

Documentos de Trabajo

**¿Son racionales los pronósticos de inflación?
Una discusión sobre la base de la Encuesta de
expectativas del BCU**

DT. 02/2010

Gonzalo Zunino
cinve

Bibiana Lanzilotta
cinve

Adrián Fernández
cinve

2010

¿Son racionales los pronósticos de inflación? Una discusión sobre la base de la Encuesta de expectativas del BCU

Gonzalo Zunino¹, Bibiana Lanzilotta² y Adrián Fernández³

Centro de Investigaciones Económicas - **cinve**

La hipótesis de expectativas racionales ha representado un avance metodológico clave en el estudio de los problemas económicos en los cuales los agentes deben predecir variables desconocidas. Si bien la hipótesis de conformación de las expectativas no altera los efectos de largo plazo de la política monetaria, la asunción de expectativas adaptativas o racionales genera procesos de ajuste de corto plazo ante shocks monetarios notoriamente diferenciados.

El supuesto de expectativas racionales ha probado ser extremadamente poderoso en el pasado y ha constituido un marco útil para pensar acerca de los temas de credibilidad y diseño institucional. No obstante, la aplicación tradicional de los modelos de expectativas racionales supone también numerosas limitaciones que han sido señaladas por la investigación reciente en el tema, las que exploran varios caminos para mejorarlo.

Este trabajo pretende aportar evidencia sobre cómo se forman las expectativas inflacionarias y en qué medida la gente aprende de su experiencia. En otras palabras, sobre cuál es la relación entre los supuestos estándar de la teoría económica y la formación de las expectativas en la práctica.

En concreto, sobre la base de la aplicación de un conjunto de test estadísticos propuestos por Ash, Easaw, Heravi y Smyth (2001) se indaga sobre la racionalidad de los pronósticos de inflación de la Encuesta Selectiva de Expectativas que releva entre analistas e instituciones el Banco Central del Uruguay. La evidencia recogida permite concluir que dichas expectativas de inflación aparentan ser “débilmente racionales” cuando refieren a horizontes de mediano plazo, y que los analistas parecen no aprovechar en esos pronósticos toda la información disponible. Las expectativas inflacionarias a un mes si parecen adecuarse a lo que postula la teoría tradicional de expectativas racionales.

¹ gzunino@cinve.org.uy

² bibiana@cinve.org.uy

³ afernandez@cinve.org.uy

I. Introducción

Las expectativas de los agentes sobre el futuro de la economía son obviamente importantes para muchas de sus decisiones, y por tanto la real evolución de la economía está afectada considerablemente por las propias expectativas acerca de su trayectoria futura. Se encuentran ejemplos en la formación de salarios, tasas de interés, etc. Como sugieren varios autores y ejecutores de política monetaria (Bernanke, 2007; Pesaran y Weale, 2005; entre otros), un completo entendimiento de las reglas de aprendizaje del público mejoraría la capacidad de los bancos centrales para determinar su propia credibilidad, para evaluar las implicancias de sus decisiones de política y su estrategia de comunicación, y para predecir la inflación.

El grado en el cual las expectativas de inflación están ancladas en largos horizontes es importante para varios temas macroeconómicos y financieros (Kiley, 2008). La literatura naciente del “aprendizaje” de la macroeconomía parece incorporar naturalmente la noción de anclaje de las expectativas. En general, si el público se supone confiado en su estimación actual de la inflación de largo plazo, entonces la nueva información tiene relativamente poco efecto en esa estimación, por tanto la idea esencial de expectativas bien ancladas se captura. En esta línea Bernanke (2007) remarca que los temas más interesantes en la teoría monetaria contemporánea requieren de un esquema analítico que incluye aprendizaje por los agentes privados y posiblemente también del banco central. En este sentido coincide con Gaspar, Smets, y Vestin (2006) en que las consideraciones de como el público aprende acerca de la economía afecta la forma de la política monetaria óptima.

¿Cómo puede un banco central monitorear de la mejor manera las expectativas de inflación del público? ¿En qué medida o combinación de medidas deben basarse los bancos centrales para dar cuenta de la evolución de la inflación? ¿Qué factores afectan el nivel de las expectativas de inflación? ¿Cómo se forman las expectativas y en qué medida la gente aprende de su experiencia? ¿Cuál es la relación entre los supuestos estándar de la teoría económica y la formación de las expectativas en la práctica?

En un mundo con expectativas racionales y en el cual los agentes privados se suponen están preparados para entender el entorno económico, la comunicación del Banco Central con el público se constituye en un tema de alta significación. Existe consenso en que la comunicación eficiente por parte de un banco central contribuye decisivamente en anclar las expectativas de inflación de mediano y largo plazo con los objetivos de la política (Svensson, 1997; Eusepi y Preston, 2007).

Desde comienzos de la década de los 90s, bancos centrales alrededor del mundo han adoptado crecientemente políticas de objetivos de inflación (inflation targeting - IT). La definición y comunicación de metas, predicciones y reportes de inflación por parte de los bancos centrales se ha constituido en unos de los elementos claves de un régimen de IT, lo que representa un marcado contraste frente a la actitud “secretiva” de los bancos centrales con los regímenes de ancla monetaria (véase Blinder *et al.*, 2008). Siguiendo a Bulir *et al.* (2008), una de las razones del “éxito” de IT en el mundo es el superior gerenciamiento de las expectativas de inflación con este régimen, aún cuando no se cumplieran los objetivos inflacionarios.

Una de las piedras angulares de un régimen de IT corresponde a los anuncios por parte del Banco Central de un valor puntual (o de un rango) de inflación objetivo y, en algunos casos,

de pronósticos de inflación y de las variables asociadas (*output gap*, por ejemplo), sobre los que se basan sus decisiones. Estos pronósticos tienen el valor puntual del dato proyectado, pero generalmente van acompañados de reportes que plantean los supuestos y los valores de las variables de control (tasa de interés de referencia) sobre los que se basan, lo que incrementa la transparencia económica y su utilidad para los agentes privados (Roger y Stone, 2005). En particular, un beneficio de la mayor transparencia es que, con un mejor conocimiento de los objetivos de los bancos centrales, de los procedimientos para la toma de decisiones, y del acceso a las proyecciones de los bancos centrales, los pronósticos del sector privado resultan más precisos (Crowe, 2006).

Uruguay no sigue estrictamente un régimen de IT, aunque sí aplica algunos elementos típicos de estos modelos: fijación de metas de inflación, reporte regular de análisis de la política monetaria, etc. Como se consigna en la literatura (Blinder, 2008), la inflación es menor ante la presencia de algún objetivo cuantitativo, que no necesariamente tiene que ser de inflación. Es decir, la comunicación de metas y eventualmente de los pronósticos, aún fuera del marco de un régimen de IT, contribuye a la formación de expectativas y a alinearlas con las metas planteadas.

Nuestro interés radica en la importancia (y las propiedades que deben cumplir) los pronósticos de inflación, como parte de la evaluación de la estrategia de comunicación de un banco central. Este trabajo realiza una breve revisión de las implicancias de la conformación de las expectativas sobre las medidas de política monetaria, al tiempo que explora mediante diferentes *tests* estadísticos la racionalidad de los pronósticos de inflación de la Encuesta Selectiva de Expectativas de Inflación que releva entre analistas el Banco Central del Uruguay (BCU). En la parte empírica se estudian las características de las medidas de resumen de la Encuesta Selectiva de Expectativas de Inflación, que el Banco Central conduce a unas decenas de analistas e instituciones desde 2004, apoyándose en el trabajo previo de Lanzilotta, Fernández y Zunino (2008).

El documento se organiza como sigue. Luego de esta introducción se realiza una breve presentación de la literatura de expectativas racionales y de la reciente discusión sobre el tema (sección II). En la sección III se discute y comenta la relevancia de los pronósticos de inflación para el diseño de la política monetaria, y la cuarta sección se dedica a presentar las encuestas de expectativas de inflación del BCU, y los pocos estudios realizados sobre ella. En la quinta sección se expone una explicación de la metodología empírica utilizada, y en la sexta los resultados empíricos. En la sección VII se presentan los principales hallazgos y las implicancias de política que se derivan de ellos. El documento se acompaña con un anexo metodológico.

