error de pronóstico de la inflación es en promedio 0.0002%, con un 52% de valores negativos y un 48% de valores positivos. Este hecho sugiere que  $\hat{\pi}_t^e$  es un estimador insesgado de las expectativas de inflación, tanto a frecuencia trimestral como mensual, que no exhibe tendencia sistemática a sobre o sub estimar la inflación.

- **Racionalidad.**

El comportamiento de los agentes económicos es influenciado frecuentemente por sus expectativas respecto al futuro. Dado que tales expectativas no son directamente observables, surge la necesidad de encontrar métodos que permitan su estimación y la verificación de la existencia de un comportamiento racional en su conformación por parte de los individuos. Tal como lo señala Hamilton (1994), la existencia de racionalidad en la conformación de las expectativas puede probarse a través de la

verificación de no correlación entre el error de pronóstico de la expectativa y la información disponible en el momento de su construcción.

Desde un punto de vista econométrico, una forma simplificada de probar la existencia de un comportamiento racional de los agentes en la conformación de las expectativas de inflación es a partir de la correlación del error de pronóstico de la inflación a un período,  $corr(\hat{e}_t, \hat{e}_{t-1})$ . En el caso trimestral se observa que dicho coeficiente adopta un valor de -0.023 y para el caso mensual de 0.046, estadísticamente no significativos. Resultados que indican que el error de pronóstico en  $(t)$  es independiente del error de pronóstico en el período anterior, lo cual constituye una medida simplificada de comportamiento racional en la conformación de las expectativas de inflación en los casos bajo estudio.

#### IV. Conclusiones

La estimación histórica de las expectativas de inflación en Colombia para el período comprendido entre 1980 y 2001, se lleva a cabo a través de la combinación del algoritmo del filtro de kalman y del método de máxima verosimilitud. Este procedimiento permite obtener los parámetros de la representación estado espacio, la cual describe la dinámica conjunta de la inflación y de la tasa de interés nominal en función de éstas y sus rezagos, como también, de la evolución de las expectativas de inflación. Hecho que marca la diferencia con el procedimiento econométrico presentado en Hamilton (1985) donde la estimación de dichos parámetros se realiza por fuera de la representación estado espacio imponiendo el supuesto de una misma dinámica para las tasas de interés reales ex-ante y ex-post.

Como hecho relevante se encuentra que los coeficientes asociados a las expectativas de inflación y la tasa de interés nominal resultan estadísticamente significativos en la determinación de la dinámica conjunta de  $i_t$  y  $\pi_t$ . Resultados que coinciden con los planteamientos de Mishkin (1981), Fama y Gibbons (1982), Frankel (1982), Hamilton (1985) y Bidarkota (1996). Adicionalmente, la inflación observada y sus rezagos no resultan estadísticamente significativos, punto que puede ser explicado por la existencia de colinealidad entre  $\pi_t$  y  $\pi_t^e$  debida a la definición de la variable de expectativas.

En las estimaciones llevadas a cabo, se validan los supuestos de estabilizabilidad del vector de estado y de normalidad residual. La inflación esperada (estimada bajo el procedimiento descrito), al igual que la observada, presenta una dinámica creciente entre 1984 y 1989 y decreciente a partir de 1990. Observándose los menores niveles a partir del año 2000.

La no correlación serial de primer orden y el nivel de simetría entre valores positivos y negativos adoptados por el error de pronóstico permiten, en alguna medida, reconocer eficiencia de los mercados en cuanto a la conformación de las expectativas de inflación en Colombia entre 1980 y 2001 y corroboran el supuesto estadístico fundamental de comportamiento ruido blanco del error de pronóstico.

## BIBLIOGRAFÍA

- Ansley, C.F., (1980); "Signal Extraction in Finite Series and the Estimation of Stochastic Regression Coefficients", Proceedings of the American Statistical Association". Citado por Fama y Gibbons (1982)
- Bidarkota, P. (1996) "The Comparative Forecast Performance of Univariate and Multivariate Models". Kansas State University - Department of Economics. *Working Paper Series Dec. 1996*
- Clar, M., R. Ramos and J. Suriñach (1998); "*A latent variable model to measure regional manufacturing production in Spain*", Workshop on Regional Economic Indicators, University of Minho, Braga.
- Cuche, N. A. and M. K. Hess (2000); "Estimating Monthly GDP in a General Kalman Filter Framework: Evidence from Switzerland", *Economic & Financial Modelling*, Winter 2000.
- Cuthbertson, K., S. Hall and M. Taylor (1992); *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf.
- De Jong, P. (1989); "Stable Algorithms for the State Space Model"; *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 12, No. 2.
- (1991); "The Diffuse Kalman Filter", *Annals of Statistics*, Vol. 19, No. 2.
- Doornik, J. A. and H. Hansen (1994); "*An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality*", Nuffield College, Oxford.
- Fama, E. F. and M. R. Gibbons (1982); "Inflation, Real Returns and Capital Investment", *Journal of Monetary Economics* 9.
- Fisher, I. (1930); *The theory of interest*, New York, (Citado por Fama y Gibbons (1982)).
- Frankel, J. A. (1982); "A Technique for Extracting a Measure of Expected Inflation from the Interest Rate Term Structure". *Review of Economics and Statistics*, 64

