



Eficiencia de la política monetaria y la estabilidad de las preferencias del Banco Central. Evidencia empírica para el Perú¹

Gabriel Rodríguez²

gabriel.rodriguez@bcrp.gob.pe

Resumen

Siguiendo el trabajo de Favero y Rovelli (2003), estimamos un sistema de 3 ecuaciones para diferentes muestras de la economía Peruana con el objetivo de analizar la evolución de los parámetros asociados a las preferencias de la autoridad monetaria y a la estructura de la economía. Los resultados indican que las preferencias de la autoridad monetaria han cambiado entre los diferentes regímenes. En particular, el estimado de la meta implícita de inflación se ha reducido de forma significativa en el periodo más reciente. De otro lado, las condiciones macroeconómicas (expresadas por las desviaciones estándares de los choques) del lado de la demanda agregada han sido más favorables que aquellas relacionadas a la oferta agregada. Asimismo, el valor de la desviación estándar de la regla monetaria sugiere que ésta ha sido conducida exitosamente en el último periodo.

Clasificación **JEL**: C2, E5

Palabras clave: Regla de tasa de interés, cambios estructurales, meta de inflación, brecha producto, preferencias, choques macroeconómicos.

¹ Este documento es una versión resumida en español de Rodríguez (2008). Agradezco a Mario Soria por la traducción del texto y a Isaac Foinquinos por la ayuda en la edición de algunas partes del documento. Asimismo quiero agradecer los comentarios recibidos en el XXIV Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú en Diciembre de 2006. Las opiniones expresadas en este documento son del autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú ni de la Universidad de Ottawa.

² Cuando el documento se terminó, el autor trabajaba aún como Profesor Asociado del Departamento de Economía de la Universidad de Ottawa. Dirección para correspondencia: Gabriel Rodríguez, Banco Central de Reserva del Perú, Subgerencia de Investigación Económica, 441-445 Jr. Miroquesada, Lima 1, Perú. Teléfono: +511-613-2000 (3970), Fax: +511-613-2516.



1. Introducción

La literatura dedicada a la estimación y el análisis de las reglas de tasa de interés es bastante extensa. Uno de los temas más discutidos en esta literatura es el relacionado con el análisis del comportamiento del parámetro asociado a la brecha entre la inflación meta y la esperada. Cuando el parámetro estimado es superior a la unidad, se concluye que la política monetaria ha sido adecuada. Investigaciones representativas en este aspecto son las de Clarida et al. (1998, 2000), Judd y Rudebusch (1998), y Nelson (2003); ver Hamalainen (2004) para una revisión detallada. Con el fin de analizar el comportamiento del parámetro antes mencionado, las estimaciones hechas en la literatura se han realizado para diferentes muestras, las cuales han sido elegidas por un criterio exógeno previo.

Una regla de tasa de interés puede considerarse, siguiendo a Svensson (1997), como el resultado de la optimización de una función de pérdida intertemporal sujeto a dos ecuaciones que describen la estructura de la economía (la demanda y oferta agregadas). En general, los argumentos de la función de pérdida son la brecha entre inflación meta y la esperada, y la brecha de producto. El factor importante en este contexto es el hecho que los parámetros asociados a la regla de tasa de interés son combinaciones complejas de los parámetros originales asociados a las preferencias del Banco Central y a la estructura de la economía. Inclusive asumiendo especificaciones bastante sencillas para la estructura de la economía y la función de pérdida, el grado de complejidad de dichos parámetros es alto.

En el contexto anterior, tal como Favero y Rovelli (2003) argumentan, la estimación de una regla de tasa de interés utilizando una única ecuación no es recomendable, excepto si el investigador está interesado en analizar el comportamiento del coeficiente asociado a la brecha entre la meta de inflación y la inflación esperada. En todos los otros casos, la recomendación es la estimación de un sistema de tres ecuaciones, permitiendo la posibilidad de estimar los parámetros estructurales asociados a las preferencias de la autoridad monetaria y a la estructura de la economía.

En este documento adoptamos el enfoque recomendado por Favero y Rovelli (2003) utilizando información estadística trimestral Peruana para el periodo 1979:1-2005:4. A mi conocimiento, no se ha utilizado este enfoque anteriormente para el caso Peruano. Los resultados muestran una importante sensibilidad del coeficiente de suavizamiento y de los pesos asignados a la brecha de producto y a la brecha de inflación. Los resultados son también sensibles a la medida utilizada para calcular el producto potencial y en consecuencia, la brecha del producto. Todas las estimaciones indican que las condiciones económicas (medidas por las desviaciones estándares) de los choques de la demanda



agregada han sido favorables en comparación con aquellas relacionadas a la oferta agregada, Además, las estimaciones indican que la política monetaria ha sido exitosa en los últimos años.

