

UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS
ESCUELA DE POSTGRADO

Inflación Forward v/s Inflación Real

Eficiencia en la Estimación de Inflación en el Mercado Chileno de Tasas de
Interés.

*Autor: Alejandro S. Acevedo A.
Profesor Guía: Jose Miguel Cruz.
Fecha: 22 de Diciembre de 2010*

Índice

1. Introducción.....	4
2. Revisión Literaria.....	6
3. Metodología.....	14
3.1. Descripción de los Datos.....	14
1. <i>Depósitos Bancarios</i>	15
2. <i>Bonos del Banco Central de Chile</i>	19
3. <i>Interest Rate Swaps</i>	21
4. <i>Inflation Forwards</i>	24
5. <i>Inflación Real a 03 Meses</i>	28
6. <i>Inflación Real a 06 Meses</i>	29
7. <i>Inflación Real a 12 Meses</i>	31
3.2. Descripción del Modelo.....	32
4. Resultados.....	37
4.1. Pruebas para Identificar Series No estacionarias.....	37
4.2. Estimación de la Relación Funcional a Largo Plazo.....	40
4.3. Pruebas de Cointegración en los Residuos Estimados.....	44
4.4. Especificación de la Relación con Término AR(1).....	46
4.5. Pruebas de Cointegración en los Residuos Estimados con AR(1).....	52
4.6. Resumen de Resultados.....	54
5. Conclusiones.....	56
6. Bibliografía.....	61
7. Anexos.....	64

1. Introducción.

Las expectativas de inflación son un factor determinante en la economía nacional, siendo su principal interesado el Banco Central de Chile, además de una variedad de inversionistas e instituciones financieras nacionales e internacionales; tanto para realizar proyecciones económicas, como para el manejo del riesgo de inflación, derivado de posiciones activas o pasivas en UF, de inversiones o balances de empresas e instituciones financieras. Para su determinación se utilizan diversos instrumentos como estudios y encuestas; adicionalmente una fuente de información alternativa (o complementaria) a estos instrumentos se puede desprender de la Inflación Forward (o Inflación esperada) de los precios de instrumentos financieros disponibles en el mercado local, particularmente del diferencial de precio entre instrumentos nominales y aquellos indexados a inflación.

La Inflación Forward, puede definirse como las expectativas de inflación del mercado financiero a un plazo establecido, determinada por el diferencial de precios de activos financieros nominales e indexados a UF (Instrumentos de Renta Fija o Derivados), expresado por la relación de Fisher entre tasas nominales, reales y expectativas de inflación. La mayor ventaja de la estimación de la Inflación Forward derivada de los instrumentos financieros, es que se basa en precios de activos que transan los agentes en el mercado e implican apuestas reales de inflación, a lo cual debemos adicionar que son precios diarios, por lo que recogen los cambios en expectativas y la real evaluación de riesgo de inflación de inversionistas calificados. La desventaja radica principalmente en que los precios podrían recoger además información relativa a premios por liquidez, como es el caso de los depósitos bancarios en UF a 90 días (de muy baja liquidez en el mercado) por lo que en este análisis hemos incluido el estudio de la Inflación Forward de instrumentos con distintos grados de liquidez en el mercado nacional, como lo son los Depósitos Bancarios (DPF en pesos y DPR en UF), Bonos del Banco Central de Chile (BCP's y BCU's), Swaps (CLP/Cámara y UF/Cámara) y Forwards de Inflación, en plazos de 3 meses, 6 meses y un año.

En el capítulo de Revisión Literaria se explora evidencia empírica y teórica relacionada con la Inflación Forward en su modo más típico; como el diferencial entre tasas de bonos de gobierno nominales e indexados a inflación (compensación inflacionaria), revisando además la inflación estimada en Swaps de tasas de interés. Cabe señalar que en Chile no existen estudios acabados sobre el tema, o son incompletos y que instrumentos como los Forwards de Inflación, que solo existen en el mercado nacional (siendo instrumentos que miden y transan inflación pura), son activos relativamente nuevos no existiendo literatura relacionada a estos.

El principal objetivo de este trabajo es entonces determinar qué instrumentos financieros han realizado una estimación más adecuada de la inflación, para luego establecer cuál de estos ha sido más eficiente al realizar una proyección de la inflación y/o una cobertura de riesgo inflacionario.

La motivación de este trabajo será responder preguntas como ¿Cuál es el grado de predictibilidad y comportamiento estadístico de las expectativas de inflación? ¿En qué plazos han sido más efectivas las estimaciones? ¿Con qué instrumentos ha sido más eficiente realizar una cobertura o hedge de una posición de Inflación? ¿Existe alguna estacionalidad que se pueda aprovechar para tomar una posición activa o pasiva en inflación? ¿Existen oportunidades de arbitraje entre los distintos instrumentos? ¿Se comportan en torno al rango meta fijado por el Banco Central de Chile? Cabe precisar que este trabajo no busca desarrollar un modelo predictivo de la inflación, sino realizar un análisis ex post de la eficiencia en la estimación de inflación; de los instrumentos disponibles en el mercado nacional.

El documento comienza por una revisión de la literatura teórica y empírica existente, en el mercado nacional e internacional. Luego se realiza una presentación de la metodología desarrollada, así como una descripción de los datos utilizados. En la parte final se presentan los resultados para cada uno de los instrumentos analizados en cada plazo de estudio, para finalmente analizar y realizar las conclusiones al análisis aplicado.

2. Revisión Literaria

Para analizar la eficiencia de la estimación de la Inflación Forward del mercado nacional, se hace necesario realizar una revisión a la literatura internacional, desarrollada primeramente en torno al llamado Efecto Fisher, y de esta forma contar con una sólida base conceptual para enfrentar el tema en el mercado nacional.

La relación entre tasas de interés e inflación fue abordada en un comienzo por Fisher (1930), quien formulo la hipótesis de que la tasa de interés nominal es igual a la suma de la tasa de interés real y la tasa de inflación esperada del periodo. Propuso que existía una relación uno a uno entre la inflación y las tasas de interés, donde los cambios en la tasa real son independientes de la inflación del periodo. Suponiendo que las expectativas de inflación (Inflación Forward) se forman sobre una estructura de rezagos distribuidos, Fisher examinó la relación entre las tasas de interés nominal y la tasa de inflación para los EEUU y el Reino Unido, utilizando datos anuales durante el periodo de 1890-1927 para EEUU y el periodo de 1820-1924 para el Reino Unido; encontrando que las expectativas inflacionarias no se reflejan instantáneamente en las tasas de interés. Su estudio determino que para los EE.UU. existió una correlación elevada (0,86), entre las tasas de interés a largo plazo y cambios de precios, cuando éste fue rezagado más de 20 años, mientras que para el Reino Unido un coeficiente de correlación de 0,98 se obtuvo cuando la inflación se rezago en más de 28 años. Sin embargo, el estudio de Fisher (1930) fue contrastado por la incorporación a su planteamiento de las teorías de las expectativas racionales formuladas por Muth (1961) y de eficiencia de los mercados desarrollados, planteada por Fama (1970) sobre la hipótesis de Fisher. Fama (1975) argumentó que los futuros cambios de precios se reflejan en la actual tasa de interés, lo cual fue interpretado por Fama como una prueba de mercado eficiente. La hipótesis de Fama por lo tanto, difiere del modelo planteado por Fisher (1930) anteriormente en su análisis de las expectativas inflacionarias, ya que este enfoque de la teoría de Fisher contrarió las conclusiones de una estructura de rezagos distribuidos en la formación de expectativas; suponiendo que los forecast de inflación en expectativas racionales usan toda la información disponible en la formación de expectativas de precios y de Inflación Forward contenida en los activos financieros.

Fama (1975) utilizó los datos de los Treasury Bills a un mes, como Proxy de las tasas de interés y la tasa de variación del índice de precios al consumidos (CPI) como Proxy de las variaciones en los precios (inflación); sobre la hipótesis conjunta de que en los EEUU el mercado de los Treasury Bills es un mercado eficiente y que el rendimiento real de estos papeles, de uno a seis meses, se mantuvo constante en el marco de expectativas racionales. En base a estos datos, Fama calculó una muestra de correlaciones de la variación prevista del poder adquisitivo y la rentabilidad real de la muestra, con rezagos para el periodo de datos desde enero de 1953 a julio de 1971. Las correlaciones de la muestra de inflación y tasas de interés eran bastantes altas, infiriendo con esto que los cambios pasados en las tasas de interés, contenían información sobre los cambios esperados futuros en la inflación, apoyando la hipótesis de mercados eficientes. Con la incorporación de la teoría de expectativas racionales y mercados eficientes en la literatura sobre la teoría de Fisher, se establece que las series de tiempo en cuestión (Tasas de Interés Nominales y Reales e Inflación Forward) deben aproximarse a un paseo aleatorio en un mercado eficiente.

Mishkin (1992), quiso explicar el porque existió una fuerte evidencia del Efecto Fisher en algunos periodos de la historia en contraste con otros periodos de nula presencia de este efecto, señalando que la relación de Fisher está presente en muestras donde la inflación y las tasas de interés tienen tendencias estocásticas, cointegrando ambas series con alta correlación. Utilizando datos mensuales desde enero de 1953 a diciembre de 1990, y como pruebas de raíz unitaria el test de Dickey Fuller, Mishkin observo que tanto la serie de inflación como las de tasas de interés tienen raíz unitaria y que pruebas de cointegración entre la tendencia de la inflación y de las tasas de interés manifiestan una tendencia común, presentando de manifiesto la existencia del Efecto Fisher a largo plazo, pero la ausencia de tal efecto en el corto plazo.

Siguiendo las teorías de expectativas racionales y mercados eficientes, Deacon y Derry (1994) analizan técnicas que pueden ser empleadas para extraer la Inflación Forward de los bonos del gobierno del Reino Unido, señalando que el mejor método es el derivado del diferencial entre la curva de tasas nominal e indexada a inflación, y que además es la usada por Bank of England en sus reportes de inflación. Estableciendo algunos supuestos sobre premios por riesgo de inflación y liquidez de los bonos, infieren una Curva de Inflación Forward y que tiene la ventaja de incluir toda la información disponible y concluyendo que

los premios por riesgo establecidos producen una sobreestimación de la inflación en el mercado. En la misma línea de trabajo, Breedon y Chadha (1997) examinan la información de Inflación Forward contenida en las tasas de interés de bonos nominales e indexados a inflación del Reino Unido, concluyendo que la Curva de Inflación Forward derivada del diferencial de tasas reales y nominales, es un mejor indicador de las expectativas de inflación del mercado que la curva nominal por sí sola. Concluyen además que existe una tendencia a sobreestimar los niveles futuros de inflación, mostrando que los bonos indexados a inflación presentan una oportunidad de fondeo más barato que los bonos nominales para el Reino Unido, no explicando esta sobreestimación, que podría ser atribuible a un premio por riesgo de inflación o errores en la estimación de la Inflación Forward. Balsam, Kandel y Levy (1998) usando el modelo de consumo del CAPM, analizan estos premios para el mercado Israelí de bonos nominales e indexados a inflación, aproximando de esta forma el tamaño y la variación de este premio y una evaluación de su eficiencia como estimador de la Inflación Forward, el cual es usado por el Banco de Israel como medida de expectativas de inflación. Concluyen que este premio por riesgo de inflación depende positivamente del grado de aversión al riesgo en la economía y de estabilidad en los precios, analizando el premio por riesgo de inflación en bonos nominales; y el premio por rezago de inflación en los bonos indexados.

Sack (2000) obtiene una medida de la Inflación Forward derivada de la construcción de un portafolio de bonos nominales e indexados a inflación, con la ventaja de un mismo nivel de liquidez de ambos bonos; con esto se refleja de mejor manera las expectativas de mercado sobre la inflación, particularmente si la prima de riesgo de inflación es baja y la evolución de los precios no varía demasiado. Según Sack, la medida de Inflación Forward calculada sugiere que la tasa de inflación esperada durante los próximos diez años pasó de poco menos de 3% a mediados de 1997 a algo menos de 1,75% a principios de 1999, antes de levantarse de nuevo a alrededor de 2,25% a principios de 2000. Esta variación es más amplia que la que habría cabido esperar de un modelo simple de la dinámica de la inflación o de una medida de la encuesta de expectativas de inflación a largo plazo. El mismo Sack en 2002 analiza la información de Inflación Forward y las decisiones de política monetaria en los EEUU. En sus resultados demuestra que una regla de política monetaria en que los fondos federales reaccionan solo a la Inflación Forward puede describir el comportamiento

del FOMC desde 1999, tendiendo a reaccionar cuando las expectativas de inflación se mueven del 2%; claro que es una muestra que solo incluye 2 ciclos de política monetaria (1999/2000 y 2001), sin embargo podría ser información muy valiosa para las expectativas de política monetaria futura, existiendo esta información en forma oportuna y continua.

Alonso, Blanco y Del Río (2002) realizan una estimación de la Inflación Forward utilizando bonos nominales e indexados a 10 años del Gobierno Francés, construyendo una Inflación Forward que aísle factores como premios por riesgo de inflación o liquidez, concluyendo que este conjunto de premios es relativamente pequeño, sin embargo esta Inflación Forward difiere de las expectativas derivadas de encuestas o de modelos univariados. Atribuyen este hecho a que los inversores realizan estimaciones de Inflación Forward más profundas reflejando además los riesgos inherentes y que esta medida de expectativas de inflación parece ser más estable y, aunque puede incorporar algunos sesgos, parece reducir el impacto de los movimientos en la tasa de interés real y los movimientos esperados en la política monetaria.

Scholtes (2002) realiza un estudio de la Inflación Forward derivada de los precios de los Gilt nominales e indexados a 2 años en el Reino Unido, e incluye la Inflación Forward derivada directamente de los Swaps de Inflación y las compara con la encuesta Basix de inflación a 2 años. Los resultados indican que a pesar de la posible influencia de primas por riesgo la Inflación Forward provee de información adicional al de la encuesta, comparando los efectos inmediatos de septiembre de 1992 sobre el aumento en la credibilidad del mercado sobre la política monetaria del Reino Unido, representado en la caída de las expectativas de inflación del mercado desde la adopción de metas de inflación del Banco de Inglaterra. En esta misma línea de investigación Joyce, Lildholdt y Sorensen (2009) analizan un modelo sin restricciones de arbitraje, encontrando que las primas de riesgo de inflación y las expectativas de inflación a más largo plazo se redujeron significativamente cuando se estableció la independencia del Banco de Inglaterra en 1997. Las tasas excepcionalmente bajas de 2004 se atribuyen principalmente a una caída real de los premios por riesgo. Por otra parte, las descomposiciones del modelo sugieren que estos factores especiales que afectan al mercado de indexación pueden también, en parte explicar el aumento en las tasas a un horizonte más largo de inflación.

Christensen, Dion y Reid (2004) analizan la Inflación Forward en los Bonos Canadienses, encontrando que la medida en promedio es mayor a las encuestas de expectativas entre 1992 y 2003. Señalan que estas distorsiones son derivadas del alto nivel y volatilidad de la inflación entre 2000 y 2003, y a la poca profundidad del mercado de bonos indexados en Canadá.

Grishchenko y Huang (2007) estudian la estructura temporal de tasas de interés reales, la Inflación Forward y las primas por riesgo de inflación a partir de los precios de los bonos indexados a inflación de EEUU en el periodo 2000-2007. Concluyen que los premios por riesgo de inflación están entre 11 y 22 puntos bases para este periodo, siendo variable en el tiempo. Rudebusch, López y Christensen (2008) también estudian la Inflación Forward en el mercado de los EEUU, estimando que las mejores medidas se obtienen restando el premio por riesgo de inflación. Realizan una descomposición a partir de un modelo libre de arbitraje capturando el precio de bonos nominales e indexados, los resultados señalan que las expectativas de inflación a largo plazo han estado ancladas a lo señalado por la FED y que los premios por riesgo de inflación han sido en promedio cercanos a cero.

En general, mientras que la mayoría de los estudios sobre los EE.UU. y el Reino Unido parecen sugerir una relación positiva entre las tasas de interés y la inflación, no establecen una relación uno a uno como lo planteó Fisher. Es útil, por tanto, examinar si los resultados similares se han obtenido en cuanto a la relación de Fisher para otros países con mayores riesgos inflacionarios.

Entre los estudios empíricos sobre el Efecto Fisher para países de América Latina podemos analizar a Phylaktis y Blake (1993), García (1993) y Thornton (1996), donde una conclusión interesante es la consistencia en los resultados con significativa evidencia de la teoría de Fisher, el que no se observó en los mercados de países desarrollados (EEUU y UK).

Phylaktis y Blake (1993) analizaron el efecto de Fisher, para tres economías inflacionarias como son Argentina, Brasil y México, para el periodo de 1970 a 1980. Al analizar si existía evidencia de la teoría de Fisher en el largo plazo, utilizando pruebas de raíces unitarias y cointegración, encontraron la existencia de una relación entre las tasas nominales y las indexadas a inflación. Los autores señalan que los resultados obtenidos contrastaban con los de economías de baja inflación, sugiriendo que los agentes de mercados de economías

de alta inflación tienden a realizar una mayor inversión en pronósticos de inflación y mejores estimaciones de esta, para incorporar esta información en los rendimientos de los papeles. García (1993) examinó el mercado de Brasil en el periodo 1973-1990, encontrando evidencia del Efecto Fisher en los precios de certificados de depósitos nominales e indexados de bancos brasileños, explicando la Inflación Forward el 99% de la variación de la tasa de interés nominal. Thornton (1996) analiza la existencia de la Teoría de Fisher en el mercado de México en el periodo 1978-1994, utilizando pruebas de raíz unitaria y cointegración, llegando a similares conclusiones que Phylaktis y Blake.

Arias, Hernandez & Zea (2006) construyen dos medidas de expectativas de inflación a partir de los precios de la deuda pública colombiana y se comparan con la encuesta tradicional de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República de Colombia, estimando que el mercado presenta desventajas por ser poco profundo y que en la medida que se profundice, mejorarán su poder de predicción de la inflación.

En el caso de Chile, la única investigación que relaciona e investiga el Efecto Fisher y la Inflación Forward es el de Mendoza (1992), quien analiza la indexación parcial del sistema financiero chileno utilizando depósitos bancarios a 30 días nominales y depósitos bancarios a 90 días en UF. Utilizando las tasas de interés de estos activos financieros prueba las hipótesis de expectativas racionales, arbitraje y premio por liquidez; analizando si la Inflación Forward de estos instrumentos es un buen predictor de los cambios futuros en inflación como indica la Teoría de Fisher. En su investigación concluye que la evidencia econométrica sugiere que existe un eficiente arbitraje en el mercado chileno y que los participantes del mercado no cometen errores sistemáticos en su cálculo de Inflación Forward¹, apoyando además la existencia del llamado Efecto Fisher; donde un incremento en la tasa de interés efectiva (real) de un depósito bancario a 90 días indexado a inflación es reflejado (en una relación similar a uno a uno) en un aumento en el retorno efectivo a 3 meses de las reinversiones de un depósito bancario nominal de 30 días. Concluye además que los cambios en la inflación son consistentes con el Efecto Fisher y la teoría de expectativas racionales de Muth (1961) y que la diferencia entre un depósito bancario a 90 días en UF (indexado a inflación) y el retorno de 3 meses de un depósito nominal de 30 días

¹ Al final veremos que el mercado cometió errores sistemáticos en su proyección de inflación; entre marzo y septiembre de 2007, septiembre y diciembre de 2008 y octubre y febrero de 2010.

reinvertido; es un indicador preciso de la expectativas de inflación de los agentes del mercado.

Después del trabajo de Mendoza (1992) pocos han sido los trabajos sobre la Inflación Forward en Chile, centrándose principalmente en el análisis de los premios por riesgo de inflación y liquidez. Dentro de estos estudios, destaca el de Larraín (2007) que estudia la relación entre la Inflación Forward y las expectativas de inflación en Chile. Sus resultados muestran que movimientos en las expectativas de inflación explican alrededor de un 25% de los movimientos de los retornos relativos, indicando que los premios son una fuente importante de la variación de Inflación Forward. También concluyen que el premio por riesgo inflacionario estimado varía a través del tiempo, pero que parece ser de tamaño despreciable, con media y volatilidad cercanas a cero.

Jervis (2007) aporta evidencia teórica y empírica al estudio de la Inflación Forward, sus resultados indican que las expectativas de inflación a plazos más cortos es generalmente mayor que la de más largo plazo. Lo anterior se debe principalmente a que los activos financieros de corto plazo son demandados por agentes económicos que mantienen una cartera más volátil, a diferencia de lo que sucede en el largo plazo. Los agentes con un escenario de más corto plazo tienen preferencia por poseer más activos financieros en pesos y por lo tanto, su compensación inflacionaria es menor. Por otro lado, los agentes con escenarios de más largo plazo prefieren mayoritariamente poseer activos indexados en sus portafolios, lo que lleva a concluir que las diferencias existentes en las distintas compensaciones inflacionarias para distintos horizontes se relacionan con la volatilidad relativa de los activos.

Chumacero y Opazo (2008) concluyen que las estimaciones sugieren que las compensaciones a uno y dos años se encuentran fuertemente ligadas a las expectativas de inflación, con valores recientes que no son necesariamente incoherentes con el cumplimiento de la meta de inflación. En el caso de la compensación de la inflación anual un año adelante, los valores observados en marzo del 2008 requieren premios (liquidez, por ejemplo) en el orden de 100 pb² para ser coherentes con una inflación esperada de 3% en un plazo de dos años.

² pb es la abreviación usada de “puntos pase” donde 100 pb es equivalente a un 1.00%

Finalmente Alarcón y Bernier (2009) analizan las diferencias obtenidas en la Inflación Forward derivadas de los precios de bonos nominales e indexados y de los Swaps Promedio Cámara. Concluyen que si bien en el horizonte de política las medidas son muy similares, proyectando ambas una significativa desaceleración de la inflación para el año 2009, resulta difícil explicar que a plazos más largos haya una discrepancia en torno al 1% anual entre las dos medidas. Adicionalmente concluyen que la existencia de transacciones financieras de gran tamaño, como emisiones corporativas y compra de bonos en el exterior, ha tendido a profundizar estas discrepancias, dado el efecto sobre las tasas SPC³ UF y el swap spread.

Aunque la mayoría de los primeros estudios sobre el efecto Fisher confirman los hallazgos de una estructura de rezagos distribuidos en las expectativas de la formación, la evidencia respecto de los modelos basados en las teorías de las expectativas racionales y mercados eficientes es mixta. Estudios para las naciones en desarrollo indican un alto grado de consistencia en los resultados para los países de América Latina con significativa evidencia de un efecto Fisher, sin embargo el mismo grado de coherencia no se observa en relación con otros países en desarrollo.

3 SPC es la abreviación de Swap Promedio Cámara, el cual consiste en un swap de tasa fija versus tasa flotante, en el cual la tasa flotante se calcula como el promedio simple de la Cámara, ya sea tanto en tasa Nominal como en tasa reajutable. La compensación se realiza una vez, al final, para plazos cortos y periódicamente para plazos largos (90, 180, 360 días).