- Harvey, A. (1994); *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press.
- Hamilton, D. (1985); "Uncovering Financial Market Expectations of Inflation", *Journal of Political Economy*, Vol.93, No. 61.
- (1994); *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- (1999); *Handbook of Econometrics*, Vol IV, Chapter 50.
- Hendry, D. (1995); *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Judge, G.; W. Griffiths; R. Carter Hill; H. Lütkepohl, y T. Lee (1985); *The Theory and Practice of Econometrics*, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.
- Melo, L. F., F. Nieto, C. E. Posada, R. Betancourt y J. D. Barón (2001); "Un índice coincidente para la actividad económica colombiana", *Borradores de Economía No 195*, Banco de la República, Bogotá.
- Misas, M., D. Vásquez y C. E. Posada (2001); "¿Está determinado el nivel de precios por las Expectativas de Dinero y Producto en Colombia?", *Borradores de Economía No 191*, Banco de la República, Bogotá.
- Mishkin, F. S., (1981); "The real Interest Rate: An Empirical Investigation", *Carnegie-Rochester Conference. Series on Public Policy 15* (Autumn 1981).
- SAS/IML Software, Versión 8, Changes and Enhancements.
- Welch, G., y G. Bishop, (2001), "An Introduction to the Kalman Filter", Department of Computer Science, University of North Carolina at Chapel Hill.

