

**DOCUMENTO DE TRABAJO PARA PRESENTACIÓN EN EL  
ENCUENTRO DE ECONOMISTAS DE BOLIVIA**

**¿La inflación está de vuelta en Sudamérica?:**

**Choques exógenos, expectativas y  
credibilidad de la política monetaria\***

Pablo Mendieta Ossio

Sergio Cerezo

Javier Cossio

**Junio de 2008**

**Resumen:**

Las expectativas de inflación han reaccionado de diversa forma frente al reciente aumento de la inflación en América Latina, originada por el incremento de los precios de los combustibles y alimentos. El presente documento expone dos modelos económicos que exploran los factores que determinan las expectativas económicas y la distinción entre choques monetarios y de oferta, destacando que la credibilidad de la política monetaria es crucial para anclar las expectativas sobre la inflación. Posteriormente, se analizan las encuestas de expectativas económicas de siete países sudamericanos seleccionados, destacando con modelos econométricos que el incremento más fuerte ocurrió en aquellos países con historial de (in)cumplimiento de las metas planteadas.

**Palabras clave:** credibilidad; reputación; incremento exógenos de precios

**Clasificación JEL:** C23, E31, E52

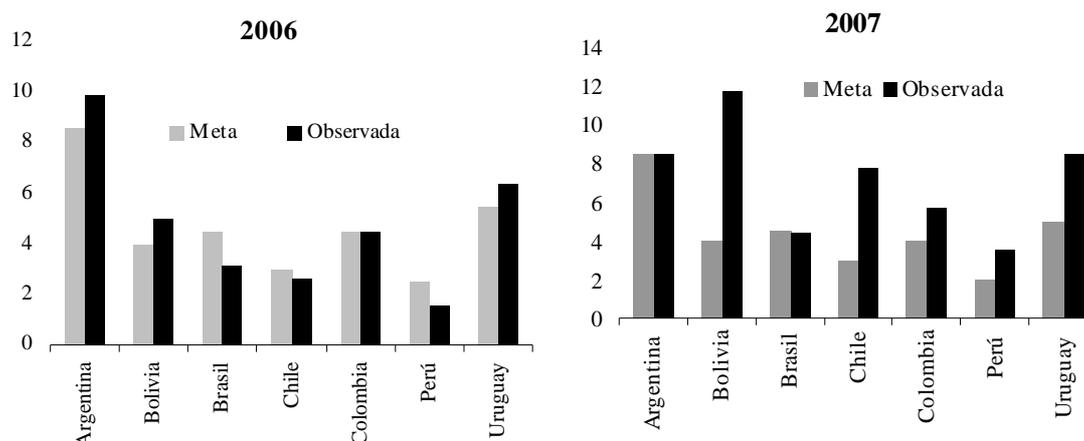
\*Las opiniones expresadas por los autores reflejan sólo sus opiniones y no comprometen a las instituciones a las que pertenecen. Se agradece la asistencia de Gabriel Coaquira y Martín Nogales. Los comentarios son bienvenidos a: [pmendiet@gmail.com](mailto:pmendiet@gmail.com).

## I. Introducción

“Indudablemente, el estado de las expectativas de inflación influye en gran manera la inflación actual y, por lo tanto, la habilidad del banco central para alcanzar la estabilidad de los precios” (Traducción libre de Bernanke, 2007).

El incremento de la inflación internacional ha afectado en particular a las economías emergentes, tanto por el incremento de los precios de los alimentos como por el de los combustibles. En varios países sudamericanos se han observado tasas de inflación similares a las observadas en la década de los noventa, cuando la mayoría de los países de la región experimentó un proceso gradual de estabilización. A diferencia de 2006, las tasas observadas fueron superiores a las metas trazadas por los entes emisores (gráfico 1).

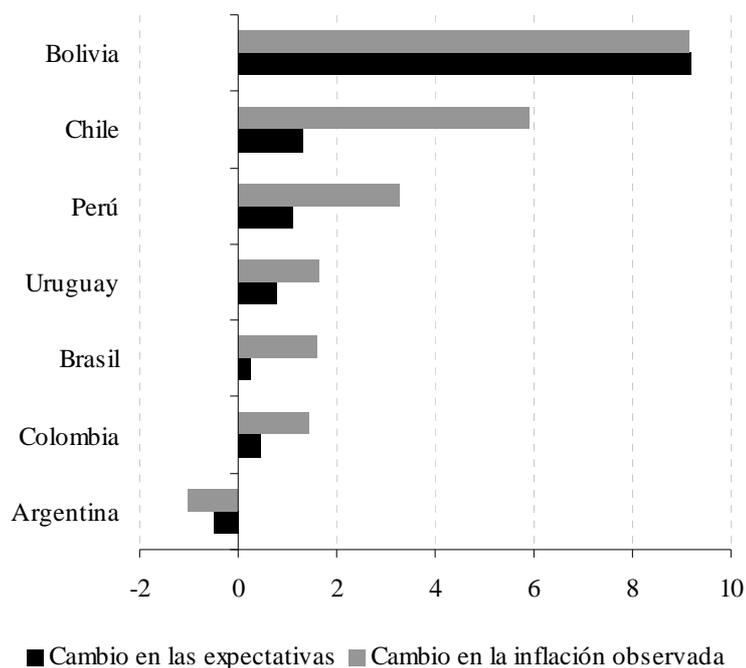
**Gráfico 1: Inflación observada y metas de inflación en 2006 y 2007**



Fuente: Bancos centrales de los países.

En ese sentido, el aumento de la inflación ha tenido efectos en la inflación esperada por los agentes económicos, aunque en distinta proporción dependiendo del país (gráfico 2). Pese a que los nuevos enfoques teóricos sobre la determinación de la inflación señalan que las expectativas influyen en la inflación, el aumento en las expectativas revela una retroalimentación respecto a la variación de precios observada.

**Gráfico 2: Cambio en la inflación observada y en las expectativas de inflación entre marzo de 2008 y diciembre de 2006 en países seleccionados**



Fuente: Bancos centrales de los países.

Este documento investiga qué factores explican el incremento de las expectativas de inflación y por qué la reacción ha sido distinta en países seleccionados de Sudamérica. Esta pregunta es importante, pues las expectativas desempeñan un rol crucial en la determinación de la inflación y su administración es más compleja que el simple uso de instrumentos monetarios para reducir la inflación. De esta forma, la identificación de los factores que subyacen las expectativas es crucial para el proceso de estabilización que está encarando América Latina en la actualidad.

Para una estabilización exitosa será fundamental que los agentes puedan discriminar adecuadamente entre los shocks exógenos a la política monetaria (incremento de los precios de alimentos e hidrocarburos) y los shocks de naturaleza monetaria y cambiaria. También es importante conocer la importancia de los objetivos de inflación trazados en los países para la evolución de las expectativas. Este documento discute aspectos teóricos y empíricos de la determinación de las expectativas, centrando su atención en siete países sudamericanos que poseen series estadísticas de expectativas de inflación (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay).

El trabajo aporta a la discusión de política actual sobre la relevancia de las encuestas de expectativas económicas, sus determinantes y su rol en la evolución futura de la inflación. Su principal conclusión es que la estabilización será más difícil en la medida que se haya observado choques monetarios o cambiarios previos a la irrupción del actual shock de precios internacionales.

El documento se organiza como sigue. Después de esta introducción, se presentan dos marcos analíticos sobre la determinación de las expectativas y la distinción entre choques exógenos y de política. Posteriormente se analizan las principales características estadísticas de las encuestas de expectativas económicas, para luego presentar modelos econométricos por país y para un panel de datos sobre los determinantes de las expectativas. Al final se hace un recuento de los principales resultados encontrados en el documento.

## **II. Elementos conceptuales sobre la determinación de las expectativas y la distinción entre choques exógenos y de política**

En esta sección se expondrán dos modelos en los cuales se resaltaré la importancia de los shocks de oferta y su distinción con los shocks monetarios. El primero de ellos es un simple modelo en la línea de Obstfeld y Rogoff (1996) y Berg y Borensztein (2000), sólo que en lugar de centrarse en la determinación del régimen cambiario, concentra la atención en la importancia de estos shocks en la determinación de los precios. El segundo corresponde a un pequeño modelo neokeynesiano, que además es calibrado para analizar los efectos de los shocks en las expectativas de inflación.

El primero de ellos parte de la determinación de precios en una economía cerrada.<sup>1</sup> En ella se pueden presentar dos ecuaciones, para la oferta y demanda agregadas. La ecuación de oferta tipo Lucas y la segunda podría provenir de distintos enfoques desde la ecuación cuantitativa hasta la forma reducida de una IS. Para ello, se denota a  $y_t$  como el (logaritmo del) producto,  $m_t$  es (el logaritmo de) la cantidad de dinero,  $p_t$  es el (logaritmo del) nivel de

---

<sup>1</sup> No obstante, tal como lo muestran Obstfeld y Rogoff *op. cit.* y Berg y Borensztein *op. cit.* su ampliación al caso de una economía abierta es sencillo y revelaría similares conclusiones.

precios y  $v_t$  es un shock de oferta. Por simplicidad se asumirá que el producto potencial está normalizado a 1 (ó 0 en logaritmos):

$$y_t = m_t - p_t$$

$$y_t = \theta(p_t - E_{t-1}p_t) + v_t$$

En este caso, el equilibrio viene dado por la igualdad de la demanda y de la oferta agregadas, que luego de varias simplificaciones señalan que el producto y los precios dependen de los shocks monetarios y los shocks de oferta  $(\theta, v_t)$ :

$$y_t = \frac{\theta}{1+\theta}(m_t - E_{t-1}m_t) + \frac{v_t}{1+\theta}$$

$$p_t = m_t + \frac{\theta}{1+\theta}E_{t-1}m_t - \frac{v_t}{1+\theta}$$

En este punto, es crucial definir cómo se conduce la política monetaria. Se supondrá que ésta tiene un componente predecible que actúa como ancla nominal en la economía y que es conocido por todos los agentes a través del anuncio de la autoridad monetaria ( $\mu$ ); y otro componente que es aleatorio ( $\varepsilon$ ):

$$m_t = \mu + \varepsilon_t$$

Por lo tanto, el nivel de precios será igual a la parte predecible (el ancla nominal) más la combinación de los shocks monetarios y de oferta:

$$p_t = \mu + \frac{1}{1+\theta}(\varepsilon_t - v_t)$$

Ex-post, el agente conoce la realización del nivel de precios y puede inferir que la diferencia se debe a shocks de oferta y de carácter monetario. Para distinguir entre ambos se asume que utilizará las regresiones mínimo cuadráticas del problema de extracción de señales (Sargent,

1979). Para simplificar el problema, se transformarán las variables originales de la siguiente forma:

$$p_t^* = (1 + \theta)(p_t - \mu)$$

$$e_t = (1 + \theta)\varepsilon_t$$

$$u_t = (1 + \theta)v_t$$

De esa forma, el sistema queda como:

$$p_t^* = e_t - u_t$$

En este caso, el agente tiene que estimar la magnitud del shock monetario en el nivel de precios y la diferencia será atribuible al shock de oferta. Para ello emplea una regresión mínimo cuadrática de la siguiente forma:

$$E(e_t | p_t^*) = a_0 + a_1 p_t^*$$

Siguiendo a Rosende (2000), se puede demostrar que la proporción que el agente atribuye al shock monetario depende de la varianza de éste ( $\sigma_e^2$ ), de la varianza de los shocks de oferta ( $\sigma_u^2$ ) y de la covarianza entre ambos ( $\rho_{e,u}$ ):

$$E(e_t | p_t^*) = \phi p_t^* \quad / \quad \phi = \frac{\sigma_e^2 - \rho_{e,u}}{\sigma_e^2 + \sigma_u^2 - 2\rho_{e,u}}$$

Suponiendo en principio que no existe ninguna relación entre ambos shocks ( $\rho_{e,u} = 0$ ), entonces la ponderación de la desviación del precio respecto a su meta depende de la razón entre varianza del shock monetario respecto a la suma de ambas varianzas. De esa forma, en economías con historial de estabilidad (inestabilidad) macroeconómica, los agentes atribuirán la menor (mayor) parte de la diferencia respecto al ancla al shock monetario.