II. Expectativas racionales

Las dos hipótesis dominantes en la literatura económica respecto a la formación de las expectativas de inflación corresponden a las expectativas adaptativas, desarrollada por Cagan en 1956, y de expectativas racionales desarrollada en los trabajos de Lucas y Sargent en la década de los 70. Si bien la hipótesis de conformación de las expectativas no altera los efectos de largo plazo de la política monetaria, la asunción de expectativas adaptativas o racionales genera procesos de ajuste notoriamente diferenciados.

Indudablemente las expectativas de inflación influyen en buena medida la trayectoria inflacionaria y por tanto, en la capacidad de los bancos centrales de alcanzar la estabilidad de precios. En 1968 Friedman desarrolla su teoría aceleracionista cuestionando la validez teórica de la curva de Phillips, que había constituido una de las principales herramientas que guiaron la política monetaria durante los años 60. Según este planteo, en la medida en que la verdadera variable de ajuste en el mercado laboral son los salarios reales y no los nominales, la verdadera relación de intercambio no es entre desempleo e inflación, sino entre desempleo y aceleración de la inflación. En efecto la política monetaria solo tendría efectos expansivos (contractivos) reales en la medida en que logre ubicar la inflación efectiva por encima (por debajo) de la inflación esperada. De esta forma los efectos de la política monetaria pasan a depender de las expectativas de inflación y por lo tanto se torna importante comprender el proceso de conformación de las mismas.

Hasta el surgimiento de las expectativas adaptativas, era usual encontrar que las expectativas fueran asumidas como exógenas o estáticas. No se había elaborado ninguna teoría sobre la forma en que se generan las expectativas, y en todo caso se asumía que su formación se realizaba mediante mecanismos que no tenían que ver con el funcionamiento del sistema económico.

Las denominadas expectativas adaptativas representaron un avance respecto de los supuestos previos. Estas implican que las expectativas en el futuro se ajustan respecto de los errores cometidos en los períodos anteriores, aunque de una manera mecánica

A mediados de los años setenta se comenzó a utilizar el enfoque de las expectativas racionales, desde los trabajos de Robert Lucas (1973). El supuesto básico de este modelo es que los agentes aprenden de sus propios errores. Si los errores presentan un sesgo sistemático, los agentes son capaces de corregirlo para hacer predicciones más exactas. Las predicciones pueden que sigan siendo erróneas, pero esos errores ya no serán sistemáticos sino aleatorios.

La hipótesis de expectativas racionales ha representado un avance metodológico clave en el estudio de los problemas económicos en los cuales los agentes deben predecir variables desconocidas. A diferencia de las expectativas adaptativas (que son *backward looking*), las racionales son *forward looking*. Estas últimas implican una forma más sofisticada y realista de formación de expectativas, mediante la cual los agentes aprenden de sus errores y usan toda su capacidad de comprensión, explotando toda la información disponible para generarlas de una forma eficiente. Esto no implica que todos los agentes conozcan el modelo real de funcionamiento de la economía, ni toda la información necesaria (ni que todos conozcan la misma información). Si no que supone que estos agentes usan la información disponible de la mejor forma, y que buscan nueva información en la medida de que los beneficios de hacerlo superan a sus costos.

John Muth en 1961 fue el primero en formular la Hipótesis de las Expectativas Racionales en un modo preciso, usándolo para un estudio del clásico fenómeno de telaraña. Su análisis se restringió aquí a un mercado concreto en equilibrio parcial. Más tarde, Lucas extendió su hipótesis a los modelos macroeconómicos y al análisis de la política económica.

Como afirma Orphanides (2009), el supuesto de expectativas racionales ha probado ser extremadamente poderoso en el pasado y hay varias razones para ello. Por su parte, Bernanke (2007) señala que el modelo tradicional de expectativas racionales de inflación y expectativas de inflación ha sido un marco útil para pensar acerca de los temas de credibilidad y diseño institucional. No obstante, la aplicación tradicional de los modelos de expectativas racionales supone también numerosas limitaciones.

Sims (2009), por ejemplo, enfatiza que el supuesto de expectativas racionales implica la existencia de una misma distribución de probabilidad de las expectativas (lo que Sargent ha descrito como el “comunismo” de las expectativas racionales). En su trabajo, Sims se enfoca en dos particulares desviaciones sobre el supuesto de que los agentes tienen la misma distribución de probabilidad y de que procesan óptimamente la información disponible: considera las implicancias de que los agentes puedan procesar la información en forma limitada, y de que asuman distintas distribuciones de probabilidad.⁴

En suma, el supuesto de las expectativas racionales impone que todos los agentes del modelo, economistas y *policymakers* compartan el único conjunto de opiniones, pero no explica por qué la gente posee estas opiniones en común, ni da cuenta de la presencia y el rol de la heterogeneidad de opiniones en el mundo real.

Por otra parte, como señala Bernanke, la aproximación tradicional de las expectativas racionales implica que el público tiene conocimiento firme de la tasa de inflación de equilibrio de largo plazo, y consecuentemente su expectativa de largo no varía en el tiempo en respuesta a nueva información. Pero de hecho, las expectativas de inflación de largo plazo varían en el tiempo; es decir, no están perfectamente ancladas; y, además, el grado en el cual están ancladas cambia de acuerdo a como evolucione la economía y la política monetaria.

En función de las serias limitaciones de la aplicación tradicional de expectativas racionales, investigaciones recientes han explorado varios caminos para mejorarla. Modelos alternativos de expectativas han sido desarrollados usando los conceptos de racionalidad limitada y de aprendizaje como refinamientos del supuesto de las expectativas racionales⁵. Un elemento común a ambas aproximaciones es el reconocimiento de la presencia de imperfecciones en la formación de expectativas con relación a los modelos simplistas de expectativas racionales. Ambos esquemas enfatizan la capacidad cognitiva limitada de los humanos y así capturan las limitaciones inherentes en la internalización y procesamiento de la información. No obstante, los modelos de racionalidad limitada, si bien son buenos para dar cuenta de los microfundamentos en la toma de decisiones, son complicados de manejar, en tanto los modelos de aprendizaje si bien más simples, parecen poseer una peor aproximación a los microfundamentos de la toma de decisiones.

⁴ Por otra parte, como marca Sims (2009), los recientes eventos en los mercados financieros — el boom de los commodities, el boom inmobiliario en USA — son vistos por algunos observadores como burbujas que muestran algún tipo de comportamiento irracional.

⁵ Sims (2009) se enfoca en las virtudes de la alternativa de la racionalidad limitada.

Uno de los aspectos relevantes en los estudios sobre formación de expectativas radica en los métodos empíricos utilizados para su aproximación. Básicamente, cuatro diferentes tipos de aproximaciones han sido utilizadas: encuestas de expectativas de inflación, primas implícitas en diferentes retornos de bonos, pronósticos oficiales (como los difundidos por la OECD) y, finalmente, métodos más “ingenuos” como las proyecciones de modelos univariantes de series de tiempo (por ejemplo, aplicando el filtro de Hodrick-Prescott). Véase da Mota (2002) para una reseña de estas aproximaciones.

En nuestro caso, optaremos por la primera aproximación, utilizando en el análisis empírico la Encuesta Selectiva de Expectativas de Inflación del Banco Central del Uruguay. A continuación se presenta una reseña de la literatura sobre las características de los pronósticos privados (por oposición a los realizados por los bancos centrales).

III. Pronósticos y expectativas de inflación

Dada la importancia de las características de las expectativas para la política monetaria, resulta relevante los instrumentos que los bancos centrales disponen para su evaluación y, finalmente, para incidir sobre ellas. La definición y comunicación al público de la meta explícita de inflación (usualmente en la forma de rango) se ha transformado en una regla prácticamente universal (con la muy interesante excepción de la Reserva Federal de Estados Unidos). Existe un menor consenso en lo que respecta a la difusión de los pronósticos oficiales.

Siguiendo a Blinder *et al.* (2008), un importante aspecto de la estrategia de comunicaciones de un banco central es la información que difunde sobre proyecciones de inflación, generalmente vehiculizados en reportes de inflación, que agregan valiosa información sobre los modelos y los supuestos (incluyendo posibles escenarios para las variables de control) sobre los que se apoyan las proyecciones. No necesariamente estas predicciones corresponden a valores puntuales. La presentación del Banco de Inglaterra de las *fan charts* ha tenido muchos imitadores. En algunos casos las predicciones se incluyen en reportes de los servicios técnicos. Este es el caso del Banco Central Europeo, donde se divulgan trimestralmente las previsiones del *staff*, las cuales sirven de input a las discusiones del Governing Council, pero no necesariamente son convalidadas por éste.