**Anexo 1**  
**Evolución histórica de la inflación esperada**  
**mensual**

Fecha	Inflación esperada mensual	Fecha	Inflación esperada mensual	Fecha	Inflación esperada mensual	Fecha	Inflación esperada mensual
1981.06	26.000	1988.03	23.666	1994.12	22.667	2001.09	7.823
1981.07	17.176	1988.04	23.971	1995.01	22.643	2001.10	8.259
1981.08	22.083	1988.05	23.763	1995.02	23.704	2001.11	8.155
1981.09	60.582	1988.06	24.026	1995.03	22.589	2001.12	8.216
1981.10	24.608	1988.07	23.498	1995.04	22.669	2002.01	8.489
1981.11	26.831	1988.08	27.154	1995.05	21.311	2002.02	8.269
1981.12	29.243	1988.09	27.104	1995.06	23.148		
1982.01	28.930	1988.10	28.274	1995.07	21.939		
1982.02	27.651	1988.11	27.568	1995.08	21.589		
1982.03	27.072	1988.12	30.834	1995.09	21.265		
1982.04	25.276	1989.01	29.926	1995.10	20.896		
1982.05	24.846	1989.02	29.476	1995.11	21.476		
1982.06	25.713	1989.03	28.975	1995.12	22.236		
1982.07	25.453	1989.04	27.974	1996.01	21.713		
1982.08	24.643	1989.05	27.516	1996.02	21.018		
1982.09	24.907	1989.06	27.444	1996.03	19.861		
1982.10	24.946	1989.07	28.333	1996.04	20.143		
1982.11	24.618	1989.08	26.292	1996.05	20.438		
1982.12	23.656	1989.09	25.873	1996.06	19.734		
1983.01	23.584	1989.10	23.822	1996.07	20.206		
1983.02	23.584	1989.11	24.341	1996.08	21.149		
1983.03	25.271	1989.12	23.081	1996.09	20.495		
1983.04	25.520	1990.01	23.912	1996.10	19.378		
1983.05	24.684	1990.02	26.263	1996.11	19.444		
1983.06	23.809	1990.03	27.293	1996.12	19.921		
1983.07	22.832	1990.04	26.623	1997.01	20.391		
1983.08	21.506	1990.05	26.722	1997.02	21.508		
1983.09	21.478	1990.06	26.451	1997.03	22.112		
1983.10	22.454	1990.07	27.063	1997.04	22.031		
1983.11	22.146	1990.08	27.401	1997.05	21.422		
1983.12	19.789	1990.09	28.248	1997.06	21.250		
1984.01	19.040	1990.10	27.929	1997.07	20.339		
1984.02	17.564	1990.11	28.598	1997.08	19.327		
1984.03	17.167	1990.12	29.407	1997.09	18.193		
1984.04	16.942	1991.01	27.789	1997.10	17.978		
1984.05	17.281	1991.02	29.385	1997.11	18.271		
1984.06	16.848	1991.03	30.241	1997.12	18.172		
1984.07	16.996	1991.04	30.567	1998.01	17.188		
1984.08	17.524	1991.05	30.924	1998.02	17.529		
1984.09	16.715	1991.06	32.402	1998.03	17.578		
1984.10	15.315	1991.07	31.739	1998.04	17.382		
1984.11	13.948	1991.08	31.598	1998.05	17.401		
1984.12	15.704	1991.09	29.938	1998.06	17.736		
1985.01	16.430	1991.10	30.941	1998.07	17.602		
1985.02	16.665	1991.11	31.601	1998.08	18.831		
1985.03	17.031	1991.12	31.388	1998.09	20.148		
1985.04	15.139	1992.01	31.808	1998.1	21.093		
1985.05	16.462	1992.02	31.387	1998.11	21.183		
1985.06	18.388	1992.03	29.832	1998.12	21.338		
1985.07	19.986	1992.04	29.004	1999.01	20.848		
1985.08	21.370	1992.05	27.663	1999.02	19.633		
1985.09	23.353	1992.06	26.355	1999.03	18.779		
1985.10	24.166	1992.07	27.328	1999.04	17.335		
1985.11	27.929	1992.08	27.502	1999.05	16.728		
1985.12	27.775	1992.09	25.516	1999.06	17.695		
1986.01	24.877	1992.10	25.907	1999.07	17.478		
1986.02	24.118	1992.11	26.842	1999.08	14.078		
1986.03	24.581	1992.12	29.039	1999.09	12.338		
1986.04	24.754	1993.01	28.196	1999.10	9.976		
1986.05	22.225	1993.02	27.242	1999.11	9.280		
1986.06	21.379	1993.03	26.028	1999.12	8.407		
1986.07	22.682	1993.04	26.499	2000.01	8.942		
1986.08	23.095	1993.05	26.202	2000.02	10.128		
1986.09	21.618	1993.06	24.725	2000.03	9.629		
1986.10	20.880	1993.07	24.075	2000.04	9.155		
1986.11	14.535	1993.08	24.615	2000.05	8.502		
1986.12	12.972	1993.09	23.953	2000.06	8.296		
1987.01	14.295	1993.10	22.571	2000.07	7.822		
1987.02	17.873	1993.11	21.996	2000.08	8.964		
1987.03	17.678	1993.12	21.376	2000.09	9.786		
1987.04	18.097	1994.01	20.330	2000.10	10.062		
1987.05	20.177	1994.02	21.743	2000.11	10.107		
1987.06	20.610	1994.03	21.885	2000.12	9.965		
1987.07	21.323	1994.04	22.120	2001.01	9.307		
1987.08	19.436	1994.05	22.469	2001.02	8.726		
1987.09	21.194	1994.06	22.855	2001.03	9.025		
1987.10	20.591	1994.07	21.995	2001.04	8.777		
1987.11	23.933	1994.08	23.748	2001.05	8.854		
1987.12	25.162	1994.09	23.537	2001.06	8.832		
1988.01	26.939	1994.10	24.462	2001.07	8.442		
1988.02	24.499	1994.11	23.565	2001.08	8.099		

## Evolución histórica de la inflación esperada mensual

Fecha	Inflación esperada trimestral
III	49.83
IV	32.44
1982 I	26.08
II	25.76
III	23.83
IV	23.88
1983 I	24.26
II	21.71
III	20.75
IV	16.86
1984 I	18.49
II	17.30
III	16.37
IV	18.24
1985 I	17.80
II	23.23
III	26.68
IV	22.29
1986 I	22.89
II	19.46
III	11.66
IV	22.02
1987 I	19.13
II	21.31
III	28.04
IV	20.06
1988 I	24.17
II	25.73
III	28.22
IV	26.66
1989 I	28.43
II	23.63
III	22.86
IV	27.91
1990 I	24.14
II	29.10
III	27.75
IV	28.66
1991 I	31.32
II	28.55
III	30.46
IV	27.70
1992 I	25.65
II	26.99
III	25.88
IV	26.69
1993 I	25.91
II	24.51
III	19.86
IV	22.25
1994 I	22.52
II	23.15
III	24.26
IV	21.17
1995 I	23.42
II	19.19
III	22.79
IV	18.87
1996 I	20.39
II	20.84
III	19.44
IV	21.83
1997 I	20.44
II	18.23
III	19.54
IV	16.67
1998 I	18.75
II	20.68
III	21.25
IV	17.38
1999 I	18.05
II	10.23
III	9.56
IV	11.57
2000 I	9.77
II	12.92
III	10.91
IV	9.59
2001 I	9.80
II	8.32
III	9.00