

# Eficiencia de la Política Monetaria y Estabilidad de las Preferencias del Banco Central. Empirical Evidence para Perú

Gabriel Rodríguez

Universidad de Ottawa  
Banco Central de Reserva del Perú

XXIV Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú  
Diciembre 13-15, 2006

## 1. Introducción

- Uno de los principales temas discutidos en la literatura de reglas monetarias es el relacionado con el análisis del comportamiento del parámetro asociado a la brecha entre inflación esperada e inflación objetivo (o implícita).
- Cuando dicho coeficiente es más grande que la unidad, se suele concluir que la política monetaria ha sido exitosa.
- Referencias: Clarida, Gali y Gertler (1998, 2000), Judd y Rudebusch (1998), Nelson (2003), Hamalainen (2004).
- Las investigaciones han utilizado estimaciones univariadas para diferentes sub-muestras.
- El punto de quiebre para las sub-muestras ha sido escogido de manera exógena.
- Una regla de tasa de interés puede ser vista como el resultado de un proceso de optimización de una función de pérdida intertemporal sujeta a dos ecuaciones describiendo la estructura de la economía (demanda y oferta agregada); ver Svensson (1997).

- Los coeficientes de la regla monetaria son combinaciones complejas de los coeficientes originales asociados a las preferencias de la autoridad monetaria y a la estructura de la economía.
- Dado lo anterior, la estimación univariada de la regla monetaria no es aconsejada. Favero and Rovelli (2003) recomiendan la estimación de un sistema de tres ecuaciones donde pueden recuperarse los coeficientes estructurales asociados a las preferencias de la autoridad monetaria y a la estructura de la economía.
- En esta investigación:
  - Siguiendo a Favero y Rovelli (2003), estimamos un sistema de tres ecuaciones para el periodo 1979:1-2005:4 y para diferentes submuestras
  - Las estimaciones por diferentes periodos muestran: cambios en la persistencia asociada al output gap, a la brecha de inflación, al coeficiente de suavizamiento de la tasa de interés y al coeficiente de inflación implícita.
  - Los choques de demanda agregada han sido más favorables que aquellos de la oferta agregada.
  - La política monetaria ha sido exitosa en los últimos años.

## Modelo

- Consideramos la versión más simple del problema de inflación objetivo (o metas de inflación) propuesto por Svensson (1997). En este caso, 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

- $\pi_t$  es la tasa de inflación,
- $x_t$  es el output gap,
- $i_t$  es el instrumento de política,
- $E_t$  denota esperanzas con respecto al conjunto de información disponible al tiempo  $t$ ,
- $\pi^*$  es el nivel de inflación objetivo (o meta de inflación),
- $\delta$  es el factor de descuento intertemporal,
- $\lambda$  es la ponderación asociada al output gap,
- $\mu$  es la ponderación dada al suavizamiento de la tasa de interés.

- La ecuación (2) puede ser vista como una caracterización general de los objetivos de política monetaria, donde pueden ser considerados casos especiales como el de estricta inflación objetivo ( $\lambda = 0, \mu = 0$ ), o inflación objetivo flexible ( $\lambda \neq 0, \mu = 0$ ).
- Dado que el objetivo final es la especificación de una regla monetaria, (1) y (2) tienen que ser complementadas con especificaciones de la estructura de la economía. Siguiendo la propuesta de Favero y Rovelli (2003), podemos asumir la siguiente especificación de demanda y oferta agregadas:

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

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

donde  $u_{t+1}^d$  y  $u_{t+1}^s$  representan choques a la demanda y oferta agregada, respectivamente.

- En la sección empírica el tipo de cambio nominal será utilizada como variable adicional.

- En resumen:
  - El problema de optimización intertemporal es entonces minimizar (1) y (2) sujeto a las restricciones (3) y (4). Los coeficientes de la regla monetaria así obtenidos son combinaciones complejas de los parámetros asociados a las preferencias de la autoridad monetaria  $(\delta, \lambda, \pi^*)$  y la estructura de la economía  $(\alpha_\pi, \alpha_x, \beta_r, \beta_x, \bar{r})$ . Esto representa un problema importante ya que estimaciones univariadas implican que los parámetros estructurales no pueden ser recuperados.
  - Dado el problema de identificación, adoptamos un modelo de tres ecuaciones. El sistema es obtenido minimizando la función de pérdida (2) bajo el supuesto de horizonte finito y sujeto a una especificación general de retardos de la demanda y oferta agregadas a partir de las especificaciones estilizadas (3) y (4).