El resto del documento esta organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta el modelo. Los resultados empíricos se presentan y discuten en la Sección 3. Se concluye en la Sección 4.

2. El Modelo

En esta sección se describe brevemente el modelo utilizado. Consideramos la versión más simple del problema de metas explícitas de inflación tal como se describe en Svensson (1997). Utilizando una notación similar a Favero (2001), y Favero y Rovelli (2003), asumimos que las preferencias de la autoridad monetaria pueden ser descritas por la siguiente función de pérdida intertemporal:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i L_{t+i}, \quad (1)$$

$$L = 0.5[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda x_t^2 + \mu(i_t - i_{t-1})^2], \quad (2)$$

donde π_t es la tasa de inflación, x_t es la brecha producto, i_t es el instrumento de política monetaria, E_t define las expectativas tomada respecto al conjunto de información disponible en el tiempo t , π^* es la meta de inflación³, δ es el factor de descuento intertemporal, λ es el peso asociado a la estabilización del producto, y μ es el peso asociado al suavizamiento de la tasa de interés. La ecuación (2) debe ser observada como una caracterización general de los objetivos de política, donde pueden obtenerse como casos particulares el de un objetivo estricto de metas de inflación ($\lambda = 0, \mu = 0$), y el de un objetivo flexible de metas de inflación ($\lambda \neq 0, \mu = 0$).

Cuando el objetivo es la especificación de una regla de instrumento (tasa de interés), las ecuaciones (1) y (2) deben ser complementadas con la especificación de la estructura de la economía. Siguiendo los

³ En la mayor parte de la muestra analizada, en el caso del Perú no ha existido un nivel oficial de inflación. Tal vez, es más adecuado nombrar a π^* como el nivel de inflación implícita.

supuestos estándares en la literatura, ver entre otros Favero (2001), y Favero y Rovelli (2003), asumimos las siguientes especificaciones para la demanda y oferta agregadas:⁴

$$x_{t+1} = \beta_x x_t - \beta_r (i_t - E_t \pi_{t+1} - \bar{r}) + u_{t+1}^d, \quad (3)$$

$$\pi_{t+1} = \alpha_\pi \pi_t + \alpha_x x_t + u_{t+1}^s, \quad (4)$$

donde u_{t+1}^d y u_{t+1}^s representan los choques de demanda y oferta agregadas, respectivamente. En la sección empírica, se utiliza, además, el tipo de cambio como una variable adicional.

En resumen, el problema de optimización intertemporal es minimizar las ecuaciones (1) y (2) sujeto a las restricciones dadas por las ecuaciones (3) y (4). Esto permite obtener la regla monetaria. En este sentido, los coeficientes de dicha regla representan combinaciones complejas de los parámetros asociados a las preferencias de la autoridad monetaria (δ, λ, π^*) y la estructura de la economía ($\alpha_\pi, \alpha_x, \beta_r, \beta_x, \bar{r}$). Esto representa un problema importante para la estimación de la regla de tasa de interés basada en una sola ecuación dado que implica que la estructura de la economía no puede ser identificada.

En este documento adoptamos el enfoque sugerido por Favero y Rovelli (2003), que se basa en un modelo de tres ecuaciones. Este sistema se obtiene de minimizar la función de pérdida (2) bajo el supuesto de un horizonte finito, y sujeto a una especificación de la demanda y oferta agregadas con una estructura de rezagos uniformemente distribuidos a partir de las especificaciones estilizadas (3) y (4).