Si la correlación entre ambos shocks no es nula, su efecto dependerá también de la razón entre ambas varianzas. En efecto, se puede demostrar que:

$$\frac{\partial \phi}{\partial \rho_{e,u}} = \frac{\sigma_e^2 - \sigma_u^2}{(\sigma_e^2 + \sigma_u^2 - 2\rho_{e,u})^2}$$

Si la varianza del shock monetario es mayor a la del shock de oferta, entonces en la medida que se incrementa la covarianza (respuesta monetaria positiva frente a un shock de oferta), la proporción atribuida a la parte monetaria es mayor. En ambos casos, el historial de estabilidad macroeconómica (menor varianza de los shocks monetarios) es crucial para que los agentes no interpreten shocks de oferta como si fuesen de carácter monetario.

Finalmente, conviene notar que en este modelo los shocks monetarios también afectarán a la pendiente de la curva de oferta. En efecto, utilizando también el teorema de extracción de señales, Rosende *op. cit.* demuestra que  $\theta$  depende de la relación entre la varianza del nivel general de precios y la varianza del sector en el que se encuentra el agente  $i$ :

$$\theta = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + \sigma_p^2}$$

En el modelo expuesto en este documento, la varianza de los precios es:

$$\sigma_p^2 = \frac{1}{(1 + \theta)^2} [\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2 - 2\rho_{\varepsilon,v}]$$

Lo que significa que, como es usual en estos modelos, la magnitud de la dispersión atribuida a la parte monetaria y de oferta también es crucial para determinar el grado de respuesta de la oferta frente a sorpresas monetarias.

En términos empíricos, Sommer (2002) encontró evidencia de que en Estados Unidos, la distinción entre ambos tipos de shocks fue relevante para que las expectativas de inflación respondan en menor magnitud a los shocks exógenos, lo cual el autor atribuye a las distintas

formas de hacer política monetaria en dicho país. Este resultado también fue avalado recientemente por Mishkin (2007).

El segundo modelo que sirve como marco conceptual de este documento es uno pequeño de naturaleza nekeynesiana. En línea con Clarida, Gali y Gertler (1999), se puede plantear un modelo sencillo para analizar el efecto del contexto inflacionario en las expectativas. Tal como Walsh (2003) lo señala, se postula una curva de Phillips *forward-looking*, que proviene de un esquema de ajuste escalonado de precios a la Calvo (1983), de la siguiente forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma' y_t + \varepsilon_t' \quad / \quad \gamma' = \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta)}{\omega} \gamma \wedge \varepsilon_t' = \gamma' \varepsilon_t$$

Donde  $\pi_t$  es la inflación en el periodo  $t$ ,  $\beta$  es el factor de descuento de la firma que fija precios,  $\omega$  es la probabilidad que los precios se mantengan fijos en el futuro,  $y_t$  es la brecha del producto y  $\gamma$  es el efecto que tiene la brecha del producto en la determinación del precio óptimo que cobraría una empresa optimizadora, que proviene de la relación entre los costos marginales y la brecha del producto.

Del proceso de optimización intertemporal del consumo se obtiene la ecuación de Euler, que log-linealizada se puede plantear como la dinámica de la brecha del producto en relación inversa con la tasa de interés real, es decir la tasa nominal  $i_t$  menos la expectativa de inflación para el periodo  $t+1$ :

$$y_t = E_t y_{t+1} - \zeta (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t$$

Como asume Agenor (2002), los shocks de oferta y de demanda se pueden plantear como procesos autoregresivos de primer orden:

$$\varepsilon_t' = \rho_\varepsilon \varepsilon_{t-1}' + v_t$$

$$\eta_t = \rho_\eta \eta_{t-1} + \xi_t$$

Bajo esta estructura, el banco central desea minimizar una función de pérdida esperada que incluye entre sus argumentos la diferencia entre la inflación y su meta y también la desviación de la producción de su nivel de equilibrio:

$$\text{Min } U_t = E_t \left\{ \sum_{h=t}^{\infty} \delta^{h-t} \left[ \frac{(\pi_t - \pi)^2 + \lambda y_t^2}{2} \right] \right\}$$

Donde  $\delta$  es el factor de descuento de la autoridad monetaria y  $\lambda$  es la ponderación en la función de pérdida de las desviaciones respecto al equilibrio

En estas circunstancias, Agenor *op.cit.* utilizó el método de los coeficientes indeterminados para solucionar este problema y encontró que las expectativas de inflación se forman de la siguiente forma:

$$E_t \pi_{t+1} = \kappa_1 \pi + \kappa_2 \rho_{\varepsilon'} \varepsilon_t' \quad / \quad \kappa_1 = \frac{\gamma^2}{\lambda(1-\beta) + \gamma^2} \quad \wedge \quad \kappa_2 = \frac{\lambda}{\lambda(1-\beta\rho_{\varepsilon'}) + \gamma^2}$$

Este resultado sugiere que las expectativas de inflación toman como referencia la meta de inflación y también el shock de oferta, debido a la persistencia que exhibe en el modelo.

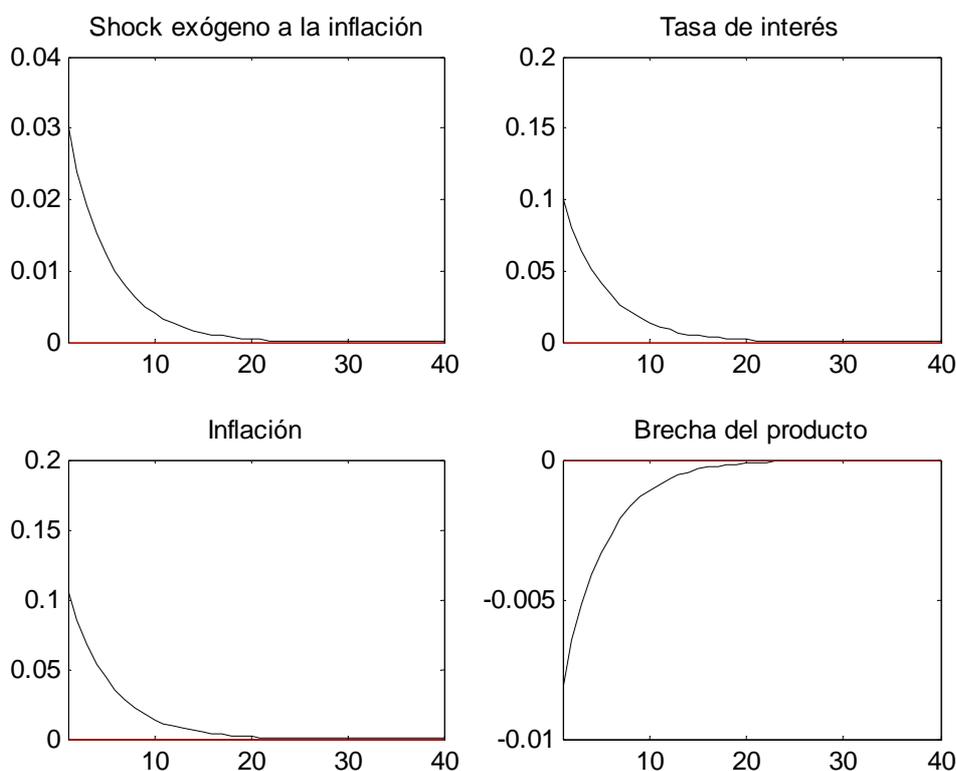
En este caso, es útil averiguar el efecto de la credibilidad y el entorno inflacionario en la determinación de las expectativas de inflación. En este modelo, la credibilidad se relacionaría con el parámetro  $\lambda$ , pues indica el grado de preferencia de la autoridad por objetivos distintos a la inflación. En ese sentido, se puede demostrar que a mayor credibilidad entendida como mayor énfasis en la inflación, los agentes anclarán más sus expectativas en la meta de inflación:

$$\frac{\partial \kappa_1}{\partial \lambda} = -\frac{(1-\beta)\gamma^2}{(\gamma^2 + \lambda(1-\beta))^2} < 0 \quad \frac{\partial \kappa_2}{\partial \lambda} = \frac{\gamma^2}{(\gamma^2 + \lambda(1-\beta\rho))^2} > 0$$

Esto demuestra que si el público conoce las preferencias de la autoridad, la ponderación de la meta aumenta en la medida que se acerca a la definición de “metas de inflación estricta” en el sentido de Agenor *op.cit.*

Para comprender cómo responde la economía en este caso, se calibró el anterior modelo utilizando supuestos razonables sobre los parámetros en cuestión.<sup>2</sup> Por ejemplo, ante un shock imprevisto en la inflación (un shock de oferta), los resultados del análisis impulso respuesta (gráfico 3) muestran que la tasa de interés aumenta y provoca una disminución del producto, de tal forma que la inflación retorne a su senda de equilibrio, a una velocidad que dependerá de la ponderación relativa entre el objetivo de inflación y de actividad.

