

Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Estudios de Posgrado

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA

Eficiencia de los pronósticos de tipo de cambio en América Latina:
Una aproximación a los conceptos de eficiencia débil y fuerte.

AUTOR: MARÍA PAULA BONEL

DIRECTOR: DANIEL AROMÍ

AGOSTO 2018

Eficiencia de los pronósticos de tipo de cambio de América Latina: una aproximación a los conceptos de eficiencia débil y fuerte.

Resumen

El presente trabajo se propone estudiar la forma en que los agentes incorporan nueva información a sus estimaciones de tipo de cambio. El análisis se centra en la dinámica particular del proceso de formación de las expectativas del tipo de cambio para un set de países de América Latina. Se utilizaron pronósticos de tipo de cambio de tipo evento fijo con un horizonte de estimación de hasta 60 meses para los años 2003-2015. Esta característica de los datos obtenidos permite estudiar las revisiones de los pronosticadores a medida que se acercan al evento que es objeto de estimación y, de esta forma, poner el foco de estudio en la forma en que los agentes ajustan sus revisiones en distintos horizontes temporales. El trabajo se divide en tres partes. El primer ejercicio propuesto busca probar la hipótesis de insesgadez de las expectativas. Los resultados obtenidos no permiten rechazar dicha hipótesis cuando el horizonte de estimación es menor a 36 meses. A continuación, se realiza un test de eficiencia débil que estudia si los agentes incorporan en sus nuevas estimaciones toda la información presente en sus pronósticos pasados. Los resultados indican que hay suficiente evidencia como para rechazar dicha hipótesis, en particular cuando el horizonte de estimación es menor a 24 meses. Finalmente, se propone un ejercicio que testea si los pronósticos antes mencionados cumplen con la condición de eficiencia fuerte. En este caso, las revisiones de pronósticos no deben estar correlacionadas con ninguna de las variables de un cierto set de información disponible al momento en que se reportan las expectativas originales. Dichas variables deben encontrarse a disposición del agente al momento de realizar la estimación. En particular, se encontró que las revisiones de tipo de cambio están asociadas a variaciones rezagadas en el tipo de cambio, el índice de actividad y los términos de intercambio. Es decir, estas variables proveen información útil para anticipar movimientos en las expectativas de apreciación/depreciación. Este tipo de resultados puede ser entendido como consecuencia de rigideces informativas donde las actualizaciones en los pronósticos no reflejan de manera completa la nueva información recibida después de la última revisión. Desde un punto de vista empírico, las ineficiencias encontradas en este trabajo sugieren algunas oportunidades para mejorar la precisión de los pronósticos, por ejemplo, al tener en cuenta la autocorrelación que se encontró en las revisiones de pronósticos y la información contenida en variables macroeconómicas relevantes.

Palabras clave: Evaluación de pronósticos, tipo de cambio, pronósticos profesionales, datos de panel.

JEL: D8, E37

Efficiency of exchange rate forecasts in Latin America: an approximation to the concepts of weak and strong efficiency.

Abstract

The aim of this work is to study the way in which agents incorporate new information to their exchange rate estimates. It focuses on the particular dynamics of the exchange rate expectations' formation process for a group of countries in Latin America. We used fixed-event exchange rate forecasts with a forecast horizon of up to 60 months for the period 2003-2015. This characteristic of the data allows to study forecasters' revisions as they approach the target event and, in this way, we can focus on the way in which agents adjust their forecasts in different time horizons. The document is divided in three parts. The first exercise studies the unbiasedness hypothesis. The obtained results do not reject the unbiasedness hypothesis when the forecast horizon is shorter than 36 months. Next, we propose a weak efficiency test that aims to study if agents incorporate the information present in their past forecasts into their new estimations. Results indicate that there is sufficient evidence to reject the weak efficiency hypothesis, particularly when the forecast horizon is less than 24 months. Finally, we test the strong efficiency hypothesis. In this case, forecasts revisions should not be correlated with any of the variables of a certain set of information available at the moment in which the expectations are reported. We found that exchange rate revisions are related to changes in the exchange rate, the activity index and terms of trade. Therefore, these variables can be useful tools to anticipate future movements in exchange rate expectations. These dynamics can be understood as a result of informational rigidities where the updates in forecasts do not incorporate all the new information received after the last revision. The inefficiencies found in this paper suggest some opportunities to improve forecasts' accuracy by taking into account the autocorrelation that was found with the forecast revisions and the information contained in relevant macroeconomic variables. .

Key Words: Evaluating forecasts, exchange rate forecasting, professional forecasts, panel data.

JEL Code: D8, E37

Índice

1. Introducción.....	4
2. Revisión de literatura.....	6
2.1 Insegadez de las expectativas	7
2.2 Eficiencia débil de las expectativas	9
2.3 Eficiencia fuerte de las expectativas	11
3. Datos y estadísticas descriptivas	14
4. Test de insegadez de los pronósticos	18
4.1 Modelo de Panel para la estimación del sesgo	18
4.2 Resultados del test de sesgo	19
5. Test de eficiencia débil de los pronósticos	20
5.1 Descripción del Modelo de Panel	23
5.2 Resultados del test de eficiencia débil.....	23
6. Eficiencia fuerte.....	25
6.1 Descripción del modelo y del set de información a estudiar.....	25
7. Conclusiones	33
8. Bibliografía	35
9. Anexo de datos.....	38
10. Anexo de tablas.....	43

Eficiencia de los pronósticos de tipo de cambio de América Latina

1. Introducción

Las dificultades de predecir el tipo de cambio fueron puestas en discusión por Meese & Rogoff (1983). Los autores compararon la capacidad predictiva de diferentes modelos teóricos (estructurales, de series de tiempo) contra modelos de *random walk*. Como conclusión, obtuvieron que las predicciones del modelo aleatorio fueran más precisas que las estimaciones de los otros modelos. Por un lado, estos resultados son sorprendentes, ya que sería de esperar que los modelos con bases económicas más desarrolladas deberían tener mayor capacidad de predicción. Sin embargo, el hecho de que el modelo de *random walk* obtenga mejores resultados está en línea con la literatura que afirma que los agentes incorporan toda la información disponible en la estimación del tipo de cambio Fama et. al. (1970). Bajo esta perspectiva, las estimaciones no están correlacionadas a sus valores anteriores.

En particular, los países de América Latina se caracterizan por una macroeconomía con alta volatilidad. Este rasgo se ve acompañado por altos niveles de volatilidad en el tipo de cambio, tanto real como nominal. En países emergentes, el valor del tipo de cambio determina el peso de la deuda en moneda extranjera sobre el Producto Bruto Interno y suele ser la unidad de denominación de contratos. Además, puede ser la causa de un conflicto distributivo basado en el peso importante que el tipo de cambio tiene sobre el poder adquisitivo de los salarios reales¹. Todas estas particularidades hacen que dicha variable ocupe un rol importante dentro de las preocupaciones del *policymaker* de países en desarrollo y son, también, una motivación para estudiar la forma en que los agentes producen y revisan sus expectativas sobre dicha variable.

Las bases de datos que recogen información sobre los pronósticos históricos de la economía ofrecen la posibilidad de estudiar directamente los valores predichos de las variables para periodos de tiempo relativamente extensos. Esto dio lugar a una rama de la literatura económica que hace foco en el proceso de formación de expectativas al estudiar directamente las predicciones de los agentes por separado de sus valores realizados. Algunas

¹ Gerchunoff, P., & Rapetti, M. (2016). La economía argentina y su conflicto distributivo estructural (1930-2015). *El Trimestre Económico*, 83(2), 225.

de las discusiones centrales que derivaron del estudio de este tipo de información hacen foco en el sesgo (Swidler & Ketcher, 1990; Batchelor, 2007) heterogeneidad (Ito, 1990; Dreger & Stadtmann, 2008) y grado de eficiencia en la formación de expectativas (Nordhaus, 1987; Harvey et. al., 2001; Isiklar et. al., 2006). La eficiencia es evaluada midiendo la correlación de las revisiones de pronósticos con sus valores rezagados y con valores rezagados de otras variables relevantes de la economía.

Este trabajo se propone estudiar la forma en que los agentes incorporan nueva información a sus estimaciones de tipo de cambio. El análisis se centrará en la dinámica particular del proceso de formación de las expectativas del tipo de cambio en América Latina. Dado que gran parte de la literatura consultada se focaliza en países desarrollados, el presente documento buscará ser un aporte a la comprensión de la formación de expectativas en contextos más inestables. Para realizar este objetivo se utilizarán pronósticos de tipo de cambio de tipo evento fijo. Esta característica de los datos obtenidos permite estudiar las revisiones de los pronosticadores a medida que se acercan al evento que es objeto de estimación y, de esta forma, poner el foco de estudio en la forma en que los agentes ajustan sus revisiones en distintos horizontes temporales.

En el siguiente capítulo se realiza una revisión de la literatura relevante sobre estas problemáticas. En la sección III, se describen los datos utilizados con sus respectivas fuentes y se hace un breve repaso por algunas estadísticas descriptivas. Posteriormente, en la sección IV, se detalla el test que busca probar la hipótesis de insesgadez de las expectativas siguiendo la metodología propuesta por Swidler & Ketcher (1990). Los resultados obtenidos no permiten rechazar la hipótesis de insesgadez de las expectativas cuando el horizonte de estimación es menor a 36 meses.

A continuación, en la sección V se describe el test de eficiencia débil de las expectativas y se detalla el modelo de panel utilizado y los resultados de las estimaciones bajo distintos métodos econométricos. Este tipo de ejercicio tiene bastante consenso en la literatura y fue propuesto por primera vez por Nordhaus (1987) y busca estudiar si los agentes incorporan en sus nuevas estimaciones toda la información presente en sus pronósticos pasados. Los resultados indican que hay suficiente evidencia como para rechazar dicha hipótesis, en particular cuando el horizonte de estimación es menor a 24 meses.

Finalmente, en el capítulo VI, se describe un ejercicio que testea si los pronósticos antes mencionados cumplen con la condición de eficiencia fuerte. En este caso, las revisiones

de pronósticos no deben estar correlacionadas con ninguna de las variables de un cierto set de información disponible al momento en que se reportan las expectativas originales. En estos ejercicios, el conjunto de información está dado por valores rezagados de variables que, según distintas teorías económicas, se consideran relevantes para generar expectativas de valores futuros del tipo de cambio. Dichos datos deben encontrarse a disposición del agente al momento de realizar la estimación. Luego de detallar la metodología utilizada, se describen las variables elegidas para formar el set de datos con el que se construye el conjunto de información usado en el test. En este caso, el set de variables elegidos fue: términos de intercambio, índice de precios al consumidor, reservas internacionales, índice de actividad, tipo de cambio nominal y tasa de interés. En particular, se encontró que las revisiones de tipo de cambio están asociadas a variaciones rezagadas en el tipo de cambio, el índice de actividad y los términos de intercambio. Es decir, estas variables proveen información útil para anticipar movimientos en las expectativas de apreciación/depreciación. Este tipo de resultados puede ser entendido como consecuencia de rigideces informativas donde las actualizaciones en los pronósticos no reflejan de manera completa la nueva información recibida después de la última revisión.

2. Revisión de literatura

Predecir el comportamiento de las distintas variables macroeconómicas siempre fue una tarea difícil para cualquier teoría económica. Particularmente, tras la crisis global reciente dicha capacidad fue puesta en discusión nuevamente debido a la falta de pronósticos que anticipasen la crisis que se desató en 2008².

Tal como se mencionó anteriormente, la dificultad de predecir el tipo de cambio no sólo viene dada por un contexto económico global particular. En su trabajo de 1983, Meese y Rogoff plantearon que las mejores estimaciones de esta variable eran obtenidas con un modelo completamente aleatorio o *random walk*, dejando por detrás a otra serie de modelos teóricos más tradicionales como modelos estructurales o de series de tiempo. Sin embargo, el hecho de que el modelo de *random walk* obtenga mejores resultados está en línea con la teoría

² Ahir & Loungani (2014) estudiaron los pronósticos de Consensus Economics para una muestra de 77 países durante el periodo 2008-2012. De las 62 recesiones sufridas en los años 2008-2009 ninguna fue detectada en septiembre del año anterior. Por el contrario, si se analizan las recesiones en el mismo año en que se produjeron se mejoran los resultados significativamente.

de los mercados eficientes que afirma que los precios financieros reflejan con precisión toda la información relevante en todo momento. Como resultado, los cambios de precios son impredecibles ya que sólo se producen en respuesta a la información realmente nueva, que por el simple hecho de que es nueva es impredecible. En otras palabras, los precios pueden ser descritos como *random walks* a través del tiempo. Esta teoría fue ampliamente conocida a través de los aportes de Eugene Fama (1970).