Por lo tanto, permitiendo una estructura de rezagos más general que la involucrada en (3) y (4), y adoptando una especificación *backward looking* de la especificación de la curva IS utilizada por Rudebusch y Svensson (1999), podemos escribir el modelo de la siguiente manera:

⁴ Las ecuaciones (3) y (4) deben considerarse como la solución obtenida del proceso de optimización intertemporal del problema de los agentes del sector privado.



$$x_{t+j} = C_1(L)x_{t+j-1} - C_2(L)[i_{t+j-1} - \pi_{t+j-1} - \bar{r}] + u_{t+j}^d \quad (5)$$

$$\pi_{t+j} = C_3(L)\pi_{t+j-1} + C_4(L)x_{t+j-1} + C_5(L)w_{t+j} + u_{t+j}^s, \quad (6)$$

$$E_t f[i_{t+i+j}, \pi_{t+i+j}, x_{t+i+j}] = 0, \quad (7)$$

$$\begin{aligned} f[i_{t+i+j}, \pi_{t+i+j}, x_{t+i+j}] &= \sum_{i=0}^{\tau} \delta^i E_t [\pi_{t+i+j} - \pi^*] \frac{\partial \pi_{t+i+j}}{\partial i_{t+j}} \\ &+ \sum_{i=0}^{\tau} \delta^i \lambda E_t x_{t+i+j} \frac{\partial x_{t+i+j}}{\partial i_{t+j}} + \mu(i_{t+j} - i_{t+j-1}) \\ &- \mu \delta E_t [i_{t+j+1} - i_{t+j}] + u_{t+j}^m. \end{aligned}$$

La estimación empírica requiere del truncamiento de los rezagos y avances. Para dichos fines, seleccionamos $\tau = 4$. En seguida se selecciona el modelo empírico que obtiene el mejor ajuste luego de omitir los rezagos y avances que son estadísticamente no significativos para el modelo general. A manera de ilustración, asumiendo $j = 1$, obtenemos:

$$\begin{aligned} 0 &= \lambda \delta^2 E_t x_{t+3} \frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_{t+1}} + \lambda \delta^3 E_t x_{t+4} \frac{\partial x_{t+4}}{\partial i_{t+1}} \\ &+ \lambda \delta^4 E_t x_{t+5} \frac{\partial x_{t+5}}{\partial i_{t+1}} + \delta^3 E_t [\pi_{t+4} - \pi^*] \frac{\partial \pi_{t+4}}{\partial i_{t+1}} \\ &+ \delta^4 E_t [\pi_{t+5} - \pi^*] \frac{\partial \pi_{t+5}}{\partial i_{t+1}} + \mu E_t [i_{t+1} - i_t] \\ &- \mu \delta E_t [i_{t+2} - i_{t+1}] + u_{t+1}^m \end{aligned}$$

El sistema estimado completo, escrito para $j = 1$, es el siguiente:

$$x_{t+1} = c_1 + c_2 x_t + c_3 x_{t-1} + c_4 (i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + c_5 (i_{t-2} - \bar{\pi}_{t-2}) + u_{t+1}^d \quad (8)$$

$$\pi_{t+1} = c_6 \pi_t + c_7 \pi_{t-1} + c_8 x_t + c_9 \Delta w_t + u_{t+1}^s \quad (9)$$

$$\begin{aligned} 0 = & \mu E_t(i_{t+1} - i_t) - \mu \delta E_t(i_{t+2} - i_{t+1}) + \delta^3 E_t \{c_8 c_4 (\pi_{t+4} \\ & - \pi^*) + \delta [c_6 c_8 c_4 + c_8 (c_5 + c_2 c_4)] (\pi_{t+5} - \pi^*)\} + \\ & \lambda \delta^2 E_t \{c_4 x_{t+3} + \delta (c_5 + c_2 c_4) x_{t+4} + \delta^2 [c_2 (c_5 + \\ & c_2 c_4) + c_3 c_4] x_{t+5}\} + u_{t+1}^m \end{aligned} \quad (10)$$

donde w_t es una variable explicativa adicional que representa al tipo de cambio nominal. La estimación conjunta del sistema (8)–(10) permite la identificación de los parámetros δ , λ , μ y π^* que describen las preferencias del Banco Central. Tal como usado en Favero y Rovelli (2003), utilizamos $\delta=0.975$ dado que la estimación de dicho parámetro es muy inestable. Sin embargo, a diferencia de ellos, no imponemos la restricción que $c_6 + c_7 = 1$.

3. Resultados Empíricos

Es importante notar las siguientes observaciones respecto a la estimación del sistema dado por las ecuaciones (8)–(10): i) la variable Δw_t es la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal; ii) en general, el conjunto de instrumentos utilizados en la estimación incluye cuatro rezagos de la tasa de inflación, brecha de producto, tasa de interés, y tasa de crecimiento del tipo de cambio. Sin embargo, dado los cambios en el tamaño de las muestras, el conjunto de instrumentos es modificado consecuentemente.

