



Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

**Un análisis de comportamiento a nivel de agente de la
encuesta de expectativas de inflación del BCU**

Fernando Borraz y Diego Gianelli

Documento No. 01/11
Enero 2011

ISSN 0797-7484

UN ANÁLISIS DE COMPORTAMIENTO A NIVEL DE AGENTE DE LA ENCUESTA DE EXPECTATIVAS DE INFLACION DEL BCU

Fernando Borraz y Diego Gianelli*
BCU- Departamento de Economía, FCS-UDELAR

RESUMEN

Las expectativas de inflación son variables inobservables claves para la toma de decisiones, especialmente en el manejo de política monetaria. Entender como se formulan, si son racionales o adaptativas, de qué variables dependen y cuán asertivas son es de vital importancia. Este estudio responde dichas interrogantes a través del análisis de datos de panel de los microdatos de la encuesta de expectativas de inflación del Banco Central del Uruguay. Las principales conclusiones dan cuenta de: i) un escaso poder predictivo por parte de los analistas encuestados en el horizonte de 12 meses móviles; ii) una convergencia en los pronósticos individuales a la mediana divulgada mensualmente; iii) una sobreponderación del techo del rango meta y la dinámica propia de la inflación; y iv) una subponderación de los instrumentos de política monetaria. En lo que respecta a pruebas sobre racionalidad, se constata el uso parcial de información disponible y en algunos casos, se observa un sesgo sistemático.

Palabras claves: expectativas de inflación; racionalidad; errores de pronóstico

ABSTRACT

Inflation expectations are key unobservable variables for decision-making, especially in managing monetary policy. Understand how to formulate them, if they are rational or adaptive is vital. This study answers these questions through a panel data analysis of the micro data from the inflation expectation survey of the Central Bank of Uruguay. The main findings indicate: i) a low predictive power of the analysts surveyed in the 12-month horizon; ii) a convergence of the individual forecasts to the released monthly median iii) an overweight of the inflation target ceiling and the dynamics of the inflation, and iv) a underweight of monetary policy instruments. With respect to the evidence of rationality, we find the partial use of available information and in some cases, there is a systematic bias.

Keywords: inflation expectations, rationality, forecast errors

JEL Classification: D85, E31, E58

* Este trabajo fue realizado en el marco del convenio de cooperación entre el Banco Central del Uruguay (BCU), el Departamento de Economía (dECON-FCS-UDELAR) y la Asociación Pro-Fundación para las Ciencias Sociales (APFCS), firmado el 14 de abril de 2010.

Las opiniones expresadas son las de los autores y no necesariamente reflejan la posición oficial del Banco Central del Uruguay ni de la Universidad de la República. Agradecemos los comentarios recibidos de Gerardo Licandro. Cualquier error es de responsabilidad exclusiva de los autores.

I INTRODUCCIÓN

Comprender el proceso por el cual los agentes privados forman sus expectativas es un tema relevante de la macroeconomía moderna, especialmente en lo que refiere a tópicos monetarios y al ciclo de negocios. Desde un punto de vista práctico, las expectativas inflacionarias son un insumo clave en los procesos de negociación salarial y en las decisiones de inversión en activos financieros. No obstante, realizar estos pronósticos no es tarea simple, se requiere de modelos cuantitativos precisos, tanto para la ecuación condicional como para las ecuaciones marginales de fundamentos; capacidad técnica para articular una visión consistente respecto a los shocks que se enfrentan durante el período de proyección y, también, un poco de “suerte”.

La teoría económica ha discutido ampliamente el modo en que los agentes formulan sus expectativas. Los supuestos de comportamiento en general resultan clave para los resultados de los modelos teóricos. A partir de los trabajos pioneros de Muth (1961) y Lucas (1972a) el enfoque de expectativas racionales ha dominado el ambiente académico por su coherencia interna y la elegancia de sus postulados. Según esta teoría, los agentes formulan sus pronósticos considerando el conjunto completo de información disponible y ponderándola óptimamente a partir de su conocimiento del funcionamiento del modelo económico pertinente. En el trabajo empírico esto se asocia con errores de predicción insesgados e incorrelacionados y la incapacidad de explicar sistemáticamente los mismos a través de información disponible al momento de realizada la proyección¹.

La principal hipótesis alternativa de comportamiento es la de expectativas adaptativas. Bajo este enfoque los agentes utilizan exclusivamente la información histórica para inferir el valor futuro de las variables relevantes. Este marco implica que los agentes corrigen por los errores observados en sus proyecciones previas, sin realizar un ejercicio consistente de proyección. La principal limitación de este supuesto proviene de la incapacidad del analista para inferir el

¹ No necesariamente todos los agentes cuentan con la misma información. Un trabajo fundacional sobre este punto es el de Lucas (1972b) que considera que cada agente vive en una “isla” distinta, separado del resto, por lo cual existe un cierto conjunto de información común y otro que es de carácter privado. En los tests que se realizarán se empleará información pública, gratuita y de fácil acceso.

funcionamiento completo del modelo y anticipar las reacciones de política. Bajo estos supuestos los agentes pueden ser engañados sistemáticamente.

Versiones más sofisticadas de formación de expectativas incorporan conceptos híbridos como la cuasi-racionalidad propuesta por Roberts (1998), en donde bajo frecuentes cambios de régimen o para un proceso no estacionario se postula la existencia de distintas distribuciones de probabilidad para las expectativas, las cuales se encuentran sujetas a un proceso gradual de aprendizaje. Este mecanismo, pondera la información pasada y la mejor proyección a los efectos inferir las instancias futuras de política monetaria. En cambio, Mankiw y Reis (2002) postulan la hipótesis de *información rígida*. Bajo este esquema, el set de información se actualiza en base a un cálculo de costo beneficio. Esto permite explicar cierto sub-utilización de información y errores de proyección correlacionados durante el período en el cual los agentes no encuentran óptimo actualizar su set de información.

Las expectativas económicas y en particular las de inflación son intrínsecamente variables inobservables. La aproximación metodológica de su medición implica extraer información del precios de activos financieros, o bien consultar directamente a un cierto conjunto de agentes económicos. Ambos métodos poseen ventajas relativas. Las medidas que consideran activos financieros (swaps o spreads de tasas) tienen la ventaja del fuerte compromiso con la visión por parte del agente que arriesga un flujo de intereses y se expone a pérdidas de capital. No obstante, en mercados financieros poco profundos y segmentados existen premios por liquidez y por hábitat preferido significativos que distorsionan dicha medición.

Las medidas que consideran explícitamente la opinión de un sub conjunto de agentes, tienen la virtud de referirse explícitamente a la variable de interés, no obstante, son sensibles respecto de la selección del conjunto de agentes, los cuales, como señalan Keane y Runkle (1990) podrían no tener incentivos suficientes para invertir en el proceso de formación de expectativas. A su vez, los agentes podrían estratégicamente decidir no revelar sus opiniones si estas difieren de las del promedio de analistas. La función de pérdida implícita para cada analista podría no ser simétrica, en tal sentido, Thomas (1999) sugiere que el error de tipo I para un analista sería apartarse del promedio del mercado estando equivocado debido al costo

reputacional asociado. Doornik y Weisser (2009) agregan que los analistas podrían tener objetivos ajenos a realizar la mejor predicción, como ser: impulsar, a través de sus pronósticos, medidas de política. Bajo un marco legal que proteja el secreto estadístico, este tipo de conducta tiene mayor efectividad a menor número de participantes en la encuesta.

Existe una amplia literatura referida al análisis empírico de expectativas económicas y en particular de expectativas de inflación. Sobresalen los trabajos de Keane y Runkle (1990), Johnson (1998), Mankiw et.al. (2003), entre otros que analizan si las expectativas de inflación son racionales. Para el caso de Uruguay, únicamente los trabajos de Fernández, Lanzilotta y Zunino (2008 y 2009) analizan la encuesta de expectativas de inflación (EdEI) que realiza el Banco Central del Uruguay (BCU) desde enero de 2004. Dichos autores encuentran que la hipótesis de expectativas racionales podría ser compatible con las predicciones realizadas por los agentes a un mes. No obstante, señalan que las expectativas a 12 meses serían insesgadas pero ineficientes. Por otra parte, sostienen que los agentes habrían sido perceptivos de la direccionalidad en la inflación a un mes, no así en el caso de plazos mayores.