3. Metodología

En este capítulo revisaremos la metodología empleada en el análisis de la eficiencia de la estimación de Inflación Forward, implícita en los instrumentos financieros del mercado chileno, así como el modelo básico para entender la relación entre activos nominales, reales y expectativas de inflación. En un escenario económico donde los agentes del mercado pueden tener certeza sobre el retorno nominal de sus activos más no la inflación esperada, podemos inferir que estos tendrán la necesidad de conocer cual será el retorno real de estos instrumentos. Si estos agentes son neutrales arriesgo y además el mercado demanda retornos similares a los instrumentos nominales e indexados a inflación (instrumentos con igual plazo a la madurez), entonces la diferencia entre el rendimiento entre ambos instrumentos (nominales e indexados) expresará la inflación promedio esperada por el mercado, hasta la fecha de vencimiento de ambos instrumentos. Esta relación es conocida como la Relación de Fisher (1930), la que supone que la tasa de interés nominal es función de la tasa de interés real y de las expectativas de inflación, expresada de la siguiente forma:

$$(1 + i) = (1 + r) \times (1 + \pi^e)$$

Donde,

π^e = *Inflación Esperada o Inflación Forward.*

i = *Tasa de Interés Nominal.*

r = *Tasa de Interés Real.*

3.1. Descripción de los Datos

Una de las críticas a la Relación de Fisher, es que no incluye los riesgos inherentes a la posesión de un activo financiero, como pueden ser el riesgo de inflación o de liquidez de los instrumentos financieros. Sin embargo en el análisis que se plantea a continuación, el principal objetivo es la medición de la eficiencia en la estimación de la inflación por instrumentos financieros, para realizar una proyección de inflación o una cobertura de riesgo inflacionario; por lo que el llamado “riesgo de inflación” es un factor inherente de

cada una de las Inflaciones Forwards inferidas en los instrumentos analizados y no es necesario aislar su efecto, ya que este será un factor de influencia al escoger con que tipo de instrumento realizaremos la cobertura o la proyección de inflación. El mismo criterio será aplicado para el “riesgo de liquidez”, ya que este es una propiedad también propia de cada uno de los activos analizados y será un factor determinante en la eficiencia a estimar de cada uno de los instrumentos financieros presentes en Chile, donde un activo menos líquido claramente muestra una desventaja al querer realizar un *hedge* al riesgo de inflación. Esta es la principal razón por la cual esta medida difiere de la Compensación Inflacionaria y tiene un sentido más parecido a la Break-Even Inflation, la cual se ha llamado “**Inflación Forward**”. A partir de la Relación de Fisher entre tasas nominales y reales, antes detallada, se estimará la Inflación Forward, despejando la inflación de la relación, de la siguiente forma:

$$\text{Inflacion_Forward} = \pi_t^e = \left[\frac{(1 + i_t)}{(1 + r_t)} \right] - 1$$

Donde,

π_t^e = Inflación Esperada o Inflación Forward en el momento cero, para el periodo t .

i_t = Tasa de Interés Nominal para el periodo t .

r_t = Tasa de Interés Real para el periodo t .

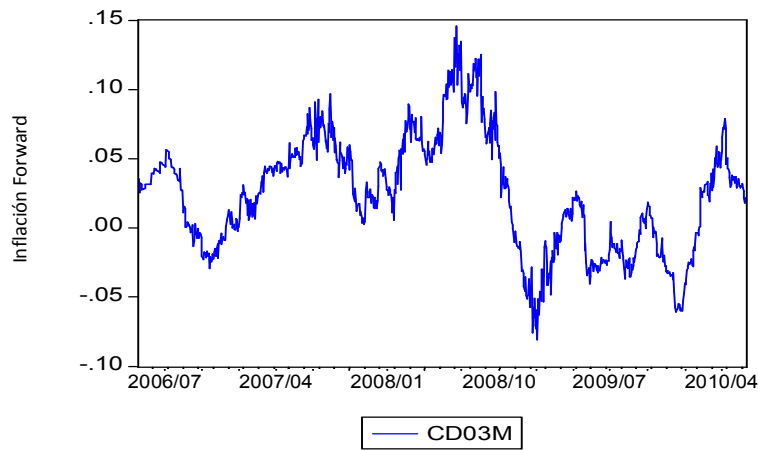
Este ejercicio de estimación de la Inflación Forward contenida en los instrumentos financieros, se realizara para las series de precios de 3, 6 y 12 meses, comprendiendo la muestra datos desde el 01 de junio de 2006 al 25 de mayo de 2010, de las siguientes series de tiempo de precios de activos financieros:

1. **Depósitos Bancarios (CD`s)**, se estima la Inflación Forward de estos instrumentos aplicando la Relación de Fisher a los precios de Depósitos Bancarios Nominales en pesos (DPF) y Reajustables en UF (DPR), la cual denotaremos como CDxxm (tomando xx los valores de 03, 06 y 12 meses). Los precios se obtuvieron de las transacciones realizadas en la Bolsa de Comercio de Santiago en remates de

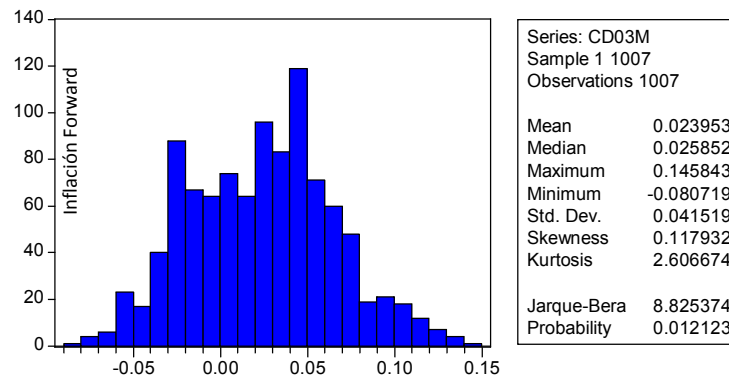
Instrumentos de Intermediación Financiera. A continuación se presentan las series de Inflación Forward de Depósitos Bancarios, para 03, 06 y 12 meses:

Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 03 meses.

Serie de Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 03 meses.



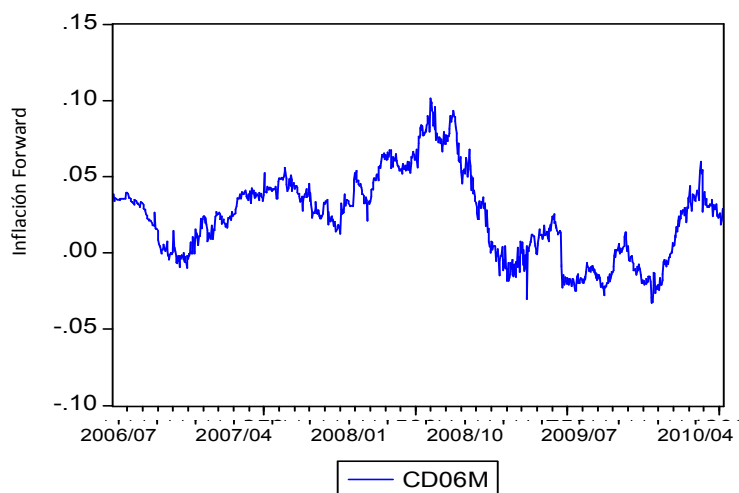
Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 03 meses.



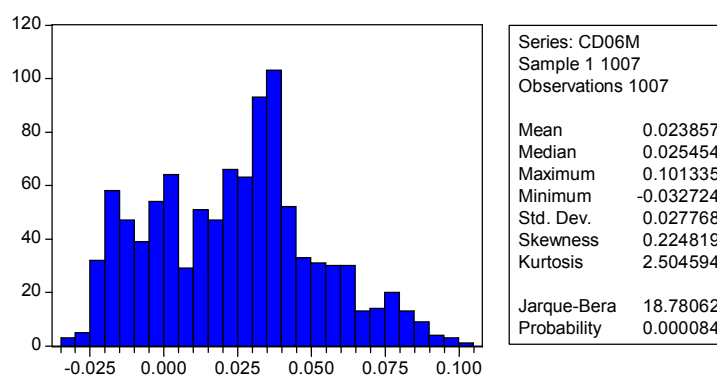
Fuente: Elaboración propia, datos Bolsa de Comercio de Santiago.

Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 06 meses.

Serie de Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 06 meses.



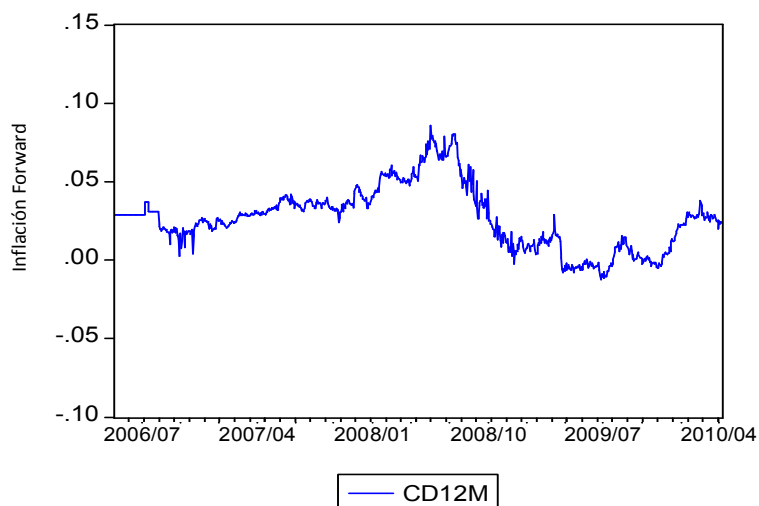
Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 06 meses.



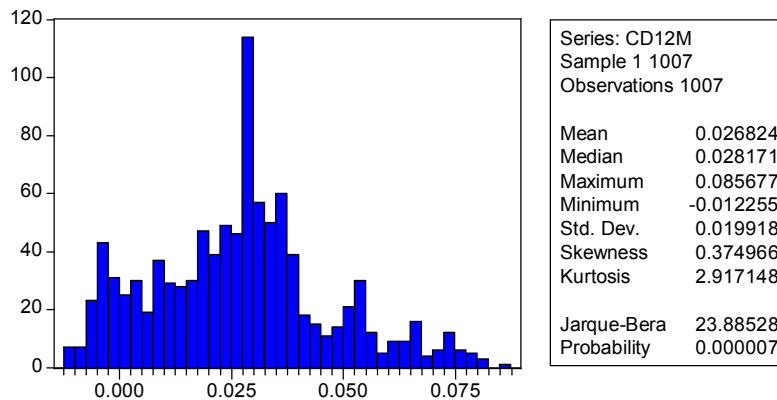
Fuente: Elaboración propia, datos Bolsa de Comercio de Santiago.

Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 12 meses.

Serie de Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 12 meses.



Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Depósitos Bancarios a 12 meses.

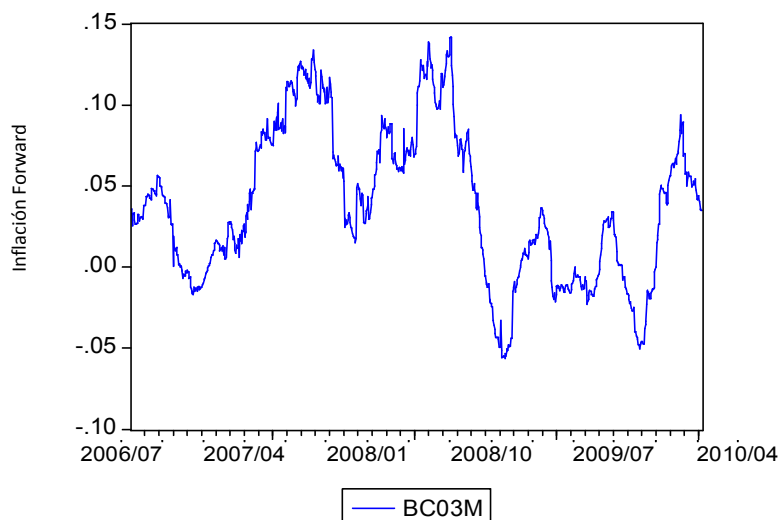


Fuente: Elaboración propia, datos Bolsa de Comercio de Santiago.

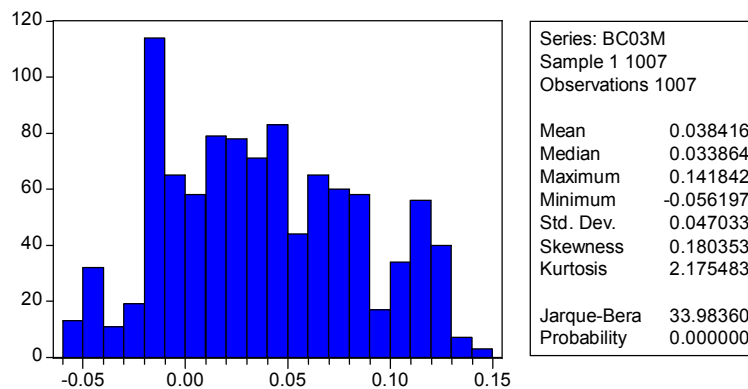
2. **Bonos del Banco Central de Chile (BCX's)**, se infiere la Inflación Forward contenida en los Bonos del Banco Central, tomando la Relación de Fisher para Bonos Nominales en Pesos (BCP) y Bonos Indexados a UF (BCU), los cual se denotaran por BCxxm (tomando xx los valores de 03, 06 y 12 meses). Los datos se obtuvieron de la estimación diaria de la Yield Curve con los precios de los Bonos del Banco Central transados diariamente en la Bolsa de Comercio de Santiago, tanto en Remates de Instrumentos de Renta Rija como de la modalidad de TeleRenta. La representación gráfica de estas series son las siguientes:

Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 03 meses.

Serie de Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 03 meses.



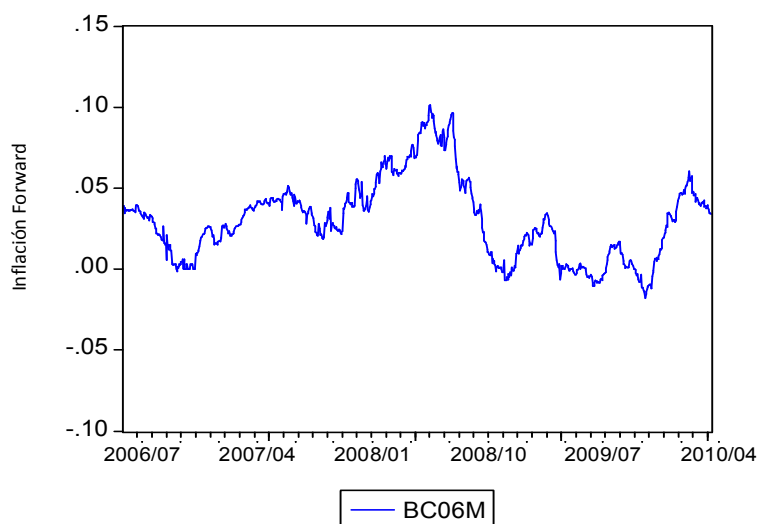
Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 03 meses.



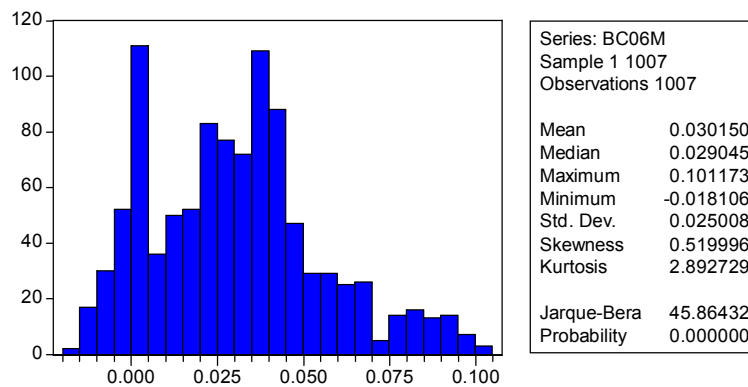
Fuente: Elaboración propia, datos Bolsa de Comercio de Santiago.

Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 06 meses.

Serie de Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 06 meses.



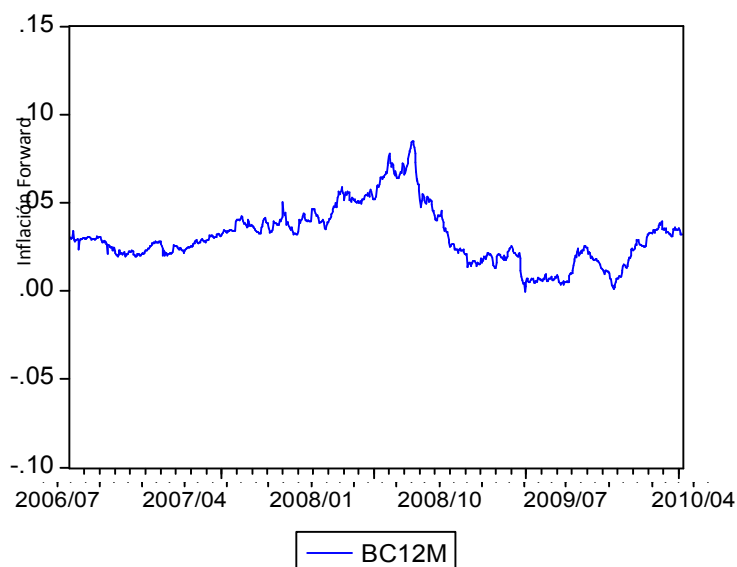
Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 03 meses.



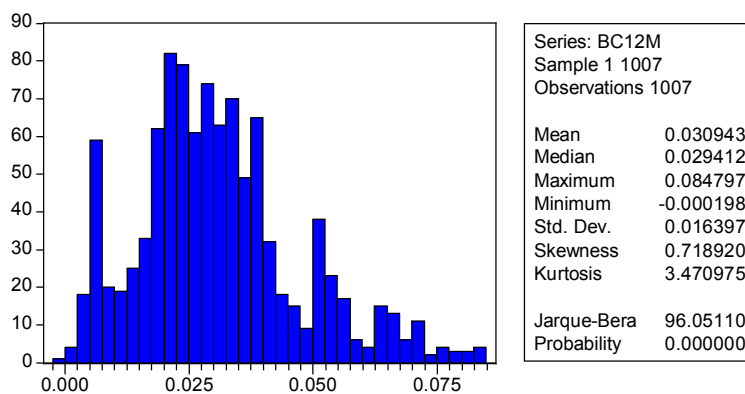
Fuente: Elaboración propia, datos Bolsa de Comercio de Santiago.

Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 12 meses.

Serie de Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 12 meses.



Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Bonos del Banco Central a 12 meses.



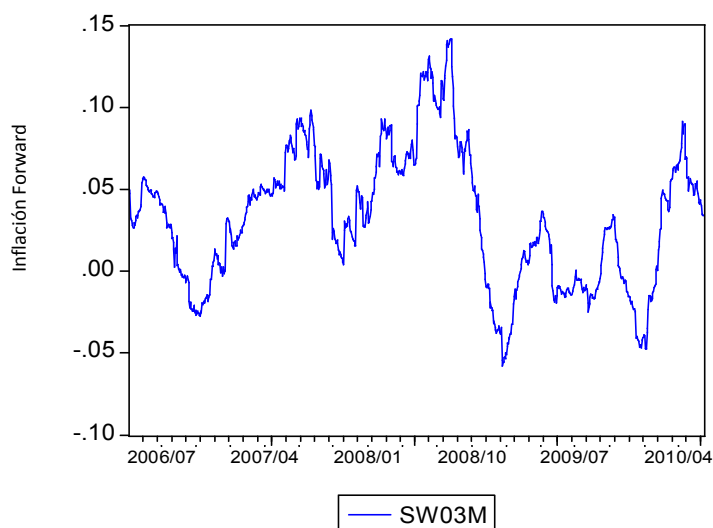
Fuente: Elaboración propia, datos Bolsa de Comercio de Santiago.

3. **Interest Rate Swaps (IRS's)**, se realiza una estimación de la Inflación Forward contenida en los precios de los IRS, para lo cual se aplica la Relación de Fisher a los precios de los Swaps Nominales CLP (Tasa Fija pesos) / Tasa Cámara (Tasa Flotante en Pesos), y Swaps Indexados Tasa UF (Fija) / Tasa Cámara (Tasa Flotante UF), los cuales usaran la notación de SWxxm (tomando xx los valores de 03, 06 y

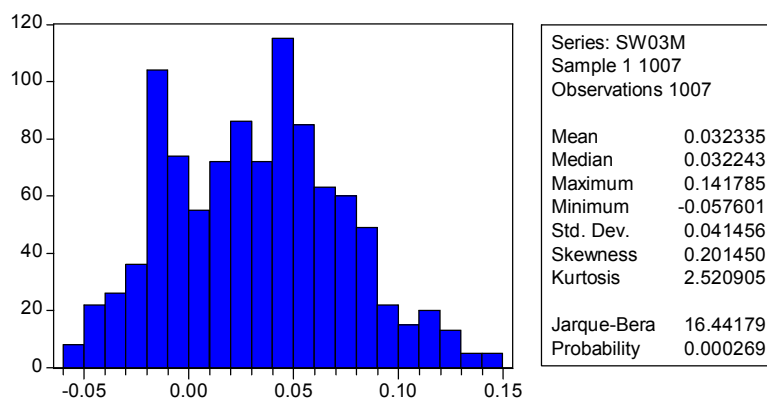
12 meses). Los datos se han extraído de los informes de precios de cierre de mercado de ICAP Brokers. A continuación se presentan los gráficos de la Inflación en IRS:

Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 03 meses.

Serie de Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 03 meses.



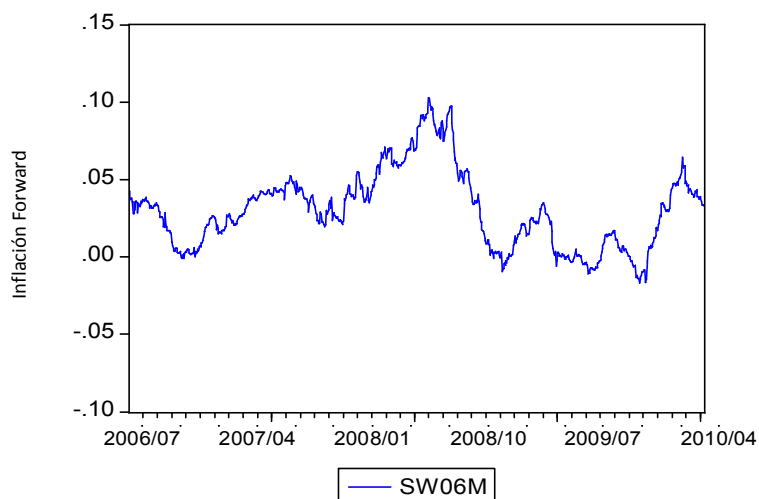
Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 03 meses.



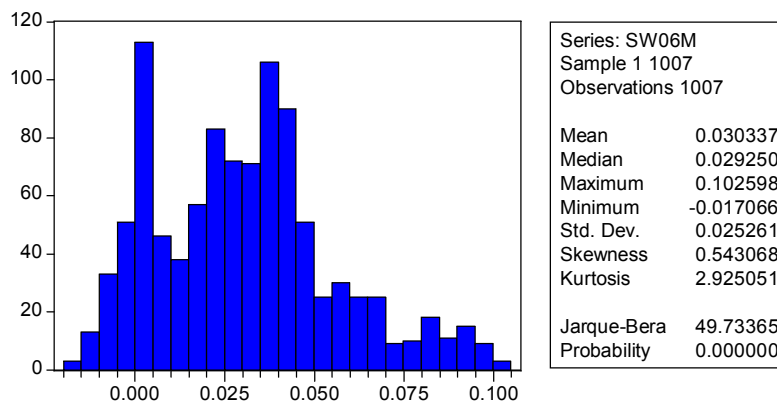
Fuente: Elaboración propia, datos ICAP Brokers.

Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 06 meses.

Serie de Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 06 meses.



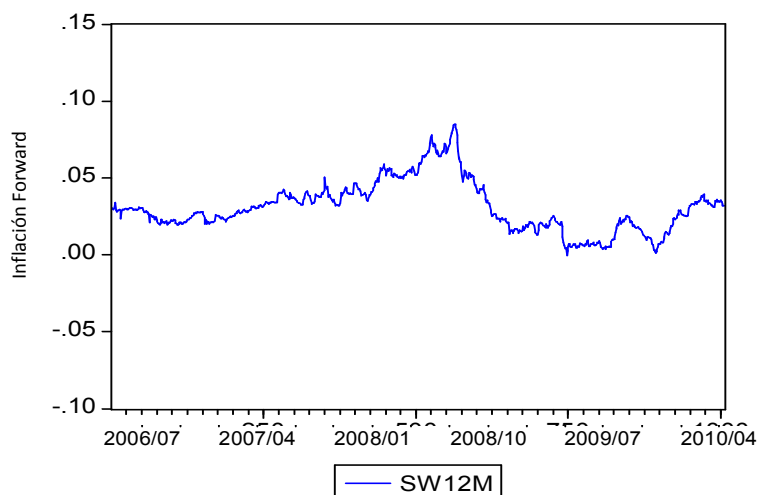
Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 06 meses.