Los datos utilizados son trimestrales y el periodo analizado es 1979:1 hasta 2005:4. Como medidas de la brecha producto tenemos tres alternativas. Una medida se obtiene luego de la aplicación del filtro de Hodrick y Prescott (1997). Las otras dos mediciones se obtienen luego de usar una tendencia lineal y otra cuadrática, respectivamente. En términos de notación, las tres mediciones de la brecha de producto se denominan HP, LT y QT, respectivamente. La inflación anual se mide como $100 \times (p_t - p_{t-4})$, donde p_t denota el logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC)⁵. La fuente de información es el Banco Central de Reserva del Perú.

La literatura sobre reglas monetarias sugiere una estimación por sub-muestras, donde el punto de quiebre es seleccionado de manera exógena. En un reciente trabajo, Castillo, Humala y Tuesta (2006) identifican tres regímenes diferentes de comportamiento de la tasa de inflación para el Perú. El primer régimen comprende el periodo entre 1994:2 y 2005:3 y está caracterizado por una baja tasa de

⁵ También se considera una medición de la inflación basada en la inflación subyacente del IPC. Resultados disponibles bajo solicitud.



inflación con baja volatilidad y bajo nivel de persistencia. Otro régimen cubre el periodo 1979:1-1987:4 y 1991:2-1994:1. Este periodo está caracterizado por altos niveles de inflación, alta volatilidad y elevados niveles de persistencia. El último régimen comprende el periodo 1988:1-1991:1 en el cual se observa una tasa de inflación extremadamente volátil y niveles elevados de inflación caracterizados por hiperinflación tipo *outlier*⁶. En este trabajo el sistema de tres ecuaciones se realiza para el periodo 1979:1-1987:4 y 1991:2-1994:1 (primer régimen o sub-muestra) y 1994:2-2005:4 (segundo régimen o sub-muestra). Desafortunadamente, el periodo hiperinflacionario no cuenta con el suficiente número de observaciones y por lo tanto la estimación no puede ser realizada.

La Tabla 1⁷ muestra los resultados de la estimación utilizando el filtro HP para medir la brecha de producto. Las estimaciones del coeficiente π^* reflejan claramente la evolución de este parámetro a través de las dos muestras. Las estimaciones del segundo régimen indican baja volatilidad y baja persistencia de la inflación. En el primer régimen, la persistencia de la brecha de producto y de la tasa de inflación son 0,92 y 0,97 respectivamente. Ambos valores en el segundo régimen son 0,68 y 0,59 respectivamente. Esto sugiere un fuerte impacto de la política de desinflación aplicada por la autoridad monetaria. La evolución del valor de la tasa de inflación implícita (π^*) también confirma esta evidencia.

La Tabla 2 presenta las estimaciones obtenidas usando una tendencia lineal (LT) para medir la brecha de producto. En general todos los valores son mayores que los resultados anteriores (Tabla 1). La persistencia de la brecha de producto es 0,95 y 0,90 para ambos regímenes, respectivamente. En el caso de la tasa de inflación existe un coeficiente unitario para el primer régimen lo que revela una fuerte persistencia de la inflación en este periodo. El segundo régimen se caracteriza por una baja persistencia (0,69). El valor de la tasa de inflación implícita (π^*) también se reduce dramáticamente en el segundo régimen a comparación del primer régimen o el total de la muestra. En general, las desviaciones estándares de los choques relacionados a la oferta agregada son más elevadas que aquellas que provienen del lado de la demanda agregada. Ambas desviaciones estándares son más reducidas en el segundo régimen.

⁶ Castillo, Humala y Tuesta (2006) también encontraron fechas similares cuando analizaron la tasa de crecimiento del dinero.

⁷ Todos los errores estándares de los coeficientes estimados son robustos (consistentes) a la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación utilizando la corrección sugerida por Newey y West (1987).



La Tabla 3 presenta las estimaciones utilizando una tendencia cuadrática (QT) para medir la brecha de producto. Los resultados son bastante similares a los obtenidos líneas arriba. El valor de la tasa de inflación implícita (π^*) es el menor comparado con los obtenidos en las Tablas 1 y 2. Las desviaciones estándares de los choques macroeconómicos son menores en el segundo régimen comparados con los relacionados con el primer régimen. Además, las desviaciones estándares de los choques de la demanda agregada son más reducidas que las que provienen del lado de la oferta agregada. Esto permite afirmar que las condiciones vinculadas a la demanda agregada han sido más favorables que aquellas provenientes de la oferta agregada.