Romer y Romer (2000) analizan si los pronósticos no publicados de bancos centrales (especialmente de la Reserva Federal de Estados Unidos) son superiores a las proyecciones profesionales del sector privado. Concluyen que si lo son. De hecho, las proyecciones de la Reserva serían tan buenas que si los analistas privados tuvieran acceso a ellas prácticamente descartarían las propias.

Pese a la importancia que revisten estos pronósticos “oficiales”, y a su obvia incidencia sobre la formación de expectativas, para el estudio de estas últimas los pronósticos que resultan relevantes son los de agentes privados.

Estos pronósticos privados se presentan de muchas maneras. Inclusive, existe una práctica extendida por parte de bancos centrales de relevar proyecciones de privados y publicar estos resultados, tanto a nivel de los analistas individuales (con o sin identificación) o solamente las variables de resumen (como es el caso de la Encuesta Selectiva de Expectativas del BCU).

Una de las más conocidas es la Livingston Survey, actualmente administrada y difundida por el Banco de la Reserva Federal de Philadelphia. Esta encuesta releva desde 1946 con frecuencia semestral la opinión de economistas ligados a empresas no financieras, bancos de inversión, bancos comerciales, instituciones académicas, etc. La encuesta actualmente es respondida por entre 55 y 65 economistas, incluyendo pronósticos de inflación, PIB, etc. Véase Crowe (2006), para una descripción de esta encuesta. Andolfatto *et al.* (2008) realizan un análisis de expectativas racionales sobre los datos de esta encuesta.

Desde un punto de vista más general, y con énfasis en los mecanismos de proyección, cabe mencionar el importante trabajo de recopilación de Stock y Watson (2008) donde se reseña la literatura de los últimos 15 años sobre proyecciones de inflación, centrándose en aquellos trabajos que conducen una evaluación fuera de la muestra (*out-of-sample*) de las predicciones.

¿Son racionales los pronósticos de inflación?

En relación con pronósticos privados de actividad, Ashiya (2005) provee una revisión de la literatura reciente sobre racionalidad de las expectativas, específicamente la precisión en la dirección de las proyecciones de producto.

Finalmente, antes de abordar los antecedentes para Uruguay, cabe mencionar el trabajo de Cerisola (2005), donde se analizan las proyecciones de inflación en Brasil.

IV. Antecedentes en Uruguay

El Banco Central del Uruguay (BCU) conduce desde el año 2004 una Encuesta Selectiva de Expectativas de Inflación (en adelante, Encuesta) a economistas profesionales sobre proyecciones de inflación y de otras variables económicas. El modelo es similar al que aplican otros bancos centrales en la región. Véase Arias Cubillo et al. (2005) sobre la metodología aplicada en Costa Rica, así como una síntesis de encuestas similares conducidas por los bancos centrales de México, Chile, Guatemala, Uruguay, Bolivia y Perú.

En el caso de la Encuesta del BCU, como se plantea en el Comunicado de Prensa de Junio de 2009, el objetivo es "... captar las expectativas inflacionarias para el horizonte más relevante en materia de diseño de la política monetaria actual. Con ese fin se encuesta a instituciones y profesionales independientes considerados formadores de opinión en la materia. A partir de Diciembre de 2007 se generalizó la cobertura de la encuesta al sistema bancario. También se ha procurado ampliar la cantidad de analistas consultados."

La muestra actual incluye alrededor de 30 encuestados (15 informantes hasta 2007), que son identificados en cada edición, pero no se divulgan las proyecciones individuales, sólo las medidas de resumen, así como el valor máximo y mínimo en la muestra.

El hecho de que no se divulguen las proyecciones individuales puede incidir en estrategias de respuesta que no necesariamente coinciden con los objetivos de la encuesta, generando valores extremos (*outliers*) en relación a modelos estándar de pronóstico⁶. Por ello, el "... el Banco Central del Uruguay privilegia el uso de este indicador (la mediana) en su análisis del comportamiento de las expectativas de inflación".

Si bien son múltiples las referencias a esta encuesta en artículos de prensa e informes (de análisis de coyuntura, del propio Banco Central) la única referencia académica es el trabajo previo de los autores, "Evaluación de las Proyecciones de analistas: La Encuesta de Expectativas de Inflación del Banco Central", Lanzilotta, Fernández y Zunino (2008).

Este trabajo presenta un esquema de evaluación de los pronósticos de inflación relevados en la Encuesta, basándose en el cálculo de un conjunto de estadísticos descriptivos sobre los errores de predicción, en particular del estadístico *RMSE-h*, que toma en cuenta el desempeño de las predicciones para la inflación y eventuales medidas correctivas que los agentes tomadores de decisiones pudieran realizar a la luz de los pronósticos más creíbles. El trabajo, a partir de los datos de la Encuesta desde 2004 hasta mediados de 2007, concluye que los informantes, más allá de un pobre desempeño al principio de la muestra, estarían mostrando mejores resultados a partir de 2005, al menos con relación a un modelo autorregresivo simple utilizado como *benchmark*.

La modelización de las predicciones indica que en general existe un proceso de aprendizaje de los errores, así como una distribución en principio simétrica en torno al promedio de las proyecciones. En las proyecciones con horizonte de un mes los analistas corrigen en parte el

⁶ El razonamiento implícito puede fundamentarse en Croushore (1997), relativo a la *Livingston Survey*, que adopta la misma política. La difusión de las proyecciones individualizadas podría tener un doble efecto: por un lado, conducir a los participantes hacia una respuesta de consenso, para evitar publicidad desfavorable si presentan mayores errores que el promedio; por otro lado, otros informantes podrían deliberadamente presentar pronósticos muy alejados del promedio, con la esperanza de separarse del resto ante un "acierto".

error cometido en el período anterior. En las predicciones a doce meses la modelización de los errores generaría un punto a favor de la mediana ya que se observa una corrección respecto de los errores cometidos en períodos anteriores.

Si bien en dicho trabajo no se estudió específicamente la hipótesis de expectativas racionales, estos resultados indicarían en primera instancia la plausibilidad de este supuesto. En resumen, guiándonos por los resultados de ese estudio los analistas que informan en la encuesta del Banco Central cumplirían, en general, con el comportamiento reseñado en la literatura.

V. Aproximación empírica

Existen diferentes aproximaciones empíricas para analizar si la hipótesis de expectativas racionales se ajusta adecuadamente a una serie de predicciones económicas. En este trabajo el análisis de racionalidad seguirá las pruebas propuestas por Ash, Easaw, Heravi y Smyth (2001) (en adelante AEHS), quienes utilizan un conjunto de pruebas tradicionales basadas en las propiedades de sesgo y eficiencia de los estimadores, conjuntamente con pruebas de análisis direccional desarrolladas en Merton (1981), y Henriksson y Merton (1981).

V.1. Análisis basado en las propiedades de los estimadores

La hipótesis de expectativas racionales establece que a la hora de formar sus expectativas los agentes aprenden de sus errores y usan toda su capacidad de comprensión, explotando toda la información disponible para generarlas de una forma eficiente. Siguiendo a AEHS, desde el punto de vista estadístico dicha definición implica que las predicciones deben ser insesgadas, eficientes y consistentes. Las predicciones son insesgadas si su media es igual a la media de los datos observados. La condición de eficiencia requiere que las predicciones utilicen toda la información relevante al momento de realizar la predicción. Finalmente, predicciones cuyos horizontes se solapan deben utilizar la información conocida consistentemente, de manera que no es posible pronosticar el sentido en que estas predicciones serán revisadas. Las predicciones consistentes son, entonces, revisadas solamente a la luz de nueva información.

Para analizar si las series de expectativas presentan sesgo se realizaron dos pruebas. La primera consiste en la estimación de la ecuación 1.

$$\text{Ecuación 1)} \quad A_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_t + u_t$$

donde A_t representa la inflación observada (*actual*) en el momento t y F_t representa la proyección (*forecast*) para el mismo período.

A partir de esta ecuación se analiza, tal cual lo proponen Batchelor y Dua (1989) y otros, la validez de las restricciones $\alpha_0=0$ y $\alpha_1=1$, utilizando el estadístico χ^2 .