Los desafíos de proyectar a muy corto plazo y en horizontes distantes son sustancialmente distintos tanto por el tipo de información que se requiere, como por los procedimientos y modelos empleados. En este documento, se analizarán las expectativas a 12 meses móviles por dos motivos: (i) las proyecciones para el mes en curso son recabadas a mediados de mes, por lo cual, los agentes cuentan con mucha información efectiva para su pronóstico (tipo de cambio, tarifas públicas, indicadores líder, etc.) Esto es, en el mes de la encuesta el partido está jugado; (ii) los pronósticos que tienen una mayor incidencia en las decisiones microeconómicas y de política monetaria son aquellos que se aventuran en horizontes superiores. Por otra parte, los pronósticos a 18 meses (período referencial para la política monetaria) comenzaron a relevarse recién a partir de setiembre de 2006, lo permitiría trabajar con una muestra muy reducida. Por las anteriores razones, los 12 meses móviles son la referencia más importante para el mercado en lo que respecta a un valor focal para la cual existe una muestra razonable.

En la segunda sección del documento se describen las medidas de expectativas de inflación disponibles en Uruguay, para luego analizar en base al promedio y la mediana de la EdEI del BCU la racionalidad de los agentes en la tercera sección. En la cuarta sección se presentan estimaciones de un modelo de datos de panel para los microdatos de la EdEI analizándose el grado de racionalidad de las predicciones. En particular, probaremos si dichas predicciones son insesgadas, eficientes y si los agentes usan toda la información disponible al momento de contestar la encuesta. Para dicho análisis estimaremos un modelo de datos de panel con efectos fijos que permite controlar por heterogeneidad no observada entre agentes. Finalmente, repasaremos las principales conclusiones que se desprenden de estudio.

II EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN EN URUGUAY

Una primera medida a considerar para determinar las expectativas de inflación se basa en los *break even* del modelo de tasas de interés de Fisher, los cuales surgen de comparar tasas nominales e indexadas con igual *duration* para segmentos de negocio con el mismo perfil de riesgo y liquidez. En Uruguay el único oferente de ambos instrumentos que cumple aproximadamente estas condiciones es el sector público, con una limitante importante: la profundidad del mercado de títulos nominales es relativamente apropiada a plazos cortos, pero muy baja para instrumentos con *duration* mayor al año, ocurriendo exactamente lo inverso para el mercado de títulos en unidades indexadas (UI). Otra dificultad para su medición es que los títulos nominales suelen ser instrumentos cupón cero mientras los indexados tienen una estructura de *bullets*. En ambos casos existe muy poca operativa en el mercado secundario, por lo cual no es posible computar dichos márgenes en ciertos períodos.

A partir de 2003 la Bolsa Electrónica de Valores (Bevsa) calcula curvas de rendimiento para ambas monedas. Desafortunadamente, las curvas de Bevsa se solapan en plazos superiores a los 6 meses recién a partir de 2007 debido el escaso volumen de operaciones nominales que existían a dichos plazos. Por lo tanto extraer una expectativa de inflación a 12 meses a partir de tasas de interés a plazos cortos previo a 2007 implica suponer que los agentes proyectan

una inflación estable para el período de referencia². En general esto último no se cumple pues la expectativa a plazos cortos es más volátil. Por lo tanto no resulta posible obtener expectativas de inflación a 12 meses en base a un enfoque de paridades descubiertas para un período suficiente largo que permita realizar estimaciones robustas.

Por otra parte, la encuesta de expectativas de inflación que lleva adelante el BCU tiene su origen en enero de 2004 y se realiza hasta el presente. Desde el inicio, un total de 35 analistas han participado de dicha encuesta. El número de participantes por mes ha oscilado entre 8 y 25 destacándose el aumento en el número de participantes en diciembre de 2007 con la inclusión de los bancos (ver Figura 1). El objetivo de la EdDI es conocer la opinión de un conjunto amplio de agentes sofisticados respecto a la instancia inflacionaria de corto, mediano y largo plazo. Por ello se consulta respecto al valor previsto para el propio mes de la encuesta, la inflación al cierre del año calendario, la relativa a los 12 meses móviles (que incluye al mes de la encuesta) y la correspondiente a 18 meses adelante. Esta última medida es relevante por cuanto coincide con el horizonte de política monetaria en lo relativo al cumplimiento de la meta de inflación.

Figura 1. Número de analistas participantes de la encuesta de expectativas de inflación a 12 meses del BCU por mes

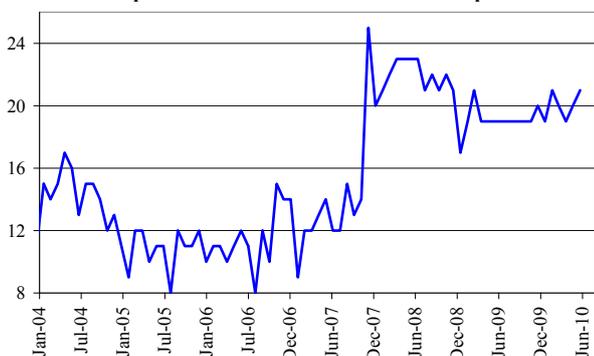
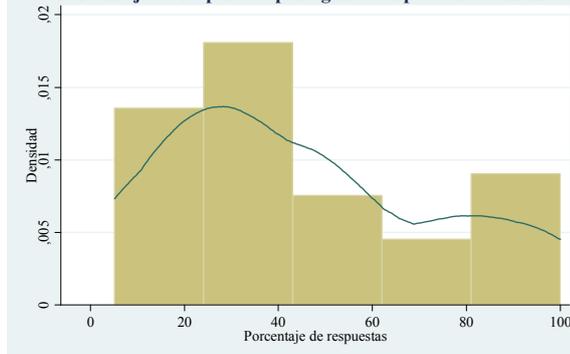


Figura 2. Histograma y densidad Kernel Porcentaje de respuestas por agente - expectativa a 12 meses



La Figura 2 muestra la distribución de las respuestas por agente. En promedio cada analista ha respondido un 45% de los meses y tan solo un analista ha completado el 100% de las

² Los Spreads financieros entre tasas nominales y reales dan cuenta de la inflación anualizada para un período coincidente con la duración de ambos instrumentos.

respuestas. La relativamente baja participación de los analistas individualmente considerados juntos a los cambios de cobertura en la encuesta genera un muestreo inestable. Adicionalmente, solo 12 de los 35 analistas consultados respondió la encuesta en más del 50% de los meses entre enero de 2004 y junio del 2010.

III ANÁLISIS DEL PROMEDIO Y MEDIANA DE LA EXPECTATIVA DE INFLACIÓN

III A ANÁLISIS DESCRIPTIVO

En esta sección estudiamos el poder predictivo de los datos publicados de la EdEI del BCU para el promedio y la mediana disponibles en su página web. A efectos de evaluar el poder predictivo de los datos publicados del promedio y mediana de la encuesta de expectativas del BCU comparamos dichas predicciones con las que se derivan de un modelo muy simple de formación de expectativas como es el Random Walk (RW). Esto es, comparamos los errores de predicción en base a inflación esperada promedio y mediana de los analistas contra aquellos errores que se obtiene de asumir como mejor predicción para la inflación en los próximos 12 meses su valor en el período inmediatamente anterior. Como criterios de comparación utilizamos el error promedio (EP), el error absoluto promedio (EAP) y la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM). Dado que durante el año 2004 la economía se encontraba en un período de alta volatilidad producto de las secuelas de la crisis financiera de 2002 y de franca desaceleración inflacionaria, se presentan en la Tabla 1 las evaluaciones para la muestra completa 2004.M12-2010.M6 y para los subperíodos 2005.M12-2010.M6 y 2006.M12-2010.M6.