Una conclusión general es que los estimados son extremadamente sensibles al uso de los distintos métodos para calcular la brecha de producto. Esto es particularmente claro para los casos de los parámetros λ y μ . Otra conclusión es el hecho que las preferencias de la autoridad monetaria han cambiado drásticamente en el segundo régimen en comparación con el comportamiento observado en el primer régimen. Esto se refleja de manera particular y clara en las estimaciones de π^* . Asimismo, mejores condiciones macroeconómicas (medidas a través de las desviaciones estándares de los respectivos choques) son más favorables del lado de la demanda agregada en comparación con aquellas del lado de la oferta agregada. Finalmente, la evidencia empírica sugiere, sin lugar a dudas, el hecho que la política monetaria ha sido conducida eficientemente en último régimen.

4. Conclusiones

Las estimaciones de la regla de tasa de interés utilizando el método de una sola ecuación han sido criticadas por Favero y Rovelli (2003) basándose en el hecho que los parámetros estructurales, asociados a las preferencia de la autoridad monetaria y la estructura de la economía, no pueden ser identificados. Esto es debido al hecho que los coeficientes de la regla de tasa de interés son combinaciones complejas de los parámetros estructurales. La recomendación es la estimación de un sistema de tres ecuaciones compuesto por una función de pérdida, una ecuación de demanda agregada y otra de oferta agregada. En este documento se ha aplicado este enfoque al caso peruano utilizando datos trimestrales y estimando los coeficientes para diferentes periodos. Diferentes medidas de brecha de producto han sido utilizadas.

Los resultados muestran alta sensibilidad del parámetro asociado al suavizamiento de la tasa de interés y los pesos asignados a la brecha producto y a la tasa de inflación. Asimismo, se observa sensibilidad de los resultados respecto de las medidas de brecha de producto utilizadas en las estimaciones. Todas las estimaciones indican que las desviaciones estándares de los choques asociados a la demanda



agregada son inferiores a aquellas asociadas a la oferta agregada. Esto significa que las condiciones económicas relacionadas a la demanda agregada han sido más favorables a aquellas relacionadas a la oferta agregada. Finalmente, todas las estimaciones indican que la política monetaria ha sido conducida exitosamente en el último régimen, lo que se observa en el valor de π^* .

Referencias

Castillo, P., A. Humala, y V. Tuesta (2006), “Monetary Policy, Regime Shifts, and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006)”, manuscript.

Clarida R., J. Galí, y M. Gertler (1998), “Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence”, *European Economic Review* **42**, 1033-1067.

Clarida R., J. Galí, y M. Gertler (2000), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics* **115**, 147-180.

Favero, C. A. (2001), *Applied Macroeconometrics*, New York: Oxford University Press.

Favero, C., y R. Rovelli (2003), “Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed. A Formal Analysis, 1961-1998”, *Journal of Money, Credit and Banking* **35** (4), 545-556.

Hamalainen, N. (2004), “A Survey of Taylor-Type Monetary Policy Rules”, Working Paper 2004-02, Department of Finance.

Hodrick R. J., y E. C. Prescott (1997), “Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking* **29**.

Judd, J. P., y G. D. Rudebusch (1998), “Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997”, Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review* **3**, 1-16.

Nelson, E. (2003), “UK Monetary Policy 1972-1997: A Guide Using Taylor Rules”, in P. Mizen (Editor), *Central Banking, Monetary Theory and Practice: Essays in Honour of Charles Goodhart*, Volume 1, Cheltenham: Edward Elgar, 195-216.

Newey, W. K., y K. D. West (1987), “A Simple Positive Semi-Definite, Heterocedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica* **55**, 703-708.



Rodríguez, G. (2008), “Efficiency of the Monetary Policy and Stability of Central Bank Preferences. Empirical Evidence for Peru”, a publicarse en *Empirical Economics Letters*.

Rudebusch, G. D., y L. E. O. Svensson (1999), “Policy Rules for Inflation Targeting”, in John B. Taylor (Editor), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.

Svensson, L. E. O. (1997), “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targeting”, *European Economic Review* **41**, 1111-1146.