La posibilidad de contar con bases de datos que recolectan información acerca de los pronósticos históricos de la economía permite estudiar directamente los valores pronosticados desde una perspectiva histórica. Estas herramientas permiten estudiar ciertas características que deberían cumplir las creencias formadas por agentes capaces de procesar y analizar la información económica disponible. Algunas de ellas son: insesgadez y eficiencia. En los siguientes apartados, se describirán los principales hallazgos de trabajos que estudiaron estas dinámicas.

2.1 Insesgadez de las expectativas

Cuando se utilizan pronósticos de tipo “evento móvil”³, testear la insesgadez de las expectativas de tipo de cambio consiste en regresar la depreciación real *ex post* sobre los valores pronosticados:

$$\Delta S_{t+k} = \alpha + \beta \Delta S_{t,t+k}^e + u$$

Donde ΔS_{t+k} es la depreciación *ex post* entre periodos t y $t+k$, y $\Delta S_{t,t+k}^e$ es la depreciación estimada en el momento t sobre el periodo t a $t+k$. La insesgadez es representada por una hipótesis de $\beta=1$, y la alternativa, por $\beta<1$. En su trabajo del año 1994, Chinn & Frankel amplían sus estudios anteriores al tomar una muestra de pronósticos de tipo de cambio contra el dólar de Currency Forecasters’ Digest para 10 países desarrollados y 24 países en desarrollo (durante el periodo 1988-1994). La evidencia obtenida rechaza la insesgadez de las expectativas, especialmente cuando se utiliza un horizonte de estimación de tres meses. El coeficiente de la ecuación mencionada anteriormente es positivo y menor a la unidad. Ince & Molodtsova (2017) extienden el periodo de estudio a la actualidad utilizando información de 10 países desarrollados y 23 países en desarrollo de FXcasts y Consensus

³ Estos son pronósticos de una variable en diferentes momentos del tiempo pero con un horizonte de estimación futuro fijo.

Economics. Nuevamente los resultados obtenidos se ven afectados por el horizonte de predicción analizado. Para el caso de un horizonte de estimación de tres meses se encuentra fuerte evidencia en contra de la insesgidez de las expectativas. Sin embargo, a medida que el horizonte se extiende, el sesgo en los pronósticos de los países desarrollados decrece drásticamente. Los signos del coeficiente β varían dependiendo del país que se estudie.

Los estudios que utilizan información de pronósticos de tipo evento fijo como los que se utilizarán en este trabajo son menos frecuentes. Entre ellos se puede nombrar el caso de Swidler & Ketcher (1990) que utilizan información de la encuesta Blue Chip Economic Indicators en Inglaterra en el periodo 1976-1988 para probar la insesgidez en las expectativas de crecimiento de PBI e inflación. La regresión de análisis del crecimiento del PBI sugiere que los pronósticos son insesgados. Lo mismo sucede cuando se analizan los resultados de inflación. En otro trabajo, Dovern & Weisser (2011) analizan los pronósticos que distintos agentes crearon para cuatro variables económicas de los países del G-7 durante el periodo 1991-2005⁴. Ellos encuentran que los pronósticos son insesgados y que, en general, las estimaciones sesgadas se producen en momentos de quiebres estructurales o cambios graduales que tienen que ser incorporados por los pronosticadores⁵. Por el contrario, cuando las economías son estables y no poseen cambios estructurales, los pronósticos tienden a cumplir con la propiedad de insesgidez.

Batchelor (2007) encontró evidencia de sesgo en los pronósticos de crecimiento del PBI y, en menor medida, de inflación provistos por Consensus Economics para los países del G7 durante el periodo 1990-2005. Al igual que en el caso anterior, la explicación más convincente para el optimismo de las estimaciones es que ésta refleja un aprendizaje racional de las previsiones a la caída de la tasa de crecimiento tendencial en estos países. Sin embargo, también se identifican algunos individuos dentro de la muestra que tienen un comportamiento optimista o pesimista extremo que no se relacionan con los modelos de “sesgo racional”. El autor sostiene que esto podría estar relacionado con la necesidad de los agentes de diferenciar su producto, en este caso, los pronósticos.

⁴ Los datos fueron compilados por la firma Consensus Economics.

⁵ Por ejemplo, los datos revelaron que existe fuerte evidencia que permite sostener que los pronósticos de crecimiento del PBI del Reino Unido son insesgados, mientras que las estimaciones de crecimiento de la producción industrial en ese país presentan un sesgo significativo y positivo. La sobre-estimación de la producción industrial podría estar relacionado a que los agentes no percibieron el cambio estructural que se estaba llevando a cabo, a favor del sector de servicios y en detrimento de los productos industriales. De forma similar, en Estados Unidos los pronósticos de crecimiento del PBI son insesgados pero no sucede lo mismo con los pronósticos del consumo privado. La tendencia a subestimar esta última variable podría estar relacionada a que los agentes no pudieron prever la variación gradual de la tasa de ahorro y los efectos de los aumentos de la riqueza causados por los burbujas de la bolsa de valores de los 90's y de los inmuebles en los '00s.

En resumen, los resultados sobre la insesgadez de las expectativas son desiguales. A pesar de que no son objeto de estudio de este trabajo, gracias a los pronósticos de tipo evento móvil podemos notar que el horizonte de estimación con el que se trabaje afecta significativamente los resultados obtenidos, siendo que se encuentra mayor sesgo cuando dicho horizonte es menor a tres meses. En particular, el sesgo sobre el tipo de cambio disminuye a medida que el horizonte de estimación se extiende, especialmente cuando se trabaja con países desarrollados.

Los autores rescatan que el rechazo de la hipótesis de insesgadez no necesariamente implica que las expectativas son formadas de manera irracional. Estos trabajos determinaron que, en general, las estimaciones sesgadas se producen en momentos de quiebres estructurales o cambios graduales que tienen que ser incorporados por los pronosticadores, lo que indicaría que los agentes se encuentran en un proceso de aprendizaje racional.

2.2 Eficiencia débil de las expectativas

En términos generales, los pronósticos son eficientes cuando los agentes incorporan toda la información disponible al momento de realizar sus estimaciones. Como consecuencia, la serie de revisiones de dichos pronósticos debería ser impredecible ya que dichas revisiones sólo se producen en respuesta a información nueva, que por el simple hecho de que es nueva es impredecible.

En este contexto, Nordhaus (1987) introdujo el concepto de eficiencia débil donde un pronóstico débilmente eficiente es el que minimiza el error cuadrático medio esperado condicional a la información disponible sobre todos los pronósticos pasados y actuales. El resultado esperado consiste en obtener revisiones de los pronósticos que no estén correlacionadas, en otras palabras, el pronóstico de un evento futuro debería comportarse como un *random walk*. Dado que las revisiones pasadas son conocidas por los pronosticadores, estimaciones eficientes requieren que las revisiones actuales de pronósticos no estén correlacionadas con sus valores pasados. Originalmente, Nordhaus probó este test con los precios futuros del petróleo, estimaciones de consumo de energía en la Unión Europea y pronóstico de crecimiento del PBI de Estados Unidos. En todos los casos se encuentra correlación positiva de primer orden entre las revisiones de los pronósticos indicando que los agentes tienden a suavizar los ajustes y a incorporar la nueva información de forma lenta.

Isiklar et. al. (2006) destacan algunos de los beneficios de realizar este tipo de test. Como primer punto señalan que este test puede tener más potencia a la hora de detectar ineficiencia que los tests que usan pronósticos de tipo horizonte fijo (y evento móvil). Esto radica en la posibilidad de detectar el suavizamiento de las revisiones de los pronósticos incluso cuando se utilizan muestras con cantidad de años target relativamente pequeñas. Además, utilizar únicamente información respecto al pronóstico hace que no se presente el problema de elección del tipo de variable realizada a contrastar.

Las variables de la economía más estudiadas suelen ser el crecimiento del PBI y la inflación. Entre ellos, se pueden mencionar: Isiklar et. al. (2006), Clements (1997), Harvey et. al. (2001). Nuevamente, los resultados obtenidos son bastante sensibles a la variable y al periodo seleccionado como queda demostrado en la recopilación de datos de algunos surveys como Fildes & Stekler (2002) y Maddala (1991). Sin embargo, existen algunas consideraciones que vale la pena mencionar. Una de ellas es la diferencia de los resultados obtenidos cuando se trabaja con series de pronósticos de agentes individuales o series de datos promedio o de “consenso”. En dos trabajos, Harvey et. al (2001) y Dovern et. al. (2015), se destaca que el grado de rigidez en la incorporación de información es mucho mayor cuando se trabaja con series de consenso a comparación de los casos individuales. El segundo de los trabajos utiliza pronósticos de crecimiento del PBI real para un gran panel de pronósticos individuales de 36 economías avanzadas y emergentes durante el período 1989-2010. Cuando utiliza información sobre el promedio de pronósticos, se encuentra que la probabilidad de actualizar un pronóstico en un trimestre dado es de entre 0,06 para los países en desarrollo y 0,75 para los países desarrollados. Por el contrario, cuando se toman los datos a nivel individual se encuentra que la proporción de pronosticadores que optaron por actualizar sus pronósticos al menos una vez en los tres meses anteriores a un horizonte de pronóstico determinado oscila entre 0,8 y 0,9 sobre distintos los horizontes de pronóstico. Los últimos resultados implican una mayor frecuencia de actualización que la sugerida por las regresiones basadas en datos promedios de pronóstico, lo que indicaría que los agentes a nivel individual se mueven en un contexto más parecido al de los modelos de información “ruidosa” (Woodford, 2002; Sims, 2003) que a los supuestos de información pegajosa (Mankiw & Reis, 2002).

Coibon y Gorodnichenko (2015) toman también como referencia los modelos de información “ruidosa” y de información pegajosa al estudiar posibles desviaciones de la hipótesis de expectativas racionales con información completa (FIRE por sus siglas en

inglés). En términos prácticos, analizan la relación entre los errores de pronóstico medios ex-post y las revisiones de previsión media ex-ante. Aplican este enfoque a los pronósticos realizados por profesionales en los Estados Unidos y otros países industrializados para un amplio conjunto de variables macroeconómicas y encuentran que las revisiones de expectativas en períodos consecutivos muestran correlaciones positivas. Nuevamente, esta evidencia es inconsistente con expectativas racionales bajo FIRE y puede ser explicada por modelos de información pegajosa o ruidosa como los que se mencionaron anteriormente.

Estos trabajos sugieren que el estudio de la heterogeneidad de las expectativas podría aportar datos relevantes a los interrogantes que se quieren responder en este trabajo, Lamentablemente, dada la naturaleza de los datos con los que se trabajó no se pueden realizar estos ejercicios. Algunos trabajos interesantes indican que distintos agentes pueden presentar distintos niveles de insesgadez y eficiencia de sus expectativas (Ito, 1990) mientras que algunas de esas diferencias pueden ser causadas por distintas expectativas acerca de los fundamentales de la economía (Dreger & Stadtmann, 2008). Menkhoff et. al (2009) sostienen que la significativa dispersión en las expectativas puede ser explicada por el enfoque de agentes chartistas y fundamentalistas.

Esta última idea fue desarrollada por Frankel & Froot (1987). Los autores sostienen la posibilidad de que los agentes no tienen una única técnica a la hora de realizar sus estimaciones sino que en el corto plazo se utiliza el “chartismo” o análisis técnico mientras que a más largo plazo los análisis son basados en los fundamentales de la economía tales como la paridad del poder adquisitivo (PPP). Estas dinámicas van en contra de lo que Eugene Fama denominó como mercados eficientes ya que demostraría que los agentes no sólo no son capaces de incorporar toda la información relevante en sus estimaciones sino que también sus predicciones se ven afectadas por el horizonte de estimación con el que se trabaje.