Tabla 1. Evaluación de predicciones de inflación a 12 meses. En %			
Panel A. Período 2004.M12 - 2010.M6 (N=67)			
Inflación = 6,84			
Criterio	Predicción		
	BCU promedio	BCU mediana	Random walk
EP	0,52	0,43	0,47
EAP	1,97	2,01	1,87
RECM	2,76	2,75	2,44

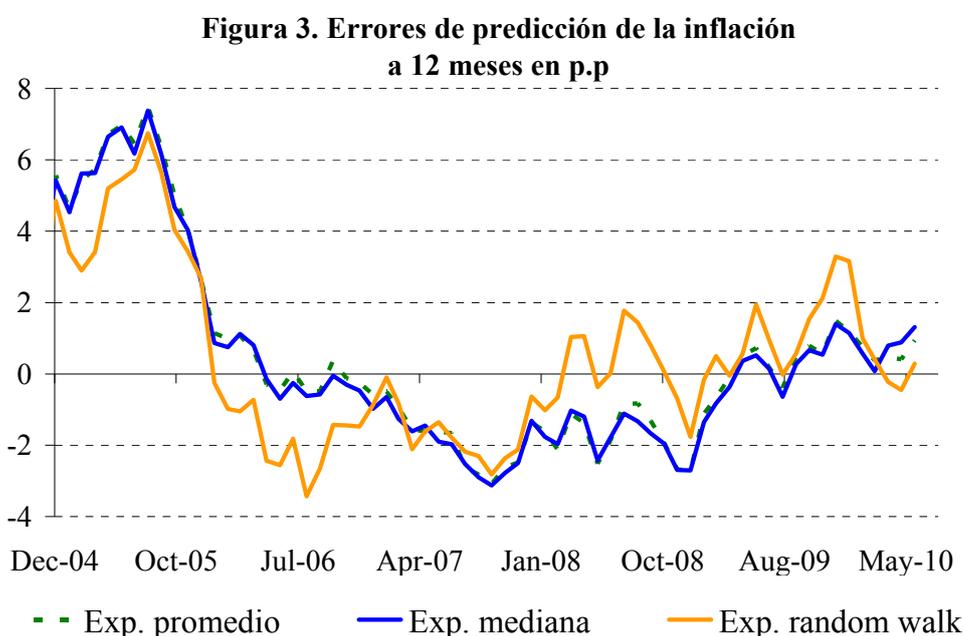
Panel B. Período 2005.M12 - 2010.M6 (N=55)			
Inflación = 7,26			
Criterio	Predicción		
	BCU promedio	BCU mediana	Random walk
EP	-0,60	-0,69	-0,39
EAP	1,18	1,23	1,31
RECM	1,44	1,48	1,60

Panel C. Período 2006.M12 - 2010.M06 (N=43)			
Inflación = 7,53			
Criterio	Predicción		
	BCU promedio	BCU mediana	Random walk
EP	-0,88	-0,97	-0,13
EAP	1,30	1,37	1,17
RECM	1,54	1,60	1,47

Podemos extraer tres conclusiones de la Tabla 1. En primer lugar, considerando la totalidad del período estudiado concluimos que las tres predicciones consideradas sobreestiman la inflación. Sin embargo, al considerar el período desde diciembre de 2005 vemos que dicha conclusión se revierte.

En segundo lugar, los errores de proyección han sido elevados en términos absolutos. Tomando la muestra completa de diciembre de 2004 a junio de 2010 la inflación fue de 6,8% y el error absoluto promedio fue de 1,97% para el promedio y 2,01% para la mediana. La desaceleración inflacionaria y la moderación en las fluctuaciones macroeconómicas han permitido reducir el EAP en las submuestras. Mankiw et. al (2003) observan un resultado similar para un conjunto de encuestas en EEUU. Estos autores le asignan el mérito a la mayor sofisticación de los agentes. Para Uruguay este no parecería ser el caso por cuanto el modelo naive de RW también reporta dicho efecto.

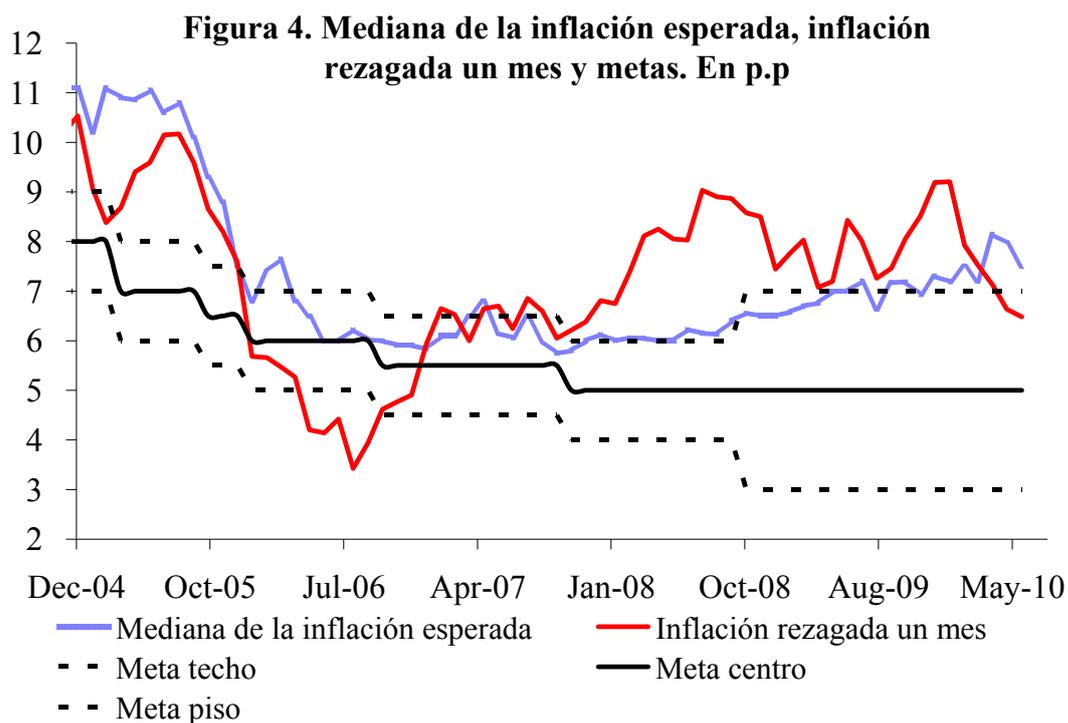
En tercer lugar, el modelo simple de random walk presenta mejores resultados en cuando a EAP y RECM para la totalidad de la muestra y para el período 2006.M1 a 2009.M8 mientras que las expectativas de inflación del BCU predicen mejor en el período 2005.M1 a 2009.M8. Este mejor poder predictivo del modelo de RW puede indicar que los agentes no utilizan totalmente la información disponible al momento de formular sus expectativas. La Figura 5 muestra los errores de predicción en base a las expectativas promedio, mediana y el modelo de RW.



La mejor performance del modelo RW, si bien sorprende, ya ha sido reportado en trabajos previos para otras economías. Thomas (1999) documenta que para el período comprendido entre 1960 y 1997 un modelo de caminata aleatoria prevalece en EAP a los diferenciales de tasas, pero es superado por los pronósticos de la encuesta de Livingston y Michigan. No obstante, la capacidad predictiva de estos indicadores, según se señala en dicho estudio, es sensible a la instancia inflacionaria y al período considerado. De hecho, para el período 1960-1980 el modelo naive supera a la encuesta Livingston, mientras que para el período 1980-1997 supera a la encuesta de Michigan. El error promedio (el cual compensa errores de distinto

signo) para el período completo fue inferior en el modelo naive que en las dos principales encuestas de analistas de EE.UU. En términos generales, Molnar y Reppa (2009) sostienen que existe un patrón claro en el sentido que las encuestas de expectativas tienden a superar a modelos naive y ARIMAs para economías estables, mientras que en aquellas donde existe una alta volatilidad de la inflación los modelos econométricos simples tienden a performar mejor que las opiniones informadas.

