PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
ESCUELA DE INGENIERIA

PREMIO POR RIESGO DE CORTO PLAZO EN EL MERCADO DE SEGUROS DE INFLACIÓN CHILENO

DANIEL FRANCISCO CARRASCO REYES

Tesis para optar al grado de
Magister en Ciencias de la Ingeniería

Profesor Supervisor:
JORGE RAFAEL VERA ANDREO

Santiago de Chile, Agosto, 2021

© 2021, Daniel Francisco Carrasco Reyes

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
ESCUELA DE INGENIERIA

PREMIO POR RIESGO DE CORTO PLAZO EN EL MERCADO DE SEGUROS DE INFLACIÓN CHILENO

DANIEL FRANCISCO CARRASCO REYES

Tesis presentada a la Comisión integrada por los profesores:

JORGE RAFAEL VERA ANDREO

TOMÁS HERNÁN REYES TORRES

JAIME ANDRÉS MIRANDA PINO

DIEGO LÓPEZ-GARCÍA GONZÁLEZ

JAIME ANDRES MIRANDA PINO

Firmado digitalmente por JAIME ANDRES MIRANDA PINO
Nombre de reconocimiento (DN): c=CL, o=E-Sign S.A., ou=Terms of use at www.esign-la.com/acuerdotercerps, cn=JAIME ANDRES MIRANDA PINO, email=JMIRANDAP@FEN.UCHILE.CL

Tesis para optar al grado de
Magister en Ciencias de la Ingeniería

Santiago de Chile, Agosto, 2021

A los profesores que he tenido a lo largo de mi vida, que me han inculcado el interés y el hambre por aprender.

AGRADECIMIENTOS

Agradezco a los distintos profesores que he tenido a lo largo de mi vida, en particular al Prof. Jorge Vera que ha guiado este trabajo. Doy las gracias también a mis compañeros de ingeniería, en especial a Mariavictoria Enberg e Ignacio Soto que me han apoyado a lo largo de esta tesis. No puedo no mencionar en esta sección al equipo de ALM del Banco Itaú que me ha introducido al mundo financiero y me ha brindado mi primera oportunidad laboral como profesional, en especial agradezco a Martín Finger. Finalmente, doy las gracias a todos mis seres queridos, quienes me han acompañado incondicionalmente a lo largo de este proceso.

ÍNDICE GENERAL

AGRADECIMIENTOS iii

ÍNDICE GENERAL 4

INDICE DE TABLAS vii

INDICE DE FIGURAS viii

RESUMEN ix

ABSTRACT xi

1. INTRODUCCIÓN 13

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA 17

3. METODOLOGÍA 25
   - 3.1. Definición de datos a usar 25
   - 3.2. Determinación de las primas por riesgo 26
   - 3.3. Estudio de factores que potencialmente afectan el nivel de las primas por riesgo 30
   - 3.3.1. Nivel de inflación 30
   - 3.3.2. Mes del año 30
   - 3.3.3. Estimación de economistas 31
   - 3.3.4. Liquidez de mercado 31
   - 3.3.5. Volatilidad del mercado 32
   - 3.4. Análisis multivariado 33
   - 3.5. Estudio de hipótesis alternativas 33
   - 3.5.1. Consideraciones de la estructura del mercado chileno de S.I. 34
   - 3.5.2. Análisis de autocorrelación de errores 34
   - 3.5.3. Variable de control y literatura sobre ineficiencias: estimaciones de Bloomberg 35
   - 3.5.4. Antecedente: consideración de otras variables plausibles 35

4. DATOS USADOS 37
   - 4.1. Variaciones mensuales del IPC 37

4.2. Datos generales del mercado de S.I. 38
4.3. Datos primer plazo S.I. 40
4.4. Estimaciones de economistas para variación de IPC 41
4.5. Datos sobre la cantidad de transacciones, volúmenes involucrados y su distribución 42

5. RESULTADOS 46
5.1. Determinación de las primas por riesgo 46
5.2. Factores que potencialmente afectan el nivel del premio por riesgo 48
5.2.1. Nivel de inflación 48
5.2.2. Mes del año 51
5.2.3. Estimación de economistas 53
5.2.4. Liquidez de mercado 55
5.2.5. Volatilidad de mercado 57
5.2.6. Análisis multivariado 59

6. RESULTADOS A LUZ DE LA LITERATURA DE INEFICIENCIAS DE MERCADO: ESTUDIO DE HIPÓTESIS ALTERNATIVAS 62
6.1. Consideraciones de la estructura del mercado chileno de S.I. 62
6.2. Análisis de autocorrelación de errores 63
6.3. Variable de control y literatura sobre ineficiencias: estimaciones de Bloomberg 65
6.4. Antecedente: consideración de otras variables plausibles 67

7. CONCLUSIONES 68
7.1. Primas por riesgo y su rango de movimiento para el periodo 68
7.2. Factores y evidencia encontrada 68
7.3. Potenciales anomalías de mercado: comportamiento de rebaño 69
7.4. Potenciales extensiones al trabajo desarrollado 69

BIBLIOGRAFÍA 72

A N E X O S 76

A. POSICIÓN DE REAJUSTABILIDAD EN LOS LIBROS DE BANCA EN LOS BANCOS RETAIL CHILENOS 77

B. INSTRUMENTOS FINANCIEROS RELACIONADOS A LA INFLACIÓN EN CHILE Y SU CONTEXTO 79

C. LA HIPÓTESIS DEL MERCADO EFICIENTE (EMH) 89

D. EJEMPLO DE DATOS DIARIOS DE SEGUROS DE INFLACIÓN 90

E. CONSOLIDACIÓN DE LA DATA DE MERCADO Y CARACTERIZACIÓN ESTADÍSTICA DE LOS DISTINTOS PLAZO DE SEGUROS DE INFLACIÓN 91

F. RESUMEN ESTADÍSTICO AL AJUSTAR UN MODELO AR(3) SOBRE LOS ERRORES PROMEDIO MENSUALES EN EL PRIMER PLAZO DE SEGUROS DE INFLACIÓN 94

INDICE DE TABLAS

Pág.

Tabla 4-1: caracterización estadística de las variaciones mensuales del IPC 38
Tabla 4-2: caracterización estadística de los valores implícitos para primer plazo de IPC 41
Tabla 4-3: caracterización estadística de las estimaciones de consenso de los economistas en Bloomberg 42
Tabla 4-4: volumen promedio de operaciones mensuales de seguros de inflación realizadas a través de ComDer Contraparte Central por plazo 44
Tabla 4-5: cantidad promedio de operaciones mensuales de seguros de inflación realizadas a través de ComDer Contraparte Central por plazo 45
Tabla 5-1: caracterización estadística de los datos obtenidos para la prima por riesgo... 47
Tabla 5-2: detalles de la regresión entre error promedio por dato subyacente y valor efectivo de IPC 49
Tabla 5-3: errores promedio en estimación según mes 52
Tabla 5-4: detalles de la regresión entre el IPC implícito promedio implícito redondeado y estimación de consenso de economistas 54
Tabla 5-5: detalles de la regresión entre la cantidad de transacciones mensuales en ComDer y el error promedio por IPC subyacente en los S.I. 56
Tabla 5-6: detalles de la regresión entre la desviación estándar de las estimaciones y el error promedio por IPC subyacente en los S.I. 58
Tabla 5-7: detalles de la regresión entre la desviación estándar de las estimaciones de los economistas en Bloomberg y el error promedio por IPC subyacente en los S.I. 59
Tabla 5-8: detalles de la regresión multivariadas entre los distintos factores en estudio y el error promedio por IPC subyacente en los S.I. 61
Tabla A-1: cálculo de las posiciones de reajustabilidad netas promedio en los principales bancos chilenos durante 2019 77
Tabla B-1: divisiones del IPC y sus respectivos ponderadores. Adaptado de INE (2020) 80
Tabla B-2: bonos en circulación del Banco Central de Chile y de la Tesorería General de la República 81
Tabla B-3: stock de bonos corporativos emitidos. Construido a partir de datos de CMF (2020) 82
Tabla E-1: caracterización estadística de los seguros de inflación 92

INDICE DE FIGURAS

Pág.

Figura 4-1: variaciones mensuales del IPC 37
Figura 4-2: perspectiva del mercado de seguros de inflación al 26 de enero de 2021 38
Figura 4-3: valores promedio implícitos por plazo para el periodo en estudio y promedio respectivo de IPC 39
Figura 4-4: desviación estándar de valores implícitos en mercado para distintos plazos y comportamiento respectivo del IPC 40
Figura 4-5: valores implícitos para primer plazo de IPC en S.I. 41
Figura 4-6: evolución de la estimación de consenso de los economistas en Bloomberg. 42
Figura 4-7: número de operaciones mensuales de seguros de inflación realizadas a través de ComDer Contraparte Central 43
Figura 5-1: evolución de la prima por riesgo estimada mediante el uso de medias móviles de 365 días 46
Figura 5-2: errores en estimación implícita de IPC e IPC subyacente con recta de regresión ajustada 48
Figura 5-3: histograma conjunto de las variaciones efectivas del IPC y las estimaciones promedio de mercado en el primer plazo de S.I. 50
Figura 5-4: se observa una clara relación inversa entre el nivel de inflación y el nivel de las primas por riesgo estimadas 51
Figura 5-5: errores promedio en estimación según mes (gráficamente) 52
Figura 5-6: IPC implícito promedio implícito redondeado y estimación de consenso de economistas 54
Figura 5-7: cantidad de transacciones mensuales y error promedio en la estimación por IPC subyacente en los S.I. 56
Figura 5-8: desviación estándar de datos de mercado y error promedio respectivo para cada IPC subyacente 57
Figura 5-9: desviación estándar de estimaciones de economistas en Bloomberg y error promedio respectivo para cada IPC subyacente 59
Figura 6-1: gráfico de autocorrelación en la serie de errores promedio mensuales 64
Figura 6-2: gráfico de autocorrelación en la serie de errores promedio mensuales tras ajustar un modelo AR(3) 65
Figura 6-3: IPC implícito promedio redondeado a un decimal en el primer plazo de seguro de inflación y medina de las estimaciones de economistas en Bloomberg 66
Figura D-1: precios de seguros de inflación al cierre del 20/01/2021 90
Figura F-1: resumen estadístico al ajustar modelo AR(3) sobre errores promedio mensuales del primer plazo del mercado de seguros de inflación 94

RESUMEN

La economía chilena posee un alto grado de indexación a inflación a través de la unidad reajustable UF, dicha característica se transmite al mercado financiero a través de, por ejemplo, préstamos bancarios en moneda reajustable. Esta situación da lugar a que distintas instituciones, por la naturaleza de sus negocios, posean de forma natural una posición no neutra en UF, lo que da lugar a la implementación de instrumentos de traspaso de riesgo de inflación, donde el instrumento por excelencia en el corto plazo es el seguro de inflación, que no es más que un *forward* sobre el valor de la UF.