En resumen, existen numerosas investigaciones empíricas que han detectado ineficiencias en los tests de eficiencia débil. En todos los casos, el horizonte de estimación y el tipo de pronóstico con el que se trabaje tienen un rol importante en los resultados obtenidos.

2.3 Eficiencia fuerte de las expectativas

Con el objetivo de lograr una mayor comprensión de los mecanismos que utilizan los agentes al realizar sus predicciones, se buscará testear si los pronósticos de tipo de cambio cumplen con la condición de eficiencia fuerte. En este caso, el pronóstico debe pasar una prueba más exigente que consiste en que las revisiones de pronóstico no estén correlacionadas con ninguna de las variables de un cierto set de información Z que se considera relevante para la estimación del tipo de cambio. Dichas variables deben encontrarse a disposición del agente al momento de realizar la estimación.

Más frecuentemente se realizaron este tipo de ejercicios utilizando pronósticos de tipo evento móvil. Brown & Maital (1981) regresan el error de pronóstico del crecimiento del PBI para el periodo actual sobre distintas variables (rezagadas un periodo) cuyos valores eran conocidos cuando los pronósticos fueron realizados. Se encontró evidencia a favor de la subutilización de información, principalmente de precios y agregados monetarios, lo que llevó a que se rechazara la hipótesis de eficiencia fuerte. Los autores sostienen que si el crecimiento monetario hubiese sido correctamente entendido por los agentes y dicha información hubiese sido incorporada totalmente en las expectativas del periodo, los pronósticos hubiesen mejorado considerablemente y, probablemente, también hubiesen mejorado los resultados de la política económica.

Batchelor & Dua (1991) utilizaron pronósticos para distintas variables realizados por distintas instituciones y provistos por el servicio de indicadores económicos de Blue Chip. Como resultado obtuvieron que ningún pronosticador individual pasa todas las pruebas de eficiencia fuerte en todas las variables. Los resultados presentan gran variabilidad tanto a nivel de la institución que provee los datos como a nivel de la variable pronosticada⁶. Un resultado interesante de este trabajo indica que la fuente más común de ineficiencia en los pronósticos individuales es el fracaso en incorporar correctamente la información contenida en las actuales previsiones del mismo individuo para otras variables. A diferencia de los resultados anteriores, Keane & Runkel (1990) no encuentran evidencia significativa para rechazar la hipótesis de eficiencia fuerte para el caso del deflactor del PBI pronosticado por ASA-NBER para el periodo 1968-1986. Algunas de las causas que los autores brindan para justificar las diferencias con estudios anteriores se basan en la utilización de datos iniciales para evitar el sesgo de las revisiones y la utilización de una matriz de covarianza distinta que es consistente con errores de pronóstico correlacionados a través de los individuos.

⁶ Mientras que dichos tests tienen buen desempeño a la hora de pronosticar el crecimiento del PBI y la tasa de interés, no sucede lo mismo con las tasas de inflación.

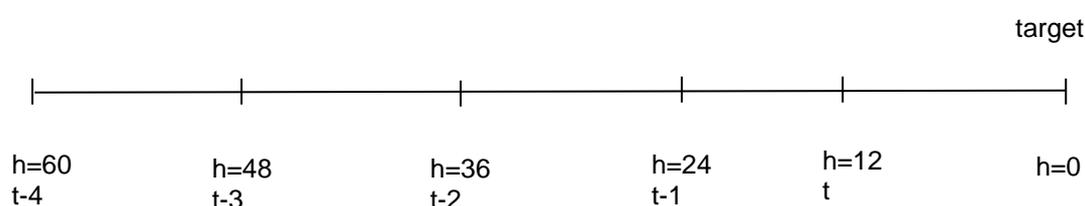
Utilizando pronósticos de tipo evento fijo Boero et. al. (2008) analizan los pronósticos de inflación y crecimiento del PBI de individuos relevados por la encuesta de pronosticadores externos del Banco de Inglaterra para el periodo 1996-2005. Se considera un contexto de información simple, definiendo al set de información Z como el cambio observado más recientemente en el variable objetivo. Los resultados agregados de las predicciones de inflación, considerando tanto el promedio de la encuesta publicado en el Informe de Inflación como las respuestas individuales agrupadas, no rechazan la hipótesis de eficiencia fuerte. A nivel individual, la hipótesis no se rechaza en ninguna de las regresiones para diecisiete de los diecinueve encuestados regulares. Respecto a los datos del PBI, las pruebas del promedio de la encuesta y las revisiones del pool de pronósticos individuales no rechazan la hipótesis nula de eficiencia fuerte, mientras que a nivel individual hay dos rechazos al 5 por ciento entre los diecinueve encuestados regulares.

Capistrán & López-Moctezuma (2014) analizan los pronósticos de inflación y crecimiento del PBI de la Encuesta de pronosticadores profesionales del Banco de México para el período 1995-2009. Las previsiones son creadas para el año actual y el año siguiente. Los pronósticos se actualizan una vez por mes. Como consecuencia, conforman un panel tridimensional desequilibrado con múltiples pronosticadores individuales, años objetivo y horizontes de pronóstico. En este trabajo los autores prueban tanto la hipótesis de eficiencia débil como la hipótesis de eficiencia fuerte. En el primero de los casos encuentran que el coeficiente que indica autocorrelación de los pronósticos no es significativo. Para la prueba de eficiencia fuerte, los autores hacen una regresión de la revisión del pronóstico sobre los cambios observados mensualmente en la variable objetivo (inflación o crecimiento del Índice Global de Actividad Económica, según corresponda), con el objetivo de evitar el uso de variables que no estaban disponibles para los encuestados en el momento en que se hicieron las predicciones. Los resultados agregados para los pronósticos de inflación rechazan la hipótesis de eficiencia fuerte a un nivel de significatividad del 1%. El signo positivo del coeficiente estimado indica que un aumento del 1% en las noticias de inflación mensual induce un cambio al alza en el proceso de revisión mensual de 0.27% al mes siguiente. En principio, esta evidencia sugiere que los pronósticos anuales de inflación podrían mejorarse utilizando información contenida en la evolución pasada de la inflación mensual. La hipótesis de eficiencia fuerte también es fuertemente rechazada en el caso de las proyecciones de crecimiento anual del PBI. El signo positivo del coeficiente estimado indica que un aumento

del 1% en las noticias sobre actividad mensual induce un cambio al alza en el proceso de revisión mensual sobre el PBI de 0.899% al mes siguiente.

3. Datos y estadísticas descriptivas

Se trabajará con datos de la publicación EIU Viewswires pertenecientes a la consultora Economist Intelligence Unit (EIU). Las estimaciones corresponden a pronósticos de tipo de cambio respecto al dólar con frecuencia mensual para el periodo 2003-2015. Los pronósticos de tipo de cambio son publicados EIU Viewswire durante la segunda quincena de cada mes. En cada estimación mensual se realiza el pronóstico del tipo de cambio para el final del año t y para los siguientes 4 años ($t-4$). Es decir, el horizonte máximo de predicción corresponde a 60 meses. Los pronósticos son de tipo “evento fijo” ya que se estima un punto fijo en el tiempo con sus posteriores revisiones de pronóstico al aproximarse a la fecha del evento:



País	Régimen de tipo de cambio ⁷	Período de muestra	Cantidad de observaciones
Argentina	Manejo de tipo crawling peg	2003– 2015	626
Brasil	Flotación	2003– 2015	622
Chile	Libre flotación	2003– 2015	614
Colombia	Flotación	2003– 2015	592

⁷ Clasificaciones extraídas del Reporte Anual Regímenes y Restricciones de Cambio (2014) publicado por el Fondo Monetario Internacional: www.imf.org/external/pubs/nft/2014/areaers/ar2014.pdf

México	Libre flotación	2003– 2015	622
Perú	Flotación	2003– 2015	611

El set de países a estudiar corresponde a países de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú.

Gráficos 3.1: Error de pronóstico medio por país (24 meses previos al evento a estimar)



A modo exploratorio, en los Gráficos 3.1 a continuación se presenta la evolución de los errores de pronósticos medios para cada uno de los países de la muestra. En este caso se

focalizó el análisis en los dos años (24 meses) anteriores al evento objetivo a estimar. El horizonte $h=1$ corresponde a la última observación realizada antes del evento objetivo a estimar mientras que $h=24$ corresponde a la estimación realizada dos años (veinticuatro meses) antes del evento objetivo. El error de pronóstico se calcula como el valor realizado del tipo de cambio contra el pronóstico en el momento $t-h$. La dinámica en el tiempo difiere significativamente entre los distintos países. Para los casos de Brasil, Chile, Colombia y Perú se puede apreciar una tendencia a sobre-predecir el tipo de cambio durante el período estudiado, particularmente para los pronósticos de largo plazo realizados a más de un año antes del evento a estimar. También se puede apreciar que dicho sesgo se reduce a medida que el horizonte de estimación es más pequeño. El caso contrario sucede con Argentina donde el gráfico permite apreciar una tendencia a la sub-estimación del tipo de cambio que se reduce a medida que nos acercamos al evento objetivo a estimar. Por último, el caso de México no permite establecer un patrón claro de convergencia de los errores medios a medida que se modifica el horizonte de estimación.

Desde un punto de vista teórico se esperaría que la evolución de un pronóstico óptimo debería parecerse más a un proceso de ruido blanco, ya que las revisiones de pronóstico óptimas deberían ser impredecibles en cada período. Respecto a este punto, en las secciones posteriores se desarrollan herramientas necesarias para probar si estos patrones son compatibles con el uso eficiente de la información. En el gráfico del Anexo Gráfico A3.1 se presentan los mismos datos pero extendido a los 60 meses de horizonte de estimación completos.

Nuevamente a modo descriptivo, los gráficos 3.2 muestran el comportamiento del estadístico de Diebold & Kilian (2001) para medir la predictibilidad de una variable. Esta medida es:

$$pred_{h,24} = 100 \left(1 - \frac{ECM_h}{ECM_{24}} \right)$$

Donde ECM_h es el error cuadrático medio de los pronósticos en el horizonte h (el ECM se toma a través de los países). Este estadístico muestra la evolución del contenido de información de los pronósticos medida por la disminución del ECM sobre la del pronóstico $h=24$ (el pronóstico realizado veinticuatro meses antes del evento a estimar). En el Anexo también se presentan los resultados extendidos a los 60 meses para poder focalizar en la evolución de la predictibilidad de los pronósticos a más largo plazo.

En todos los casos, salvo México, se puede ver una tendencia al mejoramiento de la predictibilidad de los índices aunque esta tendencia no se da de forma estable. En el gráfico 3.2 podemos notar que el comportamiento de los pronósticos de horizonte más corto es consistente con las rápidas ganancias en predictibilidad, ya que la pendiente de la medida por $pred_{h,24}$ es más pronunciada que en el gráfico con información extendida.

Gráfico 3.2: Índice de predictibilidad (últimos 24 meses)



Finalmente, en la tabla A3.3 en el Anexo de tablas se describe en detalle la fuente de todas las variables económicas que se utilizaron en los ejercicios de sesgo y eficiencia fuerte de las expectativas. Dichas variables son: tipo de cambio nominal, términos de intercambio, índice de actividad, tasa de interés, índice de precios al consumidor y reservas internacionales. Además, se hace un breve repaso por algunas estadísticas descriptivas sobre dichos indicadores en la tabla A3.4

4. Test de insesgidez de los pronósticos

En el siguiente apartado se describe el modelo elegido para testear la hipótesis de insesgidez de las expectativas y sus respectivos resultados. A diferencia del test de eficiencia débil donde sólo se trabaja con las revisiones de pronósticos y sus valores rezagados, este ejercicio permite estudiar la relación que hay entre los pronósticos de tipo de cambio y sus valores realizados. Nordhaus (1987) afirma que “un mono podría generar una serie de pronósticos débilmente eficientes simplemente al conectarse a un generador de números aleatorios, pero tales series de pronósticos serían completamente inútiles”. Es por esto que estudiar la insesgidez de las expectativas resulta complementario a los tests de eficiencia que se desarrollarán en los apartados siguientes.