La Figura 4 presenta la mediana de la inflación esperada, la inflación rezagada y el piso, centro y techo de la meta de inflación. Se destaca la alta relación de las expectativas con la inflación pasada y con el techo de la meta. Esta correlación también se infiere gráficamente de los errores de proyección presentados en la Figura 3.



La Tabla 2 presenta la correlación serial del error de proyección; la de este con adelantos de la inflación; y la de la propia proyección con la inflación efectiva adelantada para el respectivo horizonte.

Tabla 2. Coeficientes de correlación cruzada errores de predicción, expectativa de inflación e inflación - Respecto a los errores de predicción (según rezago)

Rezago	Errores de predicción	Expectativa de inflación	Predicción - Inflación
1	0,96***	0,9***	-0,90***
2	0,89***	0,85***	-0,87***
3	0,83***	0,79***	-0,83***
4	0,76***	0,71***	-0,78***
5	0,68***	0,63***	-0,72***
6	0,59***	0,54***	-0,66***
7	0,51***	0,45***	-0,62***
8	0,42***	0,35**	-0,54***
9	0,33**	0,25**	-0,46***
10	0,25**	0,16*	-0,39**
11	0,19*	0,11	-0,35**
12	0,14*	0,03	-0,31**

***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente

Las Figuras 3, 4 y la Tabla 2 sugieren que los errores de proyección a 12 meses están fuertemente correlacionados entre sí y con la instancia inflacionaria rezagada. Esta correlación en los errores de proyección a horizontes superiores al mes ha sido considerada previamente en la literatura como condición de rechazo del supuesto de expectativas racionales. La discusión teórica en tal sentido refiere a si los agentes son capaces de distinguir entre shocks transitorios y permanentes. Kane y Runkle (1990) sostienen que dada la existencia de rezagos en la disponibilidad de información, los errores de proyección, aún asumiendo racionalidad, podrían mostrar una estructura MA(j), siendo j el rezago con que se publica la información relevante para dicho propósito. Según estos autores, correlaciones superiores a j serían inconsistentes con la hipótesis de expectativas racionales. Mankiew et. al. (2003) plantean que la correlación serial puede ser consistente con agentes que actualizan secuencialmente su set de información en base a un análisis de costo-beneficio. En todo caso, los costos de adquirir la información necesaria debieran ser muy elevados y los rezagos en la disponibilidad de información muy extensos para explicar la persistencia que se observa en los datos. Notese que la autocorrelación en los errores no decae hasta luego de un año de realizado el pronóstico.

La tercera columna de la Tabla 3 muestra una correlación negativa y fuerte entre las expectativas a 12 meses y los adelantos de la inflación, lo cual da cuenta de un bajo poder de prognosis y escasa capacidad para identificar *turning points*.

En particular, los procesos de desaceleración inflacionaria, como el observado entre enero de 2004 y octubre de 2005, se asocian a errores positivos de predicción; mientras que los de aceleración inflacionaria, como la observada a de comienzos de 2006, se asocian a errores negativos. La correlación contemporánea entre la tasa de crecimiento de la inflación (su aceleración) y el error de proyección es negativo y significativo. El hecho de que la aceleración explique el error de proyección sugiere que los analistas han estado “detrás de la curva” en lo que respecta a su visión del proceso inflacionario. Esto es consistente con la falta de racionalidad direccional sugerida por Fernandez, Lanzilotta y Zunino (2009). Esta relación entre aceleración inflacionaria y errores de proyección, se condice con una distribución de los mismos bimodal y leptocurtica.

En síntesis, la información contenida en la media y mediana de la EdEI del BCU sugiere errores importantes de proyección, con fuerte correlación serial.

III B ¿SON RACIONALES EN PROMEDIO LOS ANALISTAS?

En lo que sigue se considerará un criterio acotado de racionalidad, estándar en la literatura, en donde se asume que los agentes no tienen otro incentivo que aquel de realizar el pronóstico más asertivo para la variable de interés utilizando toda la información disponible. En este sentido, descartaremos cualquier otra motivación oportunistas, como las señaladas por Keane y Runkle (1990); lo cual, implicaría considerar funciones de pérdida específicas para analizar su comportamiento.

La prueba más exigente de insesgamiento se corresponde con estimar el valor contemporáneo de inflación a partir de la proyección realizada para dicho horizonte en $t-i$ períodos. Esto es:

$$\pi_t = \alpha + \beta E_{t-11}(\pi_t) + \varepsilon_t \quad (I)$$

Es de destacar que se consideran t-11 períodos para la proyección móvil a 12 meses pues los analistas también deben predecir la inflación del mes en curso.

La hipótesis nula de racionalidad implica que $\alpha = 0$ y $\beta = 1$ simultáneamente. Es de destacar que bajo errores correlacionados, un estimador insesgado puede presentar β diferente de 1 y la anterior hipótesis no solo evaluaría insesgamiento sino también eficiencia vinculada al uso de propios errores rezagados. A efectos de controlar por la posible existencia de autocorrelación de hasta orden 12 y heterocedasticidad se utilizó el estimador de la varianza propuesto por Newey- West (1987).

La Tabla 3 presenta la estimación de la anterior ecuación para el promedio y la mediana de al EdEI según período.

Tabla 3. Prueba de racionalidad: insesgamiento				
Variable dependiente: Inflación a 12 meses				
	Muestra			
	2004.M12-2010.M6		2005.M12-2010.M6	
Variabes independientes	(1)	(2)	(3)	(4)
BCU promedio	-0,585 (0,120)***		-0,757 (0,257)***	
BCU mediana		-0,558 (0,126)***		-0,592 (0,290)**
Constante	11,14 (0,946)***	10,89 (0,979)***	12,3 (1,879)***	11,14 (2,078)***
Prueba F: $\alpha=0$ y $\beta=1$	93,45***	81,42***	26,48***	15,48***
Valor p prueba F	0,000	0,000	0,000	0,000
Errores estándares entre paréntesis según Newey-West (1987)				
***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente				

Los resultados para el período 2004.M12-2010.M6 y 2005.12-2010.M6 indicarían que los agentes no realizarían sus pronósticos racionalmente para el horizonte de 12 meses móviles según este criterio. Este resultado se encuentra en línea con lo establecido por Fernandez,

Lanzilotta y Zunino (2009) al evaluar la prueba F para la hipótesis nula conjunta $H_0) \alpha = 0$ y $\beta = 1$.

Una prueba menos exigente de insesgamiento consiste en imponer a priori $\beta = 1$ y estimar una ecuación para los errores de proyección como función de una constante únicamente a efectos de evaluar sesgos sistemáticos. La ecuación a estimar es:

$$E_{t-1}\pi_t - \pi_t = \alpha + u_t \quad (II)$$

y la hipótesis nula relevante en este caso es $H_0) \alpha = 0$. La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (II).

Tabla 4. Prueba de racionalidad: insesgamiento asumiendo $\beta=1$				
Variable dependiente: error de predicción a 12 meses				
Muestra				
	2004.M12-2010.M6		2005.M12-2010.M6	
Variables independientes	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0,517 (0,337) [1,016]	0,427 (0,336) [1,018]	-0,599 (0,178)*** [0,473]	-0,693 (0,178)*** [0,473]
N	67	67	55	55

Errores estándares entre paréntesis curvos
 Errores estándares entre paréntesis rectos según Newey-West (1987)
 ***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente

Los resultados de esta prueba son más favorables a la hipótesis de racionalidad al menos en lo que respecta al sesgo sistemático. Únicamente para las expectativas a 12 meses y excluyendo el año 2004 dicha hipótesis es rechazada cuando no se controla por autocorrelación.

El supuesto de racionalidad no solo implica insesgamiento, sino también eficiencia. Esto es, el correcto uso de la información disponible al momento de realizar la predicción. La Tabla 5 evalúa la capacidad de explicar los errores de pronóstico (en base al promedio y la mediana) a partir de rezagos del propio proceso inflacionario y el valor del techo de la meta de inflación

para el plazo relevante en el caso de la expectativa a 12 meses móviles³. Este modelo alternativo podría considerarse un caso particular de expectativas adaptativas.