**Gráfico 3: Funciones impulso respuesta de un choque exógeno a la inflación**



Se debe tomar en cuenta que este tipo de modelos asumen expectativas racionales, supuesto que no necesariamente es correcto según las nuevas líneas de investigación. En efecto, la creciente literatura sobre los procesos de aprendizaje en la formación de las expectativas es

<sup>2</sup> En virtud al estudio de Galí, Gertler y López-Salido (2001), se fijan  $\beta = 0.9$  y  $\gamma = 0.2$ . Se fija  $\zeta = 0.1$ , similar al resultado de Turner (2007). El resto de los parámetros se fijan arbitrariamente, con una preferencia de la autoridad por la brecha del producto en 0.8. El modelo se calibró en Dynare.

relevante para la discusión de reglas de política monetaria. Orphanides y Williams (2007a y 2007b) demuestran que el supuesto de expectativas racionales podría ser perjudicial para la propuesta de reglas de política; y que estas debían incluir este proceso de aprendizaje. En esa misma línea, Gaspar, Smets y Vestin (2006), indican que si existe un proceso de aprendizaje por parte de los agentes económicos, la política óptima es responder persistentemente y con mayor intensidad que en otros modelos a los shocks de oferta, como el que se presentó en esta sección. Similar resultado fue encontrado por Goeschel (2007).

Resumiendo las conclusiones de ambos modelos, se puede señalar que los shocks monetarios y de oferta tendrán distintos efectos en la economía, según se perciba la preferencia de la autoridad monetaria por la estabilidad de precios y el historial de estabilidad económica.

### III. Características de las encuestas de expectativas económicas en los países seleccionados

En esta sección se analizará la evidencia empírica sobre las expectativas de los agentes económicos en países seleccionados: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay.<sup>3</sup> En estos países se desarrollan encuestas de opinión a agentes económicos seleccionados, que comprenden desde analistas económicos, académicos, empresarios, entre otros. El cuadro 1 resume las principales características de estas encuestas y algunos estadísticos relevantes.<sup>4</sup>

**Cuadro 1: Estadísticos relevantes de las encuestas de expectativas de inflación**

	<b>Argentina</b>	<b>Bolivia</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colombia</b>	<b>Perú</b>	<b>Uruguay</b>
Periodo	Ene-04/may-08	Jul-05/may-08	Nov-01/may-08	Sep-01/may-08	Oct-03/may-08	Mar-03/may-08	Ene-04/may-08
Número	53	35	79	81	56	99	53
Media	9.513	7.321	5.501	3.020	4.783	2.595	7.263
Mediana	9.800	5.668	4.900	3.000	4.679	2.420	6.495
Máximo	12.900	16.000	13.180	4.200	6.100	4.500	11.100
Mínimo	6.600	4.000	3.370	2.000	3.488	1.140	5.740
Desv. Estandar	1.729	3.676	1.962	0.423	0.591	0.926	1.841
Jarque Bera (p)	0.397	0.021	0.000	0.033	0.235	0.042	0.001

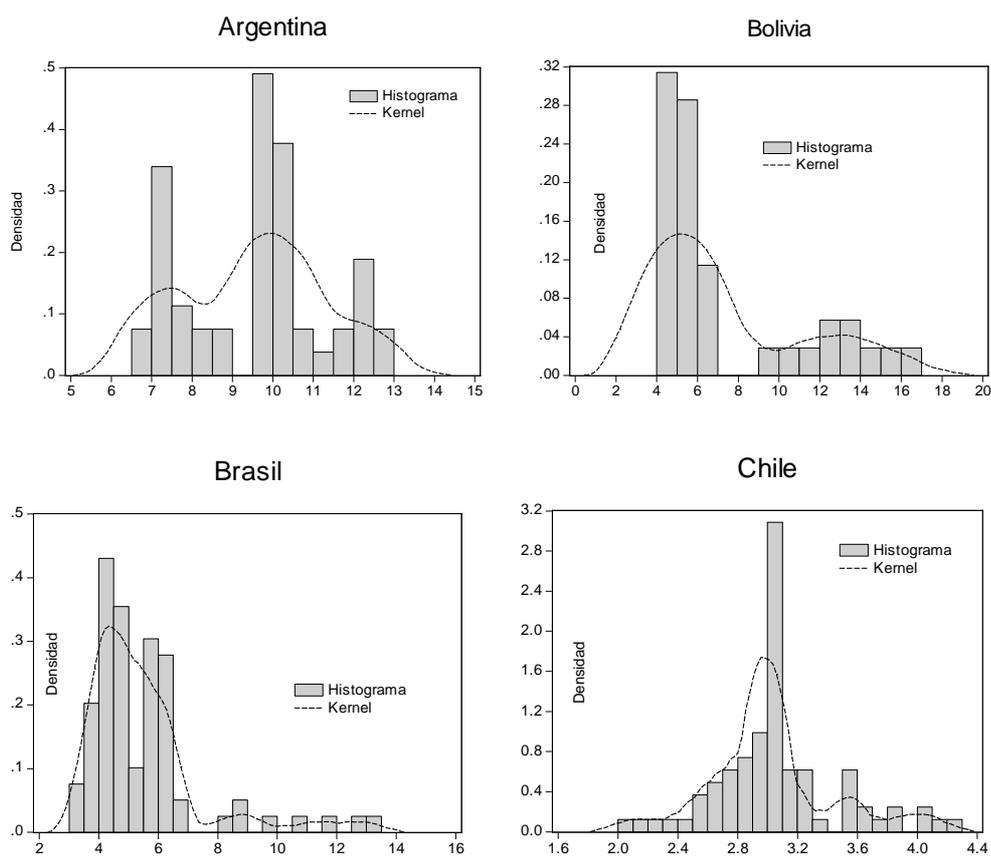
<sup>3</sup> El objetivo posterior del trabajo es ampliar la muestra a otros países que también cuente con este tipo de encuestas.

<sup>4</sup> Un aspecto importante a destacar es que las respuestas son anónimas, a diferencia de otros pronósticos como los realizados por *Consensus Forecasts* y empresas similares.

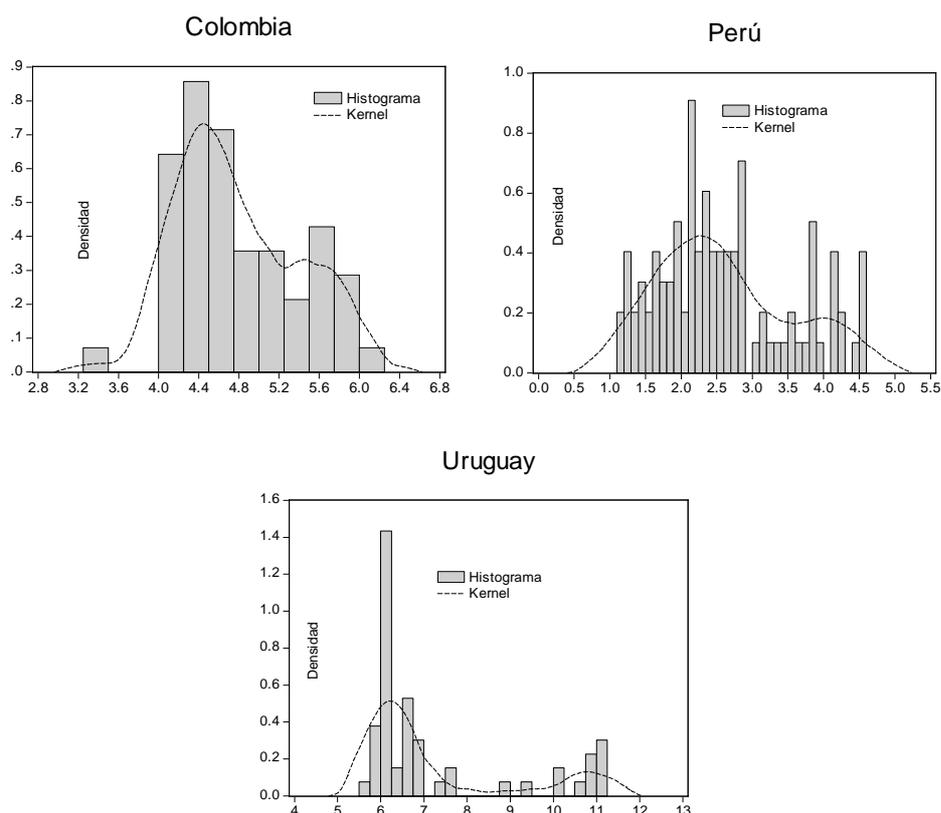
En la mayoría de las encuestas anteriores (con excepción de Perú), las preguntas corresponden a la inflación del mes en curso, la del año en curso, la que se observaría en doce meses y la del año siguiente. En el caso de Perú, sólo se pregunta cuánto será la inflación en el año en curso y en los dos años siguientes. Para uniformar las series, se procedió a construir una serie de expectativas de inflación implícitas en 12 meses para el caso del Perú, con una metodología que se explica en el Anexo A.

El análisis siguiente seguirá el enfoque de Mankiw, Reis y Wolfers (2003), MRW en adelante, quienes analizaron las diversas encuestas de expectativas económicas de Estados Unidos. En ese sentido, se procederá a analizar la distribución de las expectativas, para comprender el grado de dispersión y las diversas modas que podrían existir en cada distribución. Éstas se encuentran en el gráfico 4.