4.1 Modelo de Panel para la estimación del sesgo

La metodología utilizada en este trabajo es similar a la elegida por Bigman et al. (1983) y Swidler & Ketcher (1990). Dichos estudios parten de que la condición necesaria para un uso eficiente de la información por parte de agentes que tienen la capacidad de procesar grandes cantidades de datos, implica que los pronósticos sean un estimador insesgado del valor realizado de la variable. De forma operativa, la regresión que se realizará para probar este análisis toma la siguiente forma:

$$A_T = \alpha_T + \beta_j f_{i,t,h} + u_{i,t,h}$$

Donde A_T es el valor realizado de la variable A en el momento objetivo T . $f_{i,t,h}$ hace referencia al pronóstico del país i para el año objetivo t con un horizonte de estimación h . Cuando se realiza la estimación, se esperaba obtener que α_T y β_j no difieren significativamente de 0 y 1, respectivamente.

Se estiman las regresiones utilizando el Método Generalizado de Momentos (MGM). Si los errores de predicción de los períodos más recientes no son parte del conjunto de la información disponible, es probable que las covarianzas de estos términos de error sean distintas de cero, violando de esta manera una de las hipótesis de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Es por esto que se utiliza el método MGM para corregir la matriz de covarianza, tal como proponen en Brown & Maital (1981).

4.2 Resultados del test de sesgo

En la siguiente tabla se exponen los resultados de estimar la regresión mencionada en el apartado anterior para distintos horizontes de estimación que se consideraron representativos⁸:

Tabla 4.1: Estimaciones de sesgo por horizonte de estimación

Horizonte	α_T	β_j	$\chi^2(1)$	n
Horizonte = 1 mes	-0.323	1.015	0.7426	78
GMM t-stat	(-0.07)	(38.71)***		
Horizonte = 6 meses	1.263	1.012	0.7485	77
GMM t-stat	(0.22)	(26.50)***		
Horizonte = 12 meses	9.637	0.964	0.3745	72
GMM t-stat	(1.33)	(18.94)***		
Horizonte = 18 meses	14.311	0.934	0.1654	71
GMM t-stat	(1.89)	(15.88)***		
Horizonte = 24 meses	23.702	0.900	0.0174	62
GMM t-stat	(2.67)**	(14.17)***		
Horizonte = 30 meses	21.106	0.891	0.0688	64
GMM t-stat	(2.20)*	(12.46)***		

⁸ Los resultados presentados en esta tabla comprenden la totalidad de observaciones. En octubre del año de 2011, el Gobierno del a República Argentina estableció un control en la adquisición de divisas a través de la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP). En los años siguientes se establecieron otras medidas que tendieron a endurecer los controles cambiarios lo que derivó en que las estimaciones de tipo de cambio se desdoblaron en las estimaciones del tipo de cambio “oficial” y tipo de cambio “paralelo” o “blue” que hace referencia al valor de la divisa en mercados informales. Teniendo en cuenta estos hechos, se optó por realizar las regresiones eliminando las observaciones de Argentina para el período que rigió el control cambiario. Los coeficientes obtenidos y su significatividad son similares a los presentados en la Tabla 4.1.

Horizonte = 36 meses	35.104	0.847	0.0015**	56
GMM t-stat	(2.87)**	(12.24)***		
Horizonte = 42 meses	31.076	0.840	0.0128	58
GMM t-stat	(2.48)*	(10.66)***		
Horizonte = 48 meses	38.152	0.792	0.0001***	50
GMM t-stat	(2.90)**	(10.99)***		
Horizonte = 54 meses	34.884	0.783	0.0004***	52
GMM t-stat	(2.74)**	(10.04)***		

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

(1) Se testea la hipótesis nula de $\alpha_j = 0$ y $\beta_j = 1$

A medida que nos acercamos al evento a estimar, no se distingue una tendencia clara en la que los coeficientes β_j se acercan a la unidad. Esto coincide con los datos presentados en el apartado de estadísticas descriptivas donde la magnitud y el sentido de los errores varían significativamente a través de los distintos países y horizontes temporales. Cuando el horizonte de estimación es mayor o igual a 24 meses, el coeficiente α_T se vuelve significativo lo que indicaría evidencia en contra de la insesgadez de los pronósticos cuando el horizonte de estimación es más extenso.

Para testear la insesgadez en las expectativas se prueba la hipótesis conjunta que sostiene que $\alpha_T = 0$ y $\beta_j = 1$. La t estadística asintóticamente apropiada para este caso tiene una distribución χ^2 . Los resultados indican que no se encuentra evidencia para rechazar la hipótesis nula en los casos de horizontes de estimación más cortos, particularmente cuando el horizonte de estimación es menor a 36 meses.

5. Test de eficiencia débil de los pronósticos

En términos generales, las estimaciones son eficientes cuando los agentes incorporan toda la información disponible al momento de realizar sus estimaciones. Como consecuencia, la serie de revisiones de dichos pronósticos deberían ser impredecibles ya que dichas revisiones sólo se producen en respuesta a información nueva, que por el simple hecho de que es nueva no puede ser incorporada en pronósticos anteriores.

Nordhaus (1987) introdujo el concepto de eficiencia débil. Esta idea consiste en que un pronóstico débilmente eficiente es el que minimiza el error cuadrático medio esperado

condicional a la información disponible sobre todos los pronósticos pasados y actuales. Es decir, se minimiza la siguiente fórmula:

$$E(u_T | J_T) = 0$$

Donde u_T es el error cuadrático de pronóstico y J_T es el set de todos los pronósticos pasados. A nivel individual, el pronóstico del país i para el año objetivo t con un horizonte de estimación h se define de la siguiente forma: $f_{i,t,h}$. El autor define el concepto de revisiones de pronóstico como la diferencia entre dos pronósticos sucesivos del país i para el mismo año target t :

$$r_{i,t,h} = f_{i,t,h} - f_{i,t,h+1}$$

En términos prácticos, el modelo que se utilizará para testear la hipótesis de eficiencia débil tiene la siguiente forma:

$$r_{i,t,h} = \alpha + \beta_1 r_{i,t,h+k} + u_{i,t,h}$$

Donde i hace referencia al país, t al año target y h es el horizonte de estimación. Dado que las revisiones pasadas son conocidas por los pronosticadores, estimaciones débilmente eficientes requieren que las revisiones actuales de pronósticos no estén correlacionadas con sus valores pasados, en otras palabras, el pronóstico de un evento futuro debería comportarse como un *random walk*.

Sin embargo, Nordhaus contempla la posibilidad de que los pronosticadores no siempre se comportan de esta forma sino que suelen tener una visión “pegajosa” de los hechos económicos y, por lo tanto, los pronósticos pasados tienen un rol central a la hora de determinar los pronósticos actuales. Para sostener esta idea se basa en estudios de la psicología del comportamiento que sugieren que las personas tienden a aferrarse a opiniones anteriores demasiado tiempo⁹. Dentro de nuestro modelo, si se produce este “anclaje” deberíamos encontrar correlación serial de primer orden en las revisiones.

En términos prácticos, la hipótesis nula de eficiencia débil se corresponde con un coeficiente $\beta_1 = 0$. Contrariamente, si β_1 es significativamente distinto de cero, los pronosticadores no son eficientes, es decir, las actualizaciones en los pronósticos no reflejan de manera completa la nueva información recibida después de la última revisión y, por lo tanto, las revisiones pasadas tienen poder explicativo sobre las revisiones actuales.

⁹ Tversky, A., & Kahneman, D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *science*, 211(4481), 453-458.

Algunos de los trabajos que han encontrado este tipo de regularidades hacen foco en rigideces informativas tales como: Coibion y Gorodnichenko (2015). Estos ejercicios empíricos se basan en el modelo de información pegajosa de Mankiw & Reis (2002) donde los agentes actualizan sus conjuntos de información con poca frecuencia como resultado de los costos fijos que implica la adquisición de información. Dichos estudios definen al grado de rigidez informativa como el grado de rigidez la probabilidad de no adquirir nueva información en cada período.

Esos trabajos han establecido que el grado de rigidez de la información no es un parámetro estructural sino que depende de las condiciones económicas subyacentes. Reis (2006), por ejemplo, muestra que la tasa de actualización de información en los modelos de información pegajosa depende de la volatilidad de las variables macroeconómicas. Siguiendo con Coibion & Gorodnichenko (2015) también encuentran que el grado de rigidez de la información varía sistemáticamente entre distintas variables macroeconómicas y países¹⁰. Además, ellos encuentran que entre un 20 y un 30% de dichas variaciones son explicadas por los determinantes predichos por los modelos de información ruidosa¹¹.

Inicialmente, cuando Nordhaus propuso este ejercicio sostenía que los resultados podían ser explicados desde la psicología del comportamiento y se basaban en la tendencia de las personas a aferrarse a opiniones anteriores demasiado tiempo, conducta usualmente conocida como “anclaje”. Además, sugería que si se cumple que $0 < \beta_1 < 1$, esto significa que los pronosticadores suavizan sus revisiones indicando que una historia pasada de revisiones positivas tiende a ser seguida por nuevas revisiones positivas.

Proponiendo otra explicación, Clements (1995) plantea la posibilidad de que los agentes, especialmente consultoras y agencias gubernamentales, necesiten suavizar sus pronósticos de tal forma de que las previsiones ajustadas están más cerca una visión de consenso o el valor promedio de esa variable. Esta última hipótesis no está exenta de críticas y que se ha encontrado que este comportamiento se mantiene en distintos tipos de agentes

¹⁰ Los autores utilizan la base de datos de Consensus Economics en la que cuentan con información sobre distintas variables económicas para los países del G-7 durante el periodo 1989-2010. Las variables estudiadas son: inflación de precios al consumidor, el crecimiento real del PIB, las tasas de interés, el crecimiento de la producción industrial y el crecimiento real del consumo.

¹¹ El primero de los determinantes de la rigidez en la información es la persistencia del proceso macroeconómico subyacente. El segundo de los determinantes es el ratio señal-ruido que se construye al tomar la relación de la medida del ruido respecto a la desviación estándar de las innovaciones a la variable desde la primera etapa.

como académicos, bancos comerciales, consumidores, entre otros agentes que no necesariamente obtienen beneficios de suavizar sus pronósticos¹².

5.1 Descripción del Modelo de Panel

Teniendo en cuenta los datos descriptos en la sección III, se creó un modelo de panel con tres dimensiones: i países, t años objetivos y h como horizonte de estimación. El modelo toma la siguiente forma:

$$r_{i,t,h} = \alpha + \beta_1 r_{i,t,h+1} + u_{i,t,h}$$

En el presente trabajo se optó por trabajar con revisiones rezagadas un período, $r_{i,t,h+1}$, tal como se realizó en otros estudios como: Nordhaus (1987) y Harvey et. al (2001). Esto es posible ya que se trabaja con una única predicción correspondiente a la consultora EIU Viewswire. Existen otros trabajos que utilizan dos rezagos de revisión, como Isiklar et. al. (2006), ya que buscan mitigar posibles sesgos de agregación que se desprenden de la utilización de predicciones de consenso. Una posible extensión de este ejercicio sería la posibilidad de estudiar posibles correlaciones con revisiones más antiguas tal como lo hace Ashiya (2006) al determinar que los pronósticos del PBI de Japón realizados 16 meses antes del objetivo a estimar contienen información relevante para determinar si la tasa de crecimiento se acelera.

Como primer paso, se realizaron regresiones utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Efectos Fijos (EF). En este último caso, los paneles representan las posibles combinaciones de país y año objetivo a estimar o “target”. Se estiman los errores estándar Driscoll & Kraay (1998) de los coeficientes estimados. En este caso, se asume que la estructura del error es heterocedástica y admite la presencia de autocorrelación y correlación de corte transversal. Este método funciona tanto para paneles balanceados como no balanceados.

5.2 Resultados del test de eficiencia débil

¹² Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2015). Information rigidity and the expectations formation process: A simple framework and new facts. *The American Economic Review*, 105(8), 2644-2678.

En la Tabla 5.1 se presentan los resultados obtenidos al estimar el modelo de panel mencionado en el punto anterior utilizando los métodos MCO y EF. El coeficiente β_1 obtenido es del 17% y 14% de acuerdo a los métodos MCO y EF, respectivamente.