Tabla 5. Prueba de racionalidad: eficiencia				
Variable dependiente: error de predicción (mediana)				
Muestra				
Variables independientes	2004.M12-2010.M6		2005.M12-2010.M6	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Inflación $t-12$	0,286 (0,225)	0,356** (0,160)	0,162 (0,130)	0,237*** (0,0810)
Inflación $t-24$	0,319*** (0,0620)	0,0379 (0,0909)	0,587*** (0,0882)	0,374*** (0,0867)
Techo de la meta $t-1$		2,356*** (0,603)		1,373*** (0,362)
Constante	-4,773*** (1,072)	-19,07*** (4,114)	-6,037*** (0,974)	-14,20*** (2,317)
R ² ajustado	0,711	0,814	0,583	0,696
N	67	67	55	55

Errores estándares entre paréntesis según Newey-West (1987)
 ***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente

El hecho de que información rezagada del propio proceso permita explicar los errores de proyección suele considerarse condición suficiente para rechazar procesos eficientes de pronóstico. Para la expectativa a 12 meses la dinámica previa y la referencia del techo del rango al momento de realizar el pronóstico permite explicar una porción importante de los errores. Esta evidencia es corroborada por el análisis de datos de panel que se presenta en la próxima sección. Para todos los casos, el signo positivo de los coeficientes indicaría que los agentes sobre ponderan ambos elementos. Es de destacar que estas conclusiones son robustas al período considerado y la inclusión de otras variables de control.

IV ANÁLISIS DE PANEL PARA LA ENCUESTA DEL BCU

Si bien suelen estudiarse las propiedades de los errores de pronóstico para promedios muestrales por falta de acceso a los microdatos, la unidad teórica de análisis debiera ser a nivel del individuo, máxime si se pretenden extraer conclusiones sobre racionalidad en su proceso de formación de expectativas. Según Keane y Runkle (1990) “*emplear el promedio de*

³ En la siguiente sección se discutirán una diversidad de factores y modelos más complejos.

encuestas para testear expectativas racionales lleva a serios problemas de especificación". Esos autores comparan métodos alternativos para computar el sesgo sistemático desde un punto de vista puramente estadístico y concluyen que, en la medida en que las proyecciones individuales difieran, el coeficiente asociado al nivel de sesgo sistemático se encuentra sesgado hacia arriba en su valor absoluto cuando es medido a través de datos promediales. Según estos autores, el tamaño de este sesgo podría ser importante⁴.

Por este motivo, en lo que sigue se trabajará con el panel de pronósticos individuales por agente de la encuesta del BCU, sin identificar a los participantes. La técnica seleccionada es la estimación por paneles con efectos fijos ya que existe correlación entre los efectos individuales y el error del modelo según la prueba de Hausman⁵.

IV.A ERRORES DE PROYECCIÓN A 12 MESES MOVILES

Para el análisis en base a los microdatos se consideraron únicamente a los agentes que respondieron al menos 50% de los meses desde el inicio de la encuesta en enero del 2004. El criterio adoptado entrega como resultado un panel con 12 individuos y 743 observaciones desde de enero de 2004 y 637 desde enero de 2005. La conveniencia de censurar el número de analistas obedece al interés de detectar elementos dinámicos en un panel muy desbalanceado donde numerosos agentes intervienen esporádicamente. No obstante, las principales conclusiones son robustas a la inclusión o exclusión de analistas marginales.

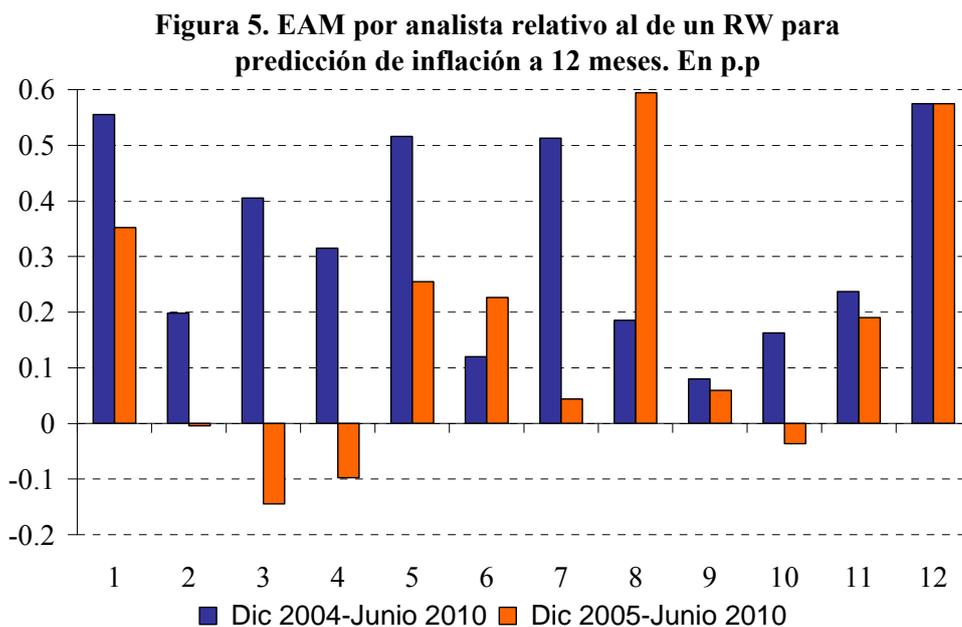
Así mismo, también se consideró una la submuestra de enero de 2005 a junio de 2010. Son dos las razones que explican la consideración de dicho período. En primer lugar, el BCU opera explícitamente con metas de inflación recién a partir de 2005; por otra parte, la fuerte desaceleración inflacionaria, la constante corrección en el rango meta y la inestabilidad macroeconómica imperantes inducen una sobreponderación de las relaciones imperantes durante el 2004. Por lo que considerar una muestra restricta permite evaluar relaciones más

⁴ Dado que la media de este coeficiente fue negativa en los cálculos en la muestra restricta (considerando datos agregados), este factor podría ser determinante en la inferencia.

⁵ En un modelo que explica los errores de predicción en base valores pasados del propio error, del desempleo, la inflación y variables monetarias el estadístico χ^2 es 22,0 con un valor p de 0,001.

verosímiles, con errores de proyección a 12 meses móviles estacionarios. En todo caso, como se verá, los principales resultados son robustos a la inclusión de estas observaciones.

La Figura 5 presenta la comparación de las predicciones según error absoluto promedio de cada uno de los 12 analistas en comparación a la realizadas en base a un modelo random walk. Para el período desde diciembre del 2004 puede apreciarse que las predicciones de los analistas tienen un mayor EAP que las del random walk. Cuando consideramos las predicciones para el período desde diciembre del 2005 concluimos que solo 4 de los 12 analistas encuestados presentan menor EAP que un modelo de random walk. Esto último implica que los analistas no lograron anticipar la dirección en que evolucionaría la inflación. Fernández, Lanzilotta y Zunino (2009) siguiendo una metodología alternativa tampoco logran rechazar esta hipótesis.



Como se mencionara, estos resultados no son únicos en la literatura, al menos para los indicadores agregados de expectativas. Thomas (1999) encuentra que en el período comprendido entre 1960 y 1980 un modelo de caminata aleatoria supera en EAM a la

encuesta de expectativas de Livingston, mientras que entre 1980 y 1997 dicho modelo supera a los valores de la encuesta de Michigan. El aporte de este estudio es encontrar este resultado en los microdatos.

A efectos de probar el insesgamiento de las predicciones en forma análoga a lo realizado en la sección anterior para el promedio y la mediana de la expectativa de inflación a 12 meses se regresó el error de proyección contra una constante por agente. Esto se realizó mediante la estimación de un modelo de datos de panel con efectos fijos. La Tabla 6 muestra que para todo el período considerado no puede rechazarse que las predicciones sean insesgadas, exepcto para un analista. Esto puede explicarse por la compensación de los fuertes errores positivos de 2004 con los negativos para gran parte de la muestra que le sigue. En cambio para el período desde diciembre de 2005 se observa un sesgo negativo, sistemático y significativo para varios agentes, aún bajo errores robustos⁶.