Granger y Newbold (1977) argumentan que un estimador insesgado puede presentar correlación en los residuos, lo que conduciría a que α_1 sea diferente de 1. Holden y Peel (1990) demuestran que una correcta inferencia de insesgamiento puede obtenerse analizando si los errores de predicción tienen media cero. De esta forma, el segundo test para analizar la presencia de sesgo en las proyecciones consiste en estimar la ecuación 2 en la que se regresan los errores de predicción contra una constante (μ), estudiando la validez de la hipótesis $\mu=0$. Para ello se utiliza el *t-test* con $T-1$ grados de libertad donde μ representa el error medio de predicción y T el número de observaciones en la muestra.

$$\text{Ecuación 2)} \quad A_t - F_t = \mu + u_t$$

En el caso de que exista conflicto entre los resultados de los dos *tests* propuestos (específicamente, que el *test* de media cero en los errores de predicción indique que el estimador es insesgado, al tiempo que se rechacen las restricciones de la ecuación 1), la

interpretación sigue a Holden y Peel (1990), quienes argumentan que en estos casos el estimador es insesgado, pero ineficiente. El argumento se basa en que esta contradicción puede darse en presencia de autocorrelación de los errores, situación que indicaría que las predicciones podrían mejorarse tomando información de los errores pasados, con lo que las predicciones no utilizan toda la información disponible en el momento de ser construidas.

Andolfatto *et al.* (2008) plantea ciertas debilidades que presentarían estos *tests*. En particular, existe un patrón de rechazos frecuentes de la hipótesis nula de insesgamiento en muestras pequeñas, mientras que en muestras grandes este rechazo es menor. Este patrón sería consistente con la tesis de su artículo: información incompleta y el aprendizaje respecto de los cambios de la política monetaria puede inducir a que las expectativas de agentes racionales aparezcan como sesgadas.

El análisis de eficiencia de las predicciones se complementa con dos pruebas estadísticas adicionales. Mullineaux (1978) propone que, para que efectivamente las estimaciones sean eficientes, los errores de predicción deben estar incorrelacionados con cualquier elemento del set de información disponible al momento de hacer las predicciones, en particular con los errores de predicción pasados⁷. Un aspecto a puntualizar es que la autocorrelación relevante es con los **errores conocidos** al momento de realizar las predicciones. En efecto, cuando las proyecciones son *s* pasos adelante cualquier shock no anticipado de carácter permanente (que no sea compensado) que ocurra entre *t* (momento en que se realiza la proyección) y el momento *t+s* generará desvíos correlacionados.

El primer test de eficiencia consiste en analizar si existe autocorrelación en los errores de predicción. Para ello utilizamos el estadístico Ljung-Box tanto sobre los errores de predicción como sobre los residuos de la ecuación 1. Para horizontes de proyección superiores al mes, no puede aplicarse en forma estándar el estadístico Ljung-Box⁸.

Una prueba adicional de eficiencia tomada de McNees (1978) se concentra en el error de predicción conocido más reciente al momento de realizar las predicciones. Esta prueba consiste en testear la hipótesis de $\beta_0 = \beta_1 = 0$ sobre la ecuación 3. Si no se cumple esta condición, las expectativas no serían eficientes en la medida en que no estarían utilizando toda la información disponible al momento de las predicciones.

$$\text{Ecuación 3)} \quad A_t - F_t = \beta_0 + \beta_1(A_{t^*} - F_{t^*}) + u_t$$

donde *A* representa la inflación observada, *F* representa el pronóstico de inflación y *t** el período más reciente para el cual se conocía *A_{t*}* en el momento de determinar *F_t*.

Estos dos *tests* para contrastar la hipótesis de eficiencia son débiles en el sentido de que no se basan en un análisis estructural que analice la correlación de los errores de predicción con toda la información disponible, sino que sólo consideran los errores de predicción pasados. En este sentido, rechazar la hipótesis nula (existe autocorrelación en los errores) no garantiza la eficiencia de las proyecciones, aunque no rechazarla si implica que los pronósticos no son eficientes.

⁷ Este *test* se enfoca sólo sobre un elemento del conjunto de información disponible (los errores de predicción), ya que su consideración exhaustiva requeriría un análisis estructural, que no se realiza en este trabajo.

⁸ Para horizontes de pronóstico superiores a un mes el estadístico Ljung-Box no es pertinente, al menos para la definición usual de *test* de autocorrelación de orden 1 a *K*. Ver más adelante, para el período de pronóstico de 12 meses.

No obstante, cabe señalar que AEHS argumentan que la presencia de correlación serial en los errores no es totalmente inconsistente con la hipótesis de racionalidad. Los autores plantean que la exigencia de una rápida comprensión de los errores de predicción por parte de los analistas puede ser demasiado exigente en la medida en que ellos tienen información incompleta respecto a la naturaleza de los mismos. En segundo lugar, plantean que si un shock es asumido como temporal cuando en realidad es permanente, puede existir correlación de los errores.

Grant y Thomas (1999) definieron las series de expectativas insesgadas pero con errores serialmente correlacionados como *weakly rational*. Los autores plantean que en estos casos es necesario dar cuenta si las series de inflación y proyección son estacionarias. En presencia de no estacionariedad de las series, es un requisito previo establecer si las mismas están cointegradas.

Si las series de expectativas evolucionan en forma diferente a los resultados, el residuo puede ser no estacionario y la estimación de la ecuación 1 puede exagerar la influencia de una variable sobre la otra. Además si las series no están cointegradas las desviaciones de la igualdad entre predicciones y resultados no se eliminarían en el tiempo.

V.2. Análisis direccional

Una aproximación diferente para el análisis de racionalidad de las expectativas fue la desarrollada por Merton (1981), y Henriksson y Merton (1981). Esta aproximación se basa en la comparación de la dirección de las predicciones con la correspondiente a los resultados. Esta metodología fue desarrollada para el análisis de portafolios, verificando si las predicciones de analistas tienen valor económico para los inversores financieros. Una predicción no tendría valor si el inversor no modifica su estimación previa de retorno de su portafolio con la nueva información (con lo que pagaría nada por dicha predicción).

Tomando $P1$ como la probabilidad de que la dirección prevista sea correcta, condicionada a una caída en los resultados observados, y $P2$ la probabilidad de acertar el movimiento direccional condicionado a un crecimiento de los resultados observados, Merton demuestra que una condición necesaria y suficiente para que las predicciones sean racionales es que $P1+P2 \geq 1$. De esta forma un test de racionalidad direccional examina la hipótesis nula de que $P1+P2 \geq 1$, contra una hipótesis alternativa de $P1+P2 < 1$. Las probabilidades $P1$ y $P2$ se obtienen a partir de los datos de la muestra. A su vez Henriksson y Merton (1981) demuestran que la probabilidad condicional de esas estimaciones está dada por una distribución hipergeométrica.

Las predicciones racionales pueden o no ser útiles. Merton (1981) demuestra que una condición necesaria y suficiente para que una predicción no tenga valor de mercado es que $P1+P2=1$ y, asumiendo racionalidad direccional, $P1+P2 > 1$ es una condición necesaria y suficiente para que las predicciones tengan valor positivo, el cual será mayor mientras más grande sea el valor de $P1+P2$. En el caso extremo de que las predicciones siempre acierten la dirección de los resultados en cualquiera de los dos estados $P1+P2=2$. Cuando la hipótesis de racionalidad direccional no puede ser rechazada, Henriksson y Merton testean la hipótesis de que las predicciones no tengan valor: ($P1+P2=1$) contra la hipótesis alternativa de que presenten valor positivo ($P1+P2 > 1$). Esta prueba de hipótesis es el primer *test* aplicado en este trabajo a los efectos de estudiar la racionalidad direccional de las predicciones.

En segundo lugar, siguiendo a AEHS a partir de la tabla de contingencia del cuadro V.1 se realiza un análisis de independencia entre las predicciones y los resultados observados. El test de independencia se realiza a partir del estadístico χ^2 y el test exacto de Fisher. En caso de que las predicciones y los resultados sean independientes estaría indicando que no existe racionalidad direccional en las series de predicciones.