No existe mucha literatura sobre el mercado de seguros de inflación ni, en particular, sobre las primas por riesgo que pueden estar presentes por, por ejemplo, problemas de liquidez. Es importante el estudio de este mercado y sus eventuales primas, pues estas pueden provocar diferencias entre los valores implícitos para la inflación en los instrumentos y la correspondiente a las expectativas del mercado de los mismos operadores.

Esta tesis estudia las primas por riesgo asociadas al primer plazo del mercado de seguros de inflación chileno, usando para ello datos históricos desde diciembre de 2011 a diciembre de 2020, con los que se contrasta la inflación implícita con la inflación efectiva mediante el uso de medias móviles de 12 meses, estimando así primas por riesgo. Se estima para el periodo en estudio una prima promedio de -4,30 pb con un máximo de 5,90 y un mínimo de -19,95, siguiendo una trayectoria inversa a la inflación efectiva.

El valor no nulo del promedio de las primas por riesgo del periodo analizado es indicio de un mercado en un equilibrio no eficiente, motivo por el que se evaluó el

potencial del mercado chileno para dar lugar ineficiencias, concluyéndose que el alto grado de indexación junto a las características del mercado local, tales como su baja liquidez y cantidad de participantes, son propicias para un escenario de ineficiencias, destacando lo identificado en la literatura como comportamiento de rebaño como potencial explicación de las primas o sesgos.

Palabras Claves: Inflación en Chile, Expectativas de Inflación, Mercado de Derivados, Prima por Riesgo, Mercado Financiero Chileno.

ABSTRACT

The Chilean economy has a high degree of inflation indexation through the inflation linked unit UF, which is transmitted to the financial market through, for example, bank loans in indexed currency. This situation means that different institutions, due to the nature of their business, naturally have a non-neutral position in UF, which leads to the implementation of inflation risk transfer instruments, where the instrument par excellence in the short term is the UF forward.

There is not much literature on the inflation insurance market nor, in particular, on the risk premiums that may be present due to, for example, liquidity problems. It is important to study this market and its eventual premiums, since these can cause differences between the implicit values for inflation in the instruments and the corresponding market expectations of the same operators.

This paper studies the risk premiums associated with the first term of the Chilean UF forwards market, using historical data from December 2011 to December 2020, with which implied inflation is contrasted with actual inflation through the use of 12-month moving averages, in order to estimate risk premiums. An average premium of -4.30 bp with a maximum of 5.90 and a minimum of -19.95 is estimated for the period under study, following an inverse trajectory to actual inflation.

The non-zero value of the average risk premiums for the period analyzed is indicative of a market in a non-efficient equilibrium, for which reason the potential of the Chilean market to give rise to inefficiencies was evaluated, concluding that the high degree of indexation together with the characteristics of the local market, such as its low

liquidity and number of participants, are conducive to a scenario of inefficiencies, highlighting what has been identified in the literature as herd behavior as a potential explanation for the premiums or biases.

Keywords: Inflation in Chile, Inflation Expectations, Derivatives Market, Risk Premium, Chilean Financial Market.

1. **INTRODUCCIÓN**

La economía chilena posee gran cantidad de bienes y servicios cuya variación de precio es determinada o influida por la inflación observada. Así, existen productos cuyos precios son determinados por la autoridad a través de mecanismos que incluyen a la inflación pasada como un factor a considerar (suministro de agua potable, por ejemplo); productos de libre determinación de precio, pero con reajustabilidad en base a inflación (indexados a la UF, por ejemplo); y productos tácitamente indexados, como servicios médicos y educacionales (Marcel, Medel, & Mena, 2017). Del mismo modo, es una práctica habitual en distintos países que los salarios se reajusten conforme a las métricas de inflación (Kerkhof, 2005), situación de la que Chile no está excento (Instituto Nacional de Estadísticas, 2020).

Esta realidad posee un correlato en las instituciones financieras y en el ente emisor. Así, el *stock* de bonos circulantes del Banco Central de Chile a diciembre de 2020 correspondía a 585.800 MMCLP de bonos denominados en peso y 1.026.183 MMCLP de bonos en UF[1] (Banco Central de Chile, s.f.), representando estos últimos un 63,7% del total circulante. Por su parte, en la banca *retail*, en promedio la posición de reajustabilidad en los libro de banca[2] durante 2019 fue equivalente a un 11,68% de las colocaciones (Anexo A). Situaciones que dan cuenta de la relevancia de la reajustabilidad por inflación en el mundo corporativo e institucional.

[1] Valor UF al 31 de diciembre de 2020 en 29.070,33 pesos (Servicio de Impuestos Internos, 2020).
[2] Medición de la exposición de corto plazo del riesgo de reajustabilidad equivalente al 2% de la posición neta (activa o pasiva). Incluye las cuentas de activos y pasivos sujetas a corrección monetaria correspondientes a activo fijo físico e inversiones en sociedades, capital y reservas, y otras cuentas sujetas a corrección definidas por la superintendencia respectiva (Banco Central de Chile, 2015).

La necesidad de gestión de las posiciones de reajustabilidad y el riesgo que representan (entendido como cambios imprevistos en valoración debido a variaciones en las expectativas inflacionarias de los activos y los premios por riesgo) dan lugar a un mercado de derivados de inflación que permite un traspaso simple[3] del riesgo inflacionario entre los agentes participantes (Kerkhof, 2005), donde a través de ajuste del precio de los instrumentos se equilibra oferta y la demanda por inflación. El mercado de derivados chileno comúnmente opera seguros de inflación[4] (S.I.) para el traspaso de riesgo inflacionario de corto plazo y *swaps* de tasas de interés para plazos más largos (para definiciones y contextualización respecto a instrumentos financieros relacionados a la renta fija e inflación ver Anexo B).

La teoría señala que los inversores ante la potencial pérdida de poder adquisitivo del dinero exigen una prima por riesgo (ajuste) sobre los flujos nominales para compensar el riesgo involucrado por inflación (Sack, 2000). Las primas por riesgo inflacionario se hayan documentadas en la litertura en el caso de los bonos soberanos, incluyendo los latinoamericanos[5].

La literatura sobre el premio por riesgo en derivados de inflación es escasa en los países latinoamericanos, sobre todo para el mercado de S.I. chileno, pues es un instrumento esencialmene local y además se opera habitualmente en plazos menores a un

[3] Otro método sería, por ejemplo, la venta de bonos o emisión de deuda indexada, pero involucra muchos otros aspectos, por lo que se considera más complejo.
[4] Instrumento que consiste en una compra o venta a plazo de UF, a un precio determinado de antemano (Lazen, 2005), comúnmente se operan con un vencimiento de hasta 2 años. Para mayores duraciones se utilizan otros instrumentos que se describen en este trabajo (principalmente *swaps*), pero no son objeto de estudio de este.
[5] Ver Beyzaga & Ceballos (2017) para un estudio sobre el mercado chileno y Ríos & Girón (2013) para un estudio del mercado colombiano.

año y medio. De ahí entonces que el aporte de este trabajo es generar literatura en dicho ámbito y además estudiar las primas por riesgo en un mercado que es objeto de un alto nivel de indexación.

La hipótesis de este trabajo es que, dado que el mercado chileno de inflación de corto plazo transa *forwards* de UF y dichos valores efectivos se conocen con posterioridad, se pueden estimar las primas por riesgo pasadas estudiando diferencias sistemáticas entre valores esperados y valores efectivos. Así, el objetivo general de este trabajo es estimar, con datos de entre 2011 y 2020, las primas por riesgo que se han observado en el mercado de seguros de inflación en su primer contrato[6] (a no ser que se indique lo contrario, se utilizará primer contrato como equivalente a corto plazo).

Debe mencionarse que es de gran relevancia el estudio de las primas por riesgo en este mercado, pues los valores de inflación implícitos en el mercado de S.I. son usados como fuente de información del mercado financiero por parte del Banco Central[7] y tienen implicancias en la distribución de costos entre los participantes del mercado. Por otro lado, dada la preponderancia de la indexación a UF en el mercado chileno, es de interés determinar si esta característica genera algún tipo de sesgo en los operadores (o al menos evaluar la evidencia disponible), manifestándose este a través de una ineficiencia de mercado.

Los objetivos específicos de este trabajo son (i) caracterizar el mercado de seguros de inflación de corto plazo. (ii) Identificar una trayectoria de los premios por riesgo entre

[6] Se opera un contrato por variación futura de IPC no conocida, en este caso analizaremos el mercado del IPC no conocido inmediatamente siguiente a la fecha de trasacción (para mayor detalle ver Anexos B y D).
[7] Ver, por ejemplo, IPOM 2021 (Banco Central de Chile, 2021).

2011 y 2020. (iii) Identificar posibles factores que expliquen el comportamiento de los premios por riesgo. (iv) Revisión de fundamentos financieros/económicos del análisis y recopilación de potenciales explicaciones no convencionales a las primas por riesgo observables a la luz de las características de los datos de mercado.

Este documento presenta una descripción de la evolución de la literatura de inflación, tasas de interés y primas por riesgo, la metodología usada para el estudio de las primas, los resultados obtenidos, un análisis de ellos a la luz de la literatura, y finalmente se entrega una conclusión.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La teoría sobre la relación entre inflación e instrumentos financieros comienza con Fisher (1930) a través del hoy conocido Efecto Fisher[8], el cual establece que las tasas nominales están compuestas por el rendimiento real exigido a los activos y la compensación inflacionaria proveniente de la reducción del poder adquisitivo del dinero (Ecuación 2-1).

$$i_t^{nom} = i_t^{real} + E(\Pi_t) \qquad \textit{Ec. 2-1}$$

Donde i_t^{nom} es la tasa de interés nominal al plazo t, i_t^{real} es la tasa de interés real al plazo t y $E(\Pi_t)$ es el equilibrio en las expectativas de inflación del mercado.