Tabla 6. Sesgo en el error de predicción de inflación a 12 meses por agente											
Panel A. Período 2004.M12 - 2010.M6 (N=628)											
Agentes											
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0.277	0.531	2.29	1.041	0.473	-0.235	0.619	-0.415	0.106	-0.192	1.605	-0.775
(0,350)	(0,356)	(0,464)***	(0,416)**	(0,381)	(0,381)	(0,345)*	(0,347)	(0,368)	(0,395)	(0,507)***	(0,491)
[1,092]	[1,030]	[1,291] *	[1,163]	[1,306]	[0,900]	[1,266]	[0,900]	[0,903]	[0,831]	[1,039]	[0,847]
Panel B. Período 2005.M12 - 2010.M6 (N=513)											
Agentes											
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
-0.787	-0.641	0.507	-0.4	-1.043	-1.149	-0.799	-1.129	-0.836	-0.923	0.0205	-0.775
(0,211)***	(0,219)***	(-0,313)	(-0,26)	(0,238)***	(0,233)***	(0,211)***	(0,213)***	(0,223)***	(0,230)***	-0.341	(0,272)***
[0,698]	[0,442]	[0,721]	[0,556]	[0,498]**	[0,518]**	[0,525]	[0,761]	[0,433]*	[0,430]**	[0,299]	[0,849]

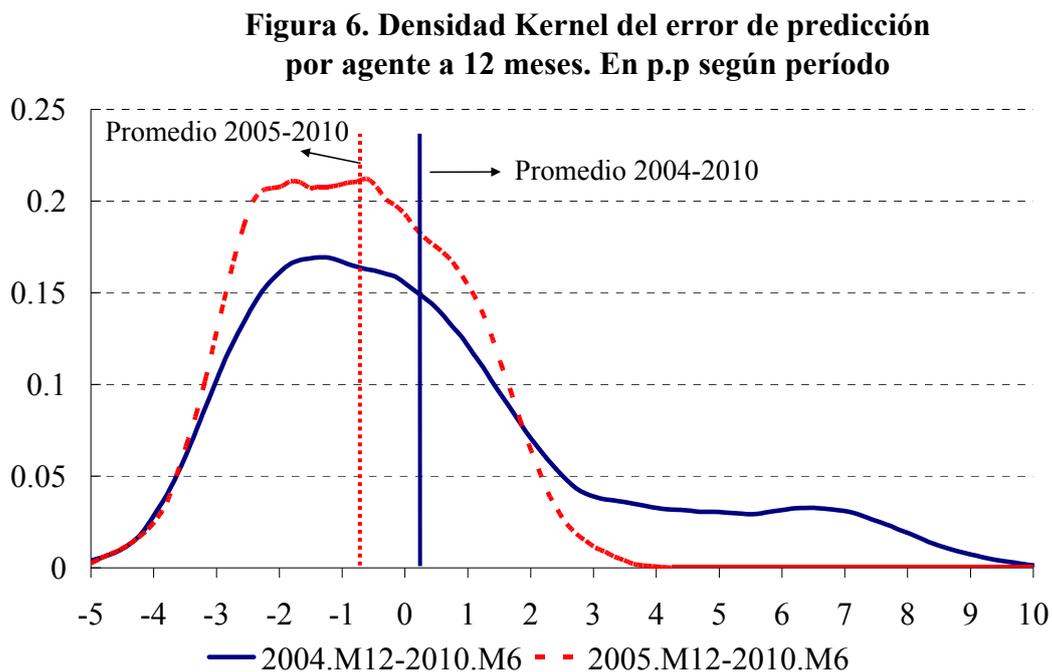
Errores estándares entre paréntesis curvos
 Errores estándares entre paréntesis rectos según Newey-West (1987)
 ***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente

Adicionalmente, algunos efectos fijos resultan significativamente distintos entre analistas para una misma muestra y en varios casos los efectos fijos por analista son distintos para ambas

⁶ Por el contrario, los únicos dos agentes cuyo error promedio de proyección es positivo a partir de 2005 son quienes tienen un sesgo significativo para el período completo. Esto sugiere que dichos agentes tuvieron un sesgo sistemáticamente más inflacionario que sus pares.

muestras, lo cual sugeriría un cambio estructural incompatible con la hipótesis de racionalidad a nivel individual⁷.

La Figura 6 presenta la densidad de los errores de predicción para los dos períodos estudiados. Como se mencionó anteriormente se destacan los altos errores de predicción cometidos por los agentes al inicio de la muestra.



Un análisis más detallado de las causas de estos errores de pronóstico se desprende de la Tabla 7 que investiga sobre el uso eficiente de información por parte de los agentes al realizar las predicciones. En dicho Tabla cada columna se corresponde con un modelo-período alternativo para los errores de proyección a 12 meses, de modo tal de combinar hipótesis a los efectos de

⁷ Explicar los errores a través de un efecto fijo y para una muestra tan pequeña genera un modelo con alta desviación estándar, lo cual entrega intervalos muy amplios de confianza para cualquier hipótesis a probar. No obstante, la prueba de de Chow para cambio estructural a nivel individual resulta significativo para varios agentes en 2005.

evaluar la robustez a la inclusión y exclusión de diversas variables de control, bajo distintas muestras.

Tabla 7. Prueba de racionalidad: uso de información pasada					
Variable dependiente: error de predicción a 12 meses					
Muestra					
Variables explicativas	2004.M12-2010.M6		2005.M12-2010.M6		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Error de predicción $t-12$			0,117 (0,036)***		
Techo de la meta de inflación $t-12$	2,866 (0,150)***			2,347 (0,188)***	
Desempleo $t-13$		0,411 (0,081)***			0,138 (0,059)**
Inflación $t-12$		0,273 (0,082)***			0,193 (0,094)**
Inflación $t-24$		0,233 (0,027)***			0,55 (0,050)***
Tasa call $t-12$		0,176 (0,028)***			0,077 (0,019)***
Tasa de crecimiento anual M2 $t-12$		-0,075 (0,012)***			-0,023 (0,013)*
R ² ajustado	0,73	0,78	0,27	0,56	0,64
Efectos fijos	Si	Si	Si	Si	Si
N	628	628	440	513	513

Errores estándares entre paréntesis según Newey-West (1987)
 ***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente

Los modelos (1) y (4) dan cuenta de una sobreestimación del techo de la meta en la formación de expectativas. Esta ecuación resulta también significativa para el centro del rango meta, el cual permite explicar una menor porción de la varianza del error. En este sentido, se constata que los agentes han sido demasiado optimistas respecto al cumplimiento de la meta; o bien, que le han asignado una ponderación excesiva en sus pronósticos para ambas muestras.

Los modelos (2) y (5) incorporan dos instrumentos de política en la ecuación a estimar, junto a rezagos de la inflación y un indicador de holguras. La inclusión de ambos instrumentos de política se debe al cambio de instrumento en setiembre de 2007 (de agregados monetarios a tasas de interés). Esta regresión, para ambos períodos, revelaría que si bien los agentes sobre

ponderan el objetivo, subponderan el uso de instrumentos y sus efectos. Mankiw et. al. (2003) realizan este mismo ejercicio con los bonos del tesoro, encontrando un efecto similar, en el sentido de que los impulsos de política no son correctamente identificados y suficientemente incorporados en las expectativas.

La sobreponderación de la brecha de capacidad -medida por el desempleo- en los errores de proyección, aún controlando por diversos factores potencialmente colineales, podría interpretarse como una sobre ponderación de la elasticidad en la Curva de Phillips, lo cual contrasta con el lo documentado por Mankiw et. al. (2003) quienes encuentran exactamente lo contrario para el caso de EE.UU.

El modelo 3 sugiere una autocorrelación positiva y fuerte entre los errores de proyección. Este efecto indicaría que los analistas han fracasado en identificar adecuadamente el carácter permanente o transitorio de los shocks que se han sucedido en el período. El resultado es consistente con el análisis de correlaciones efectuado previamente y es robusto a cambios en la muestra, en especial a la estimación a partir de 2004. El mismo es coincidente con el encontrado reportado por Mankiw et.al. (2003) para las encuestas de Michigan y Livingston en EE.UU. No obstante, el tamaño relativo de la autocorrelación para las encuestas de EE.UU. sería muy inferior.