Cuadro V.1 Tabla de Contingencia para análisis direccional

		Predicciones	
		≤ 0	> 0
observado	≤ 0	$P1(t)$	$1-p1(t)$
	> 0	$1-p2(t)$	$P2(t)$

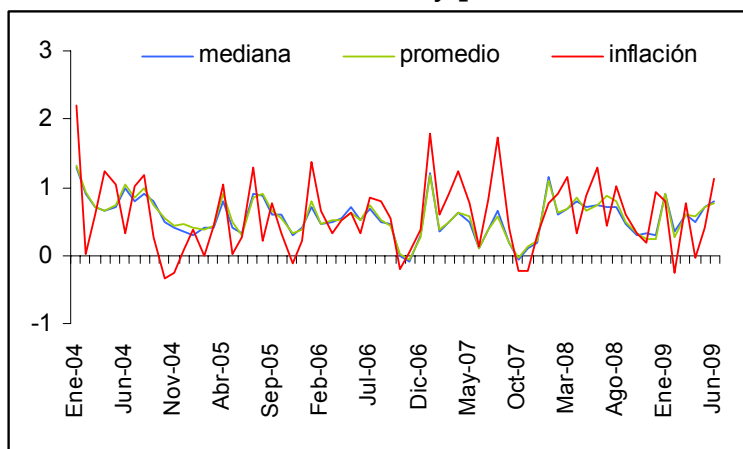
VI. Evaluación de las expectativas de inflación en Uruguay

En esta sección se presentan los resultados empíricos hallados. La exploración empírica se centró, en primer término en el análisis de las expectativas de inflación a un mes, y posteriormente en las correspondientes a la inflación interanual.⁹

VI.1. Análisis de las expectativas a un mes

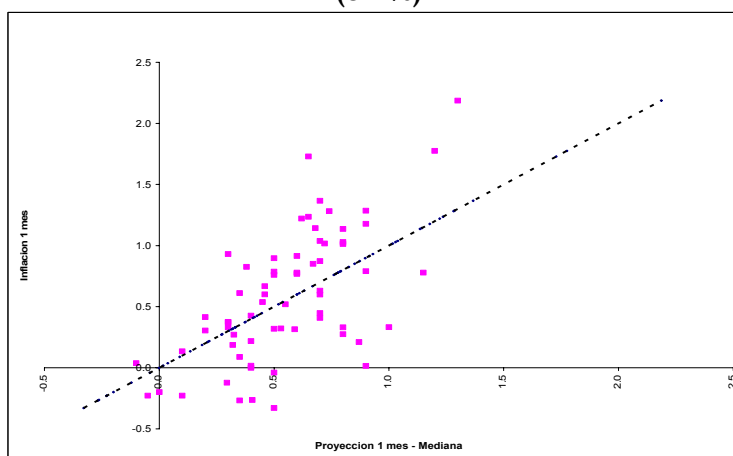
La inflación mensual y las predicciones a un mes han seguido la evolución que se presenta en el gráfico VI.1.1 y VI.1.2.¹⁰

Gráfico VI.1.1 - Inflación observada y pronósticos a un mes (en %)



Fuente: BCU e INE.

Gráfico VI.1.2 - Inflación observada y pronósticos (mediana) a un mes (en %)



Fuente: BCU e INE.

⁹ En esta sección se presenta una síntesis de los resultados. Las salidas completas de todos los contrastes estadísticos pueden ser solicitadas a los autores.

¹⁰ Como era de esperar, el análisis determinó que la inflación observada se encuentra cointegrada tanto con la media como con la mediana de las predicciones.

¿Son racionales los pronósticos de inflación?

En una primera inspección visual, no es posible descartar que la recta de regresión se corresponda a una recta de 45° que pasa por el origen. En efecto, como se observa en el cuadro VI.1.1., las primeras dos pruebas indican que las proyecciones de los analistas en el período de estudio no presentan sesgo. Ninguno de los contrastes realizados permite rechazar la hipótesis de que las proyecciones son insesgadas.

Cuadro VI.1.1 - Pruebas de racionalidad. Proyecciones a un mes

	test de insesgamiento		test de eficiencia			Número de Observaciones
	t-test para media cero en los errores de predicción	Restricciones ecuación 1	Box-Ljung Errores de predicción	Box-Ljung Residuos ecuación 1	Restricciones ecuación 3	
inflación - expectativa promedio	0.206	0.591	11.467	13.328*	0.262	66
inflación - expectativa mediana	0.479	1.447	10.632	12.746*	0.230	66
aceleración - expectativa promedio	-0.049	0.332	10.497	11.723	1.426	65
aceleración - expectativa mediana	0.222	0.523	9.315	10.502	1.402	65

* Se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación

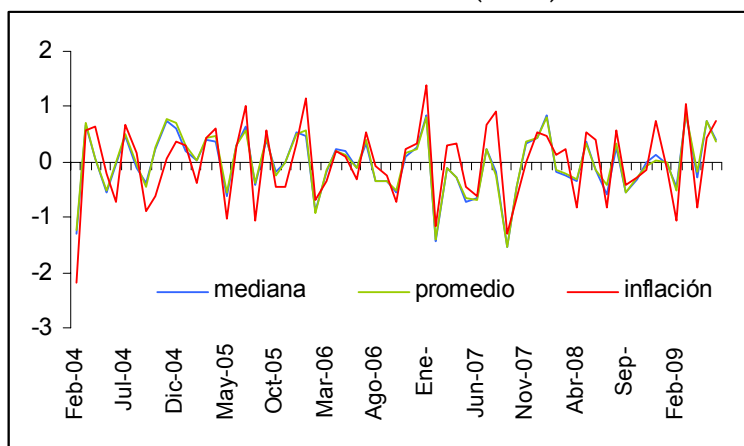
Como se dijo anteriormente para que los pronósticos puedan considerarse racionales no alcanza con que no presenten sesgo, sino que deber estar incorrelacionadas con cualquier elemento del conjunto de información disponible al momento de realizar las predicciones. Como se puede observar en el cuadro VI.1.1 tanto para la media como para la mediana de las proyecciones relevadas en la encuesta de expectativas del BCU, no se rechazan las restricciones de la ecuación 3, con lo que no se encuentra evidencia de ineficiencia a partir de dicha prueba. Un resultado diferente se obtiene a partir del estadístico Ljung-Box puesto que se estaría rechazando la hipótesis de errores incorrelacionados al 5% de significación, aunque este resultado es poco robusto a cambios en la cantidad de rezagos considerados en la prueba¹¹. De esta forma, los resultados respecto de la eficiencia de las proyecciones en este horizonte de predicción no son concluyentes.

En el gráfico VI.1.3 se muestra la evolución de los pronósticos de aceleración de los precios¹², conjuntamente con los datos observados. Como se observa en el cuadro VI.1.2 tampoco para la variable aceleración se encuentra evidencia de sesgo. Adicionalmente, las dos pruebas realizadas no dan cuenta de ineficiencia en las predicciones. En este sentido, las estimaciones correspondientes a la tasa de inflación presentan en términos generales las mismas propiedades que los pronósticos respecto de su variación.

¹¹ Si se construye el test Ljung-Box con 12 rezagos (en lugar de 6) no se rechaza la hipótesis de ausencia de correlación. A su vez es destacable que utilizando 6 rezagos, al 1% de significación la hipótesis nula de errores incorrelacionados tampoco se rechaza.

¹² Atendiendo a que al momento de responder la encuesta de expectativa de inflación, los analistas cuentan con el dato de inflación del mes anterior, el pronóstico de variación de la inflación a un horizonte de un mes se calculó como la diferencia entre el pronóstico de inflación en el momento t y el dato observado de inflación en el momento t-1.

Gráfico VI.1.3 - Variación de la Inflación observada y pronósticos de variación a un mes (en %)



Fuente: En base a datos BCU e INE.

De esta forma la evidencia recogida sugiere que las proyecciones de los analistas con un horizonte mensual siguen un comportamiento consistente con la hipótesis de expectativas racionales.

El análisis direccional a la Merton (1981) indicó racionalidad direccional en el caso de la mediana de las predicciones, en tanto que un resultado ambiguo para el caso del promedio. En efecto, como se observa en el cuadro VI.1.6 mientras que para la mediana de las expectativas las tres pruebas realizadas (la prueba de hipótesis de Merton (1981) y las pruebas de independencia y test exacto de Fisher) implican racionalidad direccional, en el caso del promedio no se rechaza la hipótesis de independencia entre inflación y proyecciones por ninguno de los dos test realizados al tiempo que el test de Merton indica que las proyecciones presentan valor económico.

Como se observa en los cuadros VI.1.2 y VI.1.3 tanto la media como la mediana de la encuesta de inflación muestran un muy mal desempeño a la hora de pronosticar episodios de caída de precios. El elevado porcentaje de éxitos a la hora de pronosticar episodios de incremento de precios estaría de todos modos compensando, según la prueba de Merton, el magro desempeño en materia de pronósticos de deflación determinando de todas formas que las predicciones presenten valor económico en el sentido establecido por el autor.