Fisher (1930), asumiendo que las expectativas inflacionaras se forman en base a una extructura de rezagos distribuidos, estudió datos anuales entre 1890 y 1927 para los Estados Unidos y el Reino Unido, encontrando que las expectativas inflacionarias no eran instantáneamente reflejadas en las tasas de interés. Para los Estados Unidos encontró una correlación de 0,86 entre las tasas de interés de largo plazo y los cambios en los precios cuando estos eran rezagados 20 años, mientras que para el Reino Unido encontró una correlación de 0,98 cuando los precios eran rezagados en 28 años.

Trabajos posteriores se contruyeron sobre los estudios de Fisher. Sargent (1969) y Gibson (1970), trabajando sobre datos de la pre-guerra, usaron pesos geométricamente decrecientes en la estructura de rezagos distribuidos en lugar de los aritméticamente decrecientes propuestos por Fisher (1930), confirmando el rezago significativo en la

[8] Un análisis profundo del tema se realiza en "*The Fisher Effect: A Review of The Literature*" de Coorey (2002), parte del trabajo allí expuesto se muestra en esta revisión.

formación de expectativas. Yohe y Karnosky (1969) encontratron una aceleración en el proceso de formación de expectativas de precios, siendo este mucho más rápido entre 1961 y 1969 que entre 1952 y 1960. Gibson (1972) analizando las tasas de interés nominales y los cambios de inflación entre 1959 y 1970 econtró una relación casi punto a punto para un rezago de solamente 6 meses. Lahiri (1976), utilizando cuatro enfoques distintos, logró resultados consistentes con Yohe & Karnosky y Gibson, encontrando que las expectativas se formaron más rápido desde 1960.

Posteriormente, los trabajos sobre la teoría de Fisher enriquecieron su sustento teórico con el trabajo de Muth (1961), quien formaliza la "Teoría de Expectativas Racionales", que señala que las predicciones sobre el valor futuro de variables económicamente relevantes hechas por los participantes del mercado no son sistemáticamente erróneas y sus errores son aleatorios; y por la Hipótesis sobre Eficiencia del Mercado (EMH) planteada por Fama (1970), que indica que el mercado real es un mercado eficiente, entendido este como un mercado donde hay un gran número de maximizadores de utilidades racionales compitiendo activamente y donde toda la información relevante es de fácil acceso, teniéndose así que en cualquier momento el precio de un instrumento es un buen estimador de su valor intrínseco[9].

Mientras que Fisher (1930) planteaba que los cambios pasados en los niveles de precios se involucraban en la generación de las actuales tasas de interés, Fama (1975) planteó que futuros cambios de precios se reflejan en las tasas de interés actuales, rechazando así la estructura de rezagos distribuidos en la formación de expectativas y

[9] Para más detalle de la EMH ver Anexo C.

asumiendo que un agente de mercado racional utilizará la toda la información disponible para generar expectativas de precios.

Para sostener su enfoque, Fama usó datos de los *Treasury Bills*[10] de entre 1953 y 1971 como aproximación de las tasas de interés y la variación en Índice de Precios al Consumidor (CPI) para aproximar cambios en los precios. Concluyó que existe una fuerte relación entre las expectativas de inflación y los retornos reales. Adicionalmente encontró que la autocorrelación de los retornos reales era prácticamente cero, argumentando así un traspaso prácticamente total y rápido de las expectativas de inflación a la generación de tasas, siendo esto evidencia a favor de la EMH y la Teoría de Expectativas Racionales.

La literatura posterior cuestionó algunos postulados de Fama. Carlson (1977) incorporó a la modelación de Fama un ratio de empleo/población con un rezago de 6 meses, encontrando que existe información no incorporada en las tasas de interés sí se captura en este ratio, cuestionando así la eficiencia de las tasas de interés como predictoras de la inflación. Joines (1977) encontró un patrón estacional en los errores de predicción de las tasas de inflación usados por Fama, lo que es inconsistente con la hipótesis de un mercado eficiente. Nelson & Schwert (1977) y Hess & Bicksler (1975) utilizaron la metodología de Box-Jenkins para encontrar un predictor de la inflación mediante series de tiempo. La regresión de la inflación sobre la tasa de interés y el predictor construido asignó un coeficiente no nulo al predictor, indicando la existencia de información no capturada en las tasas de interés.

[10] Deuda de corto plazo emitida por el Departamento del Tesoro de los Estados Unidos, análoga a los pagarés del Banco Central en Chile.

Tanto los trabajos de Fama & Gibbons (1984) como los de Hess & Bicksler (1975) y Carlson (1977) sugerían que cuando los retornos reales esperados mostraban raíz unitaria, los *Treasury Bills* son buenos predictores de la inflación. Mishkin (1992), intentando explicar por qué había fuerte evidencia del Efecto de Fisher solamente para algunos periodos, observó que el efecto solo aparece en muestras donde la inflación y las tasas de interés muestran tendencias estocásticas. Bonham (1991), Jacques (1995) y Wallace & Warner (1993) confirman la observación de Mishkin, encontrando que la inflación es un proceso de raíz unitaria. Peláez (1995) verificó también la existencia de la raíz unitaria, pero no encontró evidencia del Efecto de Fisher. Rose (1988) describió que la inflación como proceso estacionario y las tasas de interés un proceso $I(1)$[11]. Jacques (1995) encontró que la inflación era un proceso $I(1)$ y que el *spread* de las tasas de interés era una serie estacionaria.

Mishkin (1984) estudió movimientos de tasas de interés en 7 países de la OCDE para el periodo comprendido entre frebero de 1967 y febrero de 1979, encontrado una relación fuerte entre las tasas nominales y la inflación para el Reino Unido, los Estados Unidos y Canadá, mientras que para Alemania, Países Bajos y Suiza encontró un Efecto de Fisher mucho más bajo. Peng (1995), usando datos entre 1957 y 1994, encontró una relación en el largo plazo para las tasas de interés y la inflación esperada en Francia, los Estados Unidos y Reino Unido, mientras que describió una inflación esperada con impacto mucho más débil en las tasas de interés para Alemania y Japón. MacDonald & Murphy (1989), usando datos entre 1955 y 1986, encontraron evidencia del Efecto de Fisher en los

[11] La diferenciación de primer orden es estacionaria.

Estados Unidos, Bélgica. Canadá y el Reino Unido. Yuhn (1996) encontró evidencia del Efecto de Fisher para los Estados Unidos, Alemania y Japón, pero muy poca para Canadá y Reino Unido.

Phylaktis & Blake (1993) estudiaron la relación entre tasas de interés e inflación para Argentina, Brasil y México, con datos de las décadas de 1970 y 1980, encontrando que en el largo plazo se cumple la relación de Fisher. Los autores sugieren que en países con alta inflación se invierte más en pronosticar y además existen más incentivos para incorporar las expectativas inflacionarias en los retornos exigidos. Comparando la velocidad de ajuste ante cambios imprevistos en la inflación encontraron que estos tres mercados tradaban más en ajustar las expectativas que los mercados estadounidense y australiano, sin embargo, la velocidad de ajuste no se encontró proporcional al nivel de inflación ni su volatilidad.

García (1993) examinó datos de depósitos bancarios brasileros entre 1973 y 1993, encontrando datos consistentes con el Efecto de Fisher, reforzando lo planteado por Phylaktis & Blake. Resultados similares encontró Thornton (1996) estudiando datos del mercado mexicano de entre 1978 y 1994.

Respecto a Chile, Mendoza (1992) encontró consitencia del Efecto de Fisher al relacionar las tasas de interés con la inflación. El autor concluye también que la indexación del mercado chileno facilita la intermediación financiera sin llevar necesariamente a tasas de interés mayores.

Ruiz y & Cruz (2016) estudiando el Efecto de Fisher encuentran que para Chile y Colombia hay evidencia parcial de integración entre las tasas de interés, tipo de cambio e

inflación, y se muestra cierto grado de independencia en el comportamiento de las series. Los autores concluyen también que estos mercados latinoamericandos no están siempre en equilibrio, que son ineficientes y proveen oportunidades de arbitraje.

Sack (2000) cuestiona la estructura planteada por Fisher, argumentando que los agentes económicos prefieren evitar o limitar el riesgo en sus inversiones, de modo que exigiran una prima por el riesgo inflacionario, lo cual es reafirmado por Kerkhof (2005). Así, se modifica la Ecuación 2-1 de la siguiente forma.

$$i_t^{nom} = i_t^{real} + E(\Pi_t) + \Phi_t \qquad \textit{Ec. 2-2}$$

Donde Φ_t es la prima prima por riesgo inflacionario al plazo t.

Grishchenko & Huang (2013) estudian los premios por riesgo de inflación y liquidez en el mercado de TIPS[12] en Estado Unidos para el periodo 2000-2008, estimando los premios por liquidez en 13 pb[13] y el premio por riesgo de inflación para 10 años oscilando entre -9 pb y 4 pb.

Ríos & Girón (2013) a través de filtros de Kalman y una metodología Nelson-Siegel estudian el mercado de bonos soberanos colombianos y estiman la prima por riesgo de inflación a 5 años en 53 pb.

Beyzaga & Ceballos (2017), utilizando la metodología de Abrahams (Abrahams, Adrian, Crump, E., & Yu, 2016) estudian la compensación inflacionaria y los premios por riesgo en Chile, poniendo énfasis en el estudio de los bonos del Banco Central a 1 y 2 años. Los autores constatan que los bonos del Banco Central en el periodo 2012-2016 han

[12] Bonos indexados a inflación emitidos por el Departamento del Tesoro de los Estados Unidos.
[13] Puntos base (1pb=0,01%).

tenido compensaciones inflacionarias con importante disminución respecto a la información contenida en encuestas aplicadas por el ente emisor y las curvas de *swaps*, y un mayor empinamiento en las curvas nominales de bonos respecto a las curvas reales, lo que es evidencia de un premio por riesgo de inflación. Los autores concluyen que al incorporar este premio por riesgo (que oscila en el tiempo), las expectativas inflacionarias de los distintos instrumentos son consistentes con la credibilidad de las metas inflacionarias en la política monetaria del Banco Central[14].