**Gráfico 4: Distribución de las expectativas de inflación en países seleccionados**



**Gráfico 4: Distribución de las expectativas de inflación en países seleccionados (Cont.)**

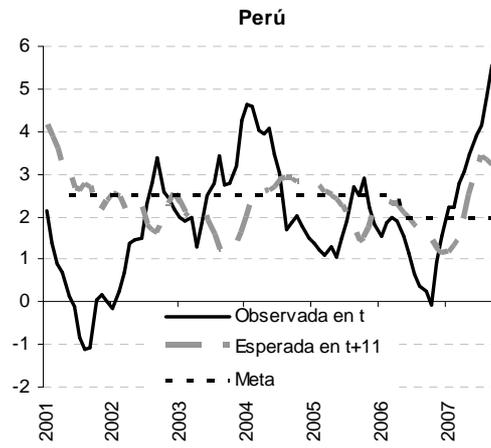
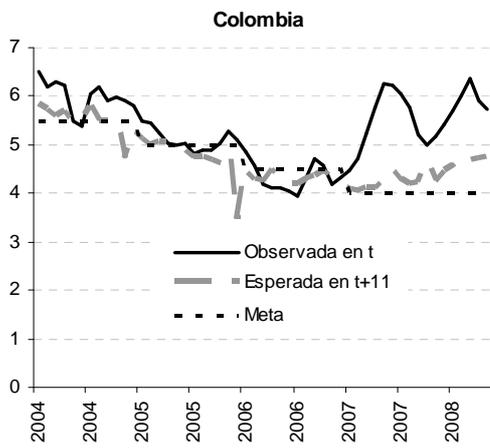
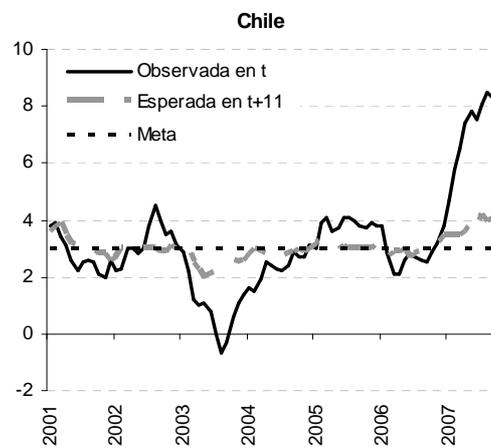
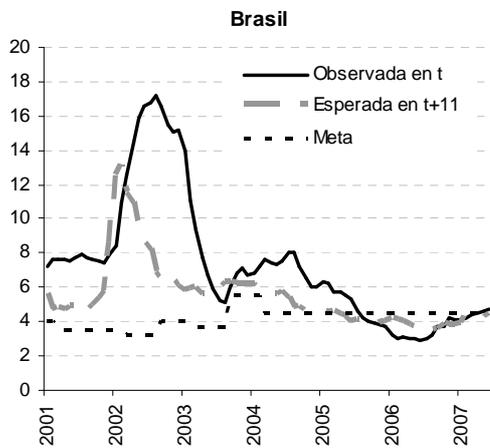
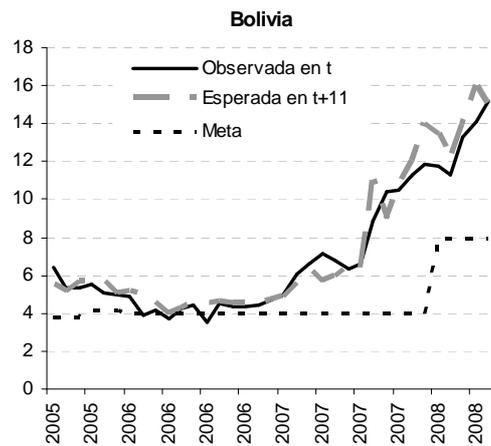
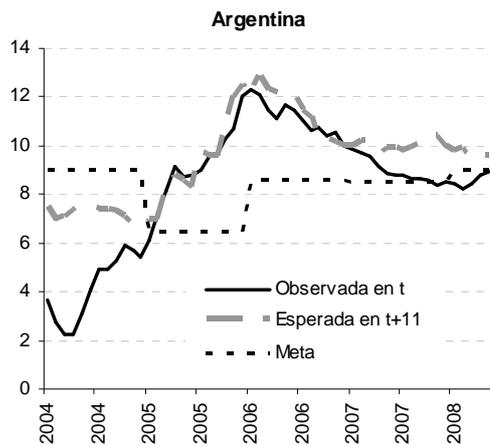


La mayoría de los países posee una distribución bimodal, asociada al proceso de estabilización (descenso de la inflación) o al reciente incremento de las expectativas como consecuencia de los aumentos de los precios internacionales. Por lo general, la moda principal se relaciona con las metas de inflación establecidas por estos países.

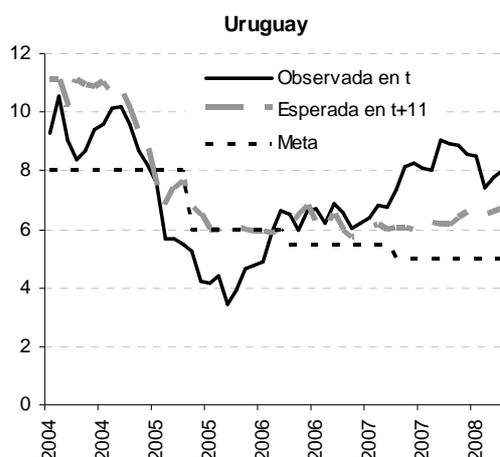
Una de las características fundamentales en la formación de expectativas es que éstas usualmente se guían por la evolución reciente de la variable en cuestión. Esto es evidente en el caso de la inflación, variable que exhibe un grado de persistencia razonable en la mayoría de los casos.

El gráfico 5 muestra la inflación observada al mes de la encuesta y las expectativas de inflación. En él se muestra que la relación es muy estrecha en los casos de Argentina y Bolivia, mientras que en los otros países, las expectativas reaccionan en menor medida, pero reaccionan de todas formas, a la evolución reciente de la inflación.

**Gráfico 5: Inflación observada y expectativas de inflación en 12 meses**



**Gráfico 4: Inflación observada y expectativas de inflación en 12 meses (Cont.)**



Para formalizar esta presunción, se estimaron regresiones entre la expectativa de inflación, la meta de inflación y la inflación observada en el mes de la encuesta. En el caso de Chile y Perú que han tenido metas constantes, la regresión se hace sobre la diferencia entre la expectativa y la meta. Los resultados de una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MICO) se muestran a continuación:

**Cuadro 2: Expectativas de inflación, metas e inflación observada**

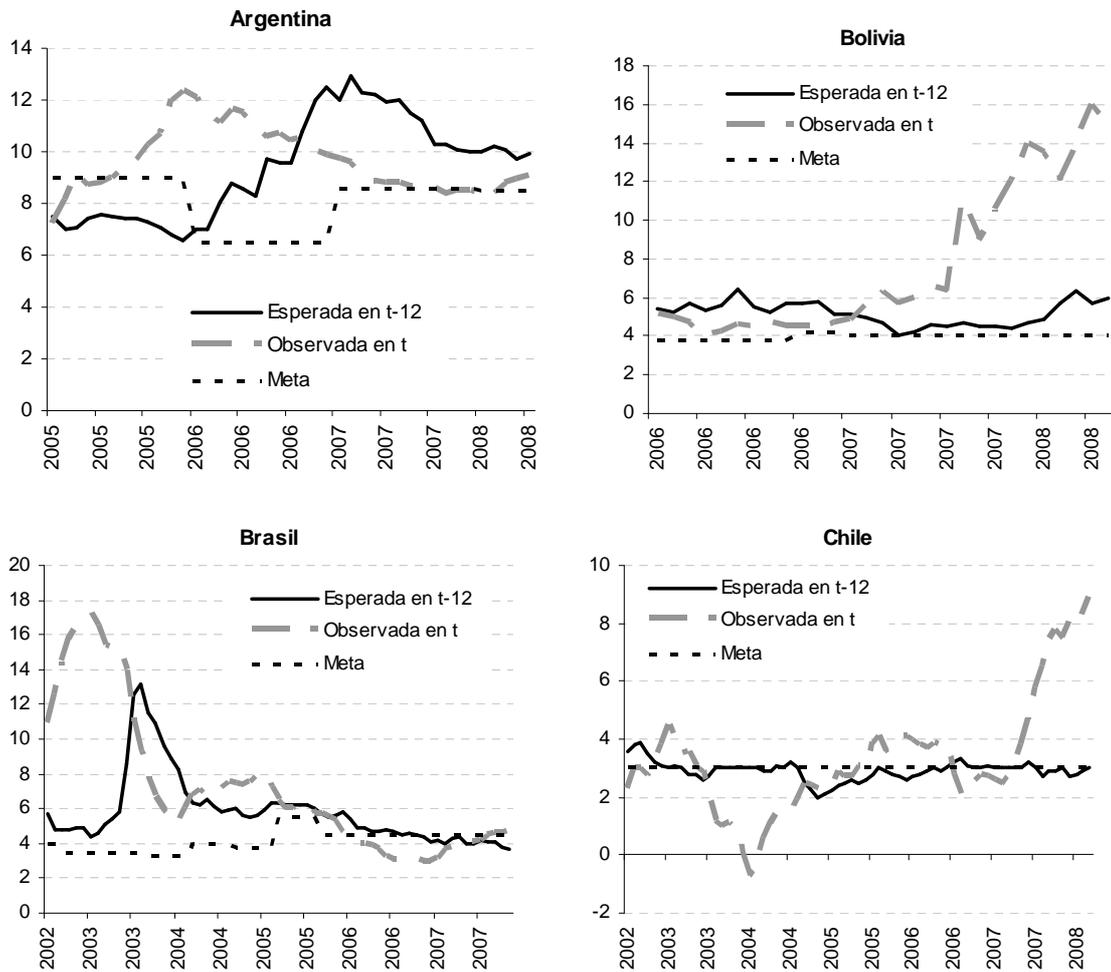
Argentina:	$E_t \pi_{t+12} = 1.410 + 0.357 \times \pi + 0.617 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0.189$ ) ( $p=0.002$ ) ( $p=0.000$ )
Bolivia:	$E_t \pi_{t+12} = -0.950 + 0.222 \times \pi + 1.034 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0.062$ ) ( $p=0.138$ ) ( $p=0.000$ )
Brasil:	$E_t \pi_{t+12} = 5.4115 - 0.495 \times \pi + 0.299 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0.002$ ) ( $p=0.150$ ) ( $p=0.000$ )
Chile:	$E_t \pi_{t+12} - \pi = -0.606 + 0.198 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0.000$ ) ( $p=0.000$ )
Colombia:	$E_t \pi_{t+12} = -0.089 + 0.641 \times \pi + 0.344 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0.797$ ) ( $p=0.000$ ) ( $p=0.000$ )
Perú:	$E_t \pi_{t+12} - \pi = 1.256 + 0.387 \times \pi + 0.004 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0.103$ ) ( $p=0.217$ ) ( $p=0.930$ )
Uruguay:	$E_t \pi_{t+12} = 1.056 + 1.056 \times \pi + 0.464 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0.000$ ) ( $p=0.000$ ) ( $p=0.000$ )

Estos resultados señalan que en Bolivia y Argentina las expectativas de inflación se mueven con mayor relación respecto a la inflación observada al momento de la encuesta. En el resto de los países, la importancia de este indicador es menor. También resalta que en Colombia y