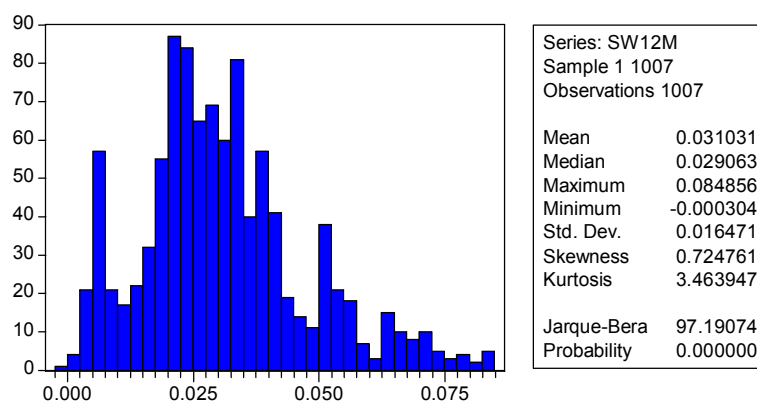
Fuente: Elaboración propia, datos ICAP Brokers.

Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 12 meses.

Serie de Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 12 meses.



Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Interest Rate Swaps a 06 meses.



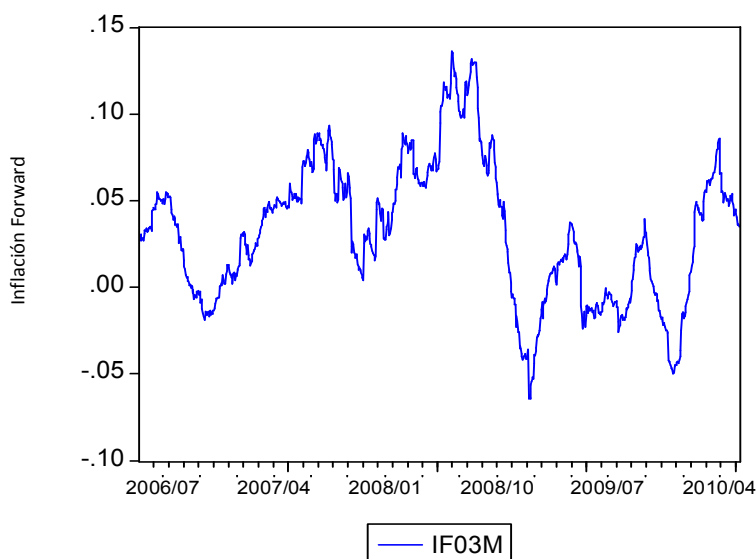
Fuente: Elaboración propia, datos ICAP Brokers.

4. **Inflation Forwards (IF's)**, finalmente se realiza la estimación de la Inflación Forward de los Seguros de Inflación, el cual es un producto dirigido a la reducción del riesgo de exposición a la volatilidad de inflación y que se transa en valores futuros de la Unidad de Fomento (UF). Por ser este un instrumento que mide inflación pura, tomaremos la serie de precios como un estimador de Inflación

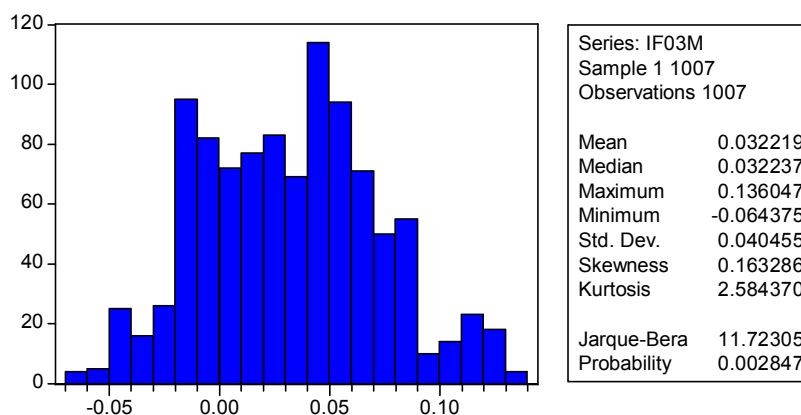
Forward, ya que estos precios representan las expectativas del mercado. Las series serán denotadas como IFxxm (tomando xx los valores de 03, 06 y 12 meses). Los datos se han extraído de los informes de precios de cierre de mercado de Tradition Brokers. A continuación se presentan las series de Inflación Forward de Seguros de Inflación, para 03, 06 y 12 meses:

Inflación Forward por Seguros de Inflación a 03 meses.

Serie de Inflación Forward por Seguros de Inflación a 03 meses.



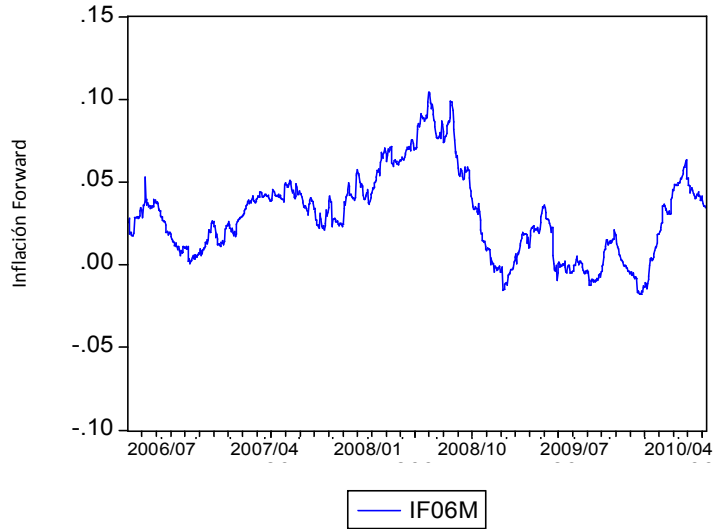
Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Seguros de Inflación a 03 meses.



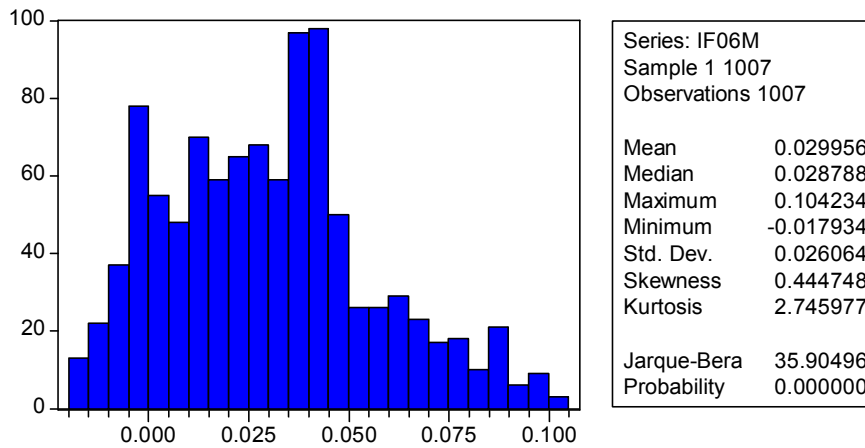
Fuente: Elaboración propia, datos TRADITION Brokers.

Inflación Forward por Seguros de Inflación a 06 meses.

Serie de Inflación Forward por Seguros de Inflación a 06 meses.



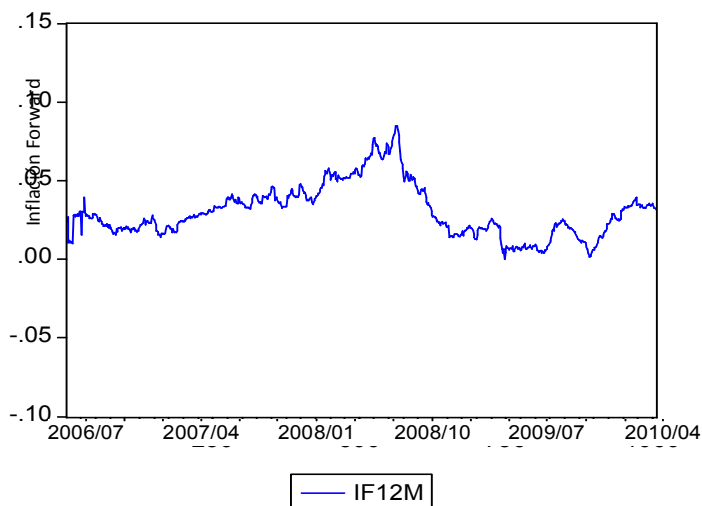
Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Seguros de Inflación a 06 meses.



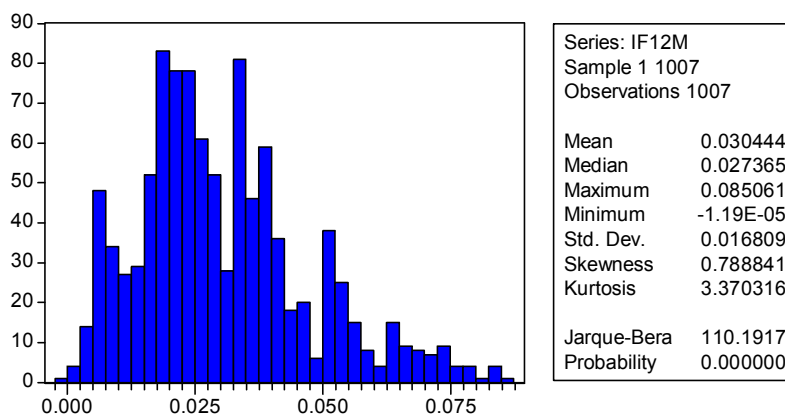
Fuente: Elaboración propia, datos TRADITION Brokers.

Inflación Forward por Seguros de Inflación a 12 meses.

Serie de Inflación Forward por Seguros de Inflación a 12 meses.



Estadística Descriptiva - Inflación Forward por Seguros de Inflación a 12 meses.



Fuente: Elaboración propia, datos TRADITION Brokers.

De esta forma extraeremos las series de tiempo de la Inflación Forward contenida en cada uno de los instrumentos señalados, para cada uno de los plazos analizados (3, 6 y 12 meses).

A las series de tiempo de Inflación Forward, añadiremos las series de tiempo de la Inflación Real de cada periodo (3, 6 y 12 meses), estimada por la relación de los valores de la Unidad de Fomento diarios, ya que esta es la unidad de reajustabilidad por inflación para cada uno

de los instrumentos indexados a la tasa de cambio en los precios de la economía chilena, de la siguiente manera:

5. Para estimar la serie de tiempo de inflación real diaria en 3 meses:

$$\pi_{t_0,91d}^r = \left[\frac{\text{Valor_UF}_{t_0+91d}}{\text{Valor_UF}_{t_0}} \right] - 1$$

Donde,

$\pi_{t_0,91d}^r$ = Inflación Real acumulada de 91 días, en el momento cero.

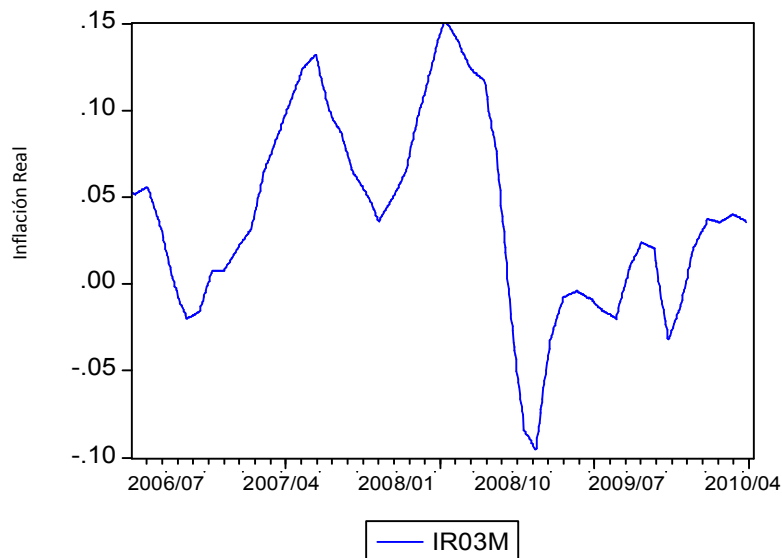
$\text{Valor_UF}_{t_0+91d}$ = Valor de la Unidad de Fomento (UF) 91 días delante de t_0 .

Valor_UF_{t_0} = Valor de la Unidad de Fomento (UF) en el momento cero.

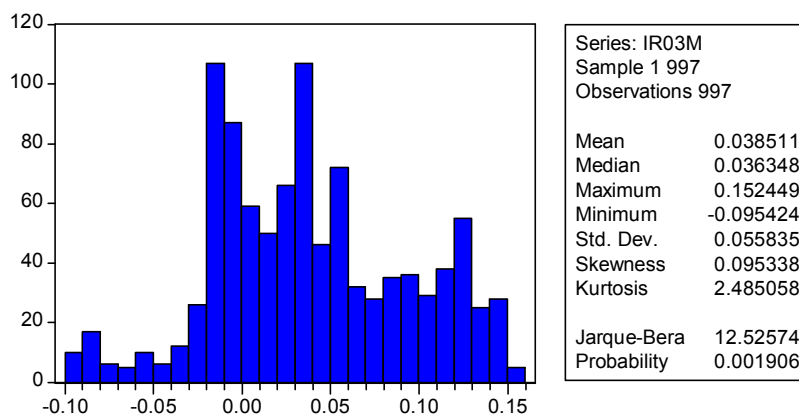
Para la serie de precios de inflación real a 03 meses, se utilizara la denominación de IR03m, y valores para la Unidad de Fomento extraídos de la Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile, la cual se presenta gráficamente a continuación:

Inflación Real a 03 meses.

Serie de Inflación Real a 03 meses.



Estadística Descriptiva - Inflación Real Observada a 03 meses.



Fuente: Elaboración propia, datos Banco Central de Chile

6. Para estimar la serie de tiempo de inflación real diaria en 6 meses:

$$\pi_{t_0,182d}^r = \left[\frac{\text{Valor}_{-UF_{t_0+182d}}}{\text{Valor}_{-UF_{t_0}}} \right] - 1$$

Donde,

$\pi_{t_0,182d}^r$ = Inflación Real acumulada de 182 días, en el momento cero.

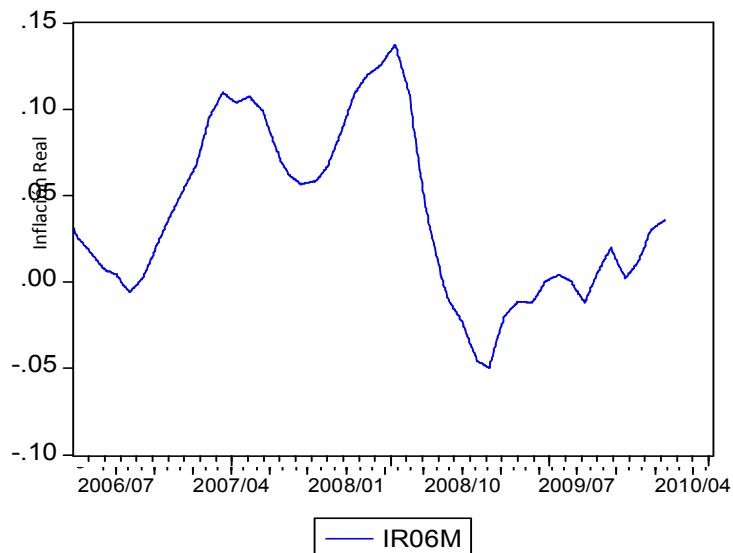
$\text{Valor}_{-UF_{t_0+182d}}$ = Valor de la Unidad de Fomento (UF) 182 días delante de t_0 .

$\text{Valor}_{-UF_{t_0}}$ = Valor de la Unidad de Fomento (UF) en el momento cero.

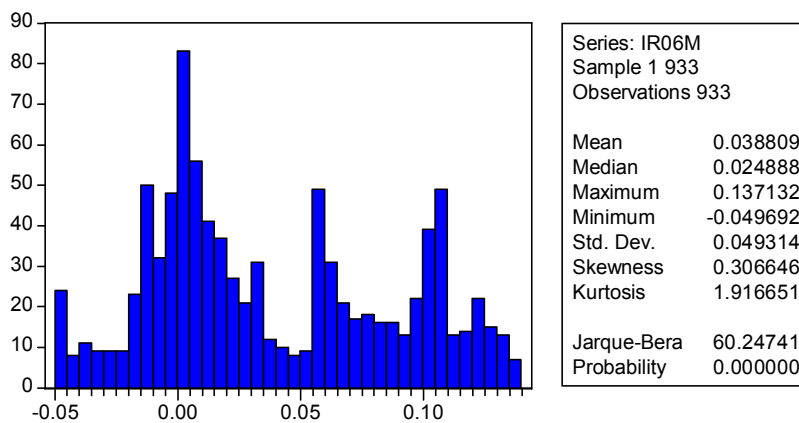
Para la serie de precios de inflación real a 06 meses, se utilizará el nemotécnico de IR06m, y valores para la Unidad de Fomento extraídos de la Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile, la serie se presenta a continuación:

Inflación Real a 06 meses.

Serie de Inflación Real a 06 meses.



Estadística Descriptiva - Inflación Real Observada a 06 meses.



Fuente: Elaboración propia, datos Banco Central de Chile

7. Para estimar la serie de tiempo de inflación real diaria en 12 meses:

$$\pi_{t_0,365d}^r = \left[\frac{\text{Valor}_{-UF_{t_0+365d}}}{\text{Valor}_{-UF_{t_0}}} \right] - 1$$

Donde,

$\pi_{t_0,365d}^r$ = Inflación Real acumulada de 365 días, en el momento cero.

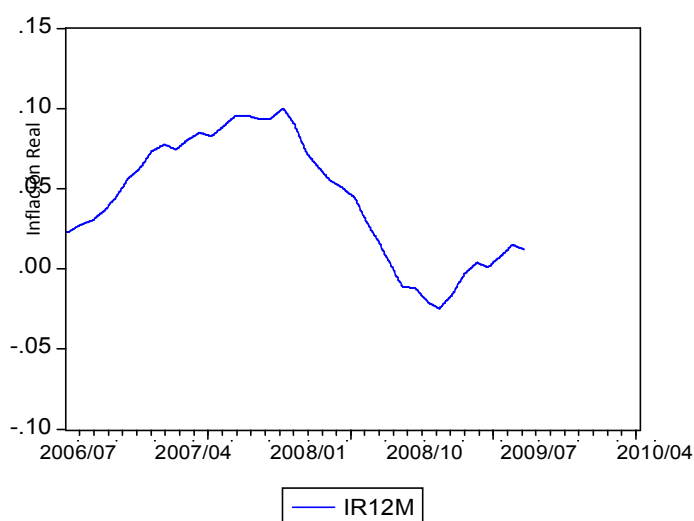
$\text{Valor}_{-UF_{t_0+365d}}$ = Valor de la Unidad de Fomento (UF) 365 días delante de t_0 .

$\text{Valor}_{-UF_{t_0}}$ = Valor de la Unidad de Fomento (UF) en el momento cero.

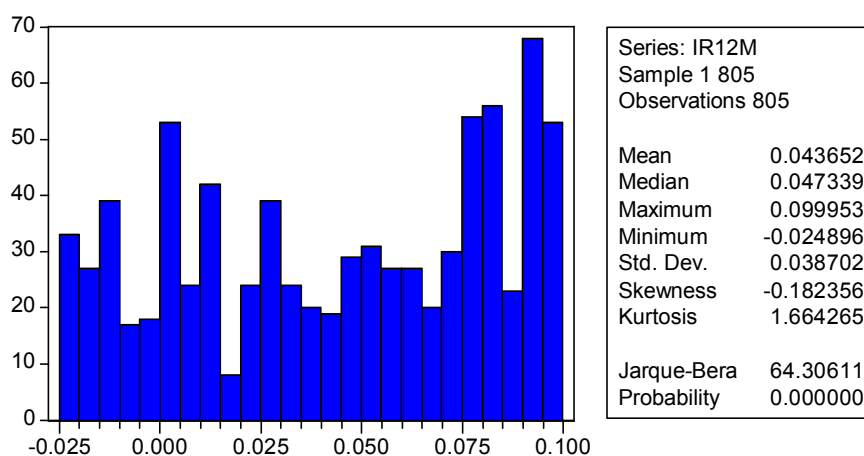
Para la serie de precios de inflación real a 12 meses, la serie se denominará de IR12m, creada con valores para la Unidad de Fomento extraídos de la Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile, la cual se presenta gráfica a continuación:

Inflación Real a 12 meses.

Serie de Inflación Real a 12 meses.



Estadística Descriptiva - Inflación Real Observada a 12 meses.



Fuente: Elaboración propia, datos Banco Central de Chile

3.2. Descripción del Modelo.

Una vez calculadas las series de tiempo de 3, 6 y 12 meses para la Inflación Real, Inflación Forward por Depósitos Bancarios, por Bonos del Banco Central de Chile, por Interest Rate Swaps y finalmente Inflación Forward por Seguros de Inflación (o Inflation Forward), se analizará la estacionariedad, integración y cointegración de cada una de las Inflaciones Forward inferidas de los precios de los activos financieros antes mencionados, con la serie de tiempo de Inflación Real correspondiente a cada periodo de tiempo (3, 6 y 12 meses). De esta forma se espera analizar la relación entre la Inflación Forward y la Inflación Real, analizando su poder descriptivo junto a su relación de corto y largo plazo, para finalmente realizar una estimación de la eficiencia en la estimación de la Inflación Forward en cada uno de los instrumentos financieros.

Las pruebas de estacionariedad se realizarán mediante un análisis gráfico de cada una de las series, para luego aplicar una Prueba Aumentada de Dickey-Fuller para detección Raíces Unitarias, en cada una de las series de Inflación Forward. La Prueba Aumentada de Dickey-Fuller es idéntica a la prueba de Dickey-Fuller estándar pero se construye en el contexto de una regresión del siguiente tipo:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^j \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t$$

La selección del largo del rezago j debe asegurar de que el término de error se distribuye como ruido blanco. La prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) incluye términos autorregresivos, AR(p), de los términos DX_t en cada uno de los tres modelos;

1. *Serie de Caminata Aleatoria*, $DX_t = gX_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i DX_{t-i} + e_t$
2. *Serie de Caminata Aleatoria con Drift*, $DX_t = a_0 + gX_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i DX_{t-i} + e_t$
3. *Serie de Caminata Aleatoria con Drift y tendencia*,
 $DX_t = a_0 + gX_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p b_i DX_{t-i} + e_t$

Donde el parámetro de interés es “g”, el cual si es igual a cero, la serie contendrá raíz unitaria, siendo no estacionaria.