En el caso de la variación de la inflación (aceleración o desaceleración de los precios) todos los test realizados indican racionalidad direccional tanto para la media como para la mediana de las expectativas. A diferencia del nivel de la inflación, en el caso de la aceleración los analistas muestran un importante nivel de acierto en sus pronósticos tanto en el caso de que ésta sea positiva como negativa. Las probabilidades condicionadas a los dos estados de la naturaleza superan largamente el 50%.

Cuadro VI.1.2 Inflación mensual y Promedio de expectativas

		Predicciones		
		<= 0	> 0	total
observado	<= 0	1	8	9
	> 0	1	56	57
	total	2	64	66

Cuadro VI.1.3 Inflación mensual y Mediana de expectativas

		Predicciones		
		< 0	> 0	total
observado	< 0	2	7	9
	> 0	1	56	57
	total	3	63	66

Cuadro VI.1.4 Aceleración mensual y Promedio de expectativas

		Predicciones		
		<= 0	> 0	total
observado	<= 0	25	5	30
	> 0	7	28	35
	total	32	33	65

Cuadro VI.1.5 Aceleración mensual y Mediana de expectativas

		Predicciones		
		< 0	> 0	total
observado	< 0	27	3	30
	> 0	7	28	35
	total	34	31	65

Cuadro VI.1.6 - Pruebas de racionalidad direccional. Proyecciones a un mes

	p1	p2	p	s	FE	chi
inflación - expectativa promedio	0.111	0.982	1.094	0.017*	0.256	2.316
Inflación - expectativa mediana	0.222	0.982	1.205	0.002*	0.047*	7.505*
Aceleración - expectativa promedio	0.833	0.800	1.633	0.000*	0.000*	25.924*
Aceleración - expectativa mediana	0.900	0.800	1.700	0.000*	0.000*	31.729*

* Se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación

* s denota el p-valor para la prueba de hipótesis de Merton (1981), $H(0) : p_1 + p_2 \leq 1$.

* FE representa el p-valor para la prueba de independencia según el test exacto de Fisher.

* chi denota el p-valor para la prueba de independencia utilizando el estadístico χ^2

En síntesis, el análisis de racionalidad direccional indicaría que los analistas presentan un alto poder de predicción a la hora de señalar la dirección de la inflación (es decir son capaces de anticipar si la inflación es creciente o decreciente); no obstante, muestran un magro desempeño a la hora de pronosticar la dirección de los precios a causa de un muy bajo poder de predicción de los fenómenos de deflación.

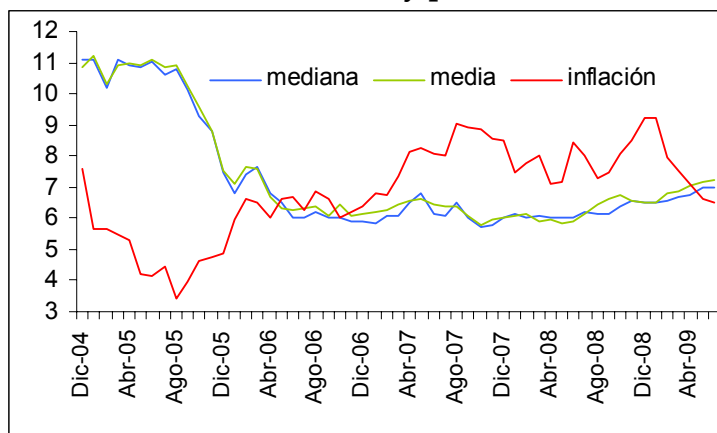
VI.2. Análisis de las expectativas a 12 meses

En el caso de las proyecciones a 12 meses la evidencia construida indica un más pobre comportamiento de las proyecciones. Los gráficos VI.2.1 y VI.2.2 muestran la evolución de las predicciones a 12 meses conjuntamente con la inflación observada.¹³

En el gráfico VI.2.2, los pares de observaciones de predicciones e inflaciones efectivas tienden a agruparse sobre la diagonal del cuadrante, indicando que las predicciones tienden a sub-estimar la inflación efectiva. De todas maneras existe un grupo de observaciones en el ángulo inferior derecho del cuadrante, correspondiente a las observaciones de 2005 (ver gráfico IV.2.1).

Siguiendo a Andolfatto et al (2008), las proyecciones de inflación tienden en la práctica a presentar un comportamiento de cambios lentos, lo que es claramente visible en la primera gráfica. Del gráfico parece inferirse que las predicciones tienden a retrasarse (y a sobre-estimar) cuando la inflación está en una trayectoria creciente (desde mediados de 2005). Lo opuesto puede apreciarse desde mediados de 2008. Por otro lado, argumentan que en general la hipótesis de insesgamiento tiende a ser rechazada, particularmente en pequeñas muestras, aunque en grandes muestras esto ocurre menos frecuentemente.

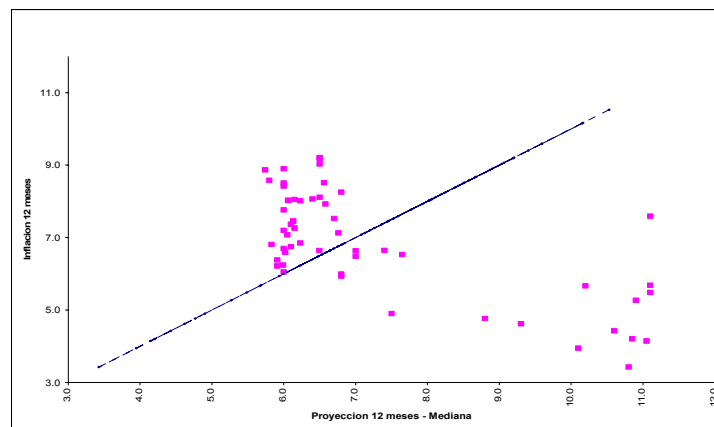
Gráfico VI.2.1 - Inflación observada y pronósticos a 12 meses (en %)



Nota: En el caso de las expectativas corresponde a la inflación pronosticada 12 meses atrás. Fuente: BCU e INE

¹³ Como era de esperar, el análisis determinó que la inflación observada se encuentra cointegrada tanto con la media como con la mediana de las predicciones (se utilizó la metodología propuesta por Johansen para contrastar la existencia de cointegración).

Gráfico VI.2.2 - Inflación observada y pronósticos a 12 meses (en %)



Nota: En el caso de las expectativas corresponde a la inflación pronosticada 12 meses atrás. Fuente: BCU e INE

Como se desprende del cuadro VI.2.1 si bien la hipótesis de media cero en los errores de predicción no se rechaza tanto para la media como para la mediana de las expectativas, en ambos casos se rechazan las restricciones impuestas sobre la ecuación 1. En este sentido siguiendo a Holden y Peel (1990) la evidencia estaría sugiriendo proyecciones insesgadas pero ineficientes. La hipótesis de pronósticos ineficientes se refuerza con los *tests* de eficiencia, en las dos pruebas realizadas queda de manifiesto que los analistas podrían mejorar sus predicciones considerando los errores de predicción pasados al momento de construir los pronósticos.

Los resultados de las predicciones de aceleración¹⁴ a 12 meses son idénticos en el sentido de que no se puede rechazar la hipótesis de media cero para los errores de predicción, pero se rechazan las restricciones de la ecuación 1 y ambos test de eficiencia dan cuenta de la existencia de autocorrelación de los errores.

Como se planteó anteriormente, la existencia de 11 meses solapados entre dos proyecciones consecutivas en un horizonte de 12 meses incide en que estos errores estén correlacionados, al menos considerando una amplitud del coeficiente de correlación inferior al año. De esta forma, como se fundamenta en Anexo se realizó una modificación de la formulación estándar del *test* de Ljung-Box para analizar la autocorrelación superior a 12 de los errores de predicción. Los resultados de este test indican la existencia de correlación con errores conocidos a la hora de realizar las proyecciones y por tanto dan cuenta de ineficiencia en los pronósticos.

De esta forma la evidencia para el caso de un horizonte de doce meses estaría indicando que los analistas no construirían sus predicciones de acuerdo a la hipótesis de expectativas racionales. No obstante, los resultados indican un comportamiento *weakly rational* a lo Grant y Thomas (1999).

¹⁴ Para el horizonte de 12 meses, las predicciones de variación de la inflación se calcularon como la diferencia entre el pronóstico realizado a 12 meses realizado en el momento t y el dato observado de inflación en $t-1$.