Respecto a derivados de inflación Jarrow & Yildirim (2003) desarrollan un modelo de *pricing* sobre un marco HJM de tres factores[15], sin embargo, no consideran las primas por riesgo, sino el Efecto de Fisher puro. Más recientemente Ho, Huang, & Yildirim (2014) realizan una modelación de de la prima por riesgo de inflación en derivados a través de un modelo *affine*[16], pero está pensada para un mercado altamente líquido.

Cabe mencionar que la mayoría de la literatura asume explicaciones que aceptan la EMH y la Teoría de Expectativas Racionales (de ahí a que se habla de premio y no de sesgo en el mercado), sin embargo, debe mencionarse en esta revisión que existen distintos autores que cuestionan la EMH y la Teoría de Expectativas Racionales, o bien relativizan su veracidad a través de análisis empírico[17]. Al respecto, cabe destacar algunos mecanismos generales que dan lugar a ineficiencias, los que son identificados por Stout

[14] Inflación de 3% anual con un margen de error de un 1%.
[15] *Framework* para modelar la evolución de tasas de interés en el tiempo (Jarrow & Yildirim, 2003).
[16] Modelo financiero planteado por Duffie & Kan (1996) para relacionar precios de bonos cero-cupón con un modelo de precios *spot* que comúnmente se utiliza para extraer la curva de descuento desde estos instrumentos.
[17] Ver Hamid, Suleman, Shah, & Imdad Akash (2010) para un análisis respecto al mercado de Asia-Pacífico. Para un análisis sobre el mercado latinoamericano ver Sánchez-Granero, Balladares, Ramos-Requena, & Trinidad-Segovia (2020). Para un análisis del mercado europeo ver Borges (2010).

(2003). En primer lugar, se tiene el desacuerdo entre los participantes del mercado; según plantea el autor, la carencia de expectativas homogéneas puede dar lugar a situaciones de equilibrio de mercado distintas al valor justo para un instrumento. En segundo lugar, se menciona las limitaciones a la capacidad de ejercer arbitraje; si existen dificultades para traducir la identificación de sesgos en el mercado en ganancias, estas difícilmente son corregidas, lo que da lugar a situaciones de mercado ineficientes. En tercer lugar, se indica la irracionalidad de participantes del mercado; la existencia de sesgos y creencias infundadas generalizadas en el mercado puede llevar a situaciones en que el mercado no realiza una asignación de precios eficiente[18].

[18] Gran parte de esto es estudiado en lo que hoy se conoce como *Behavioral Finance*.

3. METODOLOGÍA

En este capítulo se explica el procedimiento llevado a cabo para estudiar las primas por riesgo implícitas en los seguros de inflación del mercado financiero chileno (tanto su cálculo o modelamiento, como los factores y causas viculadas). Se presenta así la teoría que sustenta el análisis y las pruebas ejecutadas.

3.1. Definición de datos a usar

Un primer paso para realizar el análisis de las primas por riesgo y los factores involucrados dice relación con la determinación del variables potencialmente relevantes en el estudio, su obtención y procesamiento. Al respecto, se presentan los datos disponibles en el mercado financiero respecto a los S.I., se indica cuáles se considerán relevantes en el análisis y los motivos para dicha definición, así como el periodo analizado y los motivos para su elección.

Una vez definido el conjunto de datos a usar, se presenta el proceso de depuración de datos anómalos y faltantes, que permite lugar a la transformación que corresponde a la obtención (o modelamiento, si se prefiere) de las primas por riesgo en el mercado de seguros de inflación. Hecha esta transformación se aplican distintos modelos de regresión simple y múltiple, y de series de tiempo, para estudiar distintas hipótesis que se estiman relevantes respecto a las primas por riesgo. Este análisis finalmente permite una mejor comprensión del fenómeno, así como la discusión teórica subyacente respecto a la EMH y la Teoría de Expectativas Racionales, de Fama y Muth respectivamente.

3.2. Determinación de las primas por riesgo

Para determinar las primas, en primer lugar, debe considerarse el mercado de seguros de inflación, que opera un *forward* de UF por variación futura del IPC (para más detalles ver Anexo B y D). En el caso del primer plazo de los S.I. se puede extraer la inflación implícita mediante la Ecuación 3-1[19].

$$\mathrm{E}(\Delta\mathrm{IPC}_1^{mercado}) = 100 * \left(\left(\frac{UF_{plazo1}}{UF_{último9}} \right)^{\frac{Días(último9, próximo9)}{Días(último9, plazo1)}} - 1 \right) \qquad \textit{Ec. 3-1}$$

Donde $\mathrm{E}(\Delta\mathrm{IPC}_1^{mercado})$ es la expectativa implícita de inflación en el mercado para la próxima variación del IPC[20] (redondeada a un decimal, puesto que la UF se reajusta conforme a ello), UF_{plazo1} es el valor *mid* de mercado para el primer plazo de S.I. con vencimiento en *plazo1*, $UF_{último9}$ es la UF correspondiente al último día determinado por la última variación de IPC conocida (*último9*), $próximo9$ corresponde al día 9 del mes inmediatamente siguiente al mes de *último9* y $Días(x, y)$ corresponde a la cantidad de días entre 2 fechas.

La Ecuación 3-1 permite llevar los valores futuros de la UF transados en los S.I. a tasas de inflación implícitas análogas a las variaciones de IPC. A continuación se explicará cómo la teoría económica-financiera permite relacionar estas cantidades y los premios por riesgo, para lo cual se retomará la revisión literaria.

[19] Se optó por modelar el primer plazo, pues concentra el 25,16% de las transacciones y representa el 29,49% del volumen de transacciones (ver Sección 4.5), por lo que es el plazo que representa la mayor parte del mercado y, por lo tanto, es el más relevante de estudiar.
[20] Incluye también potenciales premios por riesgo, como veremos más adelante.

La relación elemental entre tasas de interés e inflación es descrita por el ya introducido Efecto Fisher, que expresa que la diferencia entre tasas de interés nominales y reales a un mismo plazo corresponde a la inflación esperada (Ecuación 2-1). Sin embargo, teóricos han argumentado que dicha relación no es completa, pues los inversores no son neutrales al riesgo, de modo que incorporan su aversión a la incertidumbre en la generación de precios. En particular, los retornos nominales no poseen retornos reales garantizados, por lo que existe una prima al respecto. También se han documentado primas por riesgo de liquidez cuando los instrumentos no poseen un alta circulación en el mercado (Gregoire & Ortiz, 2012). Así, de forma general, al incorporar riesgos de toda naturaleza podríamos relacionar las tasas de interés con la inflación mediante la Ecuación 3-2 .

$$i_t^{nom} = i_t^{real} + E(\Pi_t) + R_t \qquad \textit{Ec. 3-2}$$

Donde i_t^{nom} es la tasa de interés nominal al plazo t, i_t^{real}es la tasa de interés real a dicho plazo, $E(\Pi_t)$ es la inflación esperada para el periodo y R_t considera el equilibrio de las consideraciones por aversión al riesgo en los operadores de mercado[21] (incorpora al riesgo por inflación, al riesgo por liquidez y otros riesgos en general[22]).

La particularidad de los S.I. es que quitan de la Ecuación 3-2 la componente correspondiente a las tasas de interés, permitiendo transar exclusivamente la parte correspondiente a inflación[23], así llegamos a la relación de la Ecuación 3-3.

[21] Esto a la luz de lo planteado por la Hipótesis del Mercado Eficiente de Fama y la Teoría de Expectativas Racionales de Muth, es decir, asumiendo consideraciones racionales por parte de los operadores de mercado y no simplemente un eventual sesgo infundado.
[22]Kerkhof (2005) identifica, entre otros, el riesgo provemiente del rezago en la publicación de los índices inflacionarios usados en los instumentos financieros y el riesgo normativo institucional que ocurre por ejemplo, con la actualización de las metodologías o la descontinuación de las medidas usadas.
[23] Incorporando, por supuesto, las consideraciones por riesgo de los operadores.

$$E\left(\Pi_t^{Implícita}\right) = E(\Pi_t) + R_t^{\Pi} \qquad \textit{Ec. 3-3}$$

Donde $E(\Pi_t^{Implícita})$ corresponde a la expectativa de inflación implícita en el mercado de S.I., $E(\Pi_t)$ refiere a la expectativa de inflación de los operadores de mercado y R_t^{Π} corresponde al equilibrio de los riesgos considerados por los operadores de mercado para la componente inflacionaria de la Ecuación 3-2.

Reordenando despejamos R_t^{Π} en la Ecuación 3-4. De ahí entonces que el premio por riesgo corresponde a la diferencia sistemática entre los valores esperados por los operadores de mercado y los valores implícitos en los instrumentos. El fundamento teórico de esta expresión se encuentra en la Teoría de Expectativas Racionales, según la cual los operadores cometen errores de forma insesgada, aleatoria y no sistemática, motivo por el cual cualquier diferencia sistemática entre los valores esperados por los operadores de mercado y los valores implícitos en los instrumentos debería corresponder a una consideración racional de riesgo.

$$R_t^{\Pi} = E(\Pi_t^{Implícita} - \Pi_t) \qquad \textit{Ec. 3-4}$$

Dado que el mejor estimador de un valor esperado es un promedio, se tiene la relación de la Ecuación 3-5, donde $\widehat{R_t^{\Pi}}$ es la estimación del premio por riesgo en el mercado de S.I.. El superíndice i simplemente distingue las observaciones.

$$\widehat{R_t^{\Pi}} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\Pi_t^{i,Implícita} - \Pi_t^i) \qquad \textit{Ec. 3-5}$$

En vista de que las condiciones de mercado son dinámicas, lo más conveniente es considerar medias móviles, de modo de equilibrar tener una cantidad de datos suficiente para la estimación y capturar las particularidades de un momento dado en el mercado. Así

para un momento dado u se estima la prima por riesgo mediante una ventana de tiempo de largo n conforme a la Ecuación 3-6.

$$\widehat{R_t^{\Pi}}(u) = \frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n-1}(\Pi_t^{u-i,Implícita} - \Pi_t^{u-i}) \qquad \textit{Ec. 3-6}$$

Aplicando esta relación a los datos de primer plazo de S.I. tenemos la relación planteada en la Ecuación 3-7.

$$\widehat{R_1^{\Pi}}(u) = \frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n-1}(\Pi_1^{u-i,Implícita} - \Pi_1^{u-i}) \qquad \textit{Ec. 3-7}$$

Aquí $\widehat{R_1^{\Pi}}(u)$ corresponde a la estimación de la prima por riesgo en el primer plazo de seguros de inflación en el día u, $\Pi_1^{u-i,Implícita}$ corresponde a la expectativa de inflación implícita en el mercado para el primer plazo (Ecuación 3-1) durante el día $u-i$ y Π_1^{u-i} representa la inflación correspondiente efectivamente observada. Cabe mencionar que esta cantidad puede tomar tanto valores positivos como negativos, dependiendo de las diferencias generadas entre la oferta y la demanda por inflación.