Una vez determinada la (no) estacionariedad de las series de Inflación Forward, se analizará si estas cointegran (existe una relación de largo plazo) con las series de tiempo de la Inflación Real. Si ambas series son integradas de orden I(n); es decir, se vuelven estacionarias al diferenciarlas, esperaremos que exista alguna combinación lineal de ambas series (estimada por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, MCO), de la forma:

$$\pi^e = b_0 + b\pi_t^r + u_t$$

Para evaluar problemas de autocorrelación de los errores en la estimación de las regresiones se utilizará el test de Durbin-Watson (1957), el cual permite verificar la hipótesis de no autocorrelación frente a la alternativa de autocorrelación de primer orden bajo un esquema autorregresivos (AR(1): $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$); donde el comportamiento de la variable depende de su valor en el periodo anterior más un término aleatorio, estimando el estadístico de prueba de la forma:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

Donde para establecer los límites de variación del estadístico d , la fórmula anterior se puede desarrollar obteniéndose una expresión en función del coeficiente de autocorrelación muestral de primer orden para los residuos $\hat{\rho}$, y dado que el tamaño de las series de inflación es grande, se puede considerar que $\sum_{t=2}^n e_t^2 \approx \sum_{t=2}^n e_{t-1}^2 \approx \sum_{t=1}^n e_t^2$, entonces el estadístico

“ d ” puede expresarse como
$$d = \frac{2\sum_{t=2}^n e_t^2 + 2\sum_{t=2}^n e_t e_{t-1}}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$
, expresando finalmente el estadístico

experimental de la forma $d \approx 2(1 - \hat{\rho})$, donde teniendo en cuenta los límites de variación del coeficiente de correlación empírico, $-1 \leq \hat{\rho} \leq 1$, se puede deducir el rango de variación del estadístico de Durbin-Watson y el signo de la autocorrelación,

$\hat{\rho} = -1 \Rightarrow d \approx 4$, se considera que existe autocorrelación negativa

$\hat{\rho} = 0 \Rightarrow d \approx 2$, indica ausencia de autocorrelación

$\hat{\rho} = 1 \Rightarrow d \approx 0$, se puede admitir que existe autocorrelación positiva

Una vez evaluados los problemas de autocorrelación, se tendrán las regresiones estimadas por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, MCO), de la forma:

$$\pi^e = b_0 + b\pi_t^r + u_t$$

O de la forma,

$$u_t = \pi^e - b_0 + b\pi_t^r$$

Donde, si π^e (Inflación Forward) y π_i^r (Inflación Real) se unen en una relación lineal a largo plazo, entonces habrá al menos una combinación lineal de π^e (Inflación Forward) y π_i^r (Inflación Real) integrada de orden I(0), es decir será estacionaria. Cumpliéndose esta condición, se puede asegurar que la relación de largo plazo entre π^e (Inflación Forward) y π_i^r (Inflación Real) no será espuria. Esto debido a que si dos series no estacionarias están cointegradas, significará que entre ambas existe un vínculo estable y compatible con las tendencias individuales de cada una de ellas, o sea, una relación de equilibrio a largo plazo. A esa relación, representada por el denominado “vector de cointegración”, solo afectan de forma temporal los shocks que inciden en cada una de las series de forma permanente y, por tanto, cabe pensar en la idea de un equilibrio estacionario en el que las desviaciones son exclusivamente temporales.

Para analizar esta relación de largo plazo (cointegración de las variables), usaremos el procedimiento de Cointegración de Engle-Granger (1987), metodología para probar la existencia de cointegración y relación de equilibrio entre dos variables, la cual se puede resumir en 2 pasos:

1. **Determinar el orden de integración de las variables:** Por definición de cointegración, se requiere que las variables tengan el mismo orden de integración; por esto lo primero es determinar el orden de integración de las series mediante la prueba de Dickey-Fuller o la prueba Aumentada de Dickey-Fuller, las que serán utilizadas para inferir el número de raíces unitarias.
2. **Efectuar la prueba de cointegración:** Si los resultados del paso anterior indican que las series tienen el mismo orden de integración, se estimará la relación de equilibrio de largo plazo, de la forma $\pi^e = b_0 + b\pi_i^r + u_i$. Estando las variables cointegradas, los MCO entregarán estimadores consistentes para los parámetros de cointegración. Para determinar la cointegración analizaremos si la serie de residuos

estimados en los MCO (denotada como \hat{u}_t) son estacionarios; de serlo estaremos frente a series cointegradas. Nuevamente con la prueba de Dickey-Fuller sobre la serie de residuos (de la forma $D\hat{u}_t = a_1\hat{u}_{t-1} + e_t$) determinando su orden de integración, donde una integración de los residuos de orden cero, determina que las variables están cointegradas.

Considerando que π^e (Inflación Forward) y π_t^r (Inflación Real) son I(1), si además cointegran, de manera que se cumple $z_t = (y - kx)_t = (y - kx)_{t-1} \sim I(0)$, entonces el modelo de corrección de errores será consistente, ya que si:

$$\pi^e \sim I(1), \text{ entonces } \Delta\pi^e \sim I(0)$$

$$\pi_t^r \sim I(1), \text{ entonces } \Delta\pi_t^r \sim I(0)$$

Y finalmente si π^e (Inflación Forward) y π_t^r (Inflación Real) cointegran,

$$\text{Entonces } z_t \sim I(0).$$

Una vez estimada la relación de cointegración de las series de π^e (Inflación Forward) y π_t^r (Inflación Real), se determinara el coeficiente de ajuste y se podrá estimar la Eficiencia en la Estimación de Inflación en el Mercado Chileno de Tasas de Interés, así como realizar análisis más acabados sobre el modelo de formación de expectativas de inflación y su comportamiento.

4. Resultados

4.1. Pruebas para Identificar Series No estacionarias

Las primeras pruebas realizadas son para determinar si las series de Inflación Forward e Inflación Real son estacionarias, además de inferir su orden de integración. Para esto se realizó el test Aumentado de Dickey-Fuller a las series de tiempo de 03, 06 y 12 meses, tanto en el nivel de la serie como en sus primeras diferencias, obteniendo los resultados presentados a continuación:

Análisis de Estacionariedad por Test ADF. Datos Trimestrales					
Series	Estadístico ADF	Estadístico DW	Intercepto	Tendencia	Orden de Integración
En Nivel de la Serie					
IR03m	-1.840047	1.988827	Si	No	I(1)
BC03m	-1.318588	2.052361	No	No	I(1)
CD03m	-1.734365	2.008094	No	No	I(1)
IF03m	-1.424630	2.019178	No	No	I(1)
SW03m	-1.595859	2.007410	No	No	I(1)
En Primeras Diferencias					
IR03m	-2.944828*	1.985779	No	No	I(0)
BC03m	-32.58457*	1.993249	No	No	I(0)
CD03m	-29.98129*	2.009325	No	No	I(0)
IF03m	-28.03624*	2.018317	No	No	I(0)
SW03m	-28.23291*	2.006654	No	No	I(0)
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria					
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%.					

Para las series de Inflación Forward e Inflación Real a 03 meses, tenemos que ninguna de estas series es estacionaria porque su valor de ADF es menor en valor absoluto que todos los valores críticos, por esto realizamos las pruebas a las series en primeras diferencias, estimado que todas las series de Inflación Trimestral son no estacionarias en nivel sino que

se comportan como una caminata aleatoria sin tendencia y sin drift (salvo la Inflación Real, la cual presenta drift), sin embargo son estacionarias en primeras diferencias por lo cual presentan un orden de integración I(1).

Análisis de Estacionariedad por Test ADF. Datos Semestrales					
Series	Estadístico ADF	Estadístico DW	Intercepto	Tendencia	Orden de Integración
En Nivel de la Serie					
IR06m	-1.941130	2.008144	No	No	I(1)
BC06m	-1.075065	2.012917	No	No	I(1)
CD06m	-1.600064	2.037754	No	No	I(1)
IF06m	-0.955572	1.878926	No	No	I(1)
SW06m	-1.108269	2.010409	No	No	I(1)
En Primeras Diferencias					
IR06m	-3.010932*	2.009614	No	No	I(0)
BC06m	-31.92413*	1.995954	No	No	I(0)
CD06m	-44.23437*	2.039557	No	No	I(0)
IF06m	-19.95689*	1.976934	No	No	I(0)
SW06m	-29.33171*	2.010227	No	No	I(0)
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria					
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%.					

Para los datos Semestrales de Inflación (Forward y Real) se presenta la misma situación que las series de datos trimestrales, esto es; ninguna de las series es estacionaria en su nivel, comportándose como caminatas aleatorias, sin embargo todas se vuelven estacionarias en primeras diferencias, por lo que las series tienen integración de primer orden o I(1).

Análisis de Estacionariedad. Datos Anuales					
Series	Estadístico ADF	Estadístico DW	Intercepto	Tendencia	Orden de Integración
En Nivel de la Serie					
IR12m	-2.360568	2.023749	Si	Si	I(1)
BC12m	-0.689642	1.996565	No	No	I(1)
CD12m	-1.036534	2.008249	No	No	I(1)
IF12m	-0.687434	2.012136	No	No	I(1)
SW12m	-0.710863	2.015618	No	No	I(1)
En Primeras Diferencias					
IR12m	-2.621195*	2.026455	No	No	I(0)
BC12m	-20.37931*	2.002033	No	No	I(0)
CD12m	-27.88636*	2.008486	No	No	I(0)
IF12m	-14.30478*	1.994313	No	No	I(0)
SW12m	-27.34568*	2.015419	No	No	I(0)
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria					
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%.					

Realizando el test aumentado de Dickey-Fuller para las series de Inflación Anual, se presenta el mismo resultado que los de las series de tiempo de 03 y 06 meses, esto es no estacionariedad, siendo caminatas aleatorias sin drift ni tendencia (a excepción de la inflación real, la cual presenta tendencia y drift en su nivel). Un valor positivo del estadístico ADF nos habría indicado que las series definitivamente no son estacionarias, sin embargo los valores nos señalan que todas las series se vuelven estacionarias en primeras diferencias, por lo que su orden de integración es I(1). Debido a que todas las series de Inflación Forward e Inflación Real son integradas en igual orden (I(1)), se puede proceder a especificar y estimar la Relación Funcional a Largo Plazo y contrastar si los residuos tienen una raíz unitaria o no, esto es si cointegran.

4.2. Estimación de la Relación Funcional a Largo Plazo

Dado que las series resultaron ser integradas de orden I(1), se especificará y estimará la siguiente función estática:

$$\pi^e = b_0 + b\pi_t^r + u_t, \text{ donde}$$

π_t^e , Será la *Inflación Forward* estimada por cada Instrumento Financiero (BC, CD, IF o SW, a 03, 06 y 12 meses),

π_t^r , Será la *Inflación Real* para el periodo regresionado (03, 06 y 12 meses),

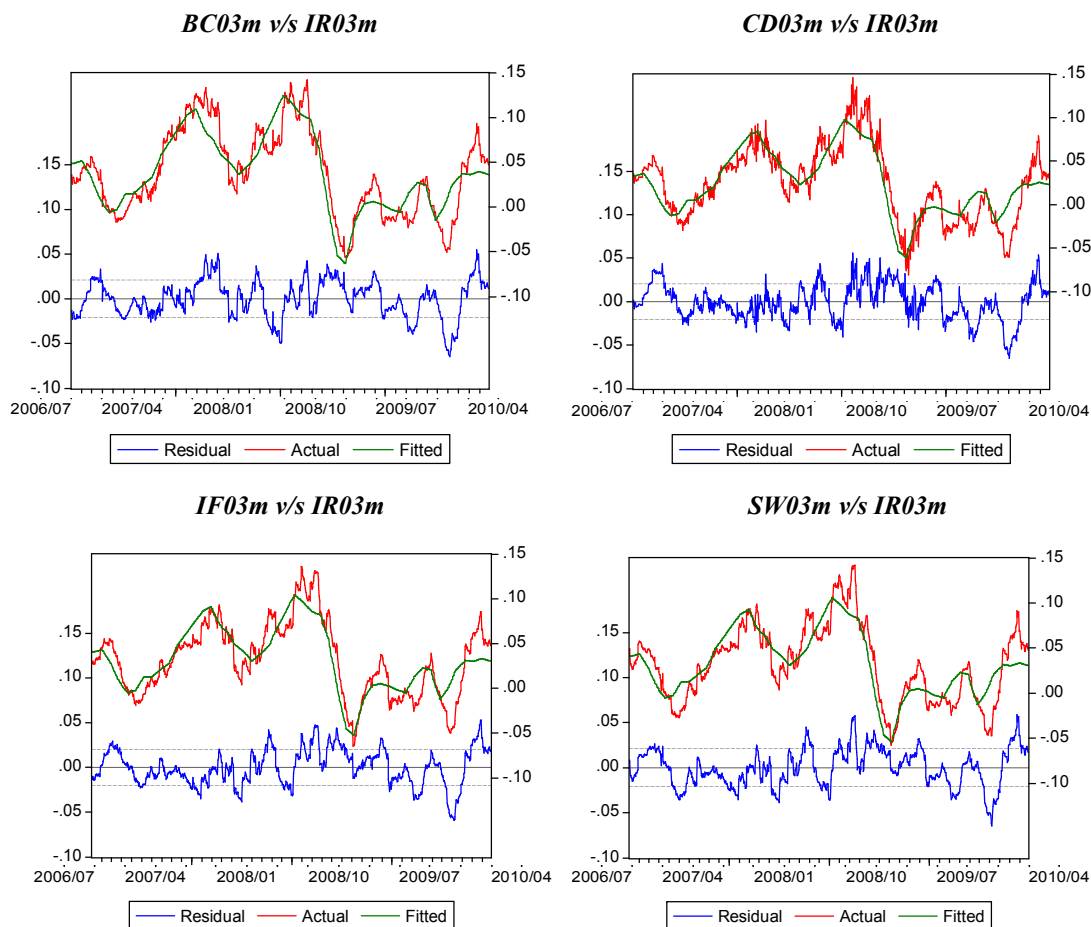
b_0 El termino constante de la regresión,

b El termino variable de la regresión,

u_t El termino de error estimado por MCO a largo plazo, el cual será una medida del desequilibrio de la *Inflación Forward* con la *Inflación Real*.

Los resultados de las regresiones por MCO para cada instrumento y plazos, se presentan a continuación:

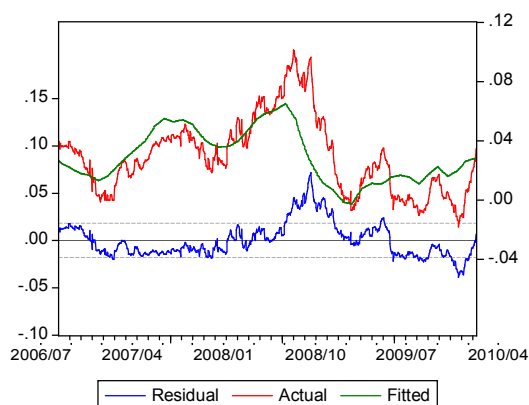
Análisis de Regresiones por MCO. Datos Trimestrales				
Regresión	R-Squared	Estadístico DW	Constante - C	Regresor - IR03m
BC03m	0.800453	0.055407	0.009236 (11.36176)	0.757397 (63.17665)
CD03m	0.753606	0.153983	-	0.639972 (66.15618)
IF03m	0.753002	0.040879	0.007812 (10.04489)	0.631738 (55.07603)
SW03m	0.745499	0.045124	0.007461 (9.221905)	0.644171 (53.98716)



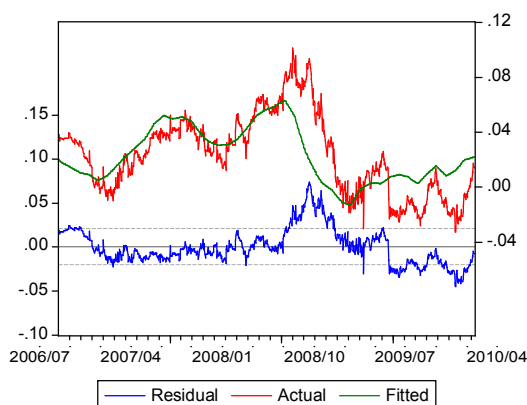
De acuerdo al criterio de Granger y Newbold (1974) todas las regresiones de Inflación Forward e Inflación Real para 03 meses serían regresiones espurias, ya que presentan un alto valor de R-Squared y un bajo valor del estadístico de Durbin-Watson. Además podemos ver que las variables se relacionan positivamente, lo cual esta en línea con la Teoría de Fisher. En un análisis gráfico, podemos inferir que los residuos de las regresiones tendrían un comportamiento estacionario, por lo que las series presentarían los requisitos necesarios para inferir una cointegración de las Inflaciones Forward y Real.

Análisis de Regresiones. Datos Semestrales				
Regresión	R-Squared	Estadístico DW	Constante - C	Regresor - IR06m
BC06m	0.485757	0.018449	0.015136 (19.73183)	0.362619 (29.65513)
CD06m	0.492571	0.054939	0.007388 (8.683172)	0.407738 (30.06228)
IF06m	0.492410	0.018436	0.014126 (17.82665)	0.379608 (30.05259)
SW06m	0.487108	0.016613	0.015164 (19.59868)	0.366748 (29.73546)

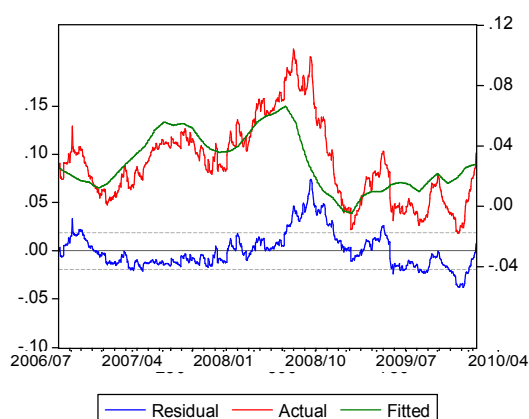
BC06m v/s IR06m



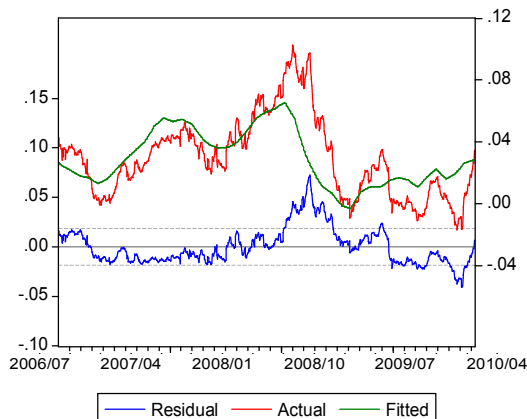
CD06m v/s IR06m



IF06m v/s IR06m



SW06m v/s IR06m

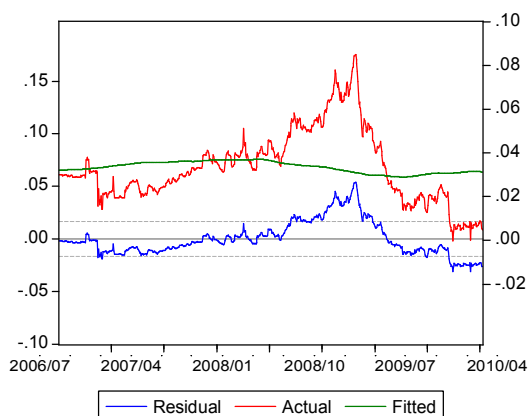


Al igual que en las regresiones de Inflación Trimestral, las regresiones realizadas a la Inflación Forward y Real a 06 meses serian Regresiones Espurias, presentando una alta correlación y un bajo valor del estadístico de Durbin-Watson, y las variables también se

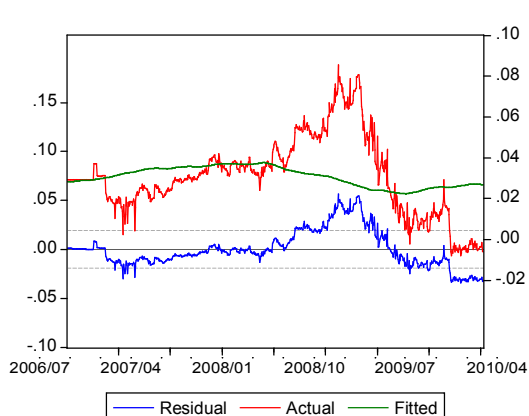
relacionan positivamente cumpliéndose el llamado Efecto Fisher. Informalmente podríamos inferir, al igual que en los gráficos para 03 meses, que los residuos serían estacionarios, por lo que podría existir cointegración entre las series de Inflación a 06 meses.

Análisis de Regresiones. Datos Anuales				
Regresión	R-Squared	Estadístico DW	C	IR12m
BC12m	0.023826	0.010743	0.030524 (34.89215)	0.066405 (4.427101)
CD12m	0.060170	0.029902	0.025365 (25.35550)	0.122986 (7.170092)
IF12m	0.020958	0.012053	0.029993 (33.07506)	0.064466 (4.146058)
SW12m	0.028784	0.008034	0.030373 (34.71662)	0.073180 (4.878385)

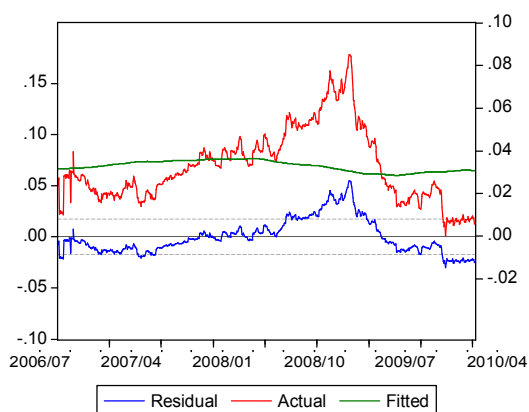
BC12m v/s IR12m



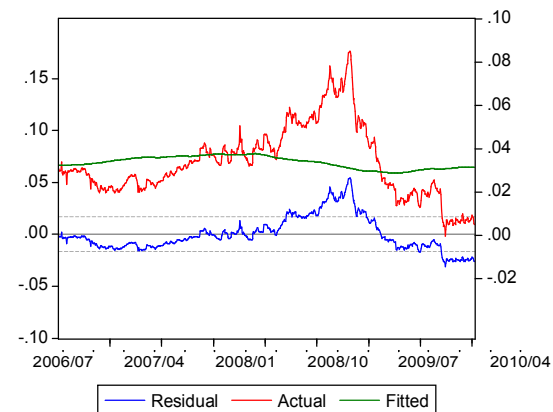
CD12m v/s IR12m



IF12m v/s IR12m



SW12m v/s IR12m



En las regresiones a las series de 12 meses se presenta una clara diferencia con respecto a los análisis realizados para las series de inflación trimestral y semestral, esta diferencia radica en el bajo valor del R^2 , lo cual sumado a un bajo valor del estadístico de Durbin-Watson, se presentan como dificultades para estimar la existencia de cointegración entre las series de Inflación Forward e Inflación Real. Sin embargo las variables presentan una relación positiva, lo que está al menos en línea con la Teoría de Fisher.

Los resultados de todas las regresiones anteriores son; sin embargo sospechosos, ya que a pesar de tener un elevado ajuste, un estadístico DW tan bajo señala problemas de autocorrelación. De todas maneras si la especificación es correcta, las variables en el tiempo tenderían a cointegrar, lo que implica que el valor esperado del error de estimación debería ser cero y estacionario.

4.3. Pruebas de Cointegración en los Residuos Estimados

Una vez realizadas las regresiones para cada una de las Inflaciones Forward y Real se pueden realizar las pruebas de cointegración, basadas en la aplicación de una prueba Aumentada de Dickey-Fuller sobre los residuos de las regresiones. De esta forma se verificará si los residuos son estacionarios, reflejando la presencia de un equilibrio a largo plazo hacia el cual convergerían las series de Inflación Forward y Real a lo largo del tiempo. Las diferencias (residuos o términos de error) en la ecuación de cointegración, se interpretan como el error de desequilibrio para cada uno de los puntos de tiempo.

Análisis de Cointegración por ADF. Residuos de Regresiones Trimestrales		
Regresión	Estadístico ADF	Estadístico DW
BC03m	-3.745498*	2.059313
CD03m	-3.959664*	2.012250
IF03m	-3.543480*	2.015360
SW03m	-3.691524*	2.003472
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración		
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%. NS no significativo, no hay cointegración.		

En las series de Inflación a 03 meses, podemos ver que todos los valores de Estadísticos ADF (Augmented Dickey-Fuller) son mayores que sus valores críticos al 1%, por lo que podemos rechazar la hipótesis nula de no cointegración a favor de que los residuos de todas las series de Inflación Forward e Inflación Real son estacionarios de orden $I(0)$, lo cual es una prueba de que las series cointegran, siendo las regresiones realizadas “no espurias”, con un nivel de confianza del 99%.

Análisis de Cointegración por ADF. Residuos de Regresiones Semestrales		
Regresión	Estadístico ADF	Estadístico DW
BC06m	-2.121724**	2.016585
CD06m	-2.165380**	2.045486
IF06m	-2.057821**	1.877610
SW06m	-2.155237**	1.993372
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración		
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%. NS no significativo, no hay cointegración.		