Tabla 5.1: Test de Eficiencia débil por MCO y EF¹³

	MCO		EF		N
	α	β_1	α	β_1	
Todos los horizontes t-stat (D-K)	-0.002 (-5.16)***	0.175 (4.56)***	-0.002 (-4.88)***	0.143 (3.67)***	3246

* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

De acuerdo a los resultados de la tabla 5.1, bajo ambos métodos el coeficiente es positivo y fuertemente significativo. Los resultados están en línea la literatura sobre rigideces informativas de Mankiw & Reis (2002) donde los agentes actualizan sus conjuntos de información con poca frecuencia como resultado de los costos fijos que implica la adquisición de información.

Nordhaus sostiene que los agentes tienen una visión “pegajosa” de los hechos económicos y que, por lo tanto, las revisiones de pronóstico pasadas pueden servir para predecir las revisiones de pronóstico actuales. Dado que β_1 es mayor a cero y menor a uno, esto podría entenderse como que los pronosticadores suavizan sus revisiones indicando que una historia pasada de revisiones positivas tiende a ser seguida por nuevas revisiones positivas.

En términos de magnitud, el coeficiente es menor a los obtenidos en otros trabajos de referencia tales como: Harvey et al. (2001) y Isiklar et. al. (2006). Sin embargo, es relevante destacar que los estudios antes nombrados hacen referencia a la variable crecimiento del PBI en países en desarrollo. Por el contrario, el tipo de cambio en países de América Latina es una variable mucho más volátil. Esto podría sugerir que es una variable en la que los ajustes lentos y suavizados a los que hace referencia Nordhaus serían menos apropiados. Sin embargo, aún en este contexto se encuentra evidencia significativa a favor de la ineficiencia

¹³ Los resultados presentados en esta tabla comprenden la totalidad de observaciones. Al igual que en el caso anterior, se realizaron también las regresiones eliminando las observaciones de Argentina posteriores al control de cambios. Los coeficientes obtenidos y su significatividad son idénticos a los presentados en la Tabla 5.1.

de los pronósticos. La significatividad y el signo de la constante indicarían que los pronosticadores tienen un sesgo a la baja al momento de actualizar sus predicciones.

Como una prueba adicional se testeó la igualdad en los coeficientes β_1 cuando se utiliza un horizonte de estimación es de menos de 24 meses contra el mismo coeficiente cuando el horizonte de estimación se encuentra entre los 36 y 60 meses (representando los 24 meses más lejanos al target a estimar que se encuentran en la muestra). Los resultados están registrados en la tabla A5.2 en el Anexo. Bajo ambos métodos de estimación se distingue que los coeficientes β_1 son mayores para la parte de la muestra con horizontes de estimación menores a los 24 meses. Además, bajo ambos métodos se rechaza la igualdad de coeficientes con un nivel de significatividad mayor para el caso de las regresiones utilizadas usando EF.

Estos resultados podrían indicar que el grado de rigidez no es estable en el tiempo por lo que los métodos de estimación de las variables podrían no ser estables en el tiempo. Tal como Frankel & Froot (1987) sostienen la posibilidad de que los agentes no tienen una única técnica a la hora de realizar sus estimaciones sino que en el corto plazo se utiliza el “chartismo” o análisis técnico mientras que a más largo plazo los análisis son basados en los fundamentales de la economía.

De acuerdo a los resultados obtenidos, podemos rechazar con cierta robustez la hipótesis de eficiencia de los pronósticos de tipo de cambio en América Latina. Además, es posible destacar que los coeficientes no son estables sino que se ven fuertemente afectados por el horizonte de estimación con el que se trabaje.

6. Eficiencia fuerte

6.1 Descripción del modelo y del set de información a estudiar

Como se mencionó anteriormente, para poder afirmar que los pronósticos cumplen con la condición de eficiencia fuerte se debe cumplir que las revisiones de pronóstico no estén correlacionadas con elementos del conjunto de información disponible al momento en que se reportan las expectativas que son luego revisadas.

Desde el punto de vista teórico el set de información relevante sólo está restringido por la fecha de disponibilidad. Para el análisis empírico se selecciona un conjunto de variables que emergen del cuerpo teórico relevante. Restringiendo el conjunto de variables que puede

ser utilizado, se observa que dicha información debe estar disponible para extensos periodos de tiempo. Tanto por dificultad en la obtención de los datos como por limitaciones computacionales sería imposible trabajar con grandes cantidades de variables en largos periodos de tiempo. Es por esto que se utiliza una evaluación de eficiencia fuerte que considera un conjunto de variables Z acotado. La utilización de dicho set de variables mitiga la posibilidad de sobreajuste a los datos causado por a la utilización de grandes cantidades de variables.

Meese & Rogoff (1983) plantearon la desconexión del tipo de cambio de los fundamentales de la economía, resultando esto en que los modelos aleatorios obtienen estimaciones más precisas que los modelos económicos tradicionales. De acuerdo a Rossi (2013), esto se traduce en que no hay consenso sobre cuáles son las variables que operan como mejores predictores del tipo de cambio ya que su desempeño varía significativamente dependiendo del periodo estudiado, el horizonte de estimación, el método de evaluación de los pronósticos y el modelo utilizado. Sin embargo, ese trabajo también lista algunas variables que suelen ser utilizadas como predictores por la teoría económica tradicional ya que han reportado resultados positivos en casos particulares o bien porque se las considera relevantes dentro de la teoría macroeconómica. Teniendo en cuenta esos resultados, se eligió un conjunto de variables Z que se consideran relevantes para el problema que buscamos resolver y que cumplen con la condición de estar disponibles para el agente al momento de realizar sus estimaciones. Dichas variables elegidas son:

Variable	Modelo	Signo esperado de relación entre la variable y el tipo de cambio
Tipo de cambio nominal (TC)	Noticias de la propia variable a estudiar (Boero, 2008; Capistrán & López-Moctezuma, 2014)	+
Términos de Intercambio (TdeI)	Divisas Commodities (Chen & Rogoff, 2003; Ferraro et. al., 2015)	-
Índice de precios al Consumidor (IPC)	Paridad del poder adquisitivo (PPA) (Cheung, Chinn & Pascual, 2005) y (Rogoff, 1996)	+
Reservas Internacionales (RRII)	Presiones cambiarias (Erten & Ocampo, 2013)	-
Índice de actividad (IACT)	Regla de Taylor como fundamental del tipo de cambio (Molodtsova & Papell, 2009)	-/+
Tasa de interés (INTRATE)	Paridad de tasas de interés (Cheung, Chinn & Pascual, 2005; Alquist & Chinn, 2008; Molodtsova & Papell, 2009)	-

La tabla presentada anteriormente será utilizada para interpretar las correlaciones entre las revisiones de pronóstico de tipo de cambio y ciertas variables disponibles al momento de actualizar dichas predicciones. A continuación se describen algunos de los modelos teóricos que se toman como punto de partida para interpretar los resultados.

Tal como se realizó en otros estudios, se considera que el set de información que tiene en cuenta el pronosticador debe incluir los cambios en la “propia variable”, es decir, el cambio observado más recientemente en la variable objetivo. En este caso, dicha variable es el tipo de cambio nominal. Otros trabajos que utilizaron este criterio son: Boero et. al. (2008) y Capistrán & López-Moctezuma (2014).

Al trabajar con “divisas commodities”, los precios de las commodities son un potencial fundamental macroeconómico del tipo de cambio. Esta idea se basa en que los precios de las commodities actúan esencialmente como shocks exógenos sobre economías abiertas pequeñas. En particular, en economías donde este tipo de bienes conforman la mayor parte de las exportaciones típicamente sufren apreciaciones de tipo de cambio cuando el precio de dichos bienes aumenta. Se encontró evidencia a favor del uso del precio de los commodities como predictores del tipo de cambio para estimaciones dentro de la muestra (Chen & Rogoff, 2003) y fuera de la muestra (Ferraro, Rogoff & Rossi, 2015). En el presente trabajo se utilizó información sobre términos de intercambio.

La relación del tipo de cambio nominal y el nivel de precios viene dada a través de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). De esta forma, el precio real de dos canastas comparables de bienes básicos pertenecientes a dos países distintos debería ser el mismo. Es decir, el nivel de precios en el país de origen, convertido a la divisa del país extranjero a través del tipo de cambio nominal, debería igualar el nivel de precios en el país extranjero. Esto se basa en la idea de que si el arbitraje en el mercado de bienes implica una amplia paridad de precios a través de un rango significativo de bienes individuales (ley del precio único), entonces debería también haber una alta correlación en los niveles de precios agregados. Se esperaría que aumentos en el nivel de precios doméstico fueran acompañados de aumentos en el tipo de cambio nominal, y viceversa. El cumplimiento empírico de la PPA no es favorable tanto dentro como fuera de la muestra como lo evidencian los siguientes trabajos Cheung, Chinn & Pascual (2005) y Rogoff (1996). Sin embargo, se optó por incluir la variable Índice de Precios al Consumidor en el set de información debido a la importancia en términos teóricos que implica el cumplimiento de la PPA.

Erten & Ocampo (2013) definen la presión cambiaria como la suma de la apreciación real de la tasa de cambio y la acumulación de reservas de divisas, ponderada por el inverso de su desviación estándar para compensar las diferentes volatilidades de cada variable. En términos generales, el trabajo establece que durante las caídas del ciclo económico, se espera que la tasa de cambio real se deprecie y es probable que ocurran pérdidas de reservas. Durante los auges de entrada de capital, el tipo de cambio real se aprecia debido a la apreciación nominal si el país posee un tipo de cambio flexible. Esto naturalmente suele venir acompañado de acumulación de reservas. Esta investigación destaca que estudios previos han demostrado tanto teórica como empíricamente que los ciclos económicos en los países en desarrollo están impulsados por el patrón de auge y caída de los flujos de capital. De esta forma, se establece una importante relación entre movimientos de tipo de cambio, tanto real como nominal, y la acumulación de reservas. Si bien el canal de transmisión de esta relación es menos directo ya que se ve directamente afectado por las decisiones de política del Banco Central, la evolución de las reservas internacionales podrían ser un indicador útil de las presiones cambiarias externas que enfrentan las economías estudiadas. Es por esto que se decidió incorporar esta variable al set de información del agente pronosticador.

El trabajo de Molodtsova & Papell (2009) encuentra evidencia a favor de la predictibilidad del tipo de cambio con modelos de Regla de Taylor. De acuerdo a esta regla, el banco central sube su objetivo de tasa de interés de corto plazo si la inflación se encuentra por arriba del nivel objetivo y/o el producto se encuentra por arriba del producto potencial. En este contexto, un aumento en la tasa de interés causaría una apreciación del tipo de cambio. De todas maneras, Dornbusch (1976) destaca en su modelo de overshooting que si la paridad de tasas descubierta se cumple junto con expectativas racionales, un aumento en la tasa de interés causaría una apreciación inmediata del tipo de cambio seguida por una depreciación pronosticada (y real). Estos modelos indicarían que el nivel de rezago elegido para el análisis puede tener efectos sobre el sentido encontrado en la relación entre ambas variables.

Teniendo en cuenta el equilibrio del mercado de divisas, la condición de paridad de tasas de interés implica que el rendimiento esperado de los activos domésticos será igual al rendimiento esperado de los activos en moneda extranjera ajustado por el tipo de cambio. La evidencia empírica no es favorable para la paridad de tasas descubierta. Cheung, Chinn & Pascual (2005) y Alquist & Chinn (2008) sostienen que, aunque para algunos países la paridad de tasas obtiene mejores predicciones que el modelo de random walk en horizontes largos, su desempeño nunca es significativamente mejor. Resultados ligeramente más

positivos en horizontes cortos han sido reportados por Molodtsova & Papell (2009) para algunos países.

Teniendo en cuenta las variables incorporadas en el set de información elegido, se cuenta con el vector de variables $Z_{i,h}$ que hace referencia a la variables Z para el país i publicadas cuando el horizonte de estimación es igual a h .