Bajo el supuesto de normalidad, para la muestra considerada en cada punto se puede añadir un intervalode confianza de forma simple[24].

[24] $\left(\widehat{R_1^{\Pi}}(u) - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \frac{s}{\sqrt{n}}, \widehat{R_1^{\Pi}}(u) + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \frac{s}{\sqrt{n}}\right)$, donde $Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ es el valor correspondiente de la distribución normal para el nivel de confianza α, s es la desviación estándar de los datos en la ventana observada y n es la cantidad de datos en el mismo tramo.

3.3. Estudio de factores que potencialmente afectan el nivel de las primas por riesgo

En este apartado se presentan algunos factores que razonablemente podrían tener algún impacto en la determinación de primas por riesgo en el mercado de S.I.. Se presenta una justificación de la inclusión del factor y la metodología usada para analizar su relevancia a la luz de los datos históricos.

3.3.1. Nivel de inflación

Dadas las posiciones naturales activadas en UF de algunos operadores de mercado, es esperable que, dado un nivel lo suficientemente alto de inflación, se sientan cómodos cubriendo los retornos de sus posiciones, por lo que eventualmente podrían presionar el mercado a que las primas de inflación sean más altas para niveles de inflación más altos.

Para analizar la relevancia de este factor se contrastará el nivel de error en las expectativas de mercado con respecto a la inflación efectiva. En caso de existir una relación sistemática y significativa (establecida mediante test de hipótesis y análisis gráfico) se tendrá evidencia de una potencial influencia entre las variables.

3.3.2. Mes del año

Dado el distinto nivel de difusión de los distintos eventos económicos del año es al menos plausible la existencia de un efecto no homogéneo en los flujos de información en el mercado de S.I., lo que potencialmente podría alterar el nivel de primas por riesgo en el mercado (dando lugar a una eventual sobreestimación o subestimación de la inflación). Se utilizarán de herramientas tales como análisis gráfico para una correcta apreciación de los datos históricos.

3.3.3. Estimación de economistas

Dado que eventuales consideraciones de, por ejemplo, primas por riesgo deberían afectar solo al mercado financiero, es razonable considerar como variable de control estimaciones distintas a las contenidas en valores implícitos de productos financieros, de modo de poder realizar una atribución más precisa de las razones a los eventuales sesgos (o primas) que se observen.

Una fuente usual de estimaciones de datos de inflación no proveniente de instrumentos financieros es la publicada por los economistas en el medio Bloomberg. En dicha plataforma distintos profesionales presentan sus proyecciones y lo usual es considerar la mediana como estimación de consenso (para evitar una excesiva influencia de *outliers*).

Para establecer algún tipo de efecto propio del mercado financiero en las primas por riesgo se comparará las estimaciones de los economistas (a través del uso de la mediana) con las estimaciones promedio del mercado financiero (para cada dato) haciendo uso de análisis de regresión y test de hipótesis. Dicho análisis se complementará con la observación gráfica de los datos históricos.

3.3.4. Liquidez de mercado

Se ha reportado en la literatura la existencia de premios por liquidez en los instrumentos financieros, por lo que es de interés determinar si dicho fenómeno ocurre en el mercado de S.I..

Para estudiar dicho suceso, se contrastarán datos históricos con la cantidad de transacciones mensuales[25] ejecutadas en el mercado de S.I. con los errores promedio mensuales (en el primer plazo), de modo de establecer algún tipo de sensibilidad de los premios respecto a la liquidez del mercado. Con dicho propósito se utilizarán metodologías de análisis de regresión y test de hipótesis sumadas a técnicas de análisis gráfico.

3.3.5. Volatilidad del mercado

Un último factor a estudiar tiene relación con el nivel de incertidumbre percibido por el mercado, pues es plausible que dicha percepción tenga impacto en las primas por riesgo que el mercado incorpore en la generación de precios.

Como aproximación al nivel de incertidumbre se utilizará la volatilidad, medida como desviación estándar de los valores implícitos diarios para cada dato de IPC. Dicha medida de volatilidad se contrastará con el error promedio (en el mismo periodo) en los S.I., de modo de determinar algún tipo de relación con las primas observadas. También se usará como medida de volatilidad adicional la dispersión de las estimaciones de los economistas en Bloomberg (también medida como desviación estándar), de modo de tener una medida de incertidubre independiente de los instrumentos financieros.

Como herramientas para dicho estudio se utilizarán técnicas de análisis de regresión y test de hipótesis complementadas con análisis gráfico de los datos históricos.

[25] Desde abril de 2018, obtenidos de ComDer Contraprte Central (ComDer Contraparte Central, s.f.).

3.4. Análisis multivariado

Para investigar eventuales interacciones entre las distintas variables en estudio[26] se implementa un modelo de regresión multivariada con el conjunto de variables ya presentado respecto al error de las estimaciones del mercado.

Para implementar el modelo de regresión se trabaja con los datos agregados a nivel mensual, es decir, para cada periodo de vigencia de un IPC como subyacente del primer plazo, se utilizó el error promedio respectivo. Las variables en cuestión a usar son el nivel de inflación (medido a través de la variación mensual del IPC), el mes del año (modelado como variable categórica), la mediana de las estimaciones de los economistas en Bloomberg (por dato), la volatilidad del mercado (medida como desviación estándar de las estimaciones implícitas en los S.I. durante la vigencia del respectivo IPC) y la volatilidad de las estimaciones de los economistas (medida como la desviación estándar calculada sobre las estimaciones publicadas por los distintos economistas en Bloomberg).

3.5. Estudio de hipótesis alternativas

El pensamiento económico tradicional encuentra sus bases en la Teoría de Expectativas Racionales (Muth, 1961), que plantea que las predicciones implícitas en las expectativas de mercado no son sistemáticamente erróneas, y la Hipótesis del Mercado Eficiente (Fama, 1970), que dice relación con la profundidad de la incorporación de la información existente en los precios de mercado. Dicho pensamiento es cuestionado por

[26] Que puedan dar lugar a alguna significancia de las variables como conjunto que no se vea al observarlas separadamente.

algunos autores, quienes plantean líneas de pensamiento alternativas para explicar eventos observados en el mercado que no son consistentes con los planteamientos tradicionales.

Con el propósito de analizar la evidencia a favor o en contra del pensamiento tradicional se sigue la siguiente metodología.

3.5.1. Consideraciones de la estructura del mercado chileno de S.I.

Se identificarán aspectos estructurales del mercado de S.I. que puedan significar evidencia a favor o en contra del pensamiento económico-financiero tradicional, tales como el volumen y la cantidad de las transacciones, y el número de participantes del mercado. De acuerdo a lo planteado en la literatura sobre la Hipótesis del Mercado Eficiente (EMH), un mercado posee mayor similitud a uno eficiente (teórico), cuando es competitivo, es decir, posee una gran cantidad de participantes, realizando una gran cantidad de trasacciones, en caso contrario, se justifica al menos pensar en que las anomalías pueden ser factibles.

3.5.2. Análisis de autocorrelación de errores

De acuerdo a la forma débil de la Hipótesis del Mercado Eficiente (EMH), un mercado eficiente incorpora la información histórica en la generación de nuevos precios, por lo que las distintas formas de análisis técnico se hayan naturalmente arbitradas por los participantes del mercado. Así, tal como hizo Fama (1975), una forma de evaluar la incorporación de los datos históricos es analizar la autocorrelación de los errores cometidos en las estimaciones de mercado. Si el mercado es eficiente (en la forma débil), se debería encontrar que la autocorrelación observada en los errores es indetectable, pues

de otro modo, significaría que hay información útil en los datos de transacciones pasadas que no se están usando, lo que es evidencia de un mercado ineficiente.

3.5.3. Variable de control y literatura sobre ineficiencias: estimaciones de Bloomberg

Stout (2003) plantea que existen causales para ineficiencias en el mercado, tales como el desacuerdo entre los participantes del mismo, las limitaciones al arbitraje y la irracionalidad de los actores de mercado. En esa misma línea Prechter (2001), explica que el comportamiento de rebaño (el actuar como colectivo) puede dar lugar a patrones y tendencias en el mercado.

Con el propósito de identificar un eventual comportamiento de rebaño en el mercado de S.I. se compararán los valores implícitos para las variaciones de IPC con las variaciones estimadas por los economistas en Bloomberg (usando como estimador la mediana de los valores aportados por los economistas). De encontrarse un comportamiento similar se estaría frente a dos situaciones llamativas. La primera es que las primas por riesgo financiero solo deberían estar solo en los instumentos de mercado y no en las opiniones de los economistas (situación abordada en la Sección 3.2.3) y la segunda es que habría evidencia de algún tipo de consenso tácito entre los operadores de mercado, posiblemente por razones reputacionales (por ejemplo, falta de incentivos para tomar riesgo de diferir en opinión y errar).

3.5.4. Antecedente: consideración de otras variables plausibles

Finalmente, se retomarán los resultados del análisis de la influencia de la volatilidad y la incertidumbre sobre las primas por riesgo, pues en caso de descartarse la

evidencia a favor del impacto de estas variables usuales, será necesario que exista alguna explicación diferente para las primas observadas, siendo más plausible entonces explicaciones alternativas, tales como el comportamiento de rebaño.

4. DATOS USADOS

En este apartado se presentan los datos disponibles y usados en el presente trabajo, destacando los datos de IPC que publica regularmente el INE, los datos de S.I. y los datos de estimaciones de economistas.