En el análisis de las series de Inflación semestrales todos los valores de Estadísticos ADF (Augmented Dickey-Fuller) son mayores que sus valores críticos al 5%, por lo que rechazamos la hipótesis nula de no cointegración a favor de que las series de Inflación Forward e Inflación Real Semestrales son estacionarios de orden $I(0)$. Por lo anterior se puede inferir que las series cointegran con un nivel de confianza del 95%, menor al 99% de confianza mostrado en las series de Inflación Trimestral.

Análisis de Cointegración por ADF. Residuos de Regresiones Anuales		
Regresión	Estadístico ADF	Estadístico DW
BC12m	-1.030183 ns/nc	2.026641
CD12m	-1.309626 ns/nc	2.05406
IF12m	-1.241146 ns/nc	2.038133
SW12m	-1.041132 ns/nc	2.014249
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración		
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%. NS no significativo, no hay cointegración.		

El análisis realizado en las series de Inflación Anuales se presentan claras diferencias con los resultados de cointegración de las series trimestrales y semestrales. Para las series a 12 meses, podemos ver que ninguna de las series de Inflaciones Forward cointegran con la

serie de Inflación Real, ya que todos los valores de los Estadísticos ADF son no significativos; aceptando con ello la hipótesis nula de no cointegración entre las series. Por esto podemos afirmar que todas las series de Inflación Forward e Inflación Real anuales, se comportan como un caminata aleatoria (con drift y tendencia en la serie de Inflación Real); siendo la relación entre las series de Inflación Forward e Inflación Real a 12 meses, una relación solo de casualidad y no de causalidad.

Dada la discrepancia entre los resultados de las pruebas de cointegración para las series de 03 y 06 meses (las cuales cointegran) versus las series de 12 meses (no cointegrantes), podemos plantear que existe un grado de autocorrelación de los errores de las series de Inflación Forward y Real de 12 meses. Debido a esto, verificaremos la hipótesis de autocorrelación de primer orden bajo un esquema autorregresivo de tipo AR(1), esto debido a que gran parte de los modelos económicos con problemas de autocorrelación presentan un proceso autorregresivo de primer orden, razón por la cual emplearemos este supuesto para analizar la estimación de los modelos. Este análisis resalta la necesidad de analizar la estacionariedad de la perturbación aleatoria, ya que es una hipótesis que en general debe cumplirse en los modelos que están bien especificados, como los anteriormente analizados.

4.4. Especificación de la Relación a Largo Plazo con Término Autorregresivo AR(1).

La metodología desarrollada para contrastar la estacionariedad de la perturbación se realiza a través de un test en el que la hipótesis que se contrasta es el valor unitario de un determinado coeficiente autorregresivo AR(1). Al igual que en el punto 4.2 se realizaron las regresiones para estimar la relación entre las Inflaciones Forward y Reales, estimaremos las mismas relaciones agregando un término autorregresivos de tipo AR(1), para añadir el efecto de los errores como perturbaciones a las Inflaciones Forward, por lo que vamos a especificar y estimar la siguiente función estática largo plazo $\pi^e = b_0 + b\pi_t^r + AR(1) + u_t$, donde,

π^e_t Será la Inflación Forward estimada por cada Instrumento Financiero (BC, CD, IF o SW, a 03, 06 y 12 meses),

π^r_t Será la Inflación Real para el periodo regresionado (03, 06 y 12 meses),

b_0 El termino constante de la regresión,

b El termino variable de la regresión,

AR(1) El termino autorregresivos de los errores.

u_t Es un proceso de ruido blanco y por tanto con esperanza nula, varianza constante y covarianza nula.

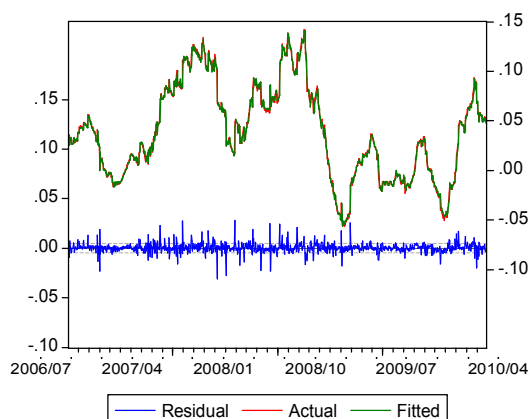
Los resultados de las regresiones con el término autorregresivos para cada instrumento y plazos, se presentan a continuación:

Análisis de Regresiones por MCO + Autorregresivo AR(1). Datos Trimestrales				
Regresión	R-Squared	Estadístico DW	Regresor - IR03m	AR(1)
BC03m	0.989069	2.065993	0.732470 (9.803403)	0.978026 (146.2876)
CD03m	0.963515	2.479108	0.636218 (13.54122)	0.923074 (75.28346)
IF03m	0.989992	1.780915	0.685203 (9.838278)	0.982025 (155.5467)
SW03m	0.988626	1.792049	0.620916 (8.634936)	0.980924 (156.8196)

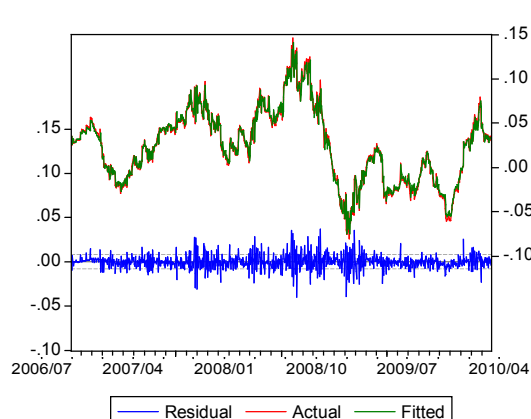
En las series de datos para la Inflación Trimestral podemos ver que mejora el ajuste de las relaciones, desde un 80.0% a un 98.9% para el BC03m, de un 75.36% a 96.35% en los CD03m, en los IF03m aumenta el ajuste de un 75.30% a un 98.99% y finalmente desde un 74.54% a un 98.86% en los SW03m, siendo todos los términos autorregresivos AR(1) significativos. Sin embargo, al revisar los correlogramas de los residuos al cuadrado⁴, encontramos que estos se presentan como “no significativos” para los bonos del Banco Central (Prob. 0.012 > 0.005), Seguros de Inflación y Swaps. Solo se presenta como significativo el correlograma de los Depósitos Bancarios.

⁴ Ver Anexo 7.14.

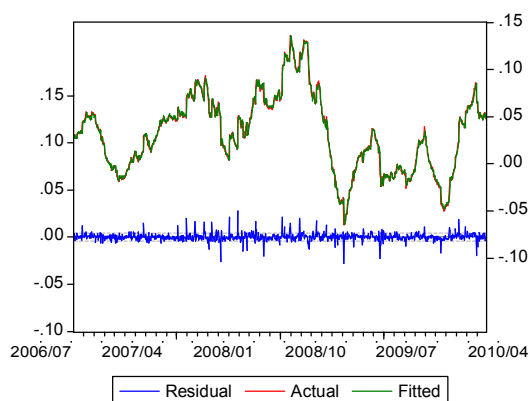
BC03m v/s IR03m



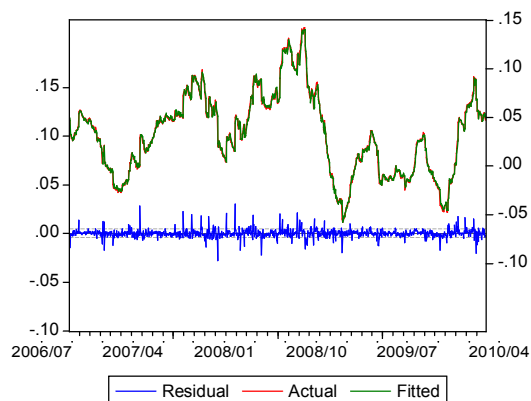
CD03m v/s IR03m



IF03m v/s IR03m



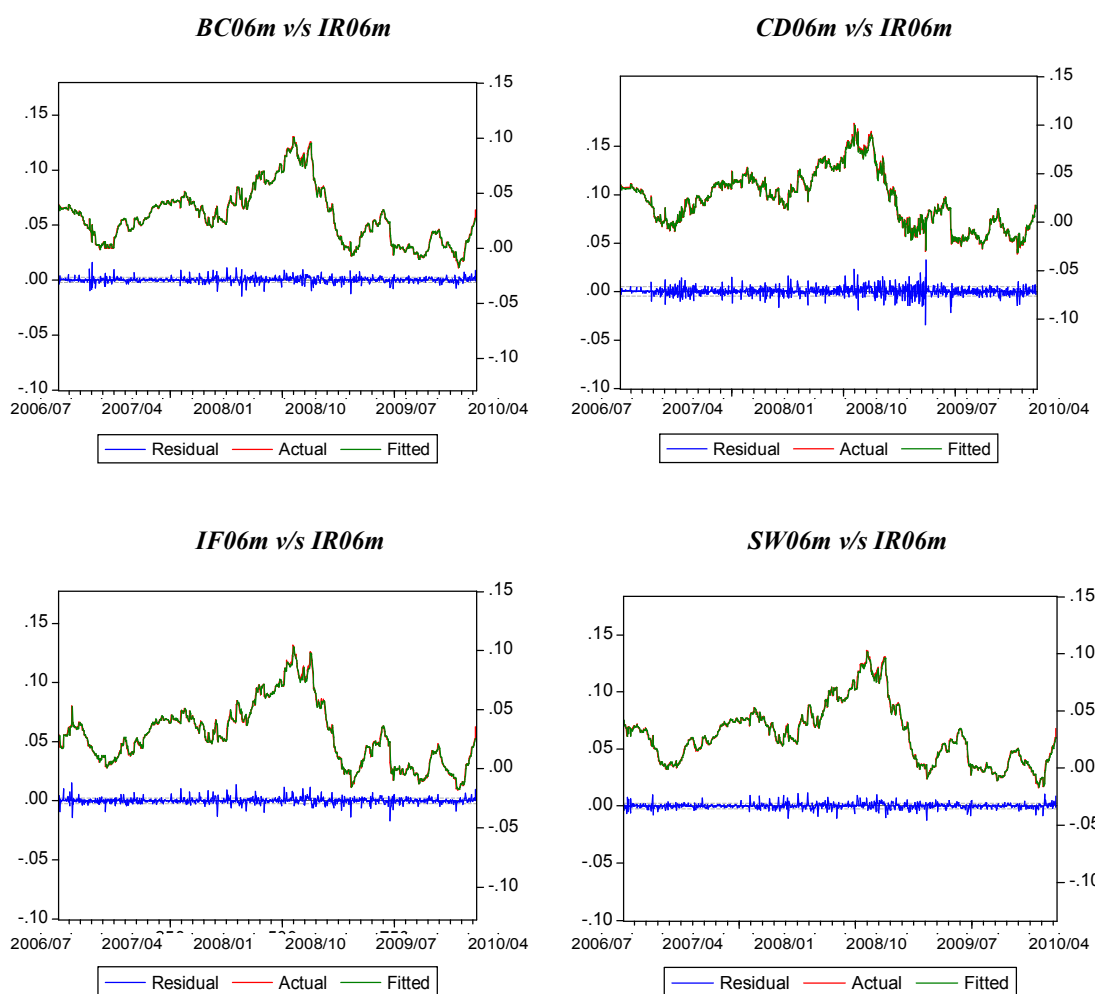
SW03m v/s IR03m



Análisis de Regresiones por MCO + Autorregresivo AR(1). Datos Semestrales.

Regresión	R-Squared	Estadístico DW	Regresor - IR06m	AR(1)
BC06m	0.990542	2.020467	0.394810 (4.910189)	0.993830 (271.6271)
CD06m	0.972474	2.637471	0.416676 (4.952159)	0.974719 (134.4763)
IF06m	0.990696	1.874780	0.516552 (5.971693)	0.993351 (237.8557)
SW06m	0.991504	1.830590	0.399691 (5.126400)	0.994212 (284.0848)

Para las series de Inflación a 06 meses, mejora el ajuste de las relaciones tal como en el caso de los instrumentos a trimestrales, pasando de un 48.57% a un 99.05% para el BC06m, de un 49.25% a 97.24% en los CD06m, en los IF06m aumenta el ajuste de un 49.24% a un 99.06% y finalmente desde un 48.71% a un 99.15% en los SW06m, siendo todos los términos autorregresivos AR(1) significativos así como la totalidad de la significancia del regresor IR06m.

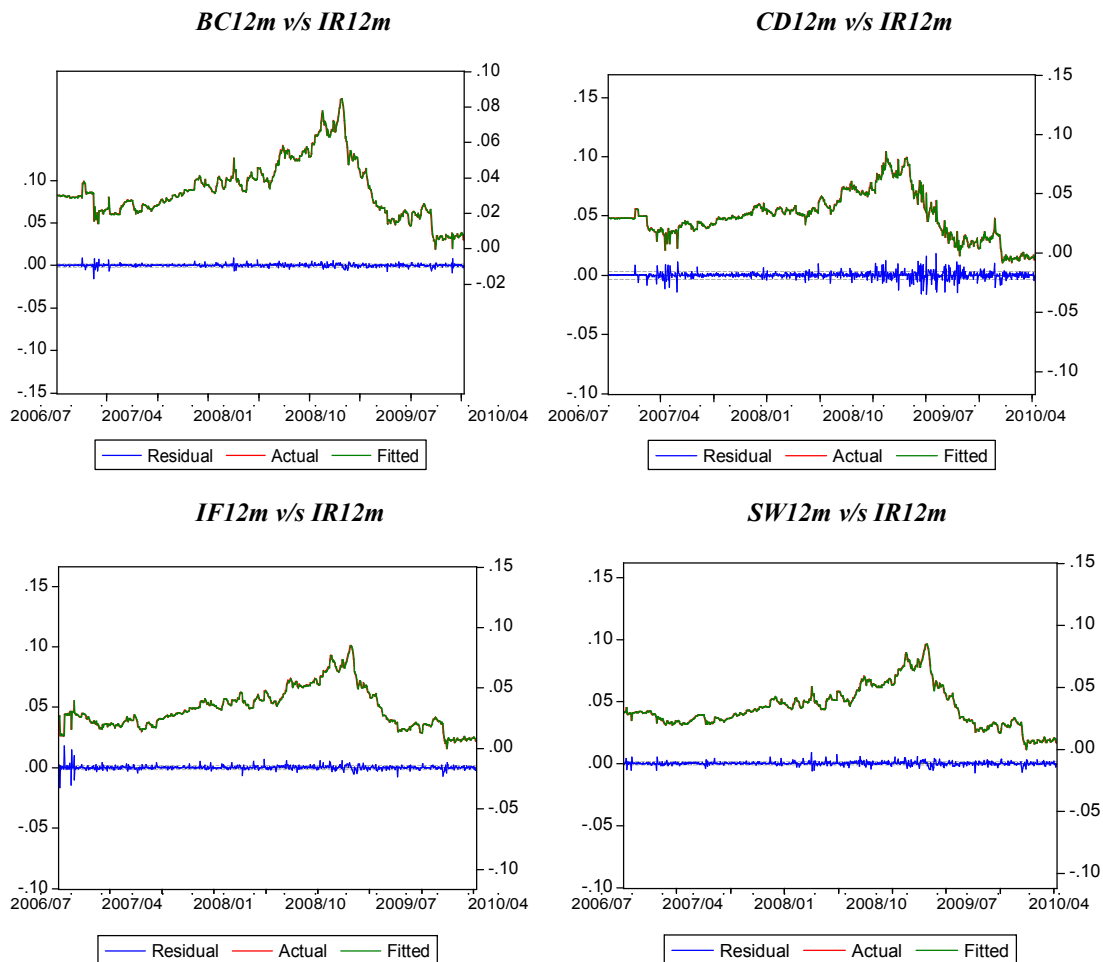


Análisis de Regresiones por MCO + Autorregresivo AR(1). Datos Anuales.				
Regresión	R-Squared	Estadístico DW	Regresor - IR12m	AR(1)
BC12m	0.989526	2.030220	0.011708 (0.087751)	0.998534 (604.0817)
CD12m	0.971986	2.651581	0.028904 (0.131433)	0.995338 (304.5172)
IF12m	0.988232	2.039670	0.253979 (1.740955)	0.997622 (416.7220)
SW12m	0.992210	1.700386	0.154396 (1.321436)	0.998468 (590.9842)

En las series de Inflación Anuales (que es donde se presentaba el problema de no cointegración de las series de inflación), es donde se presenta la mayor diferencia; siendo todos los regresores IR12m (Inflación Real) no significativos y tomando significancia solo los términos autorregresivos, comportándose como modelos AR(1) con un ajuste superior al 95%. La perturbación es entonces estacionaria, o sigue un proceso estacionario, existiendo una combinación lineal entre las variables π_t^e y π_t^r , dada en este caso por la parte determinista del modelo que las relaciona, que es estacionaria. Las variables se presentan integradas del mismo orden y cointegradas relacionándose linealmente estables, de forma que la diferencia entre las series es estacionaria.

Estos resultados se basan en la hipótesis de que los agentes del mercado irán ajustando sus proyecciones de Inflación (Inflación Forward) a medida que sus pronósticos tengan o no acierto en la Inflación Real informada; ya que si en un periodo sobreestiman o subestiman la inflación, su apuesta para el próximo periodo deberá llevar implícito el error en el ajuste entre la Inflación Real y su propia proyección del periodo anterior. Al ser la Inflación Forward de 12 meses de mayor plazo que la de 03 y 06 meses, esto es de suma importancia; debido principalmente a que en una posición de arbitraje (la que se da preferentemente a 1 año), la apuesta del arbitraje en inflación se da en la inflación de todo el periodo (12 meses) y no en la inflación mensual que se va conociendo, por lo que al tener una inflación más baja (o más alta) que la esperada, aun existe un periodo relativamente largo para realizar un ajuste. Lo anterior no se da en las apuestas a 03 meses; ya que al ser un plazo muy corto, un

error en una de las estimaciones tiene una gran repercusión en los resultados esperados, por lo que la estimación debe ser mas precisa, no dando espacio para el ajuste. Lo mismo sucede para el periodo de 06 meses aunque en menor medida.



4.5. Pruebas de Cointegración en los Residuos Estimados con Término Autorregresivo AR(1).

Al igual que en el punto 4.3, realizaremos pruebas de cointegración sobre los residuos de las regresiones de Inflación Forward e Inflación Real, pero adicionado un término autorregresivo AR(1) para analizar el peso de la autocorrelación de los errores en la relación de cointegración. A continuación se presentan los datos para las series trimestrales.

Análisis de Cointegración por ADF. Residuos de Regresiones Trimestrales con AR(1)		
Regresión	Estadístico ADF	Estadístico DW
BC03m	-32.58636*	1.993486
CD03m	-12.46459*	2.001331
IF03m	-2825144*	2.013568
SW03m	-28.40771*	2.001567
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración		
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%.		

En las regresiones de Inflación a 03 meses podemos ver que al igual que en las regresiones que no incluyeron el término autorregresivo AR(1) los residuos son estacionarios, confirmando la cointegración de las series de Inflación Forward e Inflación Real para todas las series de Instrumentos a 03 meses, siendo todos los estadísticos ADF significativos al 99% de confianza.

Análisis de Cointegración por ADF. Residuos de Regresiones Semestrales con AR(1)		
Regresión	Estadístico ADF	Estadístico DW
BC06m	-32.64796*	1.994222
CD06m	-43.92423*	2.030408
IF06m	-30.53498*	2.004205
SW06m	-30.05858*	2.005128
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración		
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%.		

En las series de Inflación Semestral, al igual que en el caso Trimestral, los valores de los estadísticos ADF son significativos al 1%, por lo que las series cointegran al igual que en las regresiones sin el termino autorregresivo AR(1), aunque a un nivel de confianza superior al de las series sin el termino autorregresivo que anteriormente fue de un 95% de confianza.

Análisis de Cointegración por ADF. Residuos de Regresiones Anuales con AR(1)		
Regresión	Estadístico ADF	Estadístico DW
BC12m	-18.34454*	2.000888
CD12m	-39.71309*	2.055931
IF12m	-28.90550*	1.997711
SW12m	-24.35717*	2.013519
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración		
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%.		

Finalmente en las series de Inflación a 12 meses, en las regresiones que incluyen un termino autorregresivo de primer orden AR(1) todos los valores del estadístico Augmented Dickey-Fuller son significativos al 1%, por lo que a diferencia de las regresiones de Inflación Forward Anual, que no incluían el término AR(1). Ante esta conclusión se puede afirmar que las series con el autorregresivo si cointegran, rechazando la hipótesis nula de no cointegración a favor de que los residuos de todas las series de Inflación Forward e Inflación Real a 12 meses son estacionarios de orden I(0).

4.6. Resumen de Resultados.

Para la Inflación Forward a 03 meses, tenemos que todas las series de datos cointegran a un 99% de confianza tanto en las regresiones simples como en las que se adiciona un término autorregresivo AR(1). Podemos ver que las regresiones mostraron un ajuste promedio de un 76%, mejorando a un 98% en promedio cuando se adiciona a la regresión el término autorregresivo. Sin embargo, al revisar la información entregada por los Correlogramas de los Residuos al Cuadrado de las regresiones con AR(1); estos no son significativos (salvo los Depósitos Bancarios), por lo que no hay evidencia de que sean procesos de tipo AR(1). A continuación se presenta un resumen de resultados:

Resumen Resultados Regresión y Cointegración. Datos Trimestrales (03 meses)								
Serie	RSqrd	Contante	Regresor - IR03m	ADF Test Coint.	RSqrd AR(1)	Regresor - IR03m	AR(1) "NS"	ADF Test Coint.
BC03m	0.8004	0.009236 (11.36176)	0.757397 (63.17665)	-3.745*	0.9890	0.732470 (9.803403)	0.978026 (146.2876)	-32.586*
CD03m	0.7536	-	0.639972 (66.15618)	-3.959*	0.9635	0.636218 (13.54122)	0.923074 (75.28346)	-12.464*
IF03m	0.7530	0.007812 (10.04489)	0.631738 (55.07603)	-3.543*	0.9899	0.685203 (9.838278)	0.982025 (155.5467)	-28.251*
SW03m	0.7454	0.007461 (9.221905)	0.644171 (53.98716)	-3.691*	0.9886	0.620916 (8.634936)	0.980924 (156.8196)	-28.407*
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración								
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%. NS no significativo, no hay cointegración.								

En el análisis de la Inflación Forward a 06 meses, tenemos que todas las series de datos cointegran a un 95% de confianza; con un ajuste en la regresión del 49% en promedio, llegando a un 99% cuando se adiciona el término autorregresivo AR(1). Si lo comparamos con la Inflación Forward a 03 meses, tenemos un mejor ajuste en los 06 meses con la adición del AR(1). Si descomponemos los datos podemos inferir que del 99% de ajuste que podemos lograr, solo un 49% se explica por proyecciones de inflación, y un 50% se debe a ajustes de posiciones derivadas de errores en la proyección del periodo anterior. Los correlogramas son significativos, salvo en los Swaps (atribuible a problemas en los datos o ruido en la muestra). A continuación se presenta un resumen de los resultados.

Resumen Resultados Regresión y Cointegración. Datos Semestrales (06 meses)								
Serie	RSqrd	Contante	Regresor - IR06m	ADF Test Coint.	RSqrd AR(1)	Regresor - IR06m	AR(1)	ADF Test Coint.
BC06m	0.4857	0.015136 (19.73183)	0.362619 (29.65513)	-2.121**	0.9905	0.394810 (4.910189)	0.993830 (271.6271)	-32.647*
CD06m	0.4925	0.007388 (8.683172)	0.407738 (30.06228)	-2.165**	0.9724	0.416676 (4.952159)	0.974719 (134.4763)	-43.924*
IF06m	0.4924	0.014126 (17.82665)	0.379608 (30.05259)	-2.057**	0.9906	0.516552 (5.971693)	0.993351 (237.8557)	-30.534*
SW06m	0.4871	0.015164 (19.59868)	0.366748 (29.73546)	-2.155**	0.9915	0.399691 (5.126400)	0.994212 (284.0848)	-30.058*
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración								
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%. NS no significativo, no hay cointegración.								