- Permitiendo una estructura de retardos más general que aquella especificada en las ecuaciones (3) y (4), y al mismo tiempo adoptando una especificación “backward-looking” para la curva IS tal como empleada por Rudebusch y Svensson (1999), podemos escribir el modelo completo de la siguiente manera:

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

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

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

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

- La estimación empírica requiere truncación de retardos y avances. Seleccionamos  $\tau = 4$ . A partir de ello escogemos el mejor modelo luego de eliminar retardos y avances no significativos. Asumiendo  $j = 1$ , tenemos:

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



- De esta manera, el modelo completo (escrito para  $j = 1$ ) es el siguiente:

$$\begin{aligned}
x_{t+1} = & c_1 + c_2x_t + c_3x_{t-1} + c_4(i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \\
& + c_5(i_{t-2} - \bar{\pi}_{t-2}) + u_{t+1}^d
\end{aligned} \tag{8}$$

$$\pi_{t+1} = c_6\pi_t + c_7\pi_{t-1} + c_8x_t + c_9\Delta w_t + u_{t+1}^s \tag{9}$$

$$\begin{aligned}
0 = & \mu E_t(i_{t+1} - i_t) - \mu\delta E_t(i_{t+2} - i_{t+1}) + \delta^3 E_t\{c_8c_4(\pi_{t+4} \\
& - \pi^*) + \delta[c_6c_8c_4 + c_8(c_5 + c_2c_4)](\pi_{t+5} - \pi^*)\} + \\
& \lambda\delta^2 E_t\{c_4x_{t+3} + \delta(c_5 + c_2c_4)x_{t+4} + \delta^2[c_2(c_5 + \\
& c_2c_4) + c_3c_4]x_{t+5}\} + u_{t+1}^m
\end{aligned} \tag{10}$$

- La variable  $w_t$  es el tipo de cambio nominal.
- La estimación conjunta de (8)-(10) permite la identificación de los parámetros  $\delta$ ,  $\lambda$ ,  $\mu$  y  $\pi^*$  los cuales describen las preferencias de la autoridad monetaria.
- Debido a la inestabilidad del parámetro  $\delta$  en la estimación, fijamos dicho parámetro a 0.975. Esto es similar a lo hecho en Favero y Rovelli (2003).
- Sin embargo no imponemos la restricción que  $c_6 + c_7 = 1$ .

## Preliminares

- La variable  $\Delta w_t$  es la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal.
- El conjunto de instrumentos incluidos en la estimación por MMG (GMM) son cuatro retardos de la tasa de inflación, output gap, tasa de interés y tasa de crecimiento del tipo de cambio.
- El número de instrumentos cambia según el número de observaciones disponibles.
- Datos trimestrales desde 1979:1 hasta 2005:4.
- Los errores estándar de los coeficientes estimados son consistentes a la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación tal como sugerido por Newey y West (1987).
- Tenemos tres medidas del output gap. La primera medida es obtenida aplicando el filtro de Hodrick y Prescott (1997). Las otras dos medidas son obtenidas utilizando una tendencia lineal y cuadrática, respectivamente.
- La inflación anual es medida como  $100 \times (p_t - p_{t-4})$ , donde  $p_t$  denota el logaritmo del índice de precios al consumidor (IPC).
- La fuente de la información es el Banco Central de Reserva del Perú.

- Identificación de sub-muestras. En una investigación reciente, Castillo, Humala y Tuesta (2006) han identificado tres regimenes en el comportamiento de la tasa de inflación:
  - El primer regimen es el periodo 1994:2-2005:4 y está caracterizado por un bajo nivel de inflación asi como una baja volatilidad y persistencia.
  - Otro regimen está compuesto por los periodos 1979:1-1987:4 y 1991:2-1994:1. Este periodo corresponde a altos niveles de inflación asi como elevados niveles de volatilidad y de persistencia.
  - El tercer regime cubre el periodo 1988:1-1991:1 y está caracterizado por una hyperinflación con volatilidad extrema. Castillo, Humala y Tuesta (2006) denominan a este regimen un periodo con características de outliers.
- En la presente investigación el sistema de tres ecuaciones es estimado para los dos primeros regimenes antes mencionados. Dado el número de coeficientes a ser estimado y el número de instrumentos utilizados, es imposible realizar la esimación para el outlier-regime descrito anteriormente (1988:1-1991:1).