4.1. Variaciones mensuales del IPC

El primer dato a presentar naturalmente corresponde a las variaciones mensuales del IPC, este dato muestra las variaciones en cada medición del índice inflacionario chileno. En la Figura 4-1 se puede observar los datos para el periodo en estudio.

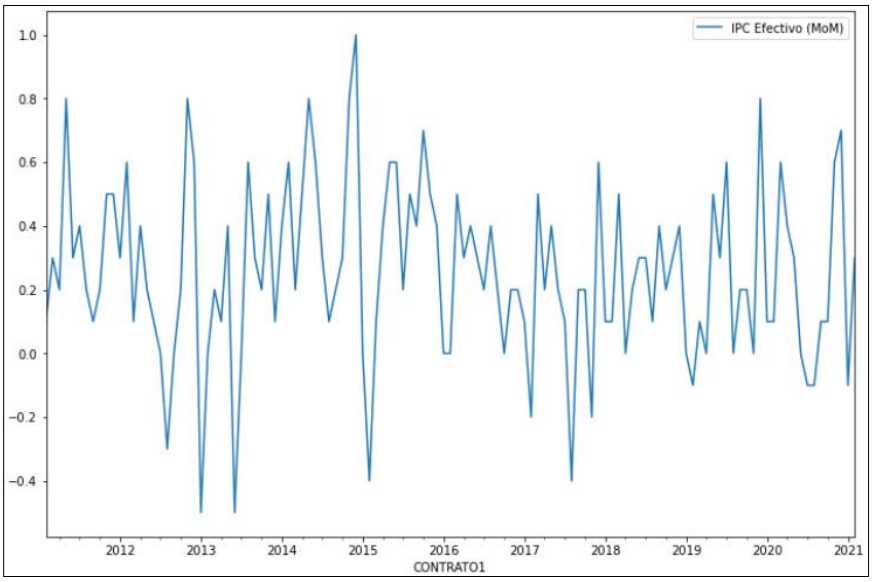

Figura 4-1: variaciones mensuales del IPC

A continuación se presenta una breve caracterización estadística de los datos de la Figura 4-1.

Tabla 4-1: caracterización estadística de las variaciones mensuales del IPC

	Variación Mensual IPC (%)
Promedio (μ)	0.25
Desviación estándar (σ)	0.28
Mínimo	-0.50
Percentil 25	0.15
Mediana	0.20
Percentil 75	0.40
Máximo	1.00

4.2. Datos generales del mercado de S.I.

Como se ha indicado, el mercado de S.I. opera *forwards* de la UF a distintos plazos, capturando una variación de IPC en cada plazo operado. En la Figura 4-2 se presenta una perspectiva del mercado inflacionario capturada el 26 de enero de 2021.

	Description	Settlement	Days to Maturity	Bid	Ask	Time
1	1 Term	03/09/21	41	29287	29293	01/26
2	2 Term	04/09/21	72	29373	29379	01/26
3	3 Term	05/07/21	100	29474	29480	01/26
4	4 Term	06/09/21	133	29562	29568	01/26
5	5 Term	07/09/21	163	29642	29648	01/26
6	6 Term	08/09/21	194	29672	29678	01/26
7	7 Term	09/09/21	225	29745	29751	01/26
8	8 Term	10/08/21	254	29792	29798	01/26
9	9 Term	11/09/21	286	29863	29869	01/26
10	10 Term	12/09/21	316	29953	29959	01/26
11	11 Term	01/07/22	345	29955	29961	01/26
12	12 Term	02/09/22	378	29981	29987	01/26

Figura 4-2: perspectiva del mercado de seguros de inflación al 26 de enero de 2021

Como se observa en la Figura 4-2, se ofrecen en el mercado de S.I. distintos precios de compra y de venta de la UF para distintos plazos. Estos datos poseen en cada instante[27] una perspectiva de equilibrio de los actores de mercado para las próximas variaciones del IPC.

En la Figura 4-3 se muestra para el periodo en estudio las expectativas promedio del mercado para cada plazo de inflación y la inflación efectiva en dicho periodo, se

[27] En teoría, pues como se estudia en este trabajo, la liquidez del mercado es acotada.

observa un patrón de diferencia sostenido que da cuenta del potencial comportamiento de las primas por riesgo en distintos plazos, no obstante, como ya se indicó, el foco de este trabajo es en el primer plazo[28]. Debe mencionarse que desde el plazo 19 en adelante la cantidad de datos disponibles es mucho menor[29]. En el Anexo E se puede observar una caracterización más detallada, junto comentarios respecto a la depuración y consolidación de la base de datos.

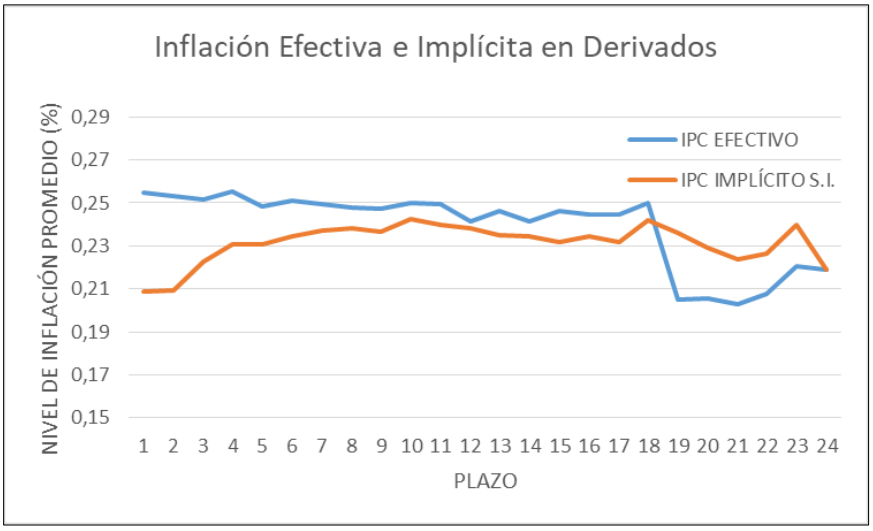

Figura 4-3: valores promedio implícitos por plazo para el periodo en estudio y promedio respectivo de IPC

Respecto también al mercado en distintos plazos, en la Figura 4-4 se muestra el comportamiento de la desviación estándar de los valores implícitos en el mercado (por plazo operado) y el respectivo comportamiento del IPC. Se evidencia una mayor volatilidad en los datos efectivos que en las expectativas del mercado.

[28] Dada la mayor cantidad de transacciones y mayor volumen de estas, se decide llevar a cabo el análisis para el primer plazo del mercado (ver Sección 4.5 para más detalle).
[29] Solo hay datos de mercado desde septiembre de 2015 y muchos de los subyacentes transados aún no son conocidos.

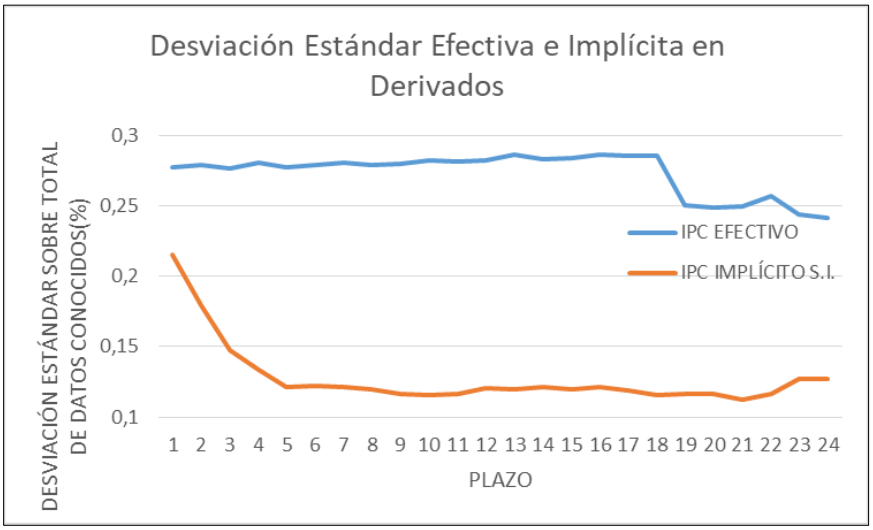

Figura 4-4: desviación estándar de valores implícitos en mercado para distintos plazos y comportamiento respectivo del IPC

4.3. Datos primer plazo S.I.

Como se ha mencionado, el objeto de estudio de este trabajo corresponde a las primas por riesgo involucradas en el primer plazo de seguros de inflación, del cual se tiene datos de mercado de entre el 14 de diciembre de 2010 y el 31 de diciembre de 2020, cuyo subyacente es ya conocido (ya se publicaron los datos de IPC correspondientes).

En la Figura 4-5 se muestra la evolución de los valores implícitos en el mercado de S.I. para el primer plazo.

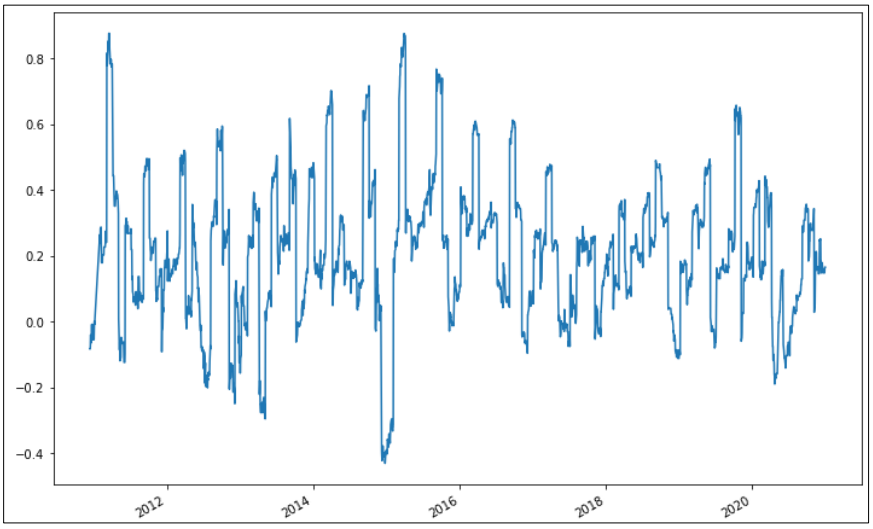

Figura 4-5: valores implícitos para primer plazo de IPC en S.I.