Finalmente, en el análisis de datos para las series de precios de activos financieros a 12 meses, tenemos que la regresión de las Inflaciones Forward versus la Inflación Real no es cointegrante, pasando a cointegrar solo cuando adicionamos a la regresión el termino autorregresivo AR(1). El ajuste en la regresión es de solo un 4%, mientras que cuando se agrega el AR(1) llega a un 98%. Infiriendo a nivel agregado que del 98% de ajuste; solo un 4% se debe a proyección de inflación y un 95% a ajustes en la posición de inflación, derivados de errores de estimación en los periodos anteriores. Los correlogramas nos entregan evidencia de que se comportan como un proceso AR(1). Un resumen de los datos es presentado a continuación:

Resumen Resultados Regresión y Cointegración. Datos Anuales (12 meses)								
Serie	RSqrd	Contante	Regresor - IR12m	ADF Test Coint.	RSqrd AR(1)	Regresor - IR12m	AR(1)	ADF Test Coint.
BC12m	0.0238	0.030524 (34.89215)	0.066405 (4.427101)	-1.03018 ns/nc	0.9895	0.011708 (0.087751)	0.998534 (604.0817)	-18.3445*
CD12m	0.0601	0.025365 (25.35550)	0.122986 (7.170092)	-1.30962 ns/nc	0.9719	0.028904 (0.131433)	0.995338 (304.5172)	-39.7130*
IF12m	0.0209	0.029993 (33.07506)	0.064466 (4.146058)	-1.24114 ns/nc	0.9882	0.253979 (1.740955)	0.997622 (416.7220)	-28.9055*
SW12m	0.0287	0.030373 (34.71662)	0.073180 (4.878385)	-1.04113 ns/nc	0.9922	0.154396 (1.321436)	0.998468 (590.9842)	-24.3571*
Valores Críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de no cointegración								
A nivel de significancia: * 1%, ** 5%, *** 10%. NS no significativo, no hay cointegración.								

5. Conclusiones

1. Se puede afirmar que las mejores estimaciones de Inflación Forward (en relación a la Inflación Real), la realizan los instrumentos de 03 meses, las cuales presentan en promedio el mejor ajuste, al nivel de confianza mas alto (99%) y donde:
 - a. El instrumento que presenta una mejor estimación son los Bonos del Banco Central de Chile, presentando un ajuste a la Inflación Real del periodo de un 80%, con un termino constante cercano a cero y un regresor de 0,7573, lo cual se puede asociar a que son los instrumentos de mayor liquidez en el mercado nacional, dependiendo de los plazos.
 - b. Lo siguen los Depósitos Bancarios (CD's) con un ajuste de 75,36%, seguidos por los Seguros de Inflación con un 75,36% de ajuste y finalmente los Swaps de Tasas de Interés (IRS) con un ajuste del 74,54%. Cabe destacar que los Depósitos Bancarios de estos plazos son instrumentos altamente demandados por fondos mutuos de Money Market, lo cual les otorga un alto nivel de liquidez.
 - c. Las altas magnitudes de los coeficientes de las regresiones señalan que las estimaciones o Inflación Forward de los instrumentos a 03 meses tienen una alta sensibilidad a cambios en las estimaciones de la inflación derivadas de la Inflación Real que se va presentando. Esto es claramente debido a que son instrumentos de corto plazo, por lo que tratan de ajustar rápidamente las expectativas en los precios.
 - d. A pesar de que el mejor ajuste lo presentan los Depósitos Bancarios, los coeficientes de correlación de todos los instrumentos a 03 meses son bastante similares. Bajo esta premisa, los Seguros de Inflación se presentan como el mejor instrumento para realizar un hedge a una posición de inflación. Esto debido a que el Seguro de Inflación es un derivado puro de inflación, por lo que presenta menores costos como liquidez (a diferencia de los Depósitos Bancarios o los Bonos de Banco Central) o uso de líneas de crédito.

- e. A esto se puede agregar que gráficamente todos los instrumentos de 03 meses realizan una buena estimación de la Inflación Real, presentando problemas en la estimación en los máximos y mínimos del periodo analizado, pero ajustando rápidamente su Inflación Forward a las nuevas expectativas.
2. Luego de los instrumentos de 03 meses, los mejores estimadores de Inflación Forward (en relación a la Inflación Real), la realizan los Activos a 06 meses, presentando en promedio un ajuste de 49% a un nivel de confianza de 95% y donde podemos inferir:
 - a. Los instrumentos que realizan una mejor estimación son Depósitos Bancarios y los Seguros de Inflación, presentando ambos un ajuste a la Inflación Real del periodo de un 49%; con términos constante cercanos a cero. Luego se ubican los Swap (IRS) y los Bonos del Banco Central, con un 48% de ajuste aproximadamente y regresores del orden de 0,36. Los instrumentos a 06 meses presentan regresores menores a los de las series de 03 meses, lo cual refleja una menor sensibilidad de los precios a cambios en las expectativas en línea con la Teoría Económica; ya que son instrumentos de un mayor plazo mayor, debido a lo cual el efecto de un dato de inflación tiende a tener un menor impacto en la inflación del periodo semestral que en el plazo de 03 meses.
 - b. Al igual que en el caso de la inflación trimestral los Seguros de Inflación se presentan como la mejor alternativa, por tener menores costos, ya que al ser un derivado que solo compromete una posición, no hay costo de liquidez y tiene menores costos referentes al uso de líneas de crédito.
 - c. Otra característica importante presentada por los instrumentos a 06 meses y que puede ser inferida del análisis grafico; es la tendencia a subestimar la inflación en periodos en que esta va al alza y subestimarla en periodos con tendencia a la baja. Podemos ver que cuando la inflación semestral efectiva

alcanzo un record de casi 15% en Junio de 2008, la Inflación Forward alcanzo solo un 9,15% en ese mes, para luego anotar el máximo de 10,26% en julio del mismo año. A la baja podemos ver el -4,94% de enero de 2009 siendo -1,84% la Inflación Forward mas baja inferida en los precios de los Seguros de Inflación.

3. Con respecto a la Inflación Forward inferida en los precios de los Activos Financieros a 12 meses, vemos que esta **no cointegra** con la serie de Inflación Real, por lo que no es un buen estimador de la medida de variación en los precios. Esto se puede inferir de los resultados de los test de cointegración (el cual demostró que no existía cointegración entre las series) y de los resultados de las regresiones; en donde se agrego a la regresión un termino autorregresivo de primer orden de los errores AR(1) que presentó un alto nivel de significancia. En contraste el termino regresor que relaciona la Inflación Forward a la Real (IR12m) no fue significativo, mostrando su baja o nula influencia en las estimaciones, lo cual es atribuible principalmente a que:
 - a. Los instrumentos a un año presentan una estimación de inflación menos precisa que los de plazos menores, principalmente debido a que son usados como herramientas de hedge de posiciones de arbitraje y no como apuestas de inflación además de la dificultad de estimar la inflación en un plazo mas largo. Por esto, no son apuestas a inflación, sino más bien a un aseguramiento de funding (en el caso de los Depósitos Bancarios) o una cobertura de posiciones de balances o inversiones de bancos y Administradoras de Fondos de Pensiones. Lo anterior es comprobable al realizar un análisis detallado (por ejemplo), de los montos por emisor colocados en Depósitos Bancarios (nominales y UF), Swaps o Seguros de Inflación; donde un emisor (bancario) capta gran cantidad de recursos, cuando los Spreads entre los depósitos y los Swaps Promedio Cámara (o Seguros de Inflación, o Bonos del Banco Central) se encuentran en niveles

- bajos (menos de 60 bps); esto se comprueba empíricamente, de acuerdo a la experiencia de los practitioners del mercado.
- b. Otro factor importante es el floating que presentan las Inflaciones Forward a 1 año. Estas oscilan en torno al 3% o 4%, muy cercano a los niveles del rango meta de inflación del Banco Central de Chile; lo cual refleja en cierta medida la credibilidad del mercado financiero en el manejo de la inflación por parte del instituto emisor. Esta conclusión se puede inferir del análisis gráfico que relaciona las Inflaciones Forward a 12 meses y la Inflación Real del periodo.
4. Una conclusión adicional, es la relativa a la estacionalidad en las estimaciones de la Inflación Forward de los instrumentos financieros. Debido a la estacionalidad presentada por el Índice de Precios al Consumidor en Chile; se determinó la existencia de estacionalidad en la estimación del mercado. Se concluye del análisis que en los meses de verano el mercado subestima la inflación a 12 meses; sobreestimando la inflación anual en los meses de invierno influenciado por la tendencia de los registros de IPC en los meses en que se efectúa la estimación. Desde noviembre a febrero el mercado tiende a subestimar la inflación a 12 meses, llevando a un alza en las tasas de interés indexadas a UF y bajando los precios de los Seguros de Inflación; inversamente entre junio y agosto existe una sobreestimación de la inflación a 12 meses, con la consecuente baja de tasas de interés indexadas y un aumento en los valores de los seguros de inflación. Esto presenta una oportunidad desde el punto de vista de manejo de posiciones de inflación y de toma de funding en UF por parte de bancos o inversionistas, siendo más caro tomar el mismo funding en los meses de verano.
 5. Tomando en cuenta variables revisadas en este estudio, como cuáles instrumentos realizan una mejor estimación de la inflación y su estacionalidad, es donde se pueden establecer oportunidades de coberturas o hedge de inflación así como

oportunidades de arbitraje. Una muestra de esto es que en todos los plazos analizados la Inflación Forward de los Depósitos Bancarios es constantemente menor a la Inflación Forward de los Seguros de Inflación o de los IR Swaps. Por lo anterior, una estrategia de arbitraje podría ser comprar la Inflación Forward de los Seguros de Inflación (recibiendo UF fija y pagando UF flotante) o la Inflación Forward de los IR Swaps (Comprando el Swap CLP/Cámara y vendiendo el UF/Cámara) y vender la Inflación Forward de los Depósitos Bancarios (comprando el Deposito Bancario indexado a UF y vendiendo el Deposito Bancario nominal en pesos) a cualquiera de los plazos.

6. Bibliografía

Alonso, F., R. Blanco y A. Del Río (2002). “Estimating Inflation Expectations Using French Government Inflation-Indexed Bonds”. Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo n 0111.

Ang, Bekaert & Wei (2006). “Do Macro Variables, Asset Markets or Surveys Forecast Inflation Better.” Federal Reserve Board of Governors, Division of Monetary Affairs, Washington DC. www.federalreserve.gov/research/staff/weiminx.htm

Ang & Bekaert (2007). “The Term Structure of Real Rates and Expected Inflation.” Division of Monetary Affairs, Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington DC.

Arias, Hernández & Zea (2006). “Expectativas de Inflación en el Mercado de Deuda Publica Colombiano” Sección de Desarrollo de Mercados, Banco de la República de Colombia.

Balsam, A., S. Kandel y O. Levy (1998). “Ex-Ante Real Rates and Inflation Risk Premiums: A Consumption-Based Approach.” Bank of Israel.

Bernanke, B. (2004). “What Policymakers Can Learn from Asset Prices”. Remarks by Governor Ben S. Bernanke before the Investment Analysts Society of Chicago, Chicago, Illinois, April 15, 2004. <http://www.federalreserve.gov/>

Bernanke, B (2007). “Inflation expectations and inflation forecasting.” Chairman of the Board of Governors of the US Federal Reserve System, at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts, 10 July 2007.

Breedon, F. y J. Chadha (1997). “The Information Content of the Inflation Term Structure.” Bank of England, 1997.

Christensen, I., F. Dion y C. Reid (2004). “Real Return Bonds Inflation Expectations, and the Break-Even Inflation Rate.” Bank of Canada, Working Paper 2004-43.

Chumacero, R. y L. Opazo (2008). “Compensación Inflacionaria en Chile.” Documentos de Trabajo N° 468, Mayo 2008, Banco Central de Chile.

Deacon, M. y A. Derry (1994). “Deriving Estimates of Inflation Expectations from the Prices of UK Government Bonds.” Bank of England, 1994.

Duffie, D. y K.J. Singleton (1997). “An Econometric Model of the Term Structure of Interest Rate Swap Yields.” Journal of Finance, Vlo 52, Issue 4 (Sep, 1997), 1287-1321.

Engle, R.F. y Granger, C.W.J.(1987). “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, vol. 55, pag 251-276.

Evans, M.D. (2003). “Real Risk, Inflation Risk, and the Term Structure.” Georgetown University, Washington DC.

Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, Macmillan, New York Gandolfi, A.E. (1982), “Inflation, Taxation and Interest Rates”, *Journal of Finance* 37, 797–807

Fama, E. F. (1970), “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance* 25, 383– 417

Fama, E. F. (1975), “Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation”, *American Economic Review* 65, 269–282

F. Alarcón y M. Bernier (2009). “Diferencias en Medidas de Compensación Inflacionaria y Swap Spread.” *Revista Economía Chilena*, Vol 12 – n° 1, 105-116, Agosto 2007, Banco Central de Chile.

Garcia, M. G. P. (1993), “The Fisher Effect in a Signal Extraction Framework: The Recent Brazilian Experience”, *Journal of Development Economics* 41, 71–93

Godoy S., Selaive J. 2005. “Swap de Tasas de Interés Externas Costo de Financiamiento y Deuda Externa.” Banco Central de Chile, Serie de Estudios Económicos n° 49.

Grishchenko and Huang (2007) “Inflation Risk Premium Evidence from the TIPS Market.” Smeal College of Business, Penn State University.

Jervis, P. (2007). “La Compensación Inflacionaria y sus Componentes.” *Revista Economía Chilena*, Vol 10 – n° 2, 27-56, Agosto 2007, Banco Central de Chile.

Joyce, Lildholdt and Sorensen (2009). “Extracting inflation expectations and inflation risk premia from the term structure.” Working Paper N° 360, Febrero 2009, Bank of England.

Larraín, M. (2007). “Inflation Compensation and Inflation Expectations in Chile.” Banco Central de Chile, Documento de Trabajo N° 421, Junio 2007

Mendoza, E.G. (1992). “Fisherian Transmission and Efficient Arbitrage under Partial Financial Indexation the Case of Chile.” *International Monetary Fund*, Vol. 39, No. 1 Mar. 1992. pp 121-147.

Mishkin, F (1990): “What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?” *The Journal of Monetary Economics*, 25. 77 – 95 North-Holland.

Mishkin, F. S. (1992), “Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates”, *Journal of Monetary Economics* 30, 195–215

Muth, J. F. (1961) “Rational Expectations and the Theory of Price Movements”, *Econometrica* **29**, 315–335

Pasaogullari, Tsonev (2008). “The Term Structure of Inflation Compensation in the Nominal Yield Curve.” Department of Economics, Columbia University.

Phylaktis, K. and Blake, D. (1993), “The Fisher Hypothesis: Evidence From Three High Inflation Economies”, *Weltwirtschaftliches Archiv* 129, 591–599.

Rudebusch, Lopez y Christensen (2008). “Inflation Expectations and Risk Premiums Nominal and Real Bond Yields.” Federal Reserve Bank of San Francisco.

Sack, B. (2000). “Deriving Inflation Expectations from Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields.” Division of Monetary Affairs, Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington DC.

Sack, B (2002). A Monetary Policy Rule Based on Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields.” Division of Monetary Affairs, Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington DC.

Scholtes, C. (2002). “On Market-Based Measures of Inflation Expectations.” Bank’s Reserves Management, Foreign Exchange Division, Bank of England.

Sotz, C. y F. Alarcón (2007). “Mercado Swap de Tasas de Interés y Expectativas de TPM e Inflación.” *Revista Economía Chilena*, Vol 10 – nº 2, 97-102, Agosto 2007, Banco Central de Chile.

Thornton, J. (1996), “The Adjustment of Nominal Interest Rates in Mexico: A Study of the Fisher Effect”, *Applied Economics Letters* 3, 255–257

Varela, F. (2007). “Mercados de Derivados – Swap de Tasas Promedio Cámara y Seguro Inflación.” *Estudio Económicos Estadísticos* N° 56, abril 2007, Banco Central de Chile.

7. Anexos

7.1. Anexo 1. Pantalla Mercado Renta Fija, Bolsa de Comercio de Santiago.

Imagen pantalla de Bonos del banco central en el Mercado de Renta Fija, de la Bolsa de Comercio de Santiago.

Instrumento	Tipo	N° Negocios	Cantidad	Reaj.	Monto \$	Precio Mayor	Precio Menor	Precio Medio	TIR Mayor	TIR Menor	TIR Media	Duration
BCU0300510	BT	1	30.000,00	UF	642.734.720	100,68	100,68	100,68	-6,50	-6,50	-6,50	0,07
BCP0800810	BT	1	10.000.000,00	\$	10.379.487	102,40	102,40	102,40	0,60	0,60	0,60	0,32
BCU0300810	BT	1	30.000,00	UF	651.425.165	102,81	102,81	102,81	-5,47	-5,47	-5,47	0,32
BCU0500910	BT	1	30.000,00	UF	658.353.189	103,94	103,94	103,94	-4,53	-4,53	-4,53	0,41
BCP0601110	BT	11	20.100.000.000,00	\$	21.235.566.878	103,03	103,01	103,03	0,60	0,59	0,60	0,56
PRC-1D0201	BT	1	10.000,00	UF	30.998.437	105,78	105,78	105,78	-3,16	-3,16	-3,16	0,59
PRC-1D0301	BT	3	30.000,00	UF	93.542.560	106,57	106,56	106,56	-3,09	-3,11	-3,10	0,67
PRC-6D0398	BT	2	20.000,00	UF	99.460.450	109,75	109,75	109,75	-1,41	-1,41	-1,41	1,20
BCP0800811	BT	1	10.000.000,00	\$	10.908.590	107,62	107,62	107,62	2,10	2,10	2,10	1,27
PRC-5D0800	BT	2	20.000,00	UF	133.455.232	110,69	110,69	110,69	-1,16	-1,16	-1,16	1,36
BCU0500911	BT	1	20.000,00	UF	458.326.225	108,54	108,54	108,54	-1,05	-1,05	-1,05	1,37
PRC-7D0393	BT	10	100.000,00	UF	625.401.049	112,74	112,70	112,71	-0,46	-0,48	-0,46	1,77
BCU0300412	BT	1	10.000,00	UF	223.140.492	106,16	106,16	106,16	-0,10	-0,10	-0,10	1,95
CERO	BT	26	49.716,35	UF	1.025.704.924	0,00	0,00	0,00	1,36	-1,20	0,38	2,00
BCP0600612	BT	1	100.000.000,00	\$	107.134.844	104,99	104,99	104,99	3,56	3,56	3,56	2,02
PRC-6D1099	BT	3	60.000,00	UF	495.753.900	112,83	112,83	112,83	0,37	0,37	0,37	2,04
PRC-7C1093	BT	2	40.000,00	UF	282.934.818	113,24	113,24	113,24	0,38	0,38	0,38	2,10
PRC-7C0194	BT	2	20.000,00	UF	160.211.492	113,37	113,37	113,37	0,30	0,30	0,30	2,11
BCU0500912	BT	5	85.000,00	UF	1.986.394.769	110,78	110,68	110,69	0,50	0,46	0,50	2,30
BCU0301012	BT	4	47.000,00	UF	1.049.668.268	106,30	106,17	106,27	0,50	0,45	0,46	2,42
PRC-7D0994	BT	2	20.000,00	UF	174.930.078	113,79	113,79	113,79	1,15	1,15	1,15	2,51
PRC-6D0101	BT	2	20.000,00	UF	227.881.286	113,53	113,53	113,53	1,24	1,24	1,24	2,52
PRC-7A0295	BT	1	1.000,00	UF	9.620.381	114,42	114,42	114,42	1,24	1,24	1,24	2,67
PRC-7D0795	BT	4	40.000,00	UF	420.376.909	115,18	115,15	115,17	1,30	1,29	1,29	2,84
BCU0300413	BT	3	20.000,00	UF	442.142.986	105,30	105,07	105,19	1,27	1,19	1,23	2,88
PRC-7D1095	BT	1	10.000,00	UF	103.048.205	114,85	114,85	114,85	1,80	1,80	1,80	3,07
BCU0300713	BT	55	425.000,00	UF	9.460.449.595	105,26	105,06	105,13	1,39	1,33	1,37	3,09
PRC-7D0296	BT	1	10.000,00	UF	111.708.088	115,20	115,20	115,20	1,80	1,80	1,80	3,15
BCU0501113	BT	36	340.500,00	UF	8.158.077.720	111,91	111,55	111,66	1,60	1,50	1,57	3,27
PRC-7C0496	BT	1	10.000,00	UF	111.396.623	116,08	116,08	116,08	1,80	1,80	1,80	3,31
PRC-7D0496	BT	1	10.000,00	UF	111.397.844	116,08	116,08	116,08	1,80	1,80	1,80	3,31
BR	BT	3	1.130.304,00	IPC	63.108.517	104,62	104,14	104,43	2,97	1,57	2,37	3,32
BCU0301013	BT	40	188.000,00	UF	4.147.002.120	105,06	104,75	104,95	1,60	1,51	1,54	3,35
PRC-7D1196	BT	1	10.000,00	UF	127.945.422	115,51	115,51	115,51	2,00	2,00	2,00	3,37
PRC-7B0197	BT	1	3.000,00	UF	38.261.125	116,33	116,33	116,33	2,01	2,01	2,01	3,54
PRC-7D1096	BT	1	10.000,00	UF	118.831.681	116,49	116,49	116,49	2,00	2,00	2,00	3,55
PRC-7D0597	BT	2	20.000,00	UF	272.478.756	116,68	116,68	116,68	2,00	2,00	2,00	3,61
PRC-7A0297	BT	1	1.000,00	UF	12.742.801	116,89	116,89	116,89	1,98	1,98	1,98	3,62
PRC-7B0297	BT	2	10.000,00	UF	127.283.476	116,73	116,73	116,73	2,02	2,02	2,02	3,62

7.2. Anexo 2. Pantalla Mercado de Depósitos, Bolsa de Comercio de Santiago.

Imagen pantalla del Mercado de Intermediación Financiera de la Bolsa de Comercio de Santiago, donde se transan Depósitos Bancarios.