En síntesis, la evidencia indicaría que existe una sobreponderación de la meta y en especial del techo de esta; de la dinámica propia de la inflación y del desempleo como indicador de holguras, al tiempo que, una subponderación del resultado de la instrumentación de política.

La hipótesis de racionalidad a partir de esta evidencia se sostiene únicamente bajo el supuesto de cambios recurrentes en el “verdadero” modelo de proyección. Si las relaciones estructurales entre las variables relevantes y la inflación cambian dentro del período de proyección los errores podrían ser explicados por dicha información aún bajo pronósticos racionales. Dada la magnitud de las relaciones discutidas, este no parece ser el caso para los microdatos de la EdEI.

IV.C CAMBIOS EN EL SESGO DE PROYECCIÓN A 12 MESES

Para estudiar de qué depende el cambio en las expectativas individuales se estimaron modelos en diferencias de datos de panel para el mismo conjunto de analistas, para el total de la muestra de 2004 a 2010 y para el período de 2005 a 2010.

Los modelos (1) y (5) en la Tabla 8 sugieren que las expectativas se ajustan en función de la diferencia entre la expectativa pasada del agente y la mediana de la expectativa pasada del grupo y en función del nivel de desequilibrio de la inflación respecto al techo de la meta. El coeficiente negativo asociado al primer factor implica que cuando en el período anterior los agentes tuvieron una expectativa mayor que la mediana del grupo se ajustan para reducir su discrepancia. Por otra parte, los desalineamientos de la inflación respecto al techo del objetivo explícito se trasladan positivamente a las expectativas. Este resultado es robusto a utilizar el centro o el piso del rango (ajustándose básicamente la constante del modelo). No obstante, el techo parece aportar mayor poder explicativo.

Tabla 8. Determinantes de la variación de las expectativas individuales de inflación								
	Muestra							
	2004.M1-2010.M6				2005.M1-2010.M6			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(Proy. agente _{t-1} - Mediana expect _{t-1})	-0,25*** (0,03)	-0,25*** (0,03)			-0,27*** (0,04)	-0,27*** (0,03)		
(Proyección agente _{t-1} - Meta techo _{t-1})			-0,17*** (0,02)	-0,18*** (0,02)			-0,22*** (0,02)	-0,23*** (0,03)
(Inflación _{t-1} - Meta techo _{t-1})	0,009 (0,007)	0,009 (0,007)	0,15*** (0,02)	0,15*** (0,02)	0,05*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,13*** (0,02)	0,14*** (0,02)
Aceleración inflación		0,08 (0,05)		-0,03 (0,05)		0,00 (0,05)		-0,06 (0,05)
Aceleración devaluación		0,03** (0,01)		0,04*** (0,01)		0,03*** (0,01)		0,04*** (0,01)
Aceleración M2		-0,74 (0,66)		-0,36 (0,67)		-0,50 (0,74)		-0,80 (0,73)
Variación desempleo		0,06** (0,023)		0,04* (0,03)		0,05** (0,03)		0,04* (0,02)
R ² ajustado	0,11	0,13	0,12	0,14	0,13	0,15	0,14	0,17
Efectos fijos	Si							
N	679	679	679	679	581	581	581	581

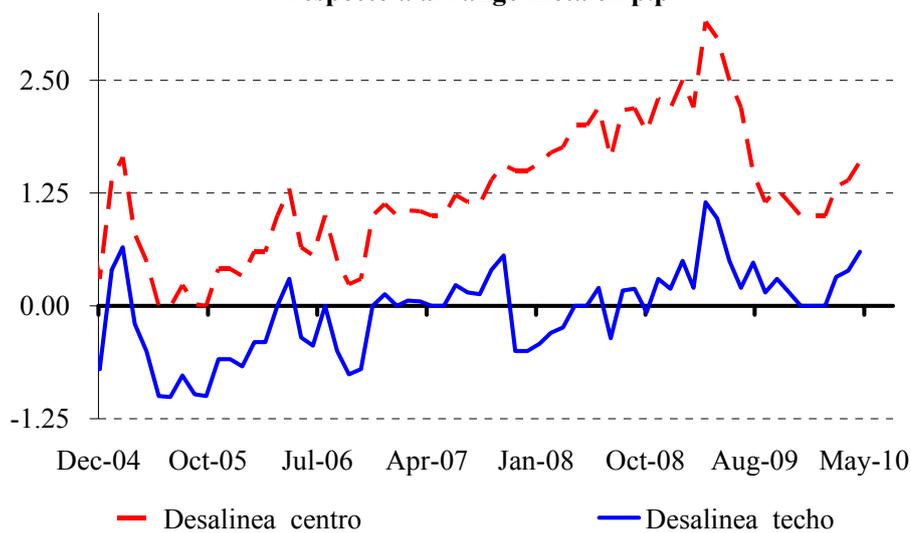
Errores estándares entre paréntesis según Newey-West (1987)
 ***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente

En los modelos (2) y (6) se agregan variables de control que tienen relación con la aceleración de variables nominales a efectos de considerar el impulso marginal observado en el mes

previo. Dentro de ellas sobresale el rol de la devaluación, incluso por sobre el de la propia inflación. Nuevamente se evidencia una táctica de acople a la mediana de la expectativa del grupo al momento de realizar el pronóstico. Este es un resultado muy robusto, tanto a la muestra como a las variables de control que se utilicen. El mismo parecería indicar que los agentes no refuerzan sus respectivos sesgos, sino que siguen una estrategia de minimizar el desalineamiento de sus pronósticos respecto al de sus pares.

Los modelos (3) y (7) investigan la existencia de otro eje gravitacional para las expectativas consistente en el desalineamiento de estas respecto al techo de la meta que establece el BCU como objetivo. Nuevamente se destaca que el techo del rango meta aparece como la verdadera referencia con que han operado los analistas. La Figura 7 es ilustrativa en este sentido⁸. La hipótesis de una fuerte convergencia de las expectativas al techo del rango meta es validada por los modelos (4) y (8) donde se añaden variables de control. Este resultado es consistente con el poder explicativo que tiene dicha referencia en los errores de proyección tanto en los microdatos como en los datos promedio.

Figura 7. Desalineamiento de la expectativa a 12 meses respecto a al rango meta en p.p



⁸ Una pregunta relevante es si la meta y en especial el techo es efectivamente exógena a la expectativa inflacionaria. En caso contrario, existiría un problema de endogeneidad que habría que atacar con métodos de estimación bietápicas. Desde un punto de vista teórico, asumir endógena la meta eliminaría el ancla nominal del sistema de precios. En todo caso, el análisis emírico no es conclusivo.

La Tabla 9 presenta los resultados de la estimación del efecto gravitacional de las expectativas hacia la mediana del grupo por agente, sugiriendo un comportamiento generalizado por parte de los analistas. Todos ellos, en ambos períodos, ajustarían sus expectativas para aproximarse al último valor público para el promedio de expectativas.

Tabla 9. Efecto gravitacional hacia la mediana de los encuestados por agente											
Muestra: 2004.M1-2010.M6											
Agente											
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
-0,30***	-0,28***	-0,26*	-0,15*	-0,46***	-0,36***	-0,52***	-0,26***	-0,27**	-0,25**	-0,32***	-0,42***
(0,09)	(0,10)	(0,14)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,14)	(0,06)	(0,12)	(0,13)	(0,11)	(0,15)
Muestra: 2005.M1-2010.M6											
Agente											
-0,37***	-0,27***	-0,14**	-0,15**	-0,62***	-0,45***	-0,40***	-0,27***	-0,22*	-0,20	-0,34**	-0,42***
(0,13)	(0,07)	(0,06)	(0,07)	(0,13)	(0,07)	(0,07)	(0,08)	(0,12)	(0,12)	(0,13)	(0,15)

Errores estándares entre paréntesis según Newey-West (1987)
 ***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente

La Tabla 10 muestra el otro eje gravitacional para las expectativas que consiste en el desalineamiento de estas respecto al techo del rango meta. Nuevamente, todos los agentes incluidos en la muestra muestran una táctica de acoplamiento a dicha referencia de política.