De la misma forma que en el apartado anterior, se crearon las variables z para identificar los cambios mensuales de los datos que se incluyen en el set Z . Dichos cambios representan la diferencia entre dos datos sucesivos del país i :

$$z_{i,h} = Z_{i,h} - Z_{i,h+1}$$

Teniendo en cuenta los datos obtenidos, el modelo utilizado toma la siguiente forma:

$$r_{i,t,h} = \alpha + \beta_1 r_{i,t,h+1} + \beta_2 z_{i,h+1} + u_{i,t,h}$$

La descripción del modelo implica que la información respecto al vector de variables $Z_{i,h}$ se encuentra disponible de forma inmediata al momento de realizar el pronóstico $f_{i,t,h}$. Sin embargo, esto no siempre sucede ya que hay algunos datos cuya publicación se produce y publica con algún rezago de tiempo. Es importante diferenciar estos casos ya que el ejercicio planteado pretende estudiar la utilización de la información que se encuentra disponible al momento de realizar las estimaciones.

Los pronósticos de tipo de cambio realizados por Economist Intelligence Unit son publicados EIU Viewswire durante la segunda quincena de cada mes. La información sobre Reservas Internacionales es publicada de manera diaria por los Bancos Centrales. Lo mismo sucede con la información referida al tipo de cambio nominal. Si bien la variable términos de intercambio no es publicada diariamente, se considera que hay información disponible respecto a los precios de las commodities por lo que, en este caso, se hace el supuesto de que los agentes poseen información actualizada sobre los términos de intercambio al momento de realizar sus estimaciones. De la misma forma, la información perteneciente a tasas de interés es publicada de manera diaria por parte de los Bancos Centrales.

Los datos de IPC mensuales son publicados, en todos los casos, alrededor del día 5 y 10 del mes siguiente. Por lo tanto, al momento de realizar el pronóstico $f_{i,t,h}$ el agente no posee información del IPC sobre $Z_{i,h}$ pero si sobre el mes anterior $Z_{i,h+1}$. La información que se produce con mayor rezago son los datos relacionados a índices de actividad. En ese caso, al

momento de realizar el pronóstico $f_{i,t,h}$, el agente cuenta con información publicada con un rezago de tres meses: $Z_{i,h+3}$.

Cuando se realizan las regresiones se tienen en cuenta estas modificaciones para lograr formar el conjunto de datos Z que más se ajuste a la información con la que cuentan los pronosticadores cuando realizan las estimaciones.

Nuevamente, se realizaron regresiones utilizando el método de MCO y EF. En este último caso, los paneles representan las posibles combinaciones de país y año objetivo a estimar o “target”. En ambos casos, se estiman también los errores estándar Driscoll & Kraay de los coeficientes estimados. Las variables a estudiar fueron previamente estandarizadas.

Un agente con que incorpora de manera eficiente toda la información incorporada en los cambios en las variables es equivalente a suponer que la hipótesis nula de $\beta_1 = 0$ y $\beta_2 = 0$. Un signo positivo del coeficiente estimado indica que un aumento de la variable en el set de información Z en el mes anterior está asociado con un cambio en el ajuste promedio del pronóstico positivo para el mes siguiente. Es decir, indican expectativas de depreciación. De manera contraria, un signo negativo indica que variaciones al alza de las variables en el set de información Z inducen a cambios en las revisiones promedio de tipo de cambio asociados a una expectativa de apreciación. En ambos casos, esto indicaría que hay información relevante en las variables estudiadas que no fue incorporada de manera completa o adecuada a las estimaciones de tipo de cambio del período siguiente.

6.2. Resultados del test de eficiencia fuerte

En la siguiente Tabla 6.1 se presentan los resultados obtenidos. Cuando se estiman los resultados de la regresión ampliada utilizando información sobre otras variables relevantes de la economía, encontramos que los pronósticos de tipo de cambio parecen no incorporar eficientemente información presente en las variaciones del tipo de cambio, índice del nivel de actividad y términos de intercambio.

Tabla 6.1: Eficiencia fuerte con set de información ampliado

Variable	EF	MCO
$r_{i,t,h+1}$	-0.069	-0.034
t-stat D-K	(-1.84)	(-0.96)
TC	0.363	0.347

t-stat D-K	(6.97)***	(6.38)***
TdeI	-0.202	-0.211
t-stat D-K	(-5.78)***	(-5.79)***
RRII	-0.014	0.009
t-stat D-K	(-2.76)**	(1.11)
IPC	0.008	0.001
t-stat D-K	(0.42)	(0.05)
IACT	0.074	0.072
t-stat D-K	(4.74)***	(4.17)***
INTRATE	0.004	-0.002
t-stat D-K	(1.68)	(-0.62)
Constante	-0.024	-0.024
t-stat D-K	(-1.38)	(-1.32)
N	2581	2581

* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Los resultados agregados para las variaciones de tipo de cambio rechazan la hipótesis de eficiencia fuerte a un nivel de significatividad del 1%. El signo positivo del coeficiente estimado indica que los incrementos en el tipo de cambio nominal que tuvieron lugar durante el período pasado están asociados con una revisión mensual positiva en las previsiones de tipo de cambio a futuro. En particular, un aumento de una desviación estándar en el tipo de cambio induce a un cambio alcista (o expectativas de depreciación) en el proceso de revisión mensual expectativas de 0.36% y 0.34%, según la metodología utilizada. Este tipo de fenómenos ya fueron descritos por otro trabajo de Capistrán & López-Moctezuma (2014) para el estudio de pronósticos de inflación en México donde las noticias sobre la variable a estimar afectan las expectativas sobre dicha variable en el período siguiente.

Se evidencia una relación similar donde variaciones al alza del nivel de actividad están asociadas a revisiones de tipo de cambio al alza. Bajo ambos métodos, los coeficientes indican que un aumento de una desviación estándar del índice de actividad induce a una corrección al alza (o depreciación) de las previsiones de tipo de cambio de casi el 0.07% aproximadamente con un nivel de significatividad del 1%.

Cabe mencionar la relación negativa encontrada entre las variaciones en los términos de intercambio del mes anterior y revisiones del tipo de cambio. El periodo estudiado se corresponde con un período de fuertes movimientos en el precio de las commodities que exportan los países de América Latina y, como consecuencia, de sus términos de intercambio.

Frente a estos cambios, se evidencia una subreacción sistémica frente a cambios en los términos de intercambio. En particular podemos ver que un aumento de una desviación estándar de los términos de intercambio induce a una variación a la baja (o expectativas de apreciación) de los pronósticos de tipo de cambio en el mes siguiente de alrededor del 0.20% bajo ambos métodos.

Un resultado menos robusto es el relacionado a las reservas internacionales. En este caso, un aumento de una desviación estándar de las reservas induce a una corrección a la baja (o apreciación) de las previsiones de tipo de cambio de casi el -0.014% aproximadamente con un nivel de significatividad del 5%. Esto sólo se cumple para la regresión estimada bajo EF. Por último, un aspecto relevante de los resultados es que al agregar información sobre otras variables se pierde la significatividad de las revisiones de pronóstico vistas en el apartado anterior.

Finalmente, en el Anexo se incorporan algunas Tablas adicionales para chequear la robustez de los resultados. En las Tablas A6.2 y A6.3 se prueba realizar la misma regresión que se presentó anteriormente pero separando la muestra para distintos horizontes. En la Tabla A6.2 se utiliza la parte de la muestra donde el horizonte de estimación es menor a 24 mientras que la tabla A6.3 comprende los casos en los que dicho horizonte se encuentra entre los 36 y 60 meses (representando los 24 meses más lejanos al target a estimar que se encuentran en la muestra). En ambos casos se destaca la importancia de la evolución del tipo de cambio sobre las revisiones de pronósticos futuros. Se mantiene el efecto encontrado cuando se trabaja con la muestra completa donde un aumento de una desviación estándar en el tipo de cambio induce a un cambio alcista (o expectativas de depreciación) en el proceso de revisión mensual expectativas de entre 0.37% y 0.33%, según la metodología utilizada y el horizonte elegido.

De la misma forma, un aumento de una desviación estándar del índice de actividad induce a una corrección al alza (o depreciación) de las previsiones de tipo de cambio de alrededor del 0.07% para ambos horizontes de estimación. En este caso la diferencia radica en que en la parte de la muestra donde se toman los horizontes de estimación menores a 24 meses dicho efecto se presenta con mayores niveles de significatividad. Respecto a la relación negativa encontrada entre las variaciones en los términos de intercambio del mes anterior y revisiones del tipo de cambio, dicho efecto resulta más significativo para la parte de la muestra en la que se trabaja con los horizontes de estimación más lejanos.

Con el objetivo de probar si los resultados son robustos a la incorporación o eliminación de variables, en la Tabla A6.4 se prueba realizar la misma regresión pero sin incorporar las revisiones de pronóstico rezagadas dentro del set de información Z. En este caso, las principales relaciones encontradas entre las variables se mantienen.

El ejercicio propuesto puede ser extendido incorporando variables adicionales dentro del set de información Z de forma de asemejarse aún más al set de información de los agentes. De todas maneras, la evidencia encontrada parece indicar que es posible predecir cambios en las expectativas futuras cuando se tiene en cuenta no sólo la información sobre dichas expectativas (tal como lo demuestra el test de eficiencia débil) sino también teniendo en cuenta la información perteneciente a otras variables relevantes de la economía. Este tipo de resultados puede ser entendido como resultado de rigideces informativas donde las actualizaciones en los pronósticos no reflejan de manera completa la nueva información recibida después de la última revisión.

7. Conclusiones

El presente trabajo busca ser un aporte a la literatura sobre el proceso de formación de expectativas de los agentes. Parte de la contribución de este estudio radica en la utilización de pronósticos de tipo evento fijo respecto al tipo de cambio. La particularidad de estos datos permite estudiar las revisiones de pronóstico para distintos horizontes de estimación. Además, otra contribución se basa en la utilización de datos de economías de América Latina. Debido a la limitada información de esas economías existen muy pocos estudios que focalicen su atención en economías en desarrollo.

El primero de los ejercicios propuestos determinó que no se puede identificar la presencia de sesgo en las expectativas cuando se trabaja con horizontes de estimación de menos de 36 meses. Las pruebas en pronósticos más extensos indican la presencia de sesgo.

Esta dinámica se condice con la evolución de los errores de pronóstico que se describieron en el apartado de estadísticas descriptivas.

Las dinámicas encontradas bajo el ejercicio sobre eficiencia débil pueden ser explicadas por modelos en los que los agentes enfrentan límites o costos asociados a la incorporación de nueva información (Woodford, 2002; Sims 2003 y Mankiw & Reis 2002). En línea con lo encontrado en trabajos empíricos como Reis (2006) y Coibion & Gorodnichenko (2015), se puede determinar que el grado de rigidez de la información no es un parámetro estructural. En este caso, se probó que dicho parámetro se ve fuertemente afectados por el horizonte de estimación con el que se trabaje. Desde la psicología del comportamiento, estos resultados pueden ser explicados por la tendencia de las personas a aferrarse a opiniones anteriores demasiado tiempo, conducta usualmente conocida como “anclaje”.

Finalmente, los ejercicios de eficiencia fuerte permiten sostener que los agentes incorporan de forma ineficiente información disponible al momento de realizar sus predicciones sobre el tipo de cambio. En particular, un aumento del índice de actividad o del tipo de cambio induce una corrección al alza (o expectativas de depreciación) de las previsiones de tipo de cambio. De forma contraria, un aumento o mejora de los términos de intercambio induce a una variación a la baja (o apreciación esperada) de los pronósticos de tipo de cambio en el mes siguiente. Nuevamente, se podría entender a estas dinámicas como el resultado de rigideces informativas donde las actualizaciones en los pronósticos no reflejan de manera completa la nueva información recibida después de la última revisión.

Desde un punto de vista empírico, las ineficiencias encontradas en este trabajo sugieren algunas oportunidades para mejorar la precisión de los pronósticos, por ejemplo, al tener en cuenta la autocorrelación que se encontró en las revisiones de pronósticos y la información contenida en variables macroeconómicas relevantes. Además, trabajos recientes como Fuhrer (2017) han encontrado que las rigideces informativas descritas en trabajos empíricos tienen implicancias para la dinámica macroeconómica, afectando por ejemplo la respuesta de la trayectoria de la economía ante cambios de política. Esto indica que posibles extensiones a este trabajo contemplan la posibilidad de llevar a cabo ejercicios en donde se modelen las propiedades de los procesos de formación de expectativas aquí documentados y se analice sus efectos sobre las dinámicas económicas.