V	Op V	C	Op C	Rte	Folio	Instrumento	Emisor	D	Rescate	Moneda	Días	Tasa	Captación
85		54		E1	70158	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
85		54		E1	70160	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
85		54		E1	70162	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
85		54		E1	70128	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
85		54		E1	70148	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
85		54		E1	70136	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
85		54		E1	70126	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
85		54		E1	70146	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
85		54		E1	70124	PAGARE NR	SECURITY	D	240.700.000	CH\$	373	0,18	235.431.053
54		58		E4	71770	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		58		E4	71768	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		58		E4	71766	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		58		E4	71764	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		86		E4	71762	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		58		E4	71774	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		58		E4	71776	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		58		E4	71778	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		58		E4	71780	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
54		58		E4	71772	PAGARE NR	CHILE	D	205.016.000	CH\$	396	0,19	200.000.000
85		58		E4	71916	PAGARE R	BBVA	D	10.000,0000	UF	399	-1,00	212.441.352
85		58		E4	71914	PAGARE R	BBVA	D	10.000,0000	UF	399	-1,00	212.441.352
85		58		E4	71924	PAGARE R	BBVA	D	10.000,0000	UF	399	-1,00	212.441.352
85		58		E4	71922	PAGARE R	BBVA	D	10.000,0000	UF	399	-1,00	212.441.352
85		58		E4	71920	PAGARE R	BBVA	D	10.000,0000	UF	399	-1,00	212.441.352
85		58		E4	71918	PAGARE R	BBVA	D	10.000,0000	UF	399	-1,00	212.441.352
58		86		E5	72698	PAGARE NR	CORPBANCA	D	100.000.000	CH\$	441	0,25	96.455.269
72		72		E2	70566	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70568	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70570	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70572	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70562	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70594	PAGARE R	ESTADO	D	9.730,0000	UF	519	-0,06	204.591.252
72		72		E2	70592	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70590	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70588	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70586	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70584	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70560	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183
72		72		E2	70564	PAGARE R	ESTADO	D	9.722,0000	UF	519	-0,06	204.423.183

7.3. Anexo 3. Pantalla Mercado de Inflation Forwards

Imagen pantalla Tradition Brokers, Mercado de Inflation Forwards e Interest Rate Swaps

ISSUE	C	CUS	BID	OFFER	CUS	AMT	AMT	LAST	CLOSE	CLOSE	ISSUE	C	CUS	BID	OFFER	CUS	AMT	AMT	LAST	CLOSE	CLOSE
INFLATION FORWARD																					
08/01/10	UF		20980	21000	221	300	300		20978	20992	08/10/10	UF		21210	21260		300			21218	21232
09/02/10	UF		20910	20960					20928	20942	09/11/10	UF		21270	21278	<<300		300	21280	21263	21277
09/03/10	UF	121	20900	20925	131	<<300	200		20903	20917	09/12/10	UF		21430	21460				21308	21322	
09/04/10	UF		20890	20925		300	200		20903	20917	07/01/11	UF		21460	21545				21343	21357	
07/05/10	UF		20990	21040		300	300		21008	21022	09/02/11	UF							21353	21367	
09/06/10	UF		21015	21090		<<300	300		21058	21072	NOV-ENE	UF		95	-5						73 87
09/07/10	UF		21110	21125	111		200		21078	21092	OCT-NOV	UF		35	275		300				38 52
09/08/10	UF		21130	21160					21138	21152	SEP-OCT	UF		40			300				43 57
09/09/10	UF	121	21165	21200		<<300	300		21168	21182	JUN-NOV	UF		195	285						198 212
IRS UF/CRM																					
3 MTH	UF		0.30	2.50					2.15	2.35	3 MTH	CLP		0.57	0.68						0.53 0.58
6 MTH	UF		0.45	0.70					0.55	0.65	6 MTH	CLP		0.55	0.65		5	5			0.58 0.63
9 MTH	UF		0.15	0.30					0.20	0.30	9 MTH	CLP		0.85	0.95		5	5			0.85 0.90
1 YEAR	UF		0.05	0.50					0.12	0.17	1 YEAR	CLP		1.32	1.38		5	5			1.34 1.39
1.5 YEAR	UF		0.80	0.85		360	300		0.78	0.88	1.5 YEARS	CLP		2.30	2.58						2.12 2.22
2 YEARS	UF		1.40	1.48			300		1.43	1.48	2 YEARS	CLP		2.90	3.00		5	5			2.94 2.99
3 YEARS	UF		1.73	1.79		300			1.83	1.88	3 YEARS	CLP		4.02	4.17		5	5			4.07 4.12
4 YEARS	UF		1.84	1.97		300	300		1.92	1.97	4 YEARS	CLP		4.70	4.86						4.69 4.74
5 YEARS	UF		1.91	2.00			300		1.98	2.03	5 YEARS	CLP		4.97	5.13		5	5			5.03 5.08
6 YEARS	UF		2.00	2.12		100			2.08	2.13	6 YEARS	CLP		5.27	5.34						5.30 5.35
7 YEARS	UF		2.00	2.30			300		2.18	2.23	7 YEARS	CLP		5.00	5.85						5.49 5.54
8 YEARS	UF		2.19	2.30			300		2.28	2.33	8 YEARS	CLP		5.56	5.76						5.65 5.70
9 YEARS	UF		1.84	2.40					2.38	2.43	9 YEARS	CLP		5.70	5.90						5.77 5.82
10 YEARS	UF		2.43	2.63					2.48	2.53	10 YEARS	CLP		5.77	5.97						5.87 5.92
15 YEARS	UF		1.95	2.20					2.58	2.63	15 YEARS	CLP		5.30	5.80						6.06 6.11
20 YEARS	UF		1.95	2.30					2.68	2.73	20 YEARS	CLP									6.22 6.27

11:23:10: Trade 09/11/10 UF 300.0 At 21280.00
 11:24:28: Trade 8 DIAS USD 10.0 At -0.25

7.4. Anexo 4. Pantalla Mercado de Interest Rate Swaps

Imagen pantalla ICAP Brokers, Mercado de Interest Rate Swaps e Inflation Forwards

Description	Bid	Offer	BidAmt	OfrAmt	LTP	Description	Bid	Offer	BidAmt	OfrAmt	LTP
UF/CAM						6 M / 1YR CC.	0.50	0.72			
3 MO UC.	0.0	-3.20				6M / 2YR CC.	0.91	0.97			
6 MO UC.	+1.00	+0.65				9M / 1YR CC.	0.25	0.26			
9 MO UC.	-0.10	+0.20				1YR / 1.5 YR	0.21	0.65			
1 YR UC.	0.0	+0.25	300	300		1YR / 2YR CC.	0.40	0.50			
1.5 YR UC.	+0.70	+0.95	300	300		2YR / 3YR CC.	0.38	0.41			
2 YR UC.	+0.75	+0.95	300	300		2YR / 10YR CC.	1.30	1.36			
3 YR UC.	+1.35	+1.45	300	200		CLP/UF					
4 YR UC.	+1.60	+1.83	300	300		09/Dic/10	21450	21460	200	300	
5 YR UC.	+1.75	+1.95	300	300		07/Ene/11	21475	21485	300	300	
6 YR UC.	+1.90	+2.06	300			09/Feb/11	21480	21500			
7 YR UC.	+2.00	+1.94				09/Mar/11	21530	21560			
8 YR UC.	+2.10	+2.25	300			08/Abr/11	21520	21580	200	200	
9 YR UC.	+2.11	+2.20				09/May/11	21689	21720			
10 YR UC.	+2.35	+2.50	150	150		09/Jun/11	21800	21820			
12 YR UC.	+1.90	+2.51				08/Jul/11	21870	21900			
15 YR UC.	+2.15	+2.40				09/Ago/11	21950	21980			
20 YR UC.	+2.23	+2.53				09/Sep/11	22033	22065		200	
CLP/CAM						07/Oct/11	22060	22095			
3 MO CC.	3.00	3.05	10			09/Nov/11	22070	22155			
6 MO CC.	3.18	3.30				09/Dic/11	22200	22205			
9 MO CC.	3.32	3.52	5	5		09/Ene/12	22420	22240			
1 YR CC.	3.52	3.72	5	5		09/Feb/12	22200	22260			
1.5 YR CC.	3.90	4.10	5	5		09/Mar/12	22250	22300	300		
2 YR CC.	4.02	4.18	5	5		09/Abr/12	22300	22320	300		
3 YR CC.	4.34	4.54	5	5		09/May/12	21400	21420			
4 YR CC.	4.70	4.86	5	5		07/OCT/12	22323	22337			
5 YR CC.	4.76	4.96	5	5		INFLATION SPREADS					
6 YR CC.	4.90	5.05				ENE11 / FEB11	+5.00	+145.00	300		
7 YR CC.	5.05	5.25				DIC10 / FEB11	+40.00	+80.00			
8 YR CC.	5.15	5.50		5		DIC10 / DIC11	+150.00	+180.00			
9 YR CC.	5.24	5.42				FEB11 / MAR11	+280.00	+65.00		300	
10 YR CC.	5.42	5.54				ENE 11/ ENE 12	+80.00	+790.00			
CLP SPREADS						BASIS SWAPS					

7.5. Anexo 5. Resultados Regresiones Instrumentos a 03 Meses. Eviews

Output.

Dependent Variable: BC03M Method: Least Squares Date: 08/06/10 Time: 15:42 Sample(adjusted): 1 997 Included observations: 997 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009236	0.000813	11.36176	0.0000
IR03M	0.757397	0.011989	63.17665	0.0000
R-squared	0.800453	Mean dependent var		0.038404
Adjusted R-squared	0.800252	S.D. dependent var		0.047267
S.E. of regression	0.021125	Akaike info criterion		-4.874691
Sum squared resid	0.444045	Schwarz criterion		-4.864852
Log likelihood	2432.034	F-statistic		3991.289
Durbin-Watson stat	0.055407	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: CD03M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 14:56 Sample(adjusted): 1 997 Included observations: 997 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR03M	0.639972	0.009674	66.15618	0.0000
R-squared	0.753606	Mean dependent var		0.023924
Adjusted R-squared	0.753606	S.D. dependent var		0.041724
S.E. of regression	0.020711	Akaike info criterion		-4.915312
Sum squared resid	0.427225	Schwarz criterion		-4.910393
Log likelihood	2451.283	Durbin-Watson stat		0.153983

Dependent Variable: IF03M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 15:00 Sample(adjusted): 1 997 Included observations: 997 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007812	0.000778	10.04489	0.0000
IR03M	0.631738	0.011470	55.07603	0.0000
R-squared	0.753002	Mean dependent var		0.032141
Adjusted R-squared	0.752754	S.D. dependent var		0.040648
S.E. of regression	0.020212	Akaike info criterion		-4.963078
Sum squared resid	0.406482	Schwarz criterion		-4.953239
Log likelihood	2476.094	F-statistic		3033.370
Durbin-Watson stat	0.040879	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: SW03M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 15:00 Sample(adjusted): 1 997 Included observations: 997 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007461	0.000809	9.221905	0.0000
IR03M	0.644171	0.011932	53.98716	0.0000
R-squared	0.745499	Mean dependent var		0.032269
Adjusted R-squared	0.745243	S.D. dependent var		0.041656
S.E. of regression	0.021025	Akaike info criterion		-4.884161
Sum squared resid	0.439860	Schwarz criterion		-4.874322
Log likelihood	2436.754	F-statistic		2914.614
Durbin-Watson stat	0.045124	Prob(F-statistic)		0.000000

7.6. Anexo 6. Resultados Regresiones Instrumentos a 06 Meses. Eviews

Output.

Dependent Variable: BC06M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 17:10 Sample(adjusted): 1 933 Included observations: 933 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015136	0.000767	19.73183	0.0000
IR06M	0.362619	0.012228	29.65513	0.0000
R-squared	0.485757	Mean dependent var		0.029209
Adjusted R-squared	0.485204	S.D. dependent var		0.025657
S.E. of regression	0.018409	Akaike info criterion		-5.149815
Sum squared resid	0.315507	Schwarz criterion		-5.139444
Log likelihood	2404.389	F-statistic		879.4270
Durbin-Watson stat	0.018449	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: CD06M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 17:10 Sample(adjusted): 1 933 Included observations: 933 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007388	0.000851	8.683172	0.0000
IR06M	0.407738	0.013563	30.06228	0.0000
R-squared	0.492571	Mean dependent var		0.023212
Adjusted R-squared	0.492026	S.D. dependent var		0.028650
S.E. of regression	0.020419	Akaike info criterion		-4.942545
Sum squared resid	0.388173	Schwarz criterion		-4.932173
Log likelihood	2307.697	F-statistic		903.7406
Durbin-Watson stat	0.054939	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: IF06M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 17:10 Sample(adjusted): 1 933 Included observations: 933 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014126	0.000792	17.82665	0.0000
IR06M	0.379608	0.012631	30.05259	0.0000
R-squared	0.492410	Mean dependent var		0.028858
Adjusted R-squared	0.491865	S.D. dependent var		0.026677
S.E. of regression	0.019017	Akaike info criterion		-5.084871
Sum squared resid	0.336678	Schwarz criterion		-5.074499
Log likelihood	2374.092	F-statistic		903.1563
Durbin-Watson stat	0.018436	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: SW06M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 17:11 Sample(adjusted): 1 933 Included observations: 933 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015164	0.000774	19.59868	0.0000
IR06M	0.366748	0.012334	29.73546	0.0000
R-squared	0.487108	Mean dependent var		0.029397
Adjusted R-squared	0.486557	S.D. dependent var		0.025914
S.E. of regression	0.018568	Akaike info criterion		-5.132581
Sum squared resid	0.320992	Schwarz criterion		-5.122209
Log likelihood	2396.349	F-statistic		884.1975
Durbin-Watson stat	0.016613	Prob(F-statistic)		0.000000

7.7. Anexo 7. Resultados Regresiones Instrumentos a 12 Meses. Eviews

Output.

Dependent Variable: BC12M Method: Least Squares Date: 10/18/10 Time: 09:55 Sample(adjusted): 1 805 Included observations: 805 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030524	0.000875	34.89215	0.0000
IR12M	0.066405	0.015000	4.427101	0.0000
R-squared	0.023826	Mean dependent var		0.033423
Adjusted R-squared	0.022610	S.D. dependent var		0.016650
S.E. of regression	0.016460	Akaike info criterion		-5.373254
Sum squared resid	0.217565	Schwarz criterion		-5.361599
Log likelihood	2164.735	F-statistic		19.59923
Durbin-Watson stat	0.010743	Prob(F-statistic)		0.000011

Dependent Variable: CD12M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 17:26 Sample(adjusted): 1 805 Included observations: 805 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.025365	0.001000	25.35550	0.0000
IR12M	0.122986	0.017153	7.170092	0.0000
R-squared	0.060170	Mean dependent var		0.030734
Adjusted R-squared	0.059000	S.D. dependent var		0.019404
S.E. of regression	0.018823	Akaike info criterion		-5.104993
Sum squared resid	0.284507	Schwarz criterion		-5.093339
Log likelihood	2056.760	F-statistic		51.41022
Durbin-Watson stat	0.029902	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: IF12M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 17:26 Sample(adjusted): 1 805 Included observations: 805 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.029993	0.000907	33.07506	0.0000
IR12M	0.064466	0.015549	4.146058	0.0000
R-squared	0.020958	Mean dependent var		0.032807
Adjusted R-squared	0.019739	S.D. dependent var		0.017234
S.E. of regression	0.017063	Akaike info criterion		-5.301348
Sum squared resid	0.233785	Schwarz criterion		-5.289694
Log likelihood	2135.793	F-statistic		17.18980
Durbin-Watson stat	0.012053	Prob(F-statistic)		0.000037

Dependent Variable: SW12M Method: Least Squares Date: 07/23/10 Time: 17:27 Sample(adjusted): 1 805 Included observations: 805 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030373	0.000875	34.71662	0.0000
IR12M	0.073180	0.015001	4.876385	0.0000
R-squared	0.028784	Mean dependent var		0.033567
Adjusted R-squared	0.027575	S.D. dependent var		0.016693
S.E. of regression	0.016462	Akaike info criterion		-5.373089
Sum squared resid	0.217601	Schwarz criterion		-5.361435
Log likelihood	2164.668	F-statistic		23.79864
Durbin-Watson stat	0.008034	Prob(F-statistic)		0.000001

7.8. Anexo 8. Resultados Pruebas de Cointegración (ADF en Residuos) Instrumentos a 03 Meses. Eviews Output.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESBC03M

Null Hypothesis: RESBC03M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.745498	0.0002
Test critical values:				
1% level			-2.567286	
5% level			-1.941141	
10% level			-1.616485	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESBC03M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/15/10 Time: 16:40				
Sample(adjusted): 2 997				
Included observations: 996 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESBC03M(-1)	-0.027759	0.007411	-3.745498	0.0002
R-squared	0.013879	Mean dependent var		2.46E-05
Adjusted R-squared	0.013879	S.D. dependent var		0.004973
S.E. of regression	0.004938	Akaike info criterion		-7.782734
Sum squared resid	0.024261	Schwarz criterion		-7.777810
Log likelihood	3876.801	Durbin-Watson stat		2.059313

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESCD03M

Null Hypothesis: RESCD03M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.959664	0.0001
Test critical values:				
1% level			-2.567291	
5% level			-1.941142	
10% level			-1.616485	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESCD03M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/15/10 Time: 16:41				
Sample(adjusted): 4 997				
Included observations: 994 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESCD03M(-1)	-0.047530	0.012004	-3.959664	0.0001
D(RESCD03M(-1))	-0.311526	0.031837	-9.785104	0.0000
D(RESCD03M(-2))	-0.163219	0.031325	-5.210539	0.0000
R-squared	0.127322	Mean dependent var		1.55E-05
Adjusted R-squared	0.125561	S.D. dependent var		0.008134
S.E. of regression	0.007606	Akaike info criterion		-6.916731
Sum squared resid	0.057331	Schwarz criterion		-6.901937
Log likelihood	3440.615	Durbin-Watson stat		2.012250

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIF03M

Null Hypothesis: RESIF03M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.543480	0.0004
Test critical values:			1% level	-2.567288
			5% level	-1.941142
			10% level	-1.616485
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESIF03M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/15/10 Time: 16:42				
Sample(adjusted): 3 997				
Included observations: 995 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIF03M(-1)	-0.022609	0.006380	-3.543480	0.0004
D(RESIF03M(-1))	0.111704	0.031540	3.541626	0.0004
R-squared	0.022355	Mean dependent var		3.12E-05
Adjusted R-squared	0.021371	S.D. dependent var		0.004088
S.E. of regression	0.004044	Akaike info criterion		-8.181004
Sum squared resid	0.016242	Schwarz criterion		-8.171149
Log likelihood	4072.049	Durbin-Watson stat		2.015360

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESSW03M

Null Hypothesis: RESSW03M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.691524	0.0002
Test critical values:			1% level	-2.567288
			5% level	-1.941142
			10% level	-1.616485
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESSW03M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/15/10 Time: 16:42				
Sample(adjusted): 3 997				
Included observations: 995 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESSW03M(-1)	-0.024755	0.006706	-3.691524	0.0002
D(RESSW03M(-1))	0.107856	0.031560	3.417537	0.0007
R-squared	0.022488	Mean dependent var		1.11E-05
Adjusted R-squared	0.021504	S.D. dependent var		0.004468
S.E. of regression	0.004420	Akaike info criterion		-8.003448
Sum squared resid	0.019398	Schwarz criterion		-7.993593
Log likelihood	3983.715	Durbin-Watson stat		2.003472

7.9. Anexo 9. Resultados Pruebas de Cointegración (ADF en Residuos)

Instrumentos a 06 Meses. Eviews Output.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESBC06M

Null Hypothesis: RESBC06M has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.121724	0.0326		
Test critical values:	1% level	-2.567446		
	5% level	-1.941163		
	10% level	-1.616471		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(RESBC06M) Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 16:44 Sample(adjusted): 2 933 Included observations: 932 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESBC06M(-1)	-0.009423	0.004441	-2.121724	0.0341
R-squared	0.004804	Mean dependent var	-7.01E-06	
Adjusted R-squared	0.004804	S.D. dependent var	0.002500	
S.E. of regression	0.002494	Akaike info criterion	-9.148506	
Sum squared resid	0.005792	Schwarz criterion	-9.143316	
Log likelihood	4264.204	Durbin-Watson stat	2.016585	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESCD06M

Null Hypothesis: RESCD06M has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.615380	0.0087		
Test critical values:	1% level	-2.567448		
	5% level	-1.941164		
	10% level	-1.616470		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(RESCD06M) Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 16:44 Sample(adjusted): 3 933 Included observations: 931 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESCD06M(-1)	-0.019018	0.007272	-2.615380	0.0091
D(RESCD06M(-1))	-0.325671	0.031008	-10.50288	0.0000
R-squared	0.118721	Mean dependent var	-2.83E-05	
Adjusted R-squared	0.117772	S.D. dependent var	0.004789	
S.E. of regression	0.004498	Akaike info criterion	-7.968302	
Sum squared resid	0.018794	Schwarz criterion	-7.957913	
Log likelihood	3711.245	Durbin-Watson stat	2.045486	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIF06M

Null Hypothesis: RESIF06M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.057821	0.0381
Test critical values:			1% level	-2.567446
			5% level	-1.941163
			10% level	-1.616471
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESIF06M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/15/10 Time: 16:44				
Sample(adjusted): 2 933				
Included observations: 932 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIF06M(-1)	-0.009137	0.004440	-2.057821	0.0399
R-squared	0.004517	Mean dependent var	8.55E-06	
Adjusted R-squared	0.004517	S.D. dependent var	0.002582	
S.E. of regression	0.002576	Akaike info criterion	-9.084029	
Sum squared resid	0.006178	Schwarz criterion	-9.078839	
Log likelihood	4234.158	Durbin-Watson stat	1.877610	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESSW06M

Null Hypothesis: RESSW06M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.155237	0.0300
Test critical values:			1% level	-2.567448
			5% level	-1.941164
			10% level	-1.616470
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESSW06M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/15/10 Time: 16:45				
Sample(adjusted): 3 933				
Included observations: 931 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESSW06M(-1)	-0.009073	0.004210	-2.155237	0.0314
D(RESSW06M(-1))	0.080053	0.032870	2.435474	0.0151
R-squared	0.010615	Mean dependent var	-5.99E-06	
Adjusted R-squared	0.009550	S.D. dependent var	0.002391	
S.E. of regression	0.002379	Akaike info criterion	-9.241725	
Sum squared resid	0.005260	Schwarz criterion	-9.231336	
Log likelihood	4304.023	Durbin-Watson stat	1.993372	

7.10. Anexo 10. Resultados Pruebas de Cointegración (ADF en Residuos) Instrumentos a 12 Meses. Eviews Output.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESBC12M

Null Hypothesis: RESBC12M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.030183	0.2730
Test critical values:				
	1% level		-2.567841	
	5% level		-1.941217	
	10% level		-1.616434	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESBC12M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/10 Time: 10:52				
Sample(adjusted): 2 805				
Included observations: 304 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESBC12M(-1)	-0.003772	0.003661	-1.030183	0.3032
R-squared	0.000999	Mean dependent var		-3.06E-05
Adjusted R-squared	0.000999	S.D. dependent var		0.001706
S.E. of regression	0.001705	Akaike info criterion		-9.909350
Sum squared resid	0.002334	Schwarz criterion		-9.903517
Log likelihood	3984.559	Durbin-Watson stat		2.026641

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESCD12M

Null Hypothesis: RESCD12M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.309626	0.1761
Test critical values:				
	1% level		-2.567845	
	5% level		-1.941218	
	10% level		-1.616434	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESCD12M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/10 Time: 10:54				
Sample(adjusted): 3 805				
Included observations: 303 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESCD12M(-1)	-0.007600	0.005803	-1.309626	0.1907
D(RESCD12M(-1))	-0.324410	0.033494	-9.685494	0.0000
R-squared	0.109785	Mean dependent var		-4.25E-05
Adjusted R-squared	0.106674	S.D. dependent var		0.003257
S.E. of regression	0.003075	Akaike info criterion		-8.728781
Sum squared resid	0.007572	Schwarz criterion		-8.717104
Log likelihood	3506.606	Durbin-Watson stat		2.056406

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIF12M

Null Hypothesis: RESIF12M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.241146	0.1974
Test critical values:				
	1% level		-2.567841	
	5% level		-1.941217	
	10% level		-1.616434	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESIF12M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/10 Time: 11:48				
Sample(adjusted): 2 805				
Included observations: 804 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIF12M(-1)	-0.004811	0.003876	-1.241146	0.2149
R-squared	0.001781	Mean dependent var		-2.17E-05
Adjusted R-squared	0.001781	S.D. dependent var		0.001873
S.E. of regression	0.001871	Akaike info criterion		-9.722919
Sum squared resid	0.002812	Schwarz criterion		-9.717086
Log likelihood	3909.613	Durbin-Watson stat		2.038133

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESSW12M

Null Hypothesis: RESSW12M has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.041132	0.2687
Test critical values:				
	1% level		-2.567845	
	5% level		-1.941218	
	10% level		-1.616434	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESSW12M)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/10 Time: 10:56				
Sample(adjusted): 3 805				
Included observations: 803 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESSW12M(-1)	-0.003270	0.003140	-1.041132	0.2981
D(RESSW12M(-1))	0.150493	0.034985	4.301586	0.0000
R-squared	0.022890	Mean dependent var		-3.01E-05
Adjusted R-squared	0.021670	S.D. dependent var		0.001476
S.E. of regression	0.001460	Akaike info criterion		-10.21856
Sum squared resid	0.001707	Schwarz criterion		-10.20688
Log likelihood	4104.752	Durbin-Watson stat		2.014249

7.11. Anexo 11. Resultados Regresiones con Termino AR(1) Instrumentos a 03 Meses. Eviews Output.

Dependent Variable: BC03M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:03 Sample(adjusted): 2 997 Included observations: 996 after adjusting endpoints Convergence achieved after 14 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR03M	0.732470	0.074716	9.803403	0.0000
AR(1)	0.978026	0.006686	146.2876	0.0000
R-squared	0.989069	Mean dependent var		0.038406
Adjusted R-squared	0.989058	S.D. dependent var		0.047291
S.E. of regression	0.004947	Akaike info criterion		-7.778142
Sum squared resid	0.024324	Schwarz criterion		-7.768295
Log likelihood	3875.515	Durbin-Watson stat		2.065993
Inverted AR Roots	.98			

Dependent Variable: CD03M Method: Least Squares Date: 08/08/10 Time: 19:18 Sample(adjusted): 2 997 Included observations: 996 after adjusting endpoints Convergence achieved after 5 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR03M	0.636218	0.046984	13.54122	0.0000
AR(1)	0.923074	0.012261	75.28346	0.0000
R-squared	0.963515	Mean dependent var		0.023912
Adjusted R-squared	0.963479	S.D. dependent var		0.041743
S.E. of regression	0.007977	Akaike info criterion		-8.822417
Sum squared resid	0.053256	Schwarz criterion		-8.812570
Log likelihood	3399.564	Durbin-Watson stat		2.479108
Inverted AR Roots	.92			

Dependent Variable: IF03M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:06 Sample(adjusted): 2 997 Included observations: 996 after adjusting endpoints Convergence achieved after 10 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR03M	0.685203	0.069647	9.838278	0.0000
AR(1)	0.982025	0.006313	155.5467	0.0000
R-squared	0.989992	Mean dependent var		0.032144
Adjusted R-squared	0.989982	S.D. dependent var		0.040669
S.E. of regression	0.004071	Akaike info criterion		-8.168091
Sum squared resid	0.016470	Schwarz criterion		-8.158244
Log likelihood	4089.709	Durbin-Watson stat		1.780915
Inverted AR Roots	.98			

Dependent Variable: SW03M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:07 Sample(adjusted): 2 997 Included observations: 996 after adjusting endpoints Convergence achieved after 13 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR03M	0.620916	0.071907	8.634936	0.0000
AR(1)	0.980924	0.006255	156.8196	0.0000
R-squared	0.988626	Mean dependent var		0.032251
Adjusted R-squared	0.988615	S.D. dependent var		0.041674
S.E. of regression	0.004447	Akaike info criterion		-7.991304
Sum squared resid	0.019654	Schwarz criterion		-7.981457
Log likelihood	3981.669	Durbin-Watson stat		1.792049
Inverted AR Roots	.98			

7.12. Anexo 12. Resultados Regresiones con Termino AR(1)

Instrumentos a 06 Meses. Eviews Output.