A continuación se presenta una breve caracterización estadística de los datos de mercado de la Figura 4-5.

Tabla 4-2: caracterización estadística de los valores implícitos para primer plazo de IPC

	Variación Mensual IPC (%)
Promedio (μ)	0.21
Desviación estándar (σ)	0.22
Mínimo	-0.43
Percentil 25	0.07
Mediana	0.21
Percentil 75	0.32
Máximo	0.88

4.4. Estimaciones de economistas para variación de IPC

También, como variable de control, se utilizan en este trabajo las estimaciones de consenso de economistas en Bloomberg. Dicho consenso se construyó considerando la mediana de las estimaciones publicadas en el medio y se encuentran disponibles para todo el periodo en estudio.

En la Figura 4-6 se muestra la evolución de las estimaciones (un dato mensual) en el tiempo para el periodo en estudio.

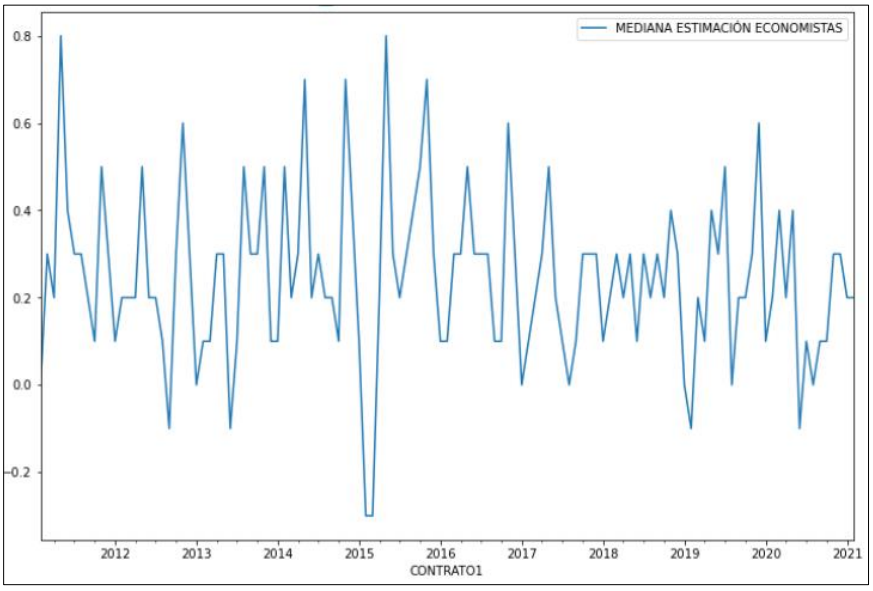

Figura 4-6: evolución de la estimación de consenso de los economistas en Bloomberg

En la Tabla 4-3 se presenta una caracterización estadística de los datos de la Figura 4-6.

Tabla 4-3: caracterización estadística de las estimaciones de consenso de los economistas en Bloomberg

	Estimación Mensual IPC (%)
Promedio (μ)	0.24
Desviación estándar (σ)	0.19
Mínimo	-0.30
Percentil 25	0.10
Mediana	0.20
Percentil 75	0.30
Máximo	0.80

4.5. Datos sobre la cantidad de transacciones, volúmenes involucrados y su distribución

De acuerdo con la información disponible en el sitio web de ComDer Contraparte Central (ComDer Contraparte Central, s.f.), entre los meses de mayo de 2018 y noviembre de 2020 la cantidad de operaciones mensuales de seguros de inflación fue la siguiente.

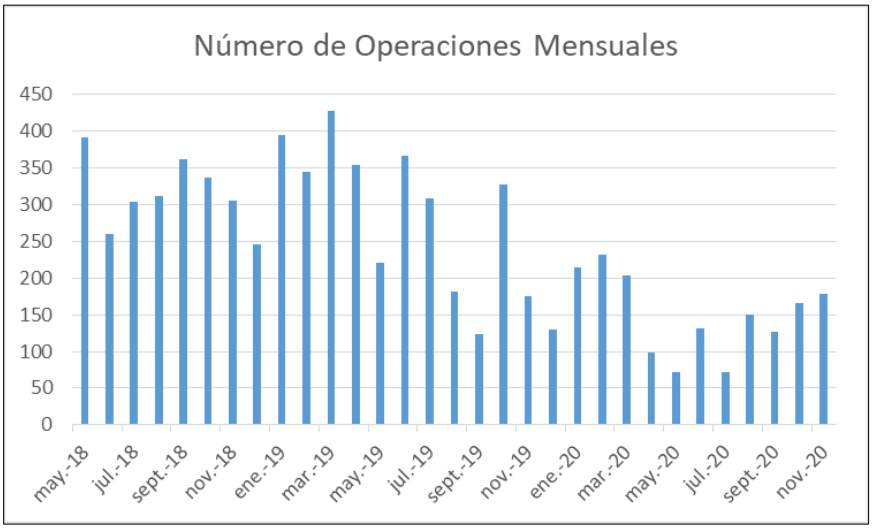

Figura 4-7: número de operaciones mensuales de seguros de inflación realizadas a través de ComDer Contraparte Central

A partir de los datos del gráfico, el promedio de operaciones mensuales fue de 242,45. Cabe mencionar que si bien no todas las operaciones de seguros de inflación son realizadas a través de la cámara de compensación, la mayor parte de ellas lo son, pues los principales participantes del mercado de inflación son bancos y la gran mayoría de la banca local participa de la cámara[30]. Otros participantes del mercado, dada su espeficicidad y baja liquidez acceden generalmete al mercado a través de las áreas de *market making* de los bancos, por lo que indirectamente sus operaciones también llegan a la cámara de compensación. Algunas instituciones de este tipo son las administradoras de fondos de pensiones (AFP) y las compañías de seguros (Kerkhof, 2005).

[30] Los participantes de la cámara de compensación ComDer Contraparte Central son Banco Falabella, Banco de Crédito e Inversiones, Banco Internacional, Scotiabank Chile, Itaú Corpbanca, Banco del Estado de Chile, Banco Santander-Chile, Banco Security, Banco BICE, Banco de Chile y Banco Consorcio (ComDer Contraparte Central, s.f.).

Desde abril de 2019 ComDer Contraparte Central publica datos sobre el volumen y la cantidad de operaciones realizadas por plazo de seguro de inflación. En la Tabla 4-4 se observa resumidamente el volumen de las transacciones por plazo y en la Tabla 4-5 su cantidad (considérese que los fines de mes de calendario no coinciden con los vencimientos de los contratos de seguro de inflación, de ahí la nomenclatura *Fixing* para el contrato con vencimiento en el mes en curso).

Tabla 4-4: volumen promedio de operaciones mensuales de seguros de inflación realizadas a través de ComDer Contraparte Central por plazo

	Volumen Promedio (MMUF)	**Fracción del Total (%)**
Fixing	13,57	9,71
Plazo 1	27,57	19,73
Plazo 2	15,43	11,04
Plazo 3	10,71	7,67
Plazo 4	5,19	3,72
Plazo 5	4,52	3,24
Plazo 6	4,14	2,97
Plazo 7	3,57	2,56
Plazo 8	6,14	4,40
Plazo 9	6,10	4,36
Plazo 10	3,95	3,95
Plazo 11	10,67	10,67
Plazo 12	7,00	7,00
Plazos 13 a 24	21,14	21,14

Tabla 4-5: cantidad promedio de operaciones mensuales de seguros de inflación realizadas a través de ComDer Contraparte Central por plazo

	Cantidad Promedio	**Fracción del Total (%)**
Fixing	15,05	7,92
Plazo 1	32,76	17,24
Plazo 2	20,95	11,03
Plazo 3	14,29	7,52
Plazo 4	10,00	5,26
Plazo 5	8,67	4,56
Plazo 6	8,38	4,41
Plazo 7	6,67	3,51
Plazo 8	7,90	4,16
Plazo 9	7,43	3,91
Plazo 10	6,29	3,31
Plazo 11	12,48	6,57
Plazo 12	9,90	5,21
Plazos 13 a 24	29,24	15,39

Se observa que el 25,16% de las operaciones se realizan para el plazo de *fixing* o el primer plazo, y su volumen correponde al 29,45% del total, mientras que plazos mayores a 5 meses generalmente no superan las 10 operaciones mensuales, por lo que se opta por focalizar el análisis en el primer plazo.

5. RESULTADOS

5.1. Determinación de las primas por riesgo

Conforme a lo planteado en la Ecuación 3-7, se estimó las primas por riesgo para cada día mediante el uso de una media móvil de los errores. Dado el comportamiento irregular del IPC respecto a los meses del año se optó por una media móvil de 365 días, de modo de evitar algún efecto por la inlcusión o no de un mes en particular en el cálculo. Así, para un día dado se consideran todos los valores registrados hasta 365 días previos[31].

A continuación, en la Figura 5-1, se presenta la evolución la estimación de las primas por riesgo utilizando la metodología indicada, junto con su respectivo intervalo de confianza[32].

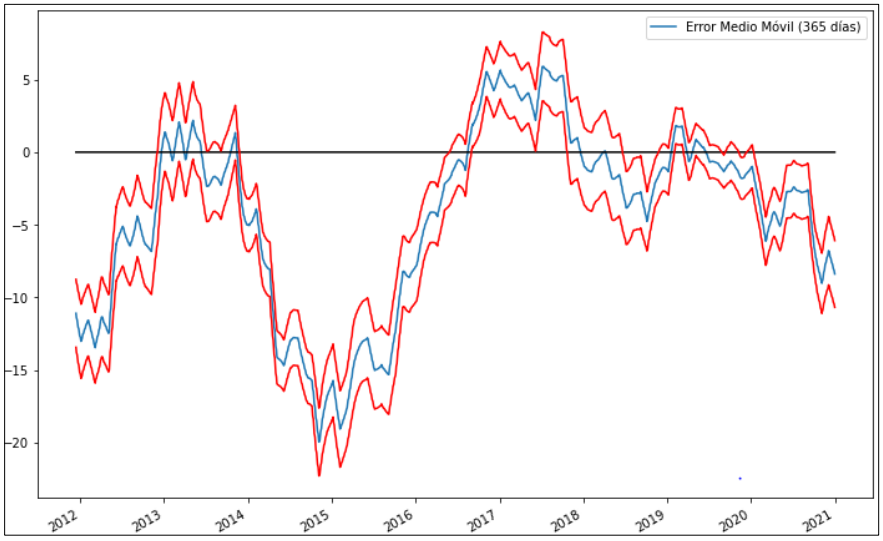

Figura 5-1: evolución de la prima por riesgo estimada mediante el uso de medias móviles de 365 días

[31] Téngase en consideración que dentro de cada periodo hay algunos días no hábiles para los cuales no hay datos de mercado.
[32] El intervalo es de a lo más 4 pb.