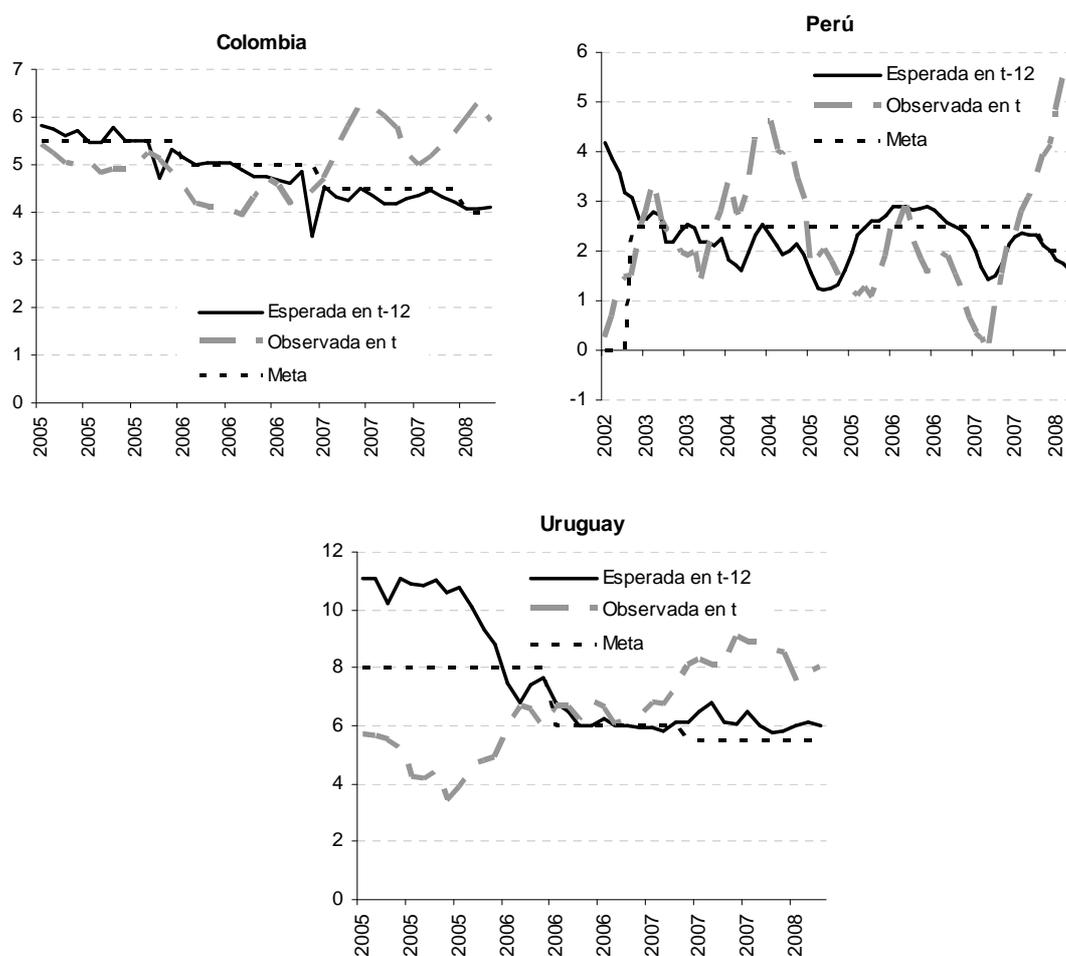
Uruguay, la ponderación al objetivo trazado (las metas) por el banco central sea significativa, en especial en el último país.

Puesto que la encuesta trata de anticipar la inflación observada en los siguientes doce meses, el gráfico 6 muestra la expectativa con la inflación efectivamente observada a los doce meses de realizada ésta.

**Gráfico 6: Inflación observada en  $t$  y expectativas de inflación 12 meses antes**



**Gráfico 6: Inflación observada en  $t$  y expectativas de inflación 12 meses antes (Cont.)**



Los resultados sugieren que en Brasil, la encuesta pudo anticipar la evolución efectiva de la inflación, al igual que en Perú entre 2006 e inicios de 2007. Otro aspecto que también llama la atención es que el reciente incremento de la inflación fue inesperado para los agentes económicos, especialmente en Bolivia, Chile, Colombia y Perú.<sup>5</sup>

Para analizar de manera más rigurosa la diferencia entre la inflación efectiva y la proyectada por las encuestas, se procedió a calcular el sesgo como la diferencia estadística entre estas dos variables y los errores absolutos y cuadráticos medios, cuyos resultados se exponen a continuación:

<sup>5</sup> El análisis de los *fan charts* de los reportes de inflación de los países muestra resultados similares, pues en ellos no se preveían niveles de inflación tan altos como los observados en la práctica,

**Cuadro 3: Sesgo de las expectativas de inflación**

País	Sesgo estadístico	Error cuadrático medio	Error absoluto medio
Argentina	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0.263$ ( $p=0.532$ )	2.643	2.285
Bolivia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 3.120$ ( $p=0.000$ )	3.404	3.025
Brasil:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 1.424$ ( $p=0.009$ )	4.426	2.941
Chile:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0.412$ ( $p=0.1064$ )	2.083	1.472
Colombia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0.286$ ( $p=0.075$ )	1.052	0.924
Perú:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0.611$ ( $p=0.004$ )	1.739	1.348
Uruguay:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -1.090$ ( $p=0.052$ )	2.973	2.741

Las expectativas de inflación han sido sesgadas hacia la baja en Bolivia y Brasil; esto es, los agentes consultados han reportado tasas de inflación esperadas menores a las efectivamente observadas. En el lado contrario se encuentra Perú, cuyas expectativas han estado sesgadas hacia el alza. En el resto de los casos, las diferencias no fueron estadísticamente significativas al 5%.

En la línea de MRW, el siguiente aspecto que corresponde averiguar es si la información de las expectativas ha sido utilizada en plenitud. Para ello, se realiza una regresión entre la diferencia de la inflación observada y la expectativa con su pronóstico. Los resultados se muestran en el cuadro 4.

**Cuadro 4: Uso pleno de la información de las encuestas**

Argentina:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 11.812 - 1.229 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"> <small>(<math>p=0.000</math>)</small>      <small>(<math>p=0.000</math>)</small> </p> $R_{aj}^2 = 0.798, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$
Bolivia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 10.700 - 1.521 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"> <small>(<math>p=0.103</math>)</small>      <small>(<math>p=0.236</math>)</small> </p> $R_{aj}^2 = 0.024, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$
Brasil:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 5.380 - 0.684 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"> <small>(<math>p=0.001</math>)</small>      <small>(<math>p=0.009</math>)</small> </p> $R_{aj}^2 = 0.088, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.001$
Chile:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 4.269 - 1.323 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"> <small>(<math>p=0.060</math>)</small>      <small>(<math>p=0.087</math>)</small> </p> $R_{aj}^2 = 0.029, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.056$
Colombia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 6.356 - 1.259 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"> <small>(<math>p=0.000</math>)</small>      <small>(<math>p=0.000</math>)</small> </p> $R_{aj}^2 = 0.579, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$
Perú:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 3.466 - 1.531 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"> <small>(<math>p=0.000</math>)</small>      <small>(<math>p=0.000</math>)</small> </p> $R_{aj}^2 = 0.515, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$
Uruguay:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 11.060 - 1.599 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"> <small>(<math>p=0.000</math>)</small>      <small>(<math>p=0.000</math>)</small> </p> $R_{aj}^2 = 0.928, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$

Según este criterio, la información habría sido plenamente utilizada en el caso de Chile. Por otro lado se sitúan Argentina, Colombia, Perú y Uruguay, que todavía exhiben una relación entre la inflación observada y la expectativa de inflación. En Bolivia y Brasil, el bajo nivel de significancia de la regresión sugeriría que la información de la encuesta también fue plenamente utilizada.

Otra dimensión corresponde a la persistencia de los errores. Para medir cuantitativamente este aspecto, se procedió a realizar una regresión entre el error de pronóstico con el observado 12 meses antes, aspecto que se muestra en el cuadro 5. Los resultados sugieren que la persistencia es importante en el caso de Uruguay. En los casos de Argentina, Chile, Colombia y Perú, el bajo grado de significancia de la regresión no sugiere persistencia de los errores. En el caso de Brasil, los errores tendrían una relación negativa, lo cual podría

interpretarse como que los analistas ajustan sus errores en función al pasado, generando una sobre reacción para corregir el desvío.<sup>6</sup>

**Cuadro 5: Persistencia de los errores de las encuestas**

Argentina:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0.505 - 0.105 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2 = 0.013$ ( $p=0.330$ ) ( $p=0.557$ )
Bolivia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 6.613 + 0.447 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0.227$ ( $p=0.000$ ) ( $p=0.110$ )
Brasil:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0.060 - 0.214 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0.402$ ( $p=0.734$ ) ( $p=0.000$ )
Chile:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0.386 - 0.310 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0.012$ ( $p=0.213$ ) ( $p=0.202$ )
Colombia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0.657 + 0.529 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0.118$ ( $p=0.001$ ) ( $p=0.030$ )
Perú:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0.160 - 0.146 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0.007$ ( $p=0.506$ ) ( $p=0.222$ )
Uruguay:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 1.827 + 0.329 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0.618$ ( $p=0.000$ ) ( $p=0.000$ )

Finalmente, para concluir el análisis de MRW, se analizó si la información macroeconómica fue plenamente utilizada para la determinación de las expectativas.<sup>7</sup> Para ello se estimó una regresión entre el error de pronóstico, la expectativa de inflación, la inflación observada al mes de la encuesta, la brecha del producto, el desalineamiento cambiario y la tasa de política monetaria.<sup>8</sup> Una variable que no se consideró en esta parte fue el gasto fiscal, pues las definiciones y periodicidades son distintas para cada país.<sup>9</sup> Los resultados para cada país se exponen a continuación:

**Argentina:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 12.443 - 1.672 E_{t-12}\pi_t + 0.706 \pi_{t-13} + 0.035 y_{t-15} + 0.004 \tilde{R}_{t-14} - 0.508 i_{t-13}$$

( $p=0.000$ ) ( $p=0.000$ ) ( $p=0.000$ ) ( $p=0.820$ ) ( $p=0.947$ ) ( $p=0.000$ )

$$R^2_{aj} = 0.924 \quad p(J - B) = 0.632$$

**Bolivia:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 8.661 - 3.137 E_{t-12}\pi_t - 1.600 \pi_{t-13} + 0.504 y_{t-15} - 2.280 \tilde{R}_{t-14} + 1.028 i_{t-13}$$

( $p=0.480$ ) ( $p=0.317$ ) ( $p=0.476$ ) ( $p=0.471$ ) ( $p=0.010$ ) ( $p=0.575$ )

$$R^2_{aj} = 0.276 \quad p(J - B) = 0.679$$

<sup>6</sup> En el caso de Bolivia, los resultados sólo son indicativos, pues el tamaño de la muestra es pequeño.

<sup>7</sup> Un aspecto adicional de MRW y que no se lo desarrolla en este documento es si las expectativas son adaptativas. Esta parte se encuentra actualmente en desarrollo.

<sup>8</sup> La descripción de los datos se encuentra en el Anexo B.

<sup>9</sup> Esta extensión también se encuentra en desarrollo.