Cuadro VI.2.1 - Pruebas de racionalidad. Proyecciones a 12 meses

	test de insesgamiento		test de eficiencia			Número de Observaciones
	t-test para media cero en los errores de predicción	Restricciones ecuación 1	Box-Ljung Errores de predicción	Box-Ljung Residuos ecuación 1	Restricciones ecuación 3	
inflación - expectativa promedio	-1.223	441.64*	2.46*	7.367*	49.574*	55
inflación - expectativa mediana	-0.959	403.68*	3.08*	6.421*	66.178*	55
aceleración - expectativa promedio	-1.085	20.354*	2.26*	11.99*	63.36*	54
aceleración - expectativa mediana	-0.81	19.209*	2.91*	11.75*	86.817*	54

* Se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación

El análisis de racionalidad direccional no se realizó para el caso de la inflación con un horizonte de 12 meses debido a que en el período de análisis la variación de los precios no presentó registros negativos. En este sentido no cabe la posibilidad de analizar la probabilidad de acierto direccional condicionado a un episodio de caída de precios. De esta forma el análisis se realizó únicamente para la variación de la inflación. Los cuadros VI.2.2, VI.2.3 y VI.2.4 presentan los resultados obtenidos, los que indican un pobre desempeño de los analistas para anticipar los movimientos de la inflación en un horizonte de 12 meses. En efecto, ninguna de las dos pruebas de independencia entre resultados y pronósticos se pudo rechazar a un 5% de significación, en tanto que tampoco se rechazó la hipótesis de que las predicciones no presentan valor económico en el sentido de Merton (1981).

Cuadro VI.2.2 Aceleración 12 meses y promedio de expectativas

		Predicciones		
		≤ 0	> 0	total
observado	≤ 0	11	11	22
	> 0	18	14	32
	total	29	25	54

Cuadro VI.2.3 Aceleración 12 meses y mediana de expectativas

		Predicciones		
		≤ 0	> 0	total
observado	≤ 0	11	11	22
	> 0	17	15	32
	total	28	26	54

Cuadro VI.2.4 - Pruebas de racionalidad direccional. Proyecciones a 12 meses

	p1	p2	p	s	FE	chi
Aceleración - expectativa promedio	0.37	0.40	0.77	0.569	0.52	0.051
Aceleración - expectativa mediana	0.37	0.43	0.80	0.479	0.43	0.205

* Se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación

* s denota el p-valor para la prueba de hipótesis de Merton (1981)

* FE representa el p-valor para la prueba de independencia según el test exacto de Fisher.

* chi denota el p-valor para la prueba de independencia utilizando el estadístico χ^2

VII. Reflexiones finales

Los resultados obtenidos en el presente trabajo en base a los datos agregados de la Encuesta Selectiva de Expectativas del BCU muestran dos resultados relevantes. En primer lugar, que la hipótesis de expectativas racionales podría ser compatible con las predicciones de inflación (y aceleración) realizadas por los analistas para el corto plazo (un mes adelante). Por el contrario, no se ajusta adecuadamente a las proyecciones con horizontes más largos (12 meses adelante).

En cuanto al comportamiento racional que siguen los analistas y agentes relevados al formar sus expectativas de inflación mensuales, cabe señalar que coincide en principio con lo esperable de acuerdo a los resultados del estudio que sobre la misma encuesta realizaran Lanzilotta *et al.* en el año 2008. Si bien en dicho trabajo no se estudió específicamente la hipótesis de expectativas racionales, estos resultados indicarían en primera instancia la plausibilidad de este supuesto, los resultados hallados por esos autores indican que en general existe un proceso de aprendizaje de los errores en la conformación de los pronósticos.

Por su parte, las expectativas inflacionarias un año adelante son insesgadas pero ineficientes. Esto implica que los analistas no utilizan toda la información disponible al momento de construir sus predicciones. Este tipo de comportamiento que fue denominado por Grant y Thomas (1999) como *weakly rational*, es más compatible con los más recientes modelos de racionalidad limitada o aprendizaje.

Resultados similares se encuentran a partir de un análisis direccional a lo Merton (1981), en la medida que también en este caso los resultados indican que los pronósticos a un mes poseen las propiedades estadísticas deseadas para sostener la racionalidad de los mismos. Este análisis indica que los analistas presentan un alto poder de predicción a la hora de señalar la dirección de la inflación (es decir son capaces de anticipar si la inflación es creciente o decreciente); no obstante, muestran un magro desempeño a la hora de pronosticar la dirección de los precios a causa de un muy bajo poder de predicción de los fenómenos de deflación. No obstante, en las expectativas a 12 meses, las propiedades estadísticas que apoyan la hipótesis de racionalidad se debilitan.

No es sorprendente que los pronósticos de más largo plazo sean menos compatibles con la hipótesis de racionalidad. En efecto, parte de las debilidades que llevan a que los pronósticos de mayor plazo se comporten de manera menos eficiente respecto de la utilización racional de toda la información disponible al momento t para la elaboración de los pronósticos del período $t+12$, se asocian a que el conjunto de información y el grado de conocimiento de la economía y la función de reacción del Banco Central es más amplio. En concreto, de acuerdo a lo que también señalan AEHS, los encuestados poseen información incompleta y no conocen por completo la naturaleza de los errores de predicción –si señalan cambios transitorios o permanentes–, por lo que están limitados para interpretar eficientemente toda la información contenida en los errores.

Por otra parte, se debe tener en cuenta que a lo largo del período analizado la política monetaria sufrió cambios importantes en su régimen: en los instrumentos, en el grado de compromiso con la meta de inflación, en el horizonte de política monetaria, etc. Por tanto, no se puede descartar que pueda haberse procesado en el mismo lapso una suerte de aprendizaje, tanto por parte de los agentes encuestados como por parte del Banco Central.

Estos resultados tienen algunas implicancias directas para los *policymakers*. Si bien la literatura económica ha destacado que la formación de expectativas no influye sobre los efectos de largo plazo de la política monetaria, sí determina diferentes trayectorias de ajuste. Mientras que en un escenario de expectativas racionales los efectos de la política monetaria sobre los precios deberían ser mucho más rápidos y con pocos efectos sobre el nivel de actividad, en escenarios de expectativas adaptativas (donde la comprensión no sea inmediata) los efectos sobre los precios se observan con mayores rezagos y asociados a mayores impactos en términos de actividad. Los resultados encontrados harían esperable que los ajustes provocados por medidas de política monetaria se prolonguen en el tiempo.

En segundo lugar, dado que no se encuentra que las expectativas de los analistas se comporten de acuerdo a un patrón de “expectativas racionales puras” -donde los agentes son capaces de comprender perfectamente el funcionamiento global de la economía y la función de reacción del Banco Central- fortalecer los aspectos de comunicación y *accountability* por parte del BCU son aspectos claves. En efecto, como sugieren varios autores y ejecutores de política monetaria (Bernanke (2007), Pesaran y Weale (2005), entre otros), un completo entendimiento de las reglas de aprendizaje del público mejoraría la capacidad de los bancos centrales para determinar su propia credibilidad, para evaluar las implicancias de sus decisiones de política y su estrategia de comunicación, y para predecir la inflación.

Bibliografía

Andolfatto, D.; Hendry, S.; y Moran, K. (2008) “Are inflation expectations rational?” *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 55(2), pages 406-422, March.

Arias Cubillo, E.; Durán Víquez, R.; y Kikut Valverde, A. C. (2006) “Diseño de la Encuesta Mensual de Expectativas de Inflación.” Banco Central de Costa Rica, División Económica, Departamento de Investigaciones Económicas, Die-04-2006-Nt, Nota Técnica, Junio 2006.

Ash, J. C. Esaw, J. Heravi, S. y Smyth, D. (2001) “Are Hodrick-Prescott forecasts rational?” *Empirical Economics* (2002) 27:631–643

Ashiya, M. (2005) “Are 16-Months-Ahead Forecasts Useful?: A Directional Analysis of Japanese GDP Forecasts.” Faculty of Economics, Kobe University.

Bakhshi H. y Yates A. (1998) “Are UK inflation expectations rational?” Bank of England.

Batchelor R. y Dua P (1989) Household versus economist forecasts of inflation: A reassessment. *Journal of Money, Credit and Banking* 21:539–544

Bernanke B. (2007), “Inflation Expectations and Inflation Forecasting”. Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research, Summer Institute, Cambridge, Massachusetts.