8. Bibliografia

- Ahir, H., & Loungani, P. (2014). Can economists forecast recessions? Some evidence from the Great Recession. *Manuscript*. http://forecasters.org/wp/wp-content/uploads/PLoungani_OracleMar2014.pdf-2.
- Alquist, R., & Chinn, M. D. (2008). Conventional and unconventional approaches to exchange rate modelling and assessment. *International Journal of Finance & Economics*, 13(1), 2-13.
- Ashiya, M. (2006). Are 16- month- ahead forecasts useful? A directional analysis of Japanese GDP forecasts. *Journal of Forecasting*, 25(3), 201-207.
- Bakhshi, H., Kapetanios, G., & Yates, T. (2005). Rational expectations and fixed-event forecasts: An application to UK inflation. *Empirical Economics*, 30(3), 539-553.
- Batchelor, R. (2007). Bias in macroeconomic forecasts. *International Journal of Forecasting*, 23(2), 189-203.
- Batchelor, R., & Dua, P. (1991). Blue Chip rationality tests. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(4), 692-705.
- Bigman, D., Goldfarb, D., & Schechtman, E. (1983). Futures market efficiency and the time content of the information sets. *Journal of Futures Markets*, 3(3), 321-334.
- Boero, G., Smith, J., & Wallis, K. F. (2008). Here is the news: forecast revisions in the Bank of England Survey of External Forecasters. *National Institute Economic Review*, 203(1), 68-77.
- Brown, B. W., & Maital, S. (1981). What do economists know? An empirical study of experts' expectations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 491-504.
- Capistrán, C., & López-Moctezuma, G. (2014). Forecast revisions of Mexican inflation and GDP growth. *International Journal of Forecasting*, 30(2), 177-191.
- Chang, C. L., de Bruijn, B., Franses, P. H., & McAleer, M. (2013). Analyzing fixed-event forecast revisions. *International Journal of Forecasting*, 29(4), 622-627.
- Chen, Y. C., & Rogoff, K. (2003). Commodity currencies. *Journal of international Economics*, 60(1), 133-160.
- Cheung, Y. W., Chinn, M. D., & Pascual, A. G. (2005). Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?. *Journal of international money and finance*, 24(7), 1150-1175.
- Chinn, M., & Frankel, J. (1994). Patterns in Exchange Rate Forecasts for Twenty-Five Currencies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(4), 759-770.
- Chinn, M., & Frankel, J. A. (1994). *More survey data on exchange rate expectations: More currencies, more horizons, more tests*. Department of Economics, University of California, Santa Cruz.
- Clements, M. P. (1995). Rationality and the role of judgement in macroeconomic forecasting. *The Economic Journal*, 410-420.
- Clements, M. P. (1997). Evaluating the Rationality of Fixed- event Forecasts. *Journal of Forecasting*, 16(4), 225-239.
- Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2012). What can survey forecasts tell us about information rigidities?. *Journal of Political Economy*, 120(1), 116-159.
- Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2015). Information rigidity and the expectations formation process: A simple framework and new facts. *The American Economic Review*, 105(8), 2644-2678.
- Diebold, F. X., & Kilian, L. (2001). Measuring predictability: theory and macroeconomic applications. *Journal of Applied Econometrics*, 16(6), 657-669.

- Dovern, J., & Weisser, J. (2010). Accuracy, unbiasedness and efficiency of professional macroeconomic forecasts: An empirical comparison for the G7. *International Journal of Forecasting*, 27(2), 452-465.
- Dovern, J., Fritsche, U., Loungani, P., & Tamirisa, N. (2015). Information rigidities: Comparing average and individual forecasts for a large international panel. *International Journal of Forecasting*, 31(1), 144-154.
- Dreger, C., & Stadtmann, G. (2008). What drives heterogeneity in foreign exchange rate expectations: insights from a new survey. *International Journal of Finance & Economics*, 13(4), 360-367.
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of economics and statistics*, 80(4), 549-560.
- Elliott, G., & Ito, T. (1999). Heterogeneous expectations and tests of efficiency in the yen/dollar forward exchange rate market. *Journal of Monetary Economics*, 43(2), 435-456.
- Erten, B., & Ocampo, J. A. (2013). Capital account regulations, foreign exchange pressure, and crisis resilience. *Columbia University, IPD Working Paper, October, 18*.
- Ferraro, D., Rogoff, K., & Rossi, B. (2015). Can oil prices forecast exchange rates? An empirical analysis of the relationship between commodity prices and exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 54, 116-141.
- Frankel, J. A., & Froot, K. A. (1987). Using survey data to test some standard propositions regarding exchange rate expectations. *American Economic Review*, 77(1), 133-153.
- Fildes, R., & Stekler, H. (2002). The state of macroeconomic forecasting. *Journal of macroeconomics*, 24(4), 435-468.
- Fuhrer, J. (2017). Expectations as a source of macroeconomic persistence: Evidence from survey expectations in a dynamic macro model. *Journal of Monetary Economics*, 86, 22-35.
- Gerchunoff, P., & Rapetti, M. (2016). La economía argentina y su conflicto distributivo estructural (1930-2015). *El Trimestre Económico*, 83(2), 225.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J., & Newbold, P. (2001). Analysis of a panel of UK macroeconomic forecasts. *The Econometrics Journal*, 4(1), S37-S55.
- Ince, O., & Molodtsova, T. (2017). Rationality and forecasting accuracy of exchange rate expectations: Evidence from survey-based forecasts. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 47, 131-151.
- Ito, T. (1990). Foreign exchange rate expectations: micro survey data. *The American Economic Review*, 80(3), 434-449.
- Isiklar, G., Lahiri, K., & Loungani, P. (2006). How quickly do forecasters incorporate news? Evidence from cross- country surveys. *Journal of Applied Econometrics*, 21(6), 703-725.
- Keane, M. P., & Runkle, D. E. (1990). Testing the rationality of price forecasts: New evidence from panel data. *The American Economic Review*, 714-735.
- Kirchgässner, G. (1993). Testing weak rationality of forecasts with different time horizons. *Journal of Forecasting*, 12 (7), 541-558.
- Maddala, G. S. (1991). Survey data on Expectations: What have we learnt?. In *Issues in Contemporary Economics* (pp. 319-344). Palgrave Macmillan UK.
- Malkiel, B. G., & Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Mankiw, G., & Reis, R. (2002). Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295–1328.
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of international economics*, 14(1), 3-24.

- Meese, R., & Rogoff, K. (1983b). The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: sampling error or misspecification?. In *Exchange rates and international macroeconomics* (pp. 67-112). University of Chicago Press.
- Menkhoff, L., Rebitzky, R. R., & Schröder, M. (2009). Heterogeneity in exchange rate expectations: Evidence on the chartist–fundamentalist approach. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 70(1), 241-252.
- Molodtsova, T., & Papell, D. H. (2009). Out-of-sample exchange rate predictability with Taylor rule fundamentals. *Journal of international economics*, 77(2), 167-180.
- Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 315-335.
- Nordhaus, W. D. (1987). Forecasting efficiency: concepts and applications. *The Review of Economics and Statistics*, 667-674.
- Reis, R. (2006). Inattentive producers. *The Review of Economic Studies*, 73(3), 793-821.
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic literature*, 34(2), 647-668.
- Rossi, B. (2013). Exchange rate predictability. *Journal of economic literature*, 51(4), 1063-1119.
- Reitz, S., Stadtmann, G., & Taylor, M. P. (2010). The effects of Japanese interventions on FX-forecast heterogeneity. *Economics Letters*, 108(1), 62-64.
- Sims, C. (2003). Implications of rational inattention. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 665–690.
- Swidler, S., & Ketcher, D. (1990). Economic forecasts, rationality, and the processing of new information over time. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(1), 65-76.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *science*, 211(4481), 453-458.
- Woodford, M. (2002). Imperfect common knowledge and the effects of monetary policy. In P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, & M. Woodford (Eds.), *Knowledge, information, and expectations in modern macroeconomics: in honor of Edmund S. Phelps*. Princeton University Press.

9. Anexo de datos

Gráficos A3.1: Error de pronóstico medio por país

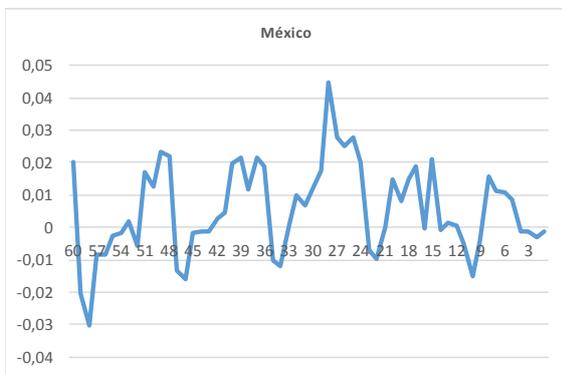
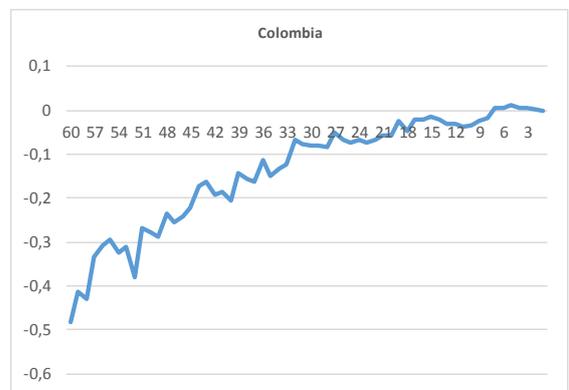
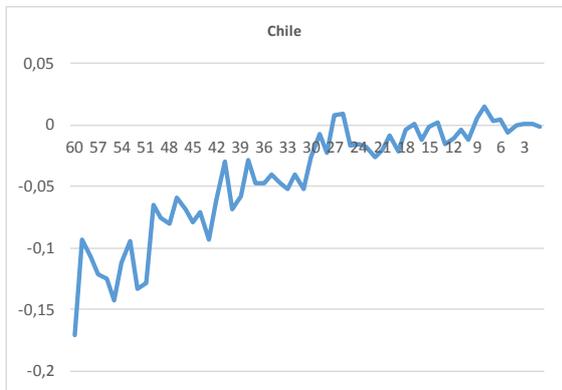
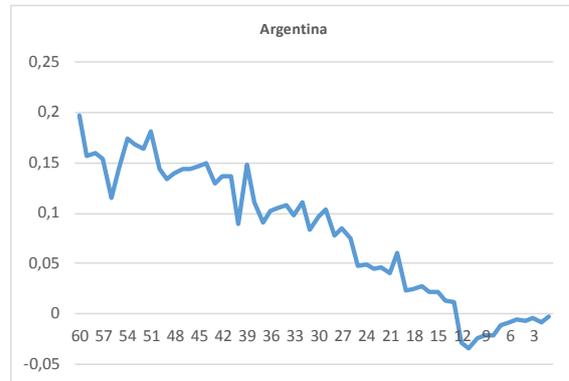
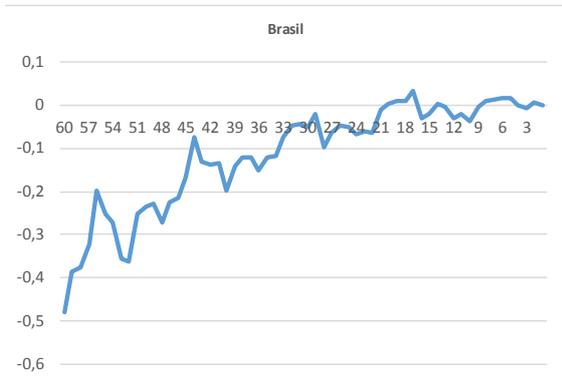