**Brasil:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \underset{(p=0.373)}{3.812} + \underset{(p=0.608)}{0.250} E_{t-12}\pi_t + \underset{(p=0.960)}{0.018} \pi_{t-13} - \underset{(p=0.425)}{0.589} y_{t-15} - \underset{(p=0.021)}{0.212} \tilde{R}_{t-14} - \underset{(p=0.517)}{0.232} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.146 \quad p(J - B) = 0.000$$

**Chile:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \underset{(p=0.000)}{10.581} - \underset{(p=0.000)}{4.536} E_{t-12}\pi_t - \underset{(p=0.020)}{0.584} \pi_{t-13} + \underset{(p=0.019)}{0.565} y_{t-15} + \underset{(p=0.153)}{0.075} \tilde{R}_{t-14} + \underset{(p=0.000)}{1.229} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.443 \quad p(J - B) = 0.794$$

**Colombia:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \underset{(p=0.001)}{4.241} - \underset{(p=0.000)}{1.445} E_{t-12}\pi_t - \underset{(p=0.472)}{0.130} \pi_{t-13} - \underset{(p=0.002)}{0.236} y_{t-15} + \underset{(p=0.017)}{0.056} \tilde{R}_{t-14} + \underset{(p=0.003)}{0.541} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.789 \quad p(J - B) = 0.948$$

**Perú:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \underset{(p=0.000)}{4.058} - \underset{(p=0.000)}{1.437} E_{t-12}\pi_t - \underset{(p=0.003)}{0.331} \pi_{t-13} + \underset{(p=0.000)}{0.295} y_{t-15} + \underset{(p=0.370)}{0.0734} \tilde{R}_{t-14} - \underset{(p=0.686)}{0.026} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.638 \quad p(J - B) = 0.812$$

**Uruguay:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \underset{(p=0.000)}{11.375} - \underset{(p=0.000)}{1.934} E_{t-12}\pi_t + \underset{(p=0.005)}{0.422} \pi_{t-13} + \underset{(p=0.516)}{0.135} y_{t-15} + \underset{(p=0.067)}{0.116} \tilde{R}_{t-14} - \underset{(p=0.0524)}{0.327} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.957 \quad p(J - B) = 0.648$$

Los resultados anteriores sugieren que en Bolivia, Brasil y Colombia se podría haber aprovechado más la información proveniente del desalineamiento cambiario, a diferencia de Chile que aprovecha este aspecto. En cuanto al resto de las variables, los analistas consultados en Argentina, Colombia, Chile y Perú podrían haber aprovechado mejor la información macroeconómica restante, aunque el segundo aprovecha bien la información de la inflación pasada y el último las señales que provienen de la política monetaria. Finalmente, en Argentina y Uruguay no se aprovechó totalmente la inflación esperada y observada. La inclusión de más variables hace que los resultados difieran de los anteriores referidos a la información macroeconómica.

En resumen, esta sección mostró que por lo general, las encuestas presentaron sesgos, en algunos casos persistencia de los errores y pudieron ser mejores haciendo uso de la información contenida en otras variables macroeconómicas. Esto podría apoyar la hipótesis de que los agentes consultados todavía se encontrarían en un proceso de aprendizaje sobre el estado de la economía y sus distintas relaciones. En ese sentido, destacan los países que

tienen métodos de recolección e incentivos para los agentes encuestados, que permiten concentrar a los analistas en el curso futuro de la inflación puesto que la encuesta es anónima.

#### IV. Estudio empírico sobre los determinantes de las expectativas

En esta sección se estiman modelos en la línea de Cerisola y Gelos (2005), quienes evaluaron cómo se determinaban las expectativas en Brasil, utilizando para ello los resultados de la encuesta y diversas variables macroeconómicas, similares a las de este estudio, con excepción de la posición fiscal.

Con ese enfoque, se procedió a estimar con el Método Generalizado de Momentos, para evitar endogeneidad entre los determinantes de las expectativas. Los resultados también se pueden interpretar como aquellas variables que son privilegiadas por los analistas a la hora de formular sus expectativas. Los resultados se exponen a continuación:

##### Argentina:

$$E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.190)}{0.806} - \underset{(p=0.215)}{0.110} \pi + \underset{(p=0.000)}{0.979} E_{t-1} \pi_{t+11} - \underset{(p=0.465)}{0.036} (\pi_{t-1} - \pi) - \underset{(p=0.666)}{1.592} \tilde{y} + \underset{(p=0.005)}{0.038} i_{t-1} - \underset{(p=0.402)}{1.164} \tilde{R}$$

$$R_{aj}^2 = 0.906 \quad J = 0.116 \quad p(J - B) = 0.000$$

##### Bolivia:

$$E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.282)}{0.723} - \underset{(p=0.702)}{0.073} \pi + \underset{(p=0.000)}{0.816} E_{t-1} \pi_{t+11} + \underset{(p=0.003)}{0.468} (\pi_{t-1} - \pi) - \underset{(p=0.952)}{0.433} \tilde{y} + \underset{(p=0.698)}{0.043} i_{t-1} + \underset{(p=0.9353)}{0.471} \tilde{R}$$

$$R_{aj}^2 = 0.888 \quad J = 0.106 \quad p(J - B) = 0.000$$

##### Brasil:

$$E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.127)}{0.501} - \underset{(p=0.004)}{0.213} \pi + \underset{(p=0.000)}{1.199} E_{t-1} \pi_{t+11} - \underset{(p=0.001)}{0.052} (\pi_{t-1} - \pi) + \underset{(p=0.044)}{8.076} \tilde{y} - \underset{(p=0.100)}{0.031} i_{t-1} - \underset{(p=0.0808)}{1.766} \tilde{R}$$

$$R_{aj}^2 = 0.864 \quad J = 0.067 \quad p(J - B) = 0.000$$

##### Chile:

$$E_t \pi_{t+12} - \pi = \underset{(p=0.000)}{-0.194} + \underset{(p=0.000)}{0.443} (E_{t-1} \pi_{t+11} - \pi) + \underset{(p=0.000)}{0.084} (\pi_{t-1} - \pi) - \underset{(p=0.473)}{1.192} \tilde{y} + \underset{(p=0.001)}{0.050} i_{t-1} + \underset{(p=0.003)}{1.105} \tilde{R}$$

$$R_{aj}^2 = 0.850 \quad J = 0.101 \quad p(J - B) = 0.758$$

##### Colombia:

$$E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.006)}{-0.984} - \underset{(p=0.000)}{0.796} \pi + \underset{(p=0.000)}{0.261} E_{t-1} \pi_{t+11} + \underset{(p=0.000)}{0.188} (\pi_{t-1} - \pi) - \underset{(p=0.311)}{1.316} \tilde{y} + \underset{(p=0.007)}{0.092} i_{t-1} - \underset{(p=0.388)}{0.301} \tilde{R}$$

$$R_{aj}^2 = 0.767 \quad J = 0.089 \quad p(J - B) = 0.000$$

### Perú:

$$E_t \pi_{t+12} - \bar{\pi} = -0.097 + \frac{0.880}{(p=0.000)} (E_{t-1} \pi_{t+11} - \bar{\pi}) + \frac{0.066}{(p=0.000)} (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + \frac{3.031}{(p=0.028)} \bar{y} + \frac{0.040}{(p=0.106)} i_{t-1} - \frac{4.729}{(p=0.000)} \tilde{R}$$
$$R_{aj}^2 = 0.843 \quad J = 0.106 \quad p(J - B) = 0.420$$

### Uruguay:

$$E_t \pi_{t+12} = \frac{0.008}{(p=0.980)} + \frac{0.168}{(p=0.027)} \bar{\pi} + \frac{0.880}{(p=0.000)} E_{t-1} \pi_{t+11} + \frac{0.168}{(p=0.027)} (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - \frac{1.593}{(p=0.587)} \bar{y} + \frac{0.019}{(p=0.488)} i_{t-1} + \frac{2.232}{(p=0.442)} \tilde{R}$$
$$R_{aj}^2 = 0.942 \quad J = 0.122 \quad p(J - B) = 0.0.17$$

Los resultados indican que las expectativas exhiben persistencia, especialmente en Argentina y, en menor medida en Chile y Colombia. Por otra parte, la meta del banco central tiene importancia en Uruguay, a diferencia de Bolivia y Brasil; mientras que en Colombia la meta guarda una relación inversa con la inflación esperada, lo que podría reflejar la reticencia de los agentes por avalar el proceso de estabilización en el que se comprometió dicho país.<sup>10</sup>

La diferencia entre la inflación observada y la meta es importante en Bolivia; y en menor medida en Chile, Colombia, Perú y Uruguay. En Brasil la relación es inversa, lo cual significaría que brechas positivas de inflación estarían relacionadas con menores expectativas de inflación, probablemente porque se esperaría una respuesta de política para moderar el dinamismo de la economía y, por ende, la inflación.

En el caso de la brecha del producto, sólo Perú y Brasil muestran relaciones positivas y significativas, en línea con la teoría y la evidencia empírica, que señala que brechas positivas están asociadas con mayor inflación. Respecto a la tasa de interés, en Argentina, Chile y Colombia la relación es positiva, probablemente porque se espera una gradual caída de las tasas a futuro, lo cual podría exacerbar la inflación.<sup>11</sup> Finalmente, en lo que respecta al desalineamiento cambiario, la relación es positiva en Chile, en línea con la teoría, y negativa en Perú. En este último caso, la relación podría ocurrir porque una subvaluación podría anticipar una respuesta de política (ya sea cambiaria o monetaria) que prevea la caída de la inflación.

---

<sup>10</sup> En los casos de Chile y Perú no se puede conocer este aspecto directamente, por problemas de colinealidad con el intercepto. Sin embargo, en el primer caso es sugerente que el sesgo no sea significativo y que tenga la menor desviación estándar.

<sup>11</sup> Una extensión de este enfoque podría ser utilizar la desviación de la tasa de política respecto de la tasa neutral.

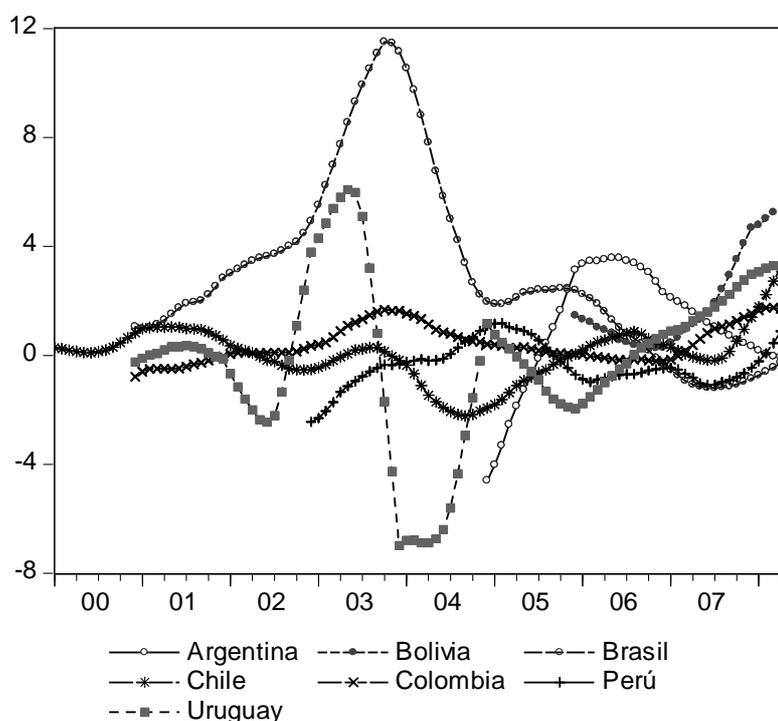
Para incluir la credibilidad y la reputación de la política monetaria en los modelos se calculó la variable  $Cred_t^i$ , que mide la reputación en el cumplimiento de las metas en el último año móvil, cuya fórmula es la siguiente:

$$Cred_t^i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (\pi_j^i - \pi_j^i)$$

Es decir, esta variable corresponde al promedio móvil anual de la diferencia entre la inflación observada y la meta de inflación del país. El resto de las variables se define de similar forma a la mostrada en las ecuaciones anteriores. Conviene aclarar que un incremento de esta variable se debe interpretar como un desvío positivo respecto a la meta trazada.