Tabla 1. Estimación del sistema (8)-(10); IPC total; Estimados utilizando HP

	Sin quiebres	Estimación por sub-muestras	
	1979:1-2005:4	1979:1-1987:4	1994:2-2005:4 1991:2-1994:1
c_1	0.014	0.456 ^a	0.922 ^a
c_2	1.115 ^a	1.096 ^a	0.685 ^a
c_3	-0.339 ^a	-0.177 ^a	-0.059
c_4	-0.000 ^a	-0.001 ^a	-0.048 ^a
c_5	0.000 ^a	-0.001 ^a	-0.020 ^a
c_6	-0.282 ^a	0.688 ^a	0.336 ^a
c_7	-0.333 ^a	0.285 ^a	0.256 ^a
c_8	2.938 ^a	0.838 ^a	0.455 ^a
c_9	1.851 ^a	-0.048	0.133 ^a
δ	0.975 ^e	0.975 ^e	0.975 ^e
π^*	56.245 ^a	71.343 ^a	4.026 ^a
μ	-0.000 ^a	0.000	0.009 ^a
λ	20.883 ^a	-2.343 ^a	-0.464 ^a
$\sigma(u^d)$	3.085	3.349	1.874
$\sigma(u^s)$	58.480	22.546	3.332
$\sigma(u^m)$	0.071	0.328	0.155
J	0.285	0.299	0.274

a, b, c, d denotan significancia estadística a niveles de 1,0; 2,5; 5,0 y 10,0%, respectivamente. Un símbolo e indica que el coeficiente ha sido restringido en la estimación.



Tabla 2. Estimación del sistema (8)-(10); IPC total; Estimados utilizando LT

	Sin quiebres	Estimación por sub-muestras	
	1979:1-2005:4	1979:1-1987:4	1994:2-2005:4
		1991:2-1994:1	
c_1	0.080	0.407 ^b	1.439 ^a
c_2	1.285 ^a	1.127 ^a	0.822 ^a
c_3	-0.340 ^a	-0.176 ^a	0.081 ^c
c_4	0.000	-0.005 ^a	-0.054 ^a
c_5	0.000 ^a	-0.002 ^a	-0.015
c_6	-0.287 ^a	0.686 ^a	0.345 ^a
c_7	-0.351 ^a	0.317 ^a	0.351 ^a
c_8	1.102 ^a	0.509 ^a	0.096 ^a
c_9	1.885 ^a	-0.073 ^a	0.092 ^a
δ	0.975 ^e	0.975 ^e	0.975 ^e
π^*	60.181 ^a	73.549 ^a	6.246 ^a
μ	-0.000 ^a	-0.000 ^a	0.002 ^a
λ	2.058 ^a	-0.858 ^a	0.036 ^a
$\sigma(u^d)$	3.368	3.363	2.023
$\sigma(u^s)$	59.534	22.268	3.462
$\sigma(u^m)$	0.041	0.529	0.043
J	0.161	0.296	0.226

a, b, c, d denotan significancia estadística a niveles de 1,0; 2,5; 5,0 y 10,0%, respectivamente. Un símbolo e indica que el coeficiente ha sido restringido en la estimación.

Tabla 3. Estimación del sistema (8)-(10); IPC total; Estimados utilizando QT

	Sin quiebres	Estimación por sub-muestras	
	1979:1-2005:4	1979:1-1987:4	1994:2-2005:4
		1991:2-1994:1	
c_1	0.043	0.789 ^a	0.664 ^a
c_2	1.241 ^a	1.105 ^a	0.842 ^a
c_3	-0.343 ^a	-0.137 ^a	-0.014
c_4	-0.000 ^a	-0.003 ^a	-0.038 ^a
c_5	0.000 ^a	-0.002 ^a	-0.000
c_6	-0.279 ^a	0.679 ^a	0.365 ^a
c_7	-0.334 ^a	0.303 ^a	0.315 ^a
c_8	1.422 ^a	0.642 ^a	0.343 ^a
c_9	1.838 ^a	-0.060 ^a	-0.026
δ	0.975 ^e	0.975 ^e	0.975 ^e
π^*	66.610 ^a	67.625 ^a	2.796 ^a
μ	-0.000 ^a	-0.000 ^a	0.003 ^a
λ	2.341 ^a	-1.396 ^a	-0.267 ^a
$\sigma(u^d)$	3.297	3.375	2.029
$\sigma(u^s)$	59.380	22.187	3.348
$\sigma(u^m)$	0.029	0.448	0.084
J	0.171	0.296	0.262

a, b, c, d denotan significancia estadística a niveles de 1,0; 2,5; 5,0 y 10,0%, respectivamente. Un símbolo e indica que el coeficiente ha sido restringido en la estimación.