Blinder, A. S.; Ehrmann, M.; Fratzscher, M.; De Haan, J.; y Jansen, D-J. (2008) “Central Bank Communication and Monetary Policy. A Survey of Theory and Evidence.” European Central Bank, Working Paper Series, No. 898 / MAY 2008.

Bonham C.; y Cohen R. (2000) “To Aggregate, Pool, or Neither: Testing the Rational Expectations Hypothesis Using Survey Data.” Working Paper No. 00-3R, University of Hawaii Economics Dept.

Bulíř, A.; Šmídková, K.; Kotlán, V.; y Navrátil, D. (2008) “Inflation Targeting and Communication: It Pays Off to Read Inflation Reports.” IMF Working Paper 08/234.

Cerisola, M.; y Gelos, R. G. (2005) “What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis.” IMF Working Paper, WP/05/109, June 2005

Croushore, D. (1997) “The Livingston Survey: Still Useful After All These Years.” Federal Reserve Bank of Philadelphia, Business Review, March/April 1997.

Crowe, C. (2006) “Testing the Transparency Benefits of Inflation Targeting: Evidence from Private Sector Forecasts.” IMF Working Paper 06/289.

da Mota, M. A. (2002) “Macroeconomic Trade-Offs and Monetary Policy in the Euro Area.” Tese de Doutoramento em Economia, Faculdade de Economia, Universidade do Porto.

Eusepi, S.; y Preston, B. (2007) “Central bank communication and expectations stabilization.” Economics Department, Discussion Papers, Columbia University.

Gaspar V, Smets F. y Vestin D. (2006). "Adaptive Learning, Persistence, and Optimal Monetary Policy," *Journal of the European Economic Association*, vol. 4 (April-May), pp. 376-85.

Granger CWJ. y Newbold P. (1977) *Forecasting economic time series*. Academic Press, New York

Grant AP, y Thomas LB (1999) Inflationary expectations and rationality revisited. *Economic Letters* 62:331–338

Henriksson, R. D.; y Merton R. C. (1981) "On market timing and investment performance 2: Statistical procedures for evaluating forecasting skills." *Journal of Business* 54:513–533.

Holden K.; y Peel D. A. (1990) "On testing for unbiasedness and efficiency of forecasts." *The Manchester School* 58:120–127

Holden K.; Peel D. A.; y Thompson J.L. (1985) "Expectations: Theory and evidence." Macmillan, London

Johansen S (1988) "Statistical analysis of cointegration vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12:231–254

Kiley M. (2008) "Monetary Policy Actions and Long-Run Inflation Expectations." FEDS Working Paper No. 2008-03

Lanzilotta, B. Fernández, A. y Zunino, G. (2008) "Evaluación de las proyecciones de analistas: la encuesta de expectativas de inflación del Banco Central" *Monetaria*. Volumen XXXI, N°.- 4 -1, págs. 1 a 25. Centro de Estudios Monetarios de Latinoamérica. CEMLA.

Ljung G. M.; Box G. E. P. (1978) "On a measure of lack of fit in time series models." *Biometrika* 65:247– 303

McNees SK (1978) The 'rationality' of economic forecasts. *American Economic Review* 68:301–305

Merton RC. (1981) "On market timing and investment performance 1: An equilibrium theory of value for market forecasts." *Journal of Business* 54:363–406

Mullineaux D. (1978) "On testing for rationality: Another look at the Livingston price expectations data." *Journal of Political Economy* 86:329–336

Orphanides, A. (2009). Remarks on "Inflation expectations, uncertainty, and monetary policy" En BIS Working Papers No 275 "Inflation expectations, uncertainty and monetary policy" Sims Ch. A. Monetary and Economic Department Bank for International Settlements, Switzerland.

Paquet, A. (1992) "Inflationary expectations and the theory of price movements." *Economic Letters* 40:303–308.

Pesaran M. H. Weale M. (2005). "Survey Expectations." *Cesifo Working Paper No. 1599*. Category 10: Empirical and Theoretical Methods.

Roger, S.; y Stone, M. (2005), “On Target? The International Experience with Achieving Inflation Targets.” IMF Working Paper 05/163.

Romer, C.; and Romer, D. (2000) “Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates.” American Economic Review, Vol. 90, No. 3, pp. 429–57.

Sims Ch. A.(2009) “Inflation expectations, uncertainty and monetary policy” En BIS Working Papers No 275, Monetary and Economic Department, Bank for International Settlements, Switzerland.

Stekler, H. O. (1994) “Are economic forecasts valuable?” Journal of Forecasting 13:495–505.

Stock, J. H.; y Watson, M. W. (2008) “Phillips Curve Inflation Forecasts.” NBER Working Paper Series, Working Paper 14322.

Svensson, L. (1997) “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets.” European Economic Review, Vol. 41, pp. 1111–46.

ANEXO – TEST DE LJUNG BOX PARA PRONOSTICOS DE HORIZONTE 12 MESES

Suponga que la relación entre los valores actuales del pronóstico a un mes ($F_{t/t+1}$) y la inflación efectiva en el mismo período ($A_{t/t+1}$) puede expresarse en base a la ecuación 1 planteada en el artículo.

$$\text{Ec. A.1. } A_{t/t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 F_{t/t+1} + \varepsilon_t$$

Por otro lado, la relación entre el pronóstico a 12 meses ($F_{t/t+12}$) y el valor actual ($A_{t/t+12}$) tiene una forma similar.

$$\text{Ec. A.2. } A_{t/t+12} = \alpha_0 + \alpha_1 F_{t/t+12} + \eta_t$$

La inflación efectiva se define tanto para el paso mensual como para el anual como la diferencia de los logaritmos de los índices, por lo que la inflación observada de 12 meses surge de la adición simple de los valores efectivos de la inflación mensual. Supondremos que los pronósticos se definen de la misma manera.

Entonces:

$$\text{Ec. A.3. } A_{t/t+12} = A_{t/t+1} + A_{t+1/t+2} + \dots + A_{t+11/t+12}$$

$$\text{Ec. A.4. } F_{t/t+12} = F_{t/t+1} + F_{t+1/t+2} + \dots + F_{t+11/t+12}$$

En base a lo anterior, es fácil concluir que:

$$\text{Ec. A.5. } \eta_t = \varepsilon_t + \varepsilon_{t+1} + \dots + \varepsilon_{t+11}$$

Aún cuando las proyecciones a un mes sean eficientes y, en consecuencia, las perturbación \square_t son un ruido blanco gaussiano, es claro que las perturbaciones \square_t de la relación anual estarán auto correlacionadas, si la amplitud de la correlación es inferior a 12.

$$\text{Ec. A.6. } \text{Corr}(\eta_t, \eta_s) \neq 0 \quad \text{si } |t-s| < 12$$

Obsérvese que se ha supuesto que la relación entre el valor observado y la proyección tiene la misma estructura cuando se trata de un horizonte de 1 o de 12 meses. Si bien éste puede ser un supuesto plausible, el resultado de la Ec. A.6. es el mismo si los coeficientes de la Ec. A.2. fueran distintos a los de la Ec. A.1. (aunque en los dos casos la relación es lineal).

Por lo tanto, el test de Ljung Box no es aplicable cuando tenemos un paso distinto al paso mensual.

La prueba convencional de Ljung-Box es:

Dada una variable normal x_t se investiga la existencia de autocorrelación de orden 1 a K a través de los coeficientes de autocorrelación estimados $\hat{\rho}_j$ para una muestra de tamaño n.

¿Son racionales los pronósticos de inflación?

$$\begin{aligned} H_0: \rho_1 &= \rho_2 = \dots = \rho_K = 0 \\ H_1: \text{algún } \rho_j &\neq 0 \quad (j = 1, 2, \dots, K) \end{aligned}$$

En nuestro caso, para proyecciones con horizonte de 12 meses, la variante que puede testarse es:

$$\begin{aligned} H_0: \rho_{13} &= \rho_{14} = \dots = \rho_{1+K} = 0 \\ H_1: \text{algún } \rho_{1+j} &\neq 0 \quad (j = 1, 2, \dots, K) \end{aligned}$$

Para esta prueba, el estadístico del test es:

$$Q = n(n+2) \sum_{j=13}^{12+K} \frac{\hat{\rho}_j^2}{n-j}$$

con una distribución χ^2 .

Si se desea hacer la prueba para $K = 12$ (es decir, analizar la autocorrelación de orden 13 a 24), el estadístico puede calcularse como la diferencia del L-B tradicional para 24 períodos y el L-B para 12 períodos.