Gráfico A3.2: Índice de predictibilidad

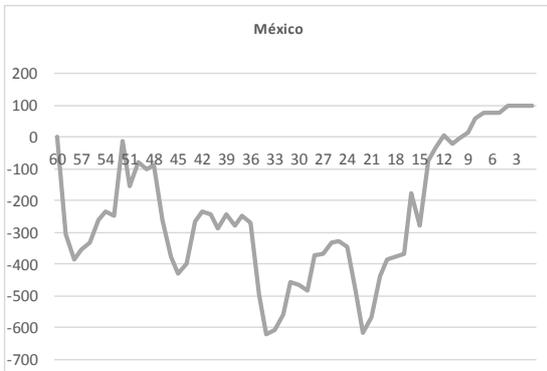
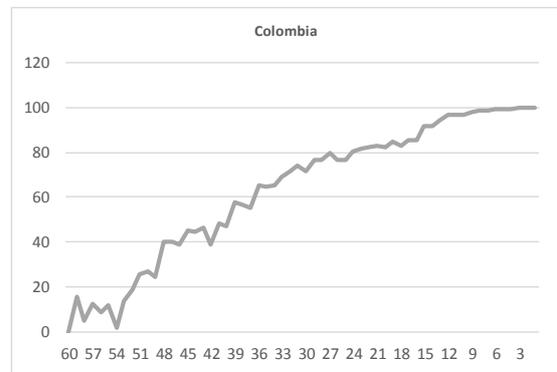
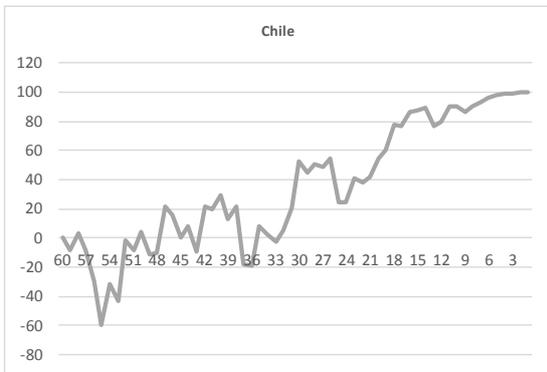
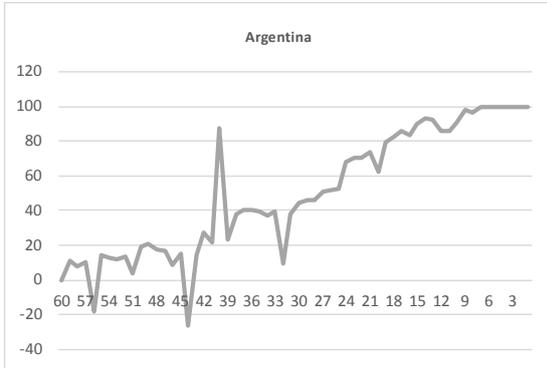


Tabla A3.3

País	Variable	Fuente	Período
Argentina	Tipo de cambio nominal	International Financial Statistics (IFS) – International Monetary Fund	Enero 2003 - Diciembre2015
	Términos de intercambio	The Citi Terms of Trade - Bloomberg	Enero 2003 - Diciembre2015
	IPC	CEPAL	Enero 2003 - Diciembre2015
	Reservas Internacionales	Banco Central de la República Argentina	Enero 2003 - Diciembre2015
	Tasa de interés Money Market	International Financial Statistics (IFS) – International Monetary Fund	Enero 2003 - Diciembre2008
	Estimador Mensual de Actividad Económica	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina	Enero 2003 - Diciembre2015
Brasil	Tipo de cambio nominal	International Financial Statistics (IFS) – International Monetary Fund	Enero 2003 - Diciembre2015
	Términos de intercambio	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)	Enero 2003 - Diciembre2015
	IPC	CEPAL	Enero 2003 - Diciembre2015
	Reservas Internacionales	Banco Central de Brasil	Enero 2003 - Diciembre2015
	Tasa de interés de referencia SELIC	Banco Central de Brasil	Enero 2003 - Diciembre2015
	Índice de Actividad Económica del Banco Central (IBC-Br)	Banco Central de Brasil	Enero 2003 - Diciembre2015
Chile	Tipo de cambio nominal	International Financial Statistics (IFS) – International Monetary Fund	Enero 2003 - Diciembre2015
	Términos de intercambio	Banco Central de Chile	Enero 2003 - Diciembre2015
	IPC	CEPAL	Enero 2003 - Diciembre2015
	Reservas Internacionales	Banco Central de Chile	Enero 2003 - Diciembre2015
	Tasa de interés de política monetaria	Banco Central de Chile	Enero 2003 - Diciembre2015
	Indicador Mensual de Actividad Económica (IMACEC)	Banco Central de Chile	Enero 2003 - Diciembre2015

Colombia	Tipo de cambio nominal	International Financial Statistics (IFS) – International Monetary Fund	Enero 2003 - Diciembre2015
	Términos de intercambio	Banco de la República de Colombia	
	IPC	CEPAL	Enero 2003 - Diciembre2015
	Reservas Internacionales	Banco de la República de Colombia	Enero 2003 - Diciembre2015
	Tasa de intervención de la política monetaria	Banco de la República de Colombia	Enero 2003 - Diciembre2015
	Índice Mensual de Actividad de Colombia (IMACO)	Banco de la República de Colombia	Enero 2003 - Diciembre2015
México	Tipo de cambio nominal	International Financial Statistics (IFS) – International Monetary Fund	Enero 2003 - Diciembre2015
	Términos de intercambio	Banco de México	Enero 2003 - Diciembre2015
	IPC	CEPAL	Enero 2003 - Diciembre2015
	Reservas Internacionales	Banco de México	Enero 2003 - Diciembre2015
	Tasa objetivo de la política monetaria	Banco de México	Enero 2008 - Diciembre2015
	Indicador General de Actividad Económica (IGAE)	Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) de México	Enero 2003 - Diciembre2015
Perú	Tipo de cambio nominal	International Financial Statistics (IFS) – International Monetary Fund	Enero 2003 - Diciembre2015
	Términos de intercambio	The Citi Terms of Trade - Bloomberg	Enero 2003 - Diciembre2015
	IPC	CEPAL	Enero 2003 - Diciembre2015
	Reservas Internacionales	Banco Central de Reserva del Perú	Enero 2003 - Diciembre2015
	Tasa de interés de referencia de la política monetaria	International Financial Statistics (IFS) – International Monetary Fund	Enero 2003 - Diciembre2015
	Índice PBI y demanda interna	Banco Central de Reserva del Perú	Enero 2003 - Diciembre2015

Tabla A3.4

	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Argentina	Términos de Intercambio	156	2.143.426	9.047.695	-1.88	38.52
	Índice de Precios al Consumidor	156	3.899.216	1.547.221	21.431	84.395
	Índice de actividad mensual	144	1.321.012	1.769.491	8.968.323	168.837
	Reservas Internacionales	156	35180.01	12748.94	9.652.299	52427.04
	Tasa de interés	96	2.724.194	1.341.084	.01	6.65
	Tipo de cambio Nominal	156	443.049	2.062.868	2.75	13.1
Brasil	Términos de Intercambio	156	1.077.995	1.167.879	8.992.347	1.326.458
	Índice de Precios al Consumidor	156	8.993.674	1.846.351	6.189.168	131.27
	Índice de actividad mensual	156	1.284.873	1.552.018	98.58	152.13
	Reservas Internacionales	156	217879.5	130516.6	38530.12	379156.5
	Tasa de interés	156	1.315.488	433.318	7.25	26.5
	Tipo de cambio Nominal	156	2.269.062	.543448	15.651	41.172
Chile	Términos de Intercambio	156	2.143.426	9.047.695	-1.88	38.52
	Índice de Precios al Consumidor	156	8.916.445	117.366	71.948	110.89
	Índice de actividad mensual	156	1.030.846	1.615.692	7.052.465	1.377.185
	Reservas Internacionales	156	26680.22	10218.23	15021.41	42302.74
	Tasa de interés	156	3.875.744	1.783.203	.5	8.25
	Tipo de cambio Nominal	156	5.531.649	6.881.678	439.09	753.54
Colombia	Términos de Intercambio	156	1.415.422	2.567.572	9.153.771	1.935.027
	Índice de Precios al Consumidor	156	9.962.481	1.453.988	7.380.035	126.15
	Índice de actividad mensual	156	1.392.614	14.754	1.008.263	1.644.473
	Reservas Internacionales	156	26739.9	12146.72	10450.97	47380.2
	Tasa de interés	156	.0576222	.0207914	.03	.1
	Tipo de cambio Nominal	156	2.193.388	3.663.555	1755.95	3149.47
México	Términos de Intercambio	156	5.660.997	402.959	45.414	64.919
	Índice de Precios al Consumidor	156	94.075	1.416.475	7.178.805	118.984
	Índice de actividad mensual	156	1.005.854	9.277.739	8.293.997	1.199.338
	Reservas Internacionales	156	109635.4	49340.71	51487	196010.5
	Tasa de interés	96	4.639.733	1.520.924	3	8.25
	Tipo de cambio Nominal	156	1.233.382	1.556.525	10.061	172.065
Perú	Términos de Intercambio	156	9.250.335	1.543.981	5.771.939	1.153.805
	Índice de Precios al Consumidor	156	1.001.742	1.114.613	833.438	121.78
	Índice de actividad mensual	156	1.138.819	2.536.742	7.107.092	1.706.361
	Reservas Internacionales	156	36652.55	20699.58	9.739.067	68255
	Tasa de interés	156	1.885.246	1.940.479	.1064	7.82
	Tipo de cambio Nominal	156	3.037.093	.2769709	2.55	3.502

10. Anexo de tablas

Tabla A5.2: Test de Eficiencia débil según horizonte temporal

	MCO			EF			n
	α	β_1	χ^2	α	β_1	χ^2	
Hasta 24 meses antes	-0.001	0.234	0.095	-0.002	0.171	0.00	1511
t-stat (D-K)	(-3.60)***	(9.49)***		(-3.33)**	(2.59)***		
Más de 24 meses antes	-0.003	0.141	0.095	-0.003	0.108	0.00	1735
t-stat (D-K)	(-4.20)***	(5.96)***		(-4.19)***	(6.69)***		

*p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Tabla A6.2: Eficiencia fuerte con set de información ampliado (horizontes de estimación menores a 24 meses)

Variable	EF	MCO
$r_{i.t.h+1}$	-0.084	-0.01
t-stat D-K	(-1.02)	(-0.13)
TC	0.378	0.356
t-stat D-K	(4.49)***	(3.98)***
TdeI	-0.155	-0.168
t-stat D-K	(-3.32)**	(-3.19)**
RRII	-0.016	0.002
t-stat D-K	(-2.56)*	(0.32)
IPC	-0.015	-0.005
t-stat D-K	(-0.60)	(-0.17)
IACT	0.069	0.071
t-stat D-K	(5.79)***	(5.77)***
INTRATE	0.005	0.000
t-stat D-K	(1.44)	(0.02)
Constante	-0.005	-0.005
t-stat D-K	(-0.38)	(-0.40)
n	1247	1247

*p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Tabla A6.3: Eficiencia fuerte con set de información ampliado (horizontes de estimación mayores a 25 meses)

Variable	EF	MCO
$r_{i.t.h+1}$	-0.074	-0.045
t-stat D-K	(-2.48)*	(-1.73)
TC	0.351	0.333
t-stat D-K	(6.74)***	(5.75)***
TdeI	-0.247	-0.252***
t-stat D-K	(-5.74)***	(-5.85)***
RRII	-0.013	0.016
t-stat D-K	(-1.72)	(1.11)
IPC	0.011	0.005
t-stat D-K	(0.33)	(0.17)
IACT	0.076	0.073
t-stat D-K	(2.70)**	(2.17)*
INTRATE	0.003	-0.004
t-stat D-K	(0.67)	(-0.92)
Constante	-0.040	-0.041
t-stat D-K	(-1.38)	(-1.32)
n	1334	1334

*p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Tabla A6.4: Eficiencia fuerte con set de información ampliado (sin incluir revisiones de pronósticos pasados)

Variable	EF	MCO
TC	0.335	0.342
t-stat D-K	(8.42)***	(8.12)***
TdeI	-0.21	-0.217
t-stat D-K	(-6.21)***	(-6.26)***
RRII	-0.007	0.01
t-stat D-K	(-1.04)	(1.07)
IPC	0.015	0.007
t-stat D-K	(0.86)	(0.37)
IACT	0.082	0.080
t-stat D-K	(5.64)***	(5.06)***
INTRATE	0.004	0.000
t-stat D-K	(1.59)	(-0.07)
Constante	-0.014	-0.015
t-stat D-K	(-0.93)	(-0.91)
N	2707	2707

* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001