Tabla 10. Efecto gravitacional hacia el techo de la meta por agente											
Muestra: 2004.M1-2010.M6											
Agente											
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
-0,24***	-0,19***	-0,13	-0,23***	-0,20***	-0,15***	-0,27***	-0,14***	-0,17***	-0,15***	-0,41***	-0,21**
(0,05)	(0,06)	(0,11)	(0,07)	(0,04)	(0,04)	(0,08)	(0,03)	(0,04)	(0,05)	(0,14)	(0,08)
Muestra: 2005.M1-2010.M6											
Agente											
-0,25***	-0,22***	-0,20***	-0,10	-0,28***	-0,23***	-0,31***	-0,21***	-0,33*	-0,40***	-0,29	-0,21**
(0,06)	(0,07)	(0,07)	(0,09)	(0,10)	(0,06)	(0,08)	(0,06)	(0,18)	(0,09)	(0,17)	(0,08)

Errores estándares entre paréntesis según Newey-West (1987)
 ***, **, * denota significancia estadística al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente

Dada la frecuencia mensual de los datos, el orden de magnitud de los coeficientes para ambos efectos, implica un ajuste relativamente veloz.

En síntesis, en lo que respecta al proceso de formación de expectativas, los efectos vinculados a los anuncios de las autoridades y la propia visión de sus pares, junto con la propia instancia

inflacionaria y la variación del tipo de cambio, operan como importantes mecanismos impulsores para ajustar el sesgo en las proyecciones individuales.

V CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA

- 1) **A partir del análisis previo no puede afirmarse que los agentes realicen sus pronósticos racionalmente a la Muth.** No existe un aprovechamiento óptimo de toda la información disponible y se observan sesgos sistémicos para algunos agentes. Esta conclusión es robusta a la muestra considerada.
- 2) **Existe un acoplamiento en las expectativas individuales hacia el promedio o la mediana divulgada el mes previo.** Este resultado indica una fuerte incidencia de la opinión del promedio de analistas sobre las opiniones individuales. Dicho resultado es robusto a la muestra considerada y a la inclusión o exclusión de variables de control, insinuando una baja confianza por parte de los analistas en sus respectivos sesgos, o alternatively, una función de pérdida asimétrica para sus errores de proyección.
- 3) **El techo del rango meta ha operado como una referencia fuerte.** A contar de 2005 período a partir del cual la meta ha tomado mayor relevancia las expectativas se han ubicado muy próximas al techo del rango objetivo. Esto indicaría que, si bien la inflación fue superior a este límite para buena parte del período, los agentes depositaron su confianza en que las autoridades (tal vez no solo el BCU) tomarían medidas correctivas de ser necesario para encauzar la inflación. Un tema pendiente a analizar es si el propio techo del rango no guarda cierta relación con las expectativas relevadas⁹.

⁹ En particular, el aumento del techo del rango de 6% a 7% en diciembre de 2007, al mismo tiempo que las expectativas se encontraban en franco aumento y luego su reducción a 6% en setiembre de 2009 cuando las mismas ya habían comenzado a retraerse.

- 4) **Si bien los anuncios referencial son sobreponderados en la formulación de expectativas, el uso de instrumentos de política estaría subponderado.** Controlando por un conjunto de otras variables, un aumento en las tasas de interés explicaría positivamente los errores de proyección, así como reducciones en la cantidad real de dinero. Este resultado implica que el uso de dichos instrumentos no se encuentra incorporado adecuadamente en los modelos empleados por los analistas relevados en la encuesta.
- 5) **La efectividad de los analistas individuales ha estado por debajo de una medida de proyección pasiva.** La comprobación de que las proyecciones de un camino aleatorio para la inflación a doce meses no son superadas por la de los analistas revela que estos han tenido poco éxito en identificar el sesgo correcto en el proceso inflacionario. Esto es consistente con los resultados de Fernandez, Lanzilotta y Zunino (2009) quienes no logran rechazar las pruebas de independencia entre resultados y pronósticos ni la hipótesis a la Merton de que las predicciones no presentan valor económico¹⁰.

Dado que las expectativas son una variable clave para la toma de decisiones y para el manejo de política monetaria, sería deseable mejorar la performance de los analistas que responden en la encuesta. Si bien son escasas las herramientas de estímulo que pueden implementarse por parte del administrador de la encuesta en este sentido, puede apostarse a un mejor esquema de incentivos, para evitar algunos de los problemas identificados en Keane y Runkle (1990). En particular se propone revelar anualmente el nombre de los 5 mejores pronosticadores. Esta política que ya es aplicada por otros bancos centrales, entre los que sobresale el Top 5 del Banco Central de Brasil, busca promover cierta competencia entre analistas dando un premio a los que mejor performance relativa demuestran. Permanecer en los primeros lugares de dicha lista debería ser un incentivo importante para quienes se desempeñan profesionalmente en esta actividad.

¹⁰ El test de valor económico está asociado a la racionalidad direccional, en el sentido de inferir en t si la inflación será superior o inferior en $t+j$ respecto al último valor observado en $t-1$.

Debe destacarse que este estudio es realizado en una etapa temprana de la encuesta. En general, los relevamientos de expectativas en países desarrollados, sobre las cuales versan el mayor número de estudios referenciales, datan de la segunda mitad del siglo XX. La amplitud de la muestra para dichos estudios permite extraer conclusiones con un mayor grado de confianza. En este sentido, estos resultados debieran ser revisados a medida que madure el instrumento y se sucedan los ciclos económicos. Por este motivo, los resultados y las conclusiones extraídas deben ser considerados preliminares y provisionarios.

BIBLIOGRAFÍA

Akerlof, G. y Yellen J. (1985). "A Near-Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia" *Quarterly Journal of Economics*.

Ball L. y Romer D. (1990) "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money," *Review of Economic Studies*.

Cerisola M. y Gelos G. (2009), "What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis". *Applied Economics*, 41.

Dovern J. y Weisser J. (2009). "Accuracy, Unbiasedness and Efficiency of Professional Macroeconomic Forecasts: An empirical Comparison for the G7" Jena Economic Research Papers 091

Fernández A., Lanzilotta B. y Zunino G. (2009). "¿Son racionales los pronósticos de inflación? Una discusión sobre la base de la Encuesta de expectativas del BCU" CINVE. Jornadas Anuales de Economía del BCU.

Fernández, A., Lanzilotta B. y Zunino G. (2008). "Evaluación de las proyecciones de los analistas: la encuesta de expectativas del BCU" CEMLA Monetaria Vol. XXXI.

Johnson D. (1998). "The credibility of Monetary Policy: International Evidence Based on Surveys of Expected Inflation". Banco Central de Canada / Conferencias.

Keane M. y Runkle D. (1990). "Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data" *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 4, September.

Lucas, R. E. Jr. (1972a). "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis, Eckstein, ed., *The Econometrics of Price Determination*" Washington, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Lucas, R. E. Jr. (1972b). "Expectations and the Neutrality of Money" *Journal of Economic Theory*, 4.

Mankiw G., Reis R. y Wolfers J. (2003). "Disagreement about Inflation Expectations" *NBER Working Paper No. W9796*.

Mankiw G. y Reis R. (2002). "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve" *The Quarterly Journal of Economics*.

Molnar K. y Reppa Z. (2009). "Testing Real Time Rationality" CESifo Conference Center, Munich.

Muñoz E. y Torres C. (2007). "Un modelo de Expectativas de inflación para Costa Rica" Documento de Trabajo del Banco Central de Costa Rica

Muth, J. (1961). "Rational Expectations and the Theory of Price Movements" *Econometrica* 29.

Newey, W. K., y K. D. West (1987). "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* 55.

Roberts, J. (1998). "Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy"
Board of Governors of the Federal Reserve System.

Thomas, L B. (1999). "Survey Measures of Expected U.S Inflation" *Journal of Economic Perspective*, vol. 13 N°4.