### Resultados utilizando HP

- La persistencia del output gap es 0.919 en la primera sub-muestra. En la segunda es de 0.685.
- La persistencia respecto de la inflación es 0.972 y 0.692 en las dos muestras respectivamente.
- La respuesta de la inflación al output gap es de 0.838 y 0.455 en las dos muestras, respectivamente.
- La inflación implícita ( $\pi^*$ ) pasa de 71.34% a 4.03% en la primera y segunda muestra respectivamente.
- Es difícil interpretar el signo negativo del coeficiente  $\lambda$ .
- Los estimados del coeficiente de suavizamiento de la tasa de interés ( $\mu$ ) son muy pequeños.
- Los choques de demanda agregada han sido menores en la segunda muestra: 1.874 contra 3.349.
- Los choques de oferta agregada han sido reducidos significativamente: 22.54 a 3.33.
- El choque de la regla monetaria indica que la política monetaria ha sido exitosa: 0.328 contra 0.155.

### Resultados utilizando LT

- Persistencia en output gap: 0.951 y 0.903 en las dos sub-muestras.
- Persistencia en inflación: 1.00 y 0.69 en las dos sub-muestras.
- Respuesta de la inflación al output gap: 0.51 y 0.09 en las dos sub-muestras.
- La inflación implícita ( $\pi^*$ ) pasa de 73.55% en la primera sub-muestra a 6.25% en la segunda sub-muestra.
- Difícil de interpretar el signo del coeficiente  $\lambda$ .
- Los estimados del coeficiente de suavizamiento de la tasa de interés ( $\mu$ ) son prácticamente nulos.
- Los choques de demanda y de oferta agregadas han sido más reducidos en la segunda sub-muestra. Los choques de demanda agregada han pasado de 3.36 a 2.02. Los choques de oferta agregada han pasado de 22.27 a 3.46.
- El choque de la política monetaria ha pasado de 0.529 en la primera muestra a 0.04 en la segunda sub-muestra.

### Resultados utilizando QT

- Persistencia en output gap ha pasado de 0.968 en la primera sub-muestra a 0.824 en la segunda sub-muestra.
- Persistencia en inflación ha pasado de 0.982 en la primera sub-muestra a 0.680 en la segunda sub-muestra.
- Respuesta de la inflación al output gap ha pasado de 0.642 en la primera sub-muestra a 0.343 en la segunda sub-muestra.
- La inflación implícita ( $\pi^*$ ) ha pasado de 67.63% en la primera sub-muestra a 2.79% en la segunda sub-muestra.
- Difícil de interpretar el signo del coeficiente  $\lambda$ .
- Los estimados del coeficiente de suavizamiento de la tasa de interés ( $\mu$ ) son prácticamente nulos.
- Los choques de demanda y oferta agregadas han sido más pequeños en la segunda sub-muestra. Los choques de demanda agregada han pasado de 3.37 a 2.03. Los choques de oferta agregada han pasado de 22.18 a 3.35.
- El choque de la política monetaria ha pasado de 0.45 en la primera sub-muestra a 0.08 en la segunda sub-muestra.

## Conclusiones

- Estimaciones de reglas monetarias basados en métodos univariados han sido criticados por Favero y Rovelli (2003). La razón principal es que los parámetros estructurales asociados a las preferencias de la autoridad monetaria y a la estructura de la economía no pueden ser recuperados.
- La solución es la estimación de un sistema de tres ecuaciones utilizando MMG.
- Este método ha sido utilizado para el Perú con datos trimestrales para el periodo 1979:1-2005:4.
- Estimaciones por sub-periodos han sido realizadas. Los regimenes han sido determinados de manera exógena siguiendo Castillo, Humala y Tuesta (2006).
- Los resultados muestran una gran sensibilidad de los coeficientes estructurales según el regimen que se trate y según la medida de output gap utilizada.
- Todas las estimaciones muestran que las condiciones macroeconómicas del lado de la demanda agregada han sido más favorables que aquellas relacionadas a la oferta agregada.
- Las estimaciones también muestran que la politica monetaria ha sido exitosa en el último regimen o periodo analizado. Esto es observado en la magnitud y evolución del parámetro  $\pi^*$ .