Dependent Variable: IF06M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:12 Sample(adjusted): 2 933 Included observations: 932 after adjusting endpoints Convergence achieved after 16 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR06M	0.518552	0.086500	5.971693	0.0000
AR(1)	0.993351	0.004176	237.8557	0.0000
R-squared	0.990696	Mean dependent var	0.028862	
Adjusted R-squared	0.990686	S.D. dependent var	0.026691	
S.E. of regression	0.002576	Akaike info criterion	-9.083045	
Sum squared resid	0.005171	Schwarz criterion	-9.072664	
Log likelihood	4234.699	Durbin-Watson stat	1.874780	
Inverted AR Roots	.99			

Dependent Variable: SW06M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:14 Sample(adjusted): 2 933 Included observations: 932 after adjusting endpoints Convergence achieved after 21 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR06M	0.399691	0.077967	5.126400	0.0000
AR(1)	0.994212	0.003500	284.0878	0.0000
R-squared	0.991504	Mean dependent var	0.029363	
Adjusted R-squared	0.991495	S.D. dependent var	0.025924	
S.E. of regression	0.002391	Akaike info criterion	-9.232263	
Sum squared resid	0.005316	Schwarz criterion	-9.221882	
Log likelihood	4304.235	Durbin-Watson stat	1.830690	
Inverted AR Roots	.99			

Dependent Variable: BC06M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:09 Sample(adjusted): 2 933 Included observations: 932 after adjusting endpoints Convergence achieved after 20 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR06M	0.394810	0.080406	4.910189	0.0000
AR(1)	0.993830	0.003659	271.6271	0.0000
R-squared	0.990542	Mean dependent var	0.029198	
Adjusted R-squared	0.990531	S.D. dependent var	0.025669	
S.E. of regression	0.002498	Akaike info criterion	-9.144699	
Sum squared resid	0.005802	Schwarz criterion	-9.134318	
Log likelihood	4263.430	Durbin-Watson stat	2.020467	
Inverted AR Roots	.99			

Dependent Variable: CD06M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:11 Sample(adjusted): 2 933 Included observations: 932 after adjusting endpoints Convergence achieved after 12 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR06M	0.416676	0.084140	4.952159	0.0000
AR(1)	0.974719	0.007248	134.4763	0.0000
R-squared	0.972474	Mean dependent var	0.023196	
Adjusted R-squared	0.972445	S.D. dependent var	0.028661	
S.E. of regression	0.004758	Akaike info criterion	-7.855999	
Sum squared resid	0.021050	Schwarz criterion	-7.845619	
Log likelihood	3662.896	Durbin-Watson stat	2.637471	
Inverted AR Roots	.97			

7.13. Anexo 13. Resultados Regresiones con Termino AR(1)

Instrumentos a 12 Meses. Eviews Output.

Dependent Variable: BC12M Method: Least Squares Date: 10/18/10 Time: 12:43 Sample(adjusted): 2 805 Included observations: 804 after adjusting endpoints Convergence achieved after 14 iterations					Dependent Variable: CD12M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:16 Sample(adjusted): 2 805 Included observations: 804 after adjusting endpoints Convergence achieved after 22 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR12M	0.011708	0.133418	0.087751	0.9301	IR12M	0.028904	0.219910	0.131433	0.8955
AR(1)	0.998534	0.001653	604.0817	0.0000	AR(1)	0.995338	0.003269	304.5172	0.0000
R-squared	0.989526	Mean dependent var	0.033427		R-squared	0.971986	Mean dependent var	0.030736	
Adjusted R-squared	0.989513	S.D. dependent var	0.016660		Adjusted R-squared	0.971952	S.D. dependent var	0.019416	
S.E. of regression	0.001706	Akaike info criterion	-9.906835		S.E. of regression	0.003252	Akaike info criterion	-8.616762	
Sum squared resid	0.002334	Schwarz criterion	-9.865170		Sum squared resid	0.008490	Schwarz criterion	-8.605096	
Log likelihood	3984.548	Durbin-Watson stat	2.030220		Log likelihood	3485.938	Durbin-Watson stat	2.651581	
Inverted AR Roots	1.00				Inverted AR Roots	1.00			

Dependent Variable: IF12M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:17 Sample(adjusted): 2 805 Included observations: 804 after adjusting endpoints Convergence achieved after 21 iterations					Dependent Variable: SW12M Method: Least Squares Date: 10/15/10 Time: 17:18 Sample(adjusted): 2 805 Included observations: 804 after adjusting endpoints Convergence achieved after 16 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR12M	0.253979	0.145885	1.740955	0.0821	IR12M	0.154396	0.116839	1.321436	0.1867
AR(1)	0.997622	0.002394	416.7220	0.0000	AR(1)	0.998468	0.001689	590.9842	0.0000
R-squared	0.988232	Mean dependent var	0.032819		R-squared	0.992210	Mean dependent var	0.033571	
Adjusted R-squared	0.988217	S.D. dependent var	0.017241		Adjusted R-squared	0.992200	S.D. dependent var	0.016703	
S.E. of regression	0.001872	Akaike info criterion	-9.721626		S.E. of regression	0.001475	Akaike info criterion	-10.19756	
Sum squared resid	0.002809	Schwarz criterion	-9.709960		Sum squared resid	0.001745	Schwarz criterion	-10.18589	
Log likelihood	3910.094	Durbin-Watson stat	2.039670		Log likelihood	4101.418	Durbin-Watson stat	1.700386	
Inverted AR Roots	1.00				Inverted AR Roots	1.00			

7.14. Anexo 14. Correlogramas de Residuos al Cuadrado de Regresiones con AR(1), Instrumentos a 03 meses.

Correlogram of Residuals Squared - **Bonos del Banco Central a 03 meses**

=====
 Date: 12/02/10 Time: 14:14

Sample: 2 997

Included observations: 996

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

=====
 Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob
 =====

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *	. *	1	0.077	0.077	5.9597	
.	.	2	-0.020	-0.026	6.3688	0.012
.	.	3	-0.016	-0.013	6.6390	0.036
.	.	4	-0.024	-0.022	7.1937	0.066
.	.	5	0.009	0.012	7.2671	0.122
.	.	6	0.007	0.005	7.3232	0.198
.	.	7	-0.025	-0.026	7.9401	0.243
.	.	8	-0.020	-0.016	8.3387	0.304
.	.	9	-0.029	-0.027	9.1987	0.326
.	.	10	-0.006	-0.003	9.2405	0.415
.	.	11	-0.017	-0.019	9.5259	0.483
.	.	12	-0.030	-0.029	10.424	0.493
.	.	13	0.021	0.024	10.867	0.540
.	.	14	-0.031	-0.037	11.846	0.540
.	.	15	-0.021	-0.017	12.306	0.582
.	.	16	-0.007	-0.008	12.363	0.651
.	.	17	-0.027	-0.028	13.129	0.663
.	.	18	-0.020	-0.020	13.527	0.700
.	.	19	-0.009	-0.010	13.604	0.755
. *	. *	20	0.086	0.087	21.200	0.326

=====

Correlogram of Residuals Squared - **Depósitos Bancarios a 03 meses**

Date: 12/02/10 Time: 14:17

Sample: 2 997

Included observations: 996

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1 0.210	0.210	44.140	
. *	. *	2 0.161	0.122	70.052	0.000
. *	. *	3 0.162	0.114	96.415	0.000
. *	. *	4 0.159	0.098	121.61	0.000
. *	. *	5 0.147	0.077	143.27	0.000
. *	. *	6 0.154	0.081	167.13	0.000
.	.	7 0.062	-0.027	171.04	0.000
. *	. *	8 0.126	0.066	186.93	0.000
. *	. *	9 0.142	0.071	207.12	0.000
.	.	10 0.056	-0.030	210.23	0.000
. *	.	11 0.099	0.042	220.15	0.000
. *	. *	12 0.146	0.085	241.82	0.000
.	.	13 0.032	-0.053	242.88	0.000
.	.	14 0.041	-0.024	244.55	0.000
.	.	15 0.032	-0.019	245.61	0.000
. *	.	16 0.066	0.034	249.97	0.000
. *	.	17 0.080	0.028	256.46	0.000
.	.	18 0.059	0.012	260.06	0.000
. *	.	19 0.076	0.054	265.98	0.000
. *	. *	20 0.125	0.069	281.98	0.000

Correlogram of Residuals Squared - **Seguros de Inflación a 03 meses**

Date: 12/02/10 Time: 14:18

Sample: 2 997

Included observations: 996

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.		.		1-0.002-0.002	0.0032
.		.		2-0.002-0.002	0.0091 0.924
.		.		3-0.003-0.003	0.0194 0.990
.		.		4-0.034-0.034	1.1983 0.753
.		.		5-0.013-0.014	1.3769 0.848
.		.		6-0.005-0.005	1.4021 0.924
.		.		7-0.005-0.005	1.4240 0.964
.		.		8-0.023-0.025	1.9737 0.961
.		.		9-0.003-0.005	1.9854 0.981
.		.		10-0.009-0.010	2.0669 0.990
.		.		11-0.029-0.030	2.9420 0.983
.		.		12-0.012-0.014	3.0908 0.989
.		.		13 0.012 0.011	3.2451 0.994
.		.		14-0.027-0.029	3.9927 0.991
.		.		15-0.015-0.018	4.2356 0.994
.		.		16-0.035-0.038	5.4856 0.987
.		.		17-0.017-0.018	5.7907 0.990
.		.		18-0.017-0.020	6.0709 0.993
.		.		19 0.001-0.003	6.0725 0.996
. *		. *		20 0.086 0.081	13.546 0.809

Correlogram of Residuals Squared - **Interest Rate Swaps a 03 meses**

Date: 12/02/10 Time: 14:18

Sample: 2 997

Included observations: 996

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.		.		1-0.004-0.004	0.0127
.		.		2-0.007-0.007	0.0621 0.803
.		.		3-0.002-0.002	0.0666 0.967
.		.		4-0.016-0.016	0.3153 0.957
.		.		5 0.011 0.011	0.4342 0.980
.		.		6 0.015 0.015	0.6657 0.985
.		.		7 0.003 0.003	0.6759 0.995
.		.		8-0.026-0.026	1.3576 0.987
.		.		9-0.006-0.006	1.3964 0.994
.		.		10 0.001 0.001	1.3973 0.998
.		.		11-0.025-0.025	2.0281 0.996
.		.		12-0.022-0.024	2.5310 0.996
.		.		13 0.047 0.047	4.7356 0.966
.		.		14-0.029-0.028	5.5606 0.961
.		.		15-0.031-0.032	6.5616 0.950
.		.		16-0.013-0.014	6.7369 0.965
.		.		17-0.020-0.018	7.1242 0.971
.		.		18-0.012-0.014	7.2799 0.980
.		.		19 0.023 0.020	7.8084 0.981
. *		. *		20 0.095 0.095	16.923 0.595

7.15. Anexo 15. Correlogramas de Residuos al Cuadrado de Regresiones con AR(1), Instrumentos a 06 meses.

Correlogram of Residuals Squared - **Bonos del Banco Central a 06 meses**

=====
 Date: 12/02/10 Time: 15:45

Sample: 2 933

Included observations: 932

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

=====
 Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob
 =====

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1 0.226	0.226	47.884	
.	.	2 0.009	-0.044	47.964	0.000
.	.	3 -0.029	-0.023	48.766	0.000
.	.	4 0.019	0.033	49.103	0.000
. *	.	5 0.071	0.062	53.850	0.000
. *	. *	6 0.098	0.072	62.955	0.000
.	.	7 0.019	-0.017	63.307	0.000
.	.	8 0.029	0.037	64.111	0.000
.	.	9 0.053	0.045	66.767	0.000
.	.	10 0.020	-0.009	67.135	0.000
.	.	11 0.005	-0.004	67.160	0.000
.	.	12 0.012	0.009	67.307	0.000
. *	. *	13 0.074	0.070	72.424	0.000
.	.	14 -0.016	-0.062	72.663	0.000
.	.	15 -0.022	-0.012	73.122	0.000
.	.	16 -0.039	-0.030	74.574	0.000
.	.	17 -0.034	-0.028	75.658	0.000
.	.	18 -0.012	-0.012	75.802	0.000
.	.	19 0.017	0.011	76.077	0.000
. *	. *	20 0.077	0.085	81.676	0.000

=====

Correlogram of Residuals Squared- **Depósitos Bancarios a 06 meses**

Date: 12/02/10 Time: 15:46

Sample: 2 933

Included observations: 932

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ***	. ***	1 0.382	0.382	136.53	
. *	*	2 0.085	-0.072	143.26	0.000
.	.	3 0.032	0.029	144.21	0.000
.	.	4 0.058	0.048	147.35	0.000
. *	.	5 0.080	0.047	153.41	0.000
. *	.	6 0.090	0.049	161.11	0.000
. *	.	7 0.073	0.024	166.15	0.000
. *	.	8 0.071	0.038	170.83	0.000
.	.	9 0.055	0.013	173.66	0.000
.	.	10 0.013	-0.023	173.81	0.000
. *	. *	11 0.089	0.100	181.25	0.000
. *	.	12 0.084	0.006	187.90	0.000
.	.	13 0.036	-0.012	189.12	0.000
.	.	14 0.018	0.005	189.43	0.000
.	.	15 0.040	0.028	190.96	0.000
.	.	16 0.063	0.031	194.69	0.000
.	.	17 0.025	-0.029	195.30	0.000
.	.	18 0.010	0.003	195.40	0.000
.	.	19 0.023	0.013	195.91	0.000
.	.	20 0.045	0.020	197.86	0.000

Correlogram of Residuals Squared- **Seguros de Inflación a 06 meses**

Date: 12/02/10 Time: 15:48

Sample: 2 933

Included observations: 932

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1 0.107	0.107	10.713	
.	.	2 0.000	-0.012	10.714	0.001
.	.	3 -0.022	-0.021	11.150	0.004
.	.	4 0.017	0.021	11.405	0.010
.	.	5 0.021	0.016	11.800	0.019
.	.	6 0.004	0.000	11.818	0.037
.	.	7 0.020	0.020	12.176	0.058
.	.	8 0.008	0.005	12.240	0.093
.	.	9 0.006	0.004	12.272	0.139
.	.	10 -0.001	-0.001	12.273	0.198
.	.	11 -0.008	-0.008	12.334	0.263
.	.	12 -0.019	-0.018	12.658	0.316
.	.	13 -0.006	-0.003	12.695	0.392
.	.	14 -0.013	-0.013	12.853	0.459
.	.	15 -0.003	-0.001	12.862	0.537
.	.	16 -0.015	-0.014	13.078	0.596
.	.	17 -0.034	-0.031	14.190	0.585
.	.	18 -0.004	0.004	14.202	0.653
.	.	19 0.045	0.046	16.121	0.584
. *	. *	20 0.079	0.070	22.014	0.284

Correlogram of Residuals Squared - **Interest Rate Swaps a 06 meses**

Date: 12/02/10 Time: 15:48

Sample: 2 933

Included observations: 932

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1 0.082	0.082	6.3160	
.	.	2 0.038	0.032	7.7004	0.006
.	.	3 0.013	0.007	7.8584	0.020
.	.	4 0.038	0.035	9.1817	0.027
.	.	5-0.018	-0.025	9.4911	0.050
.	.	6 0.034	0.035	10.547	0.061
.	.	7 0.012	0.007	10.677	0.099
.	.	8 0.010	0.005	10.764	0.149
.	.	9 0.032	0.031	11.701	0.165
.	.	10 0.046	0.038	13.730	0.132
.	.	11 0.051	0.043	16.141	0.096
.	.	12-0.012	-0.024	16.284	0.131
.	.	13 0.010	0.007	16.383	0.174
.	.	14-0.020	-0.023	16.770	0.210
.	.	15-0.002	-0.002	16.773	0.268
.	.	16-0.008	-0.006	16.833	0.329
.	.	17-0.028	-0.033	17.576	0.349
.	.	18-0.013	-0.007	17.737	0.406
. *	. *	19 0.079	0.080	23.657	0.167
. *	. *	20 0.114	0.103	36.145	0.010

7.16. Anexo 16. Correlogramas de Residuos al Cuadrado de Regresiones con AR(1), Instrumentos a 12 meses.

Correlogram of Residuals Squared - **Bonos del Banco Central a 12 meses**

=====
 Date: 12/02/10 Time: 15:49

Sample: 2 805

Included observations: 804

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

=====
 Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob
 =====

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **		. **		1 0.256 0.256	52.926
. *		. .		2 0.084 0.020	58.608 0.000
. .		. .		3-0.003-0.031	58.616 0.000
. .		. .		4 0.003 0.010	58.623 0.000
. .		. .		5 0.019 0.020	58.913 0.000
. .		. .		6 0.045 0.037	60.531 0.000
. *		. *		7 0.089 0.072	67.000 0.000
. .		. .		8 0.011-0.034	67.103 0.000
. *		. *		9 0.098 0.104	74.899 0.000
. .		* .		10-0.023-0.072	75.313 0.000
. .		. .		11-0.019-0.009	75.614 0.000
. .		. .		12-0.027-0.015	76.213 0.000
. .		. .		13-0.022-0.018	76.596 0.000
. .		. .		14-0.031-0.030	77.391 0.000
. .		. .		15-0.025-0.012	77.902 0.000
. .		. .		16-0.022-0.027	78.301 0.000
. .		. *		17 0.039 0.072	79.570 0.000
. .		. .		18-0.009-0.048	79.632 0.000
. .		. .		19-0.008 0.014	79.681 0.000
. .		. .		20 0.009 0.020	79.750 0.000

=====

Correlogram of Residuals Squared - **Depósitos Bancarios a 12 meses**

Date: 12/02/10 Time: 15:50

Sample: 2 805

Included observations: 804

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ****	. ****	1 0.470	0.470	178.44	
. *	* .	2 0.128	-0.120	191.59	0.000
. *	. *	3 0.090	0.103	198.15	0.000
. *	. .	4 0.120	0.059	209.81	0.000
. *	. *	5 0.148	0.082	227.64	0.000
. *	. .	6 0.154	0.064	246.93	0.000
. .	* .	7 0.056	-0.064	249.44	0.000
. .	. .	8 0.053	0.065	251.74	0.000
. *	. *	9 0.180	0.153	278.17	0.000
. **	. .	10 0.200	0.039	310.67	0.000
. .	* .	11 0.048	-0.102	312.58	0.000
. .	. .	12 0.012	0.033	312.70	0.000
. .	. .	13 0.044	0.018	314.30	0.000
. *	. .	14 0.094	0.044	321.54	0.000
. *	. *	15 0.172	0.097	345.88	0.000
. **	. *	16 0.199	0.092	378.48	0.000
. *	. *	17 0.174	0.082	403.29	0.000
. **	. *	18 0.252	0.166	455.58	0.000
. **	. .	19 0.231	-0.001	499.52	0.000
. *	. .	20 0.113	-0.031	510.13	0.000

Correlogram of Residuals Squared - **Seguros de Inflación a 12 meses**

Date: 12/02/10 Time: 15:50

Sample: 2 805

Included observations: 804

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1 0.175	0.175	24.812	
. .	. .	2-0.015	-0.047	24.984	0.000
. .	. .	3-0.008	0.003	25.036	0.000
. .	. .	4 0.061	0.064	28.074	0.000
. *	. *	5 0.126	0.107	40.917	0.000
. .	. .	6 0.062	0.025	44.035	0.000
. .	. .	7-0.004	-0.012	44.048	0.000
. **	. **	8 0.284	0.303	109.59	0.000
. .	* .	9-0.006	-0.137	109.62	0.000
. .	. .	10-0.012	0.019	109.73	0.000
. .	. .	11 0.002	0.003	109.73	0.000
. .	. .	12-0.011	-0.047	109.83	0.000
. .	* .	13-0.012	-0.069	109.95	0.000
. **	. **	14 0.211	0.253	146.63	0.000
. **	. *	15 0.214	0.180	184.13	0.000
. .	** .	16-0.014	-0.227	184.28	0.000
. .	. *	17-0.016	0.141	184.48	0.000
. .	. .	18-0.011	-0.018	184.57	0.000
. *	. .	19 0.101	0.010	193.07	0.000
. *	. .	20 0.106	0.050	202.33	0.000

Correlogram of Residuals Squared - **Interest Rate Swaps a 12 meses**

Date: 12/02/10 Time: 15:51

Sample: 2 805

Included observations: 804

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1 0.209	0.209	35.127	
. .	. .	2 0.046	0.003	36.865	0.000
. .	. .	3 0.007	-0.004	36.900	0.000
. .	. .	4 0.031	0.032	37.687	0.000
. *	. *	5 0.084	0.074	43.384	0.000
. .	. .	6 0.038	0.005	44.572	0.000
. .	. .	7 0.064	0.054	47.901	0.000
. .	. .	8 0.047	0.024	49.717	0.000
. .	. .	9 0.039	0.020	50.974	0.000
. .	. .	10 0.019	0.000	51.275	0.000
. .	. .	11 0.038	0.030	52.440	0.000
. .	. .	12 -0.002	-0.026	52.443	0.000
. .	. .	13 -0.002	-0.006	52.446	0.000
. .	. .	14 -0.025	-0.032	52.944	0.000
. .	. .	15 -0.010	-0.006	53.025	0.000
. .	. .	16 0.009	0.005	53.095	0.000
. .	. .	17 0.017	0.013	53.324	0.000
. .	. .	18 0.016	0.007	53.538	0.000
. .	. .	19 0.017	0.017	53.775	0.000
. .	. .	20 0.037	0.033	54.886	0.000