En términos gráficos, esta variable se comportó de acuerdo con lo observado en el gráfico 7. Es importante mostrar que la mayoría de los países las desviaciones se incrementaron a partir de 2007, como consecuencia de los aumentos de precios de alimentos y combustibles:

**Gráfico 7: Promedio móvil de desviación de la inflación respecto a la meta**



A continuación se presenta un análisis con datos de panel para los países sujetos a estudio, entre 2005 y 2008. El cuadro 6 muestra la evaluación de tres tipos de modelos de panel que intentan establecer los determinantes de la inflación esperada. El primero es el modelo que relaciona la media temporal de cada variable y presenta los efectos entre grupos (*Between Effects*); el segundo supone que el intercepto de la regresión es el mismo para todas las unidades transversales, por lo que este modelo asume que existen efectos aleatorios en cada país (*Random Effects*); y, finalmente el último modelo no supone que las diferencias entre países sean aleatorias, sino constantes o “fijas”, por lo que muestra los efectos fijos (*Fixed Effects*).

**Cuadro 6: Modelos de panel para la inflación esperada**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>
<b>Variable dependiente:</b> Inflación Esperada (Exp)	<b>Regresión sobre la media de cada grupo (Efecto entre grupos)</b>	<b>Efectos Aleatorios</b>	<b>Efectos Fijos</b>
<b>Inflación rezagada (<math>Obs_{t-1}</math>)</b>	0.5295	0.4902 [0.0450]	0.5106 [0.0485]
<b>Dummy Metas de Inflación (DIT)</b>	-1.4780	-0.7469 [0.1952]	
<b>Meta (Tar)</b>	0.7166	0.6142 [0.0521]	0.7153 [0.0748]
<b>Tasa de Política Monetaria (i)</b>	-0.0015	-0.0274 [0.0162]	-0.1064 [0.0354]
<b>Credibilidad (cred)</b>	-0.6969	0.1670 [0.0613]	0.1560 [0.0697]
<b>Brecha del producto (<math>\tilde{Y}</math>)</b>		-14.1471 [4.2793]	1.3150 [4.6449]
<b>Brecha del TCR (R)</b>		6.4181 [1.5492]	2.9308 [1.5309]
<b>Constante</b>	0.7074	0.4065 [0.2808]	-0.1554 [0.4747]
<b>Observaciones</b>	248	248	248
<b>R<sup>2</sup></b>	0.67	0.92	0.91
<b>Número de países</b>	7	7	7

Errores estandar en corchetes

\* Significativos al 95%

Para determinar cuál de estos es el más adecuado para los objetivos de este documento, las pruebas de Breusch y Pagan para efectos aleatorios, y la prueba *F* de significancia de los efectos fijos nos indican la pertinencia de estos modelos respecto al modelo que considera los efectos entre grupos. Además, por medio de un test de Hausman se determinó que el modelo de efectos fijos es el más apropiado.

Por tanto, el modelo elegido muestra que la inflación esperada está afectada por la inflación pasada, de tal forma que un aumento de un punto porcentual en la inflación implica un incremento de medio punto porcentual en las expectativas. También se observa una relación proporcional con la meta, lo cual es consistente con los modelos teóricos expuestos anteriormente. La tasa de interés representativa tiene una relación inversa con la inflación esperada, lo cual va en línea con lo esperado por la teoría: incrementos de la tasa promueven el descenso de la inflación. Una brecha del producto mayor o un tipo de cambio real subvaluado tienen efectos positivos en la inflación esperada. Conviene notar que del modelo 2, se puede rescatar que las economías que siguen metas de inflación cuentan con una inflación esperada menor respecto a aquellas que no la siguen.<sup>12</sup>

Posteriormente, se estimó un panel modificado para ver la importancia de la credibilidad en las expectativas de inflación y, adicionalmente, la contribución del régimen de metas de inflación a las expectativas, con la siguiente formulación:

$$E_t \pi_{t+12}^i = \phi + \eta \times \pi_t^i + \zeta \times D(IT^i) + \nu \times Cred_{t-1}^i + \chi \times Cred_{t-1}^i \times \pi_t^i + \delta^i \times \pi_{t-1}^i + \varpi_t + \xi_t^i$$

Donde  $D(IT^i)$  es una variable dicotómica que adopta el valor 1 si el país  $i$  se encuentra bajo metas de inflación y 0 en otro caso, y  $\pi_t^i$  es la desviación respecto a la meta del país  $i$  en el periodo  $t$ .

El panel no balanceado se estimó con efectos fijos por periodo, para incluir el efecto de shocks comunes. La muestra es más amplia que el anterior panel y comprende 361 observaciones que van desde septiembre de 2001 hasta mayo de 2008. Los resultados fueron los siguientes:

$$E_t \pi_{t+12}^i = 0.134 + 1.103 \times \pi_t^i - 0.543 \times D(IT^i) + 0.454 \times Cred_{t-1}^i - 0.086 \times Cred_{t-1}^i \times \pi_t^i + \varpi_t +$$

$$0.956 \times \pi_{t-1}^{Arg} + 0.907 \times \pi_{t-1}^{Bol} + 0.291 \times \pi_{t-1}^{Bra} + 0.044 \times \pi_{t-1}^{Chl} + 0.130 \times \pi_{t-1}^{Col} - 0.047 \times \pi_{t-1}^{Per} + 0.060 \times \pi_{t-1}^{Uru}$$

$$R_{Aj}^2 = 0.926 \quad \sigma = 0.791$$

<sup>12</sup> No obstante, para corroborar esta hipótesis, sería conveniente ampliar el número de países de la muestra, tanto con como sin metas explícitas de inflación.

Según esta ecuación, existiría una relación uno a uno respecto a la meta y el régimen de metas de inflación habría contribuido a reducir la inflación en medio punto porcentual. Por otra parte, en la medida que la variable de reputación aumenta un punto porcentual, las expectativas se incrementan, aunque su efecto es no lineal y dependería de la interrelación entre la variable de reputación y la meta, penalizando más a los que tienen metas más bajas. Finalmente, cada país tiene un patrón distinto de relación entre la inflación observada y la meta más reciente, destacando los casos de Argentina, Bolivia y Brasil.

Estos resultados podrían estar sesgados o inclusive tener problemas de regresión espuria pues los test de raíz unitaria de panel para las variables utilizadas<sup>13</sup> no rechazan la hipótesis de raíz unitaria. En similitud con el enfoque de cointegración para series particulares, se estimó otro panel con la siguiente estructura:<sup>14</sup>

$$\Delta(E_t \pi_{t+12}^i) = \phi + \eta \times \Delta \pi_{t-1}^i + \zeta \times \Delta Cred_{t-1}^i + \delta^i \times \pi_{t-1}^i + \sigma^i \times \Delta(E_{t-1} \pi_{t+11}^i) + \bar{\omega}_t + \rho \times E_{t-1} \pi_{t+11}^i + \omega \times \pi_{t-1}^i + \phi \times Cred_{t-1}^i + \zeta \times Cred_{t-1}^i * \pi_{t-1}^i + \theta \times D(IT^i) + \theta \times D(IT^i) * Cred_{t-1}^i + \xi_i^t$$

La primera línea de la ecuación anterior representaría el vector de corrección de error, tanto con elementos comunes como particulares a cada país. La segunda línea representaría el vector de cointegración entre las variables mencionadas.

Los resultados se muestran en el cuadro 7, señalan que existiría una relación de largo plazo casi uno a uno entre las expectativas y las metas de inflación, consistente con las anteriores estimaciones. Las otras variables en niveles no tendrían relación con las expectativas, salvo la diferencia entre las metas y la inflación observada en los casos de Argentina, Bolivia, Uruguay y Brasil, los cuales tendrían una respuesta de largo plazo de 1.8, 0.6 y 0.3 respectivamente por cada punto de diferencia entre la inflación observada y la meta planteada.

<sup>13</sup> No reportados, pero disponibles a petición a los autores.

<sup>14</sup> Está en proceso la estimación de panel por los métodos de *pooled mean group*, que capturan similares patrones de cointegración pero con velocidades de ajuste distintas (Pesaran, Shin y Smith, 1999) y el método de Dynamic Panel Data (DPD) a la Arellano y Bond (1991).

### Cuadro 7: Resultados de una regresión de panel dinámico

Variable dependiente  $\Delta \text{Exp}_t$

Método: Mínimos cuadrados para panel de datos

Observaciones incluidas: 79 después de ajustes

Países: 7

Total de observaciones no balanceadas: 391

Variable	Coefficiente	Error Estd.	t-estadístico	P-Value
Constante	0.023	0.143	0.159	0.874
$\Delta(\text{Obs}_{t-1})$	0.126	0.054	2.329	0.021
$\Delta(\text{Cred}_{t-1})$	-0.282	0.127	-2.216	0.028
$\text{Exp}_{t-1}$	-0.260	0.035	-7.438	0.000
$\text{Tar}_{t-1}$	0.265	0.046	5.699	0.000
$\text{Cred}_{t-1}$	0.038	0.108	0.349	0.727
$\text{Cred}_{t-1} \times \text{Tar}_{t-1}$	-0.016	0.014	-1.146	0.253
$D(\text{IT}^i)$	-0.068	0.087	-0.787	0.432
$D(\text{IT}^i) * \text{Cred}_{t-1}$	0.050	0.059	0.843	0.400
$\text{Obs}_{t-1} - \text{Tar}_{t-1}$				
Argentina	0.397	0.056	7.090	0.000
Bolivia	0.472	0.046	10.248	0.000
Brasil	0.091	0.034	2.690	0.008
Chile	0.036	0.038	0.944	0.346
Colombia	0.068	0.068	0.991	0.323
Perú	-0.011	0.057	-0.184	0.854
Uruguay	0.138	0.043	3.196	0.002
$\Delta \text{Exp}_{t-1}$				
Argentina	-0.066	0.152	-0.436	0.663
Bolivia	-0.382	0.076	-5.055	0.000
Brasil	0.672	0.099	6.785	0.000
Chile	-0.207	0.305	-0.678	0.498
Colombia	-0.352	0.191	-1.847	0.066
Perú	0.916	0.282	3.244	0.001
Uruguay	-0.197	0.164	-1.202	0.231

## V. Comentarios finales

El documento analizó tanto teórica como empíricamente los determinantes de las expectativas. En la parte teórica se desarrollaron dos modelos para resaltar la importancia de la percepción del público sobre el grado de compromiso con el objetivo de inflación y que para la distinción entre choques monetarios y de política es crucial la reputación y el historial de cumplimiento de las metas.

Posteriormente, se analizaron las características estadísticas de las encuestas de expectativas de inflación en países sudamericanos seleccionados, donde se destacó que en determinado países se observaban sesgos en la proyección de la inflación y que la información macroeconómica disponible al momento de responder la encuesta no era completamente utilizado.

Finalmente, se estimaron modelos empíricos sobre la determinación de las expectativas de de inflación. Aunque los resultados difieren respecto a cada país, la conclusión general es que los bancos centrales deben esforzarse por demostrar su compromiso con el control de la inflación, para que sus metas sean alcanzadas y creídas por el público.

Bernanke *op. cit.* señala que las expectativas no están perfectamente ancladas si es que cambios en la inflación generan modificaciones en las expectativas. Los resultados del presente estudio muestran que incluso en el caso de algunos países con metas de inflación, las expectativas no están perfectamente ancladas, pues reaccionan a los cambios en la inflación observada más de lo que asumen los modelos con expectativas racionales.

Volver a generar un periodo de reputación en el cumplimiento de metas es crucial para que posteriores shocks de oferta no impliquen cambios sustanciales en las expectativas de inflación. Al respecto, Trehan (2006) señala que el historial de compromiso con la inflación fue determinante para que los incrementos de los precios del petróleo no se plasmen en un incremento de las expectativas inflacionarias en Estados Unidos. Además, Mankiw y Reis (2006) y Canova y Gambetti (2008) señalaron que el rol de las expectativas no varía aunque exista un cambio de régimen de política monetaria

En términos sencillos y siguiendo la sabiduría popular del dicho: “La mujer de emperador no sólo debe ser virtuosa, sino también debe parecerlo”, se podría plasmar en un refrán análogo para los entes emisores: “Los bancos centrales no sólo deben luchar contra la inflación, sino que debe parecer que así lo hacen”. De esa forma, las expectativas podrán estar ancladas en los objetivos trazados por los entes emisores y los actuales shocks de oferta no tendrán mayores efectos en las percepciones de la población sobre el curso futuro de la inflación.

## **VI. Referencias bibliográficas:**

Agenor, Pierre-Richard (2002) “Monetary Policy under Flexible Exchange Rates: An introduction to Inflation Targeting” En Loayza y Soto (eds.) *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges* Santiago de Chile: Banco Central de Chile.

Arellano, Manuel y Stephen. Bond (1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations” *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Berg, Andrew y Eduardo Borenstein (2000) “The Choice of Exchange Rate Regime and Monetary Target in Highly Dollarized Economies” *Journal of Applied Economics* III (noviembre): 285-324.

Bernanke, Ben (2007) “Inflation expectations and inflation forecasting” Conferencia del Presidente de la Reserva Federal en el Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute (Cambridge, Massachusetts), 10 de Julio.

Calvo, Guillermo (1983) “Staggered prices in a Utility Maximizing Framework” *Journal of Monetary Economics* 12(3):383-98.

Canova, Fabio y Luca Gambetti (2008) “Do expectations matter? The Great Moderation revisited” Documento de trabajo de la Universidad Pompeu Fabra 1084, abril.

Cerisola, Martin y Gaston Gelos (2005) “What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis” IMF Working Paper 05/109, junio.

Clarida, Richard, Jordi Gali y Mark Gertler (1999) “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective” *Journal of Economic Literature* 37 (Diciembre): 1661-1707.

Galí, Jordi; Mark Gertler y David López-Salido (2001) “European inflation dynamics” NBER Working Paper 8218, abril.

Gaspar, Vitor, Frank Smets y David Vestin (2006) “Adaptative Learning, Persistence and Optimal Monetary Policy” European Central Bank Working Paper 644, junio.

Goeschel, Joachim (2007) “Learning about the Inflation Target” Documento presentado en Frankfurt Seminar in Economics el 5 de junio.

Mankiw, Gregory y Ricardo Reis (2006) “Sticky information in general equilibrium” NBER Working Paper 12605, octubre.

Mankiw, Gregory, Ricardo Reis y Justin Wolfers (2003) “Disagreement about Inflation Expectations” NBER Working Paper 9796, junio.

Mishkin, Frederic (2007) “Inflation Dynamics” NBER Working Paper 13147, junio.

Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1996) *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: The MIT Press.

Orphanides, Athanasios y John Williams (2007a) “Inflation targeting under imperfect knowledge” En Mishkin y Schmidt-Hebbel (eds.) *Monetary Policy under Inflation Targeting*. Santiago de Chile: Ediciones del Banco Central de Chile

---

(2007b) “Learning, Expectations Formations, and the Pitfalls of Optimal Control Monetary Policy” Documento presentado en la Conferencia “John Taylor’s Contributions to Monetary Theory and Policy” llevada a cabo en Dallas del 12 al 13 de octubre.

Pesaran, Hashem, Yongcheol Chin y Ron Smith (1999) “Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, No. 446 (Junio):. 621-634.

Rosende, Francisco (2000) *Teoría Macroeconómica: Ciclos Económicos, Crecimiento e Inflación*. Santiago de Chile: Ediciones Universidad Católica de Chile.

Sargent, Thomas (1979) *Macroeconomic Theory*. :Nueva York; Academic Press

Sommer, Martin (2002) “Supply Shocks and the Persistence of Inflation” John Hopkins University Working Paper 485, diciembre.

Trehan, Bharat (2006) “Inflation Targets and Inflation Expectations: Some evidence from the Recent Oil Shocks” *FRSBF Economic Letter* 2006-22, septiembre.

Turner, Paul (2007) “Some UK evidence on the Forward Looking IS Equation” Loughborough University Discussion Paper 16, julio.

Walsh, Carl (2003) *Monetary Theory and Policy*. 2da. Ed. Cambridge: The MIT Press

## Anexo A

### Metodología para generar las expectativas implícitas de inflación en 12 meses

En el caso de Perú, la encuesta contiene las preguntas de cuánto cree el ente consultado que será la inflación en el año en curso y al año siguiente. Por ejemplo, en el mes de abril de 2008 se preguntó cuánto será la inflación en 2009 y cuánto en 2010.

Puesto que a medida que avanza el año se tiene mayor información efectiva sobre la inflación y la capacidad de pronóstico mejora, no es conveniente utilizar estas cifras en los modelos por este sesgo. Por el contrario, es más útil contar con la expectativa de inflación para los siguientes once meses. De esa forma, otros países como Bolivia, Chile y Uruguay preguntan a los analistas cuánto será la inflación en 11 meses siguientes al mes de la encuesta. Esto es así porque la inflación se conoce usualmente con un rezago de un mes y esta pregunta lleva implícita la tasa de inflación en 12 meses efectivos.

En esa línea, se procedió a generar una variable *proxy* de inflación esperada en los siguientes 12 meses para Perú de la siguiente manera:

- Para las encuestas de los meses de enero de cada año, la inflación esperada corresponde a la consultada por el banco central sin ningún ajuste.
- Entre febrero y diciembre, la inflación implícita viene dada por la siguiente metodología:

- En primer lugar, se calcula la inflación bruta mensual implícita ( $E_t^M \pi_t^{Año}$ ) en la proyección del año:

- Para el año en curso corresponde a:

$$E_t^M \pi_t^{Año} = \left\{ \frac{(1 + E_t^A \pi_t^{Año})}{\prod_1^{t-1} (1 + \pi_t)} \right\}^{\frac{1}{12-t}} \quad / t = [2,12]$$

Donde  $E_t^A \pi_t^{Año}$  es la expectativa de inflación para el año en curso y  $\pi_t$  es la inflación mensual observada en el mes  $t$ . De esta forma, se infiere cuánto es la inflación mensual implícita en lo que resta del año.

- Para el año siguiente al mes de la encuesta, simplemente consiste en mensualizar la inflación anual esperada:

$$E_t^M \pi_t^{Año+1} = (1 + E_t \pi_t^{Año+1})^{\frac{1}{12}}$$

- De esa forma, la inflación implícita en 12 meses corresponde a un promedio geométrico ponderado entre las inflaciones mensuales esperadas en lo que resta del año y las inflaciones mensuales implícitas del siguiente año hasta el mes  $t$ . Esto es:

$$E_t \pi_{t+12} = \left[ \left(1 + E_t^M \pi_t^{\text{Año } i}\right)^{12-t} \times \left(1 + E_t^M \pi_{t+12}^{\text{Año } i+1}\right)^t \right] - 1$$

- Finalmente, para evitar quiebres abruptos en la serie resultante, se sacó el promedio móvil trimestral de esta serie y se la utilizó como *proxy* de la inflación esperada en los siguientes 12 meses.

Por último, conviene reparar que esta metodología podría ser mejorada incorporando la estacionalidad de cada mes en la inflación mensual implícita, aspecto que no se utilizó en este documento.

## **Anexo B**

### **Fuentes y descripción de la información utilizada**

**Expectativas de inflación:** Corresponden a los resultados de las encuestas realizadas por los bancos centrales y disponibles en su página Web o enviadas a solicitud de los autores en el caso de Argentina. La pregunta pertinente para este análisis es la inflación esperada en 12 meses. Para Perú se procedió a efectuar un ajuste descrito en el Anexo A.

**Índice de Precios al Consumidor (IPC) e inflación:** Proviene de los bancos centrales o institutos de estadística de los países seleccionados. En el caso de Brasil corresponde al IPCA, pues es el que se toma como referencia para la conducción de la política monetaria. La inflación del IPC se calcula como la variación porcentual en 12 meses.

**Brecha del producto:** En los países que cuentan con información mensual de actividad (Argentina, Bolivia, Chile y Perú), corresponde al logaritmo de la razón entre el índice desestacionalizado (preferentemente por la fuente de información) y el índice filtrado por el método de Hodrick y Prescott (HP). Para el resto de los países, se calculó como la mensualización de la brecha trimestral construida con similar criterio.

**Desalineamiento cambiario:** Corresponde al logaritmo de la razón entre el tipo de cambio real y el filtrado con HP. En todos los casos se optó por utilizar el indicador de tipo de cambio real construido por los bancos centrales y expresado como la relación entre los IPC de los socios comerciales y el país de referencia.

**Tasa de política monetaria:** En los casos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú, correspondió a la tasa de política monetaria o a la tasa interbancaria según corresponda. Para Bolivia corresponde a la tasa en moneda nacional de subastas a 13 semanas y para Uruguay a la tasa pasiva con menor plazo.