En la Tabla 5-1 se presenta una caracterización estadística de los datos obtenidos para la prima estimada.

Tabla 5-1: caracterización estadística de los datos obtenidos para la prima por riesgo

	Prima Estimada (pb)
Promedio (μ)	-4.30
Desviación estándar (σ)	6.28
Mínimo	-19.95
Percentil 25	-8.04
Mediana	-2.71
Percentil 75	-0.10
Máximo	5.90

Como se observa en la Tabla 5-1, la prima por riesgo alcanza un valor promedio de -4,30 pb, lo que significa que en promedio la incorporación de las consideraciones por riesgo en el mercado reportan una subestimación de la inflación correspondiente a dicha magnitud.

El mínimo se alcanzó (para el periodo en estudio) el 6 de noviembre de 2014, con un valor de -19,95 pb. Debe destacarse que para el periodo considerado en el cálculo de la media móvil a esa fecha la inflación promedio subyacente fue de 0,48%, lo que corresponde a una inflación anualizada de 5,96%.

En cuanto al máximo, el valor fue de 5,90 pb, valor alcanzado el 10 de julio de 2017 con una inflación promedio para el periodo considerado en la media móvil en 0,13%, lo que corresponde a una inflación anualizada del 1,53%.

5.2. Factores que potencialmente afectan el nivel del premio por riesgo

5.2.1. Nivel de inflación

Dada la consideración de un potencial comportamiento conservador de los participantes del mercado con una posición natural activada en inflación se analizó una eventual relación entre los premios por riesgo y el nivel de inflación, lo que se estudió mediante análisis de regresión y test de hipótesis.

Considerando los errores promedio diarios para cada dato de IPC subyacente se realizó un regresión respecto al nivel de dicho IPC. El gráfico de dispersión y la recta ajustada se muestran en la Figura 5-2.

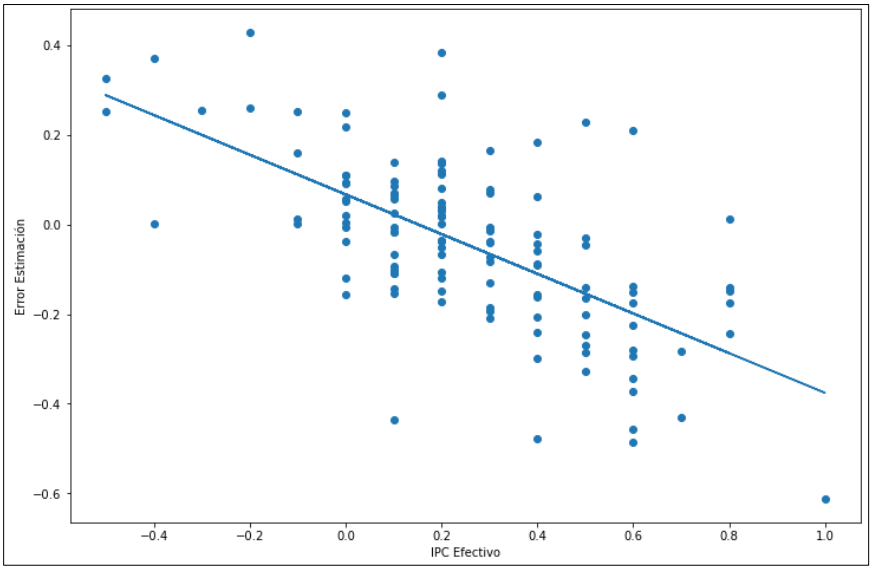

Figura 5-2: errores en estimación implícita de IPC e IPC subyacente con recta de regresión ajustada

En la Tabla 5-2 se pueden apreciar los coeficientes respectivos y su significancia, al igual que el comportamiento de la regresión en su conjunto.

Tabla 5-2: detalles de la regresión entre error promedio por dato subyacente y valor efectivo de IPC

	Coeficiente	Desviación Estándar	Estadístico-t	Valor-p	Crítico 2.5%	Crítico 97.5%
Constante	0.07	0.02	3.74	0.00	0.03	0.10
IPC Efectivo	-0.44	0.05	-9.21	0.00	-0.54	-0.35

	Estadístico F	Valor-p
Regresión	84.76	0.00

Se observa en la tabla que tanto el intercepto como el IPC son variables significativas al realizar la regresión respecto al error, además no se rechaza la significancia de la regresión en su conjunto.

Cabe destacar también respecto a la bondad de ajuste que el coeficiente de determinación (R^2) entrega un valor de 0,42, lo que muestra la variabilidad del fenómeno inflacionario, no obstante, esto debe considerarse como un comportamiento anexo al que se pretende destacar (relación inversa entre error y nivel inflacionario).

Los resultados presentados son evidencia a favor de que a mayor nivel de inflación mayor es la subestimación de la inflación implícita en el mercado (error), la que es interpretable como premio por riesgo.

Como se mencionó previamente, la literatura reporta en la teoría que los inversionistas pretenden garantizar retornos reales, por lo que la intuición podría dar luces de una prima por riesgo positiva ante una mayor inflación, lo que es un hecho destacable, pues lo aquí registrado parecería indicar algún tipo de premio por la garantización de retornos nominales, posiblemente debido al alto nivel de indexación de la economía chilena y, en particular, de la industria bancaria.

Para observar de mejor forma el fenómeno descrito se consideró la estimación promedio (readondeada) por valor subyacente del IPC, las variaciones efectivas del índice y se construyó un histograma con ambas series de datos. El histográma conjunto se observa a continuación en la Figura 5-3.

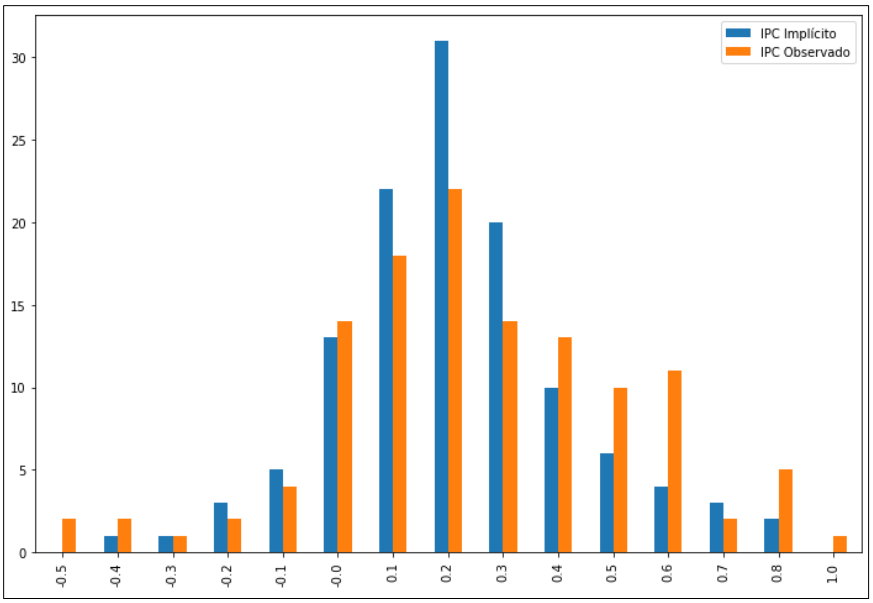

Figura 5-3: histograma conjunto de las variaciones efectivas del IPC y las estimaciones promedio de mercado en el primer plazo de S.I.

Se observa en los valores implícitos de mercado una subrepresentación de los valores más altos de variación de IPC, sobrerrepresentándose los valores centrales, lo que muestra el fenómeno descrito de forma más clara.

A mayor ahondamiento, en la Figura 5-4 se muestra la evolución de la prima por riesgo estimada para el periodo en estudio, junto con la media móvil de inflación correspondiente al periodo usado en cada cálculo.

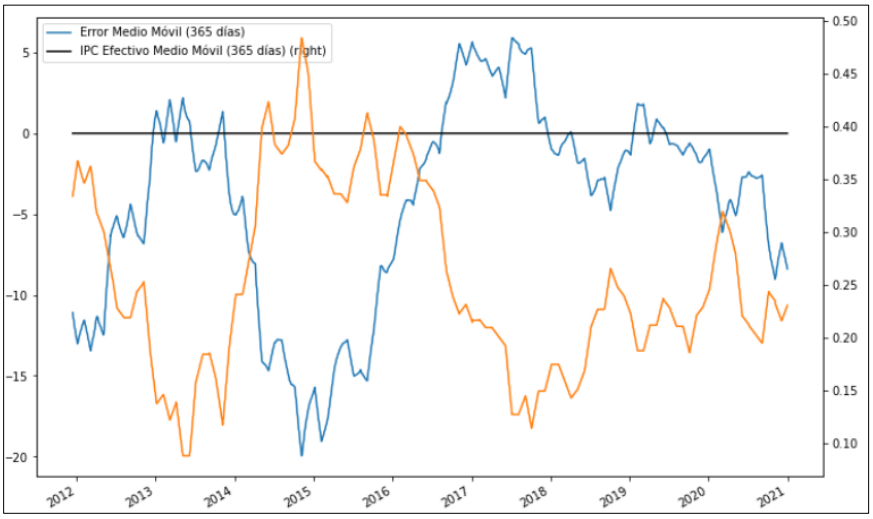

Figura 5-4: se observa una clara relación inversa entre el nivel de inflación y el nivel de las primas por riesgo estimadas

Se observa en la Figura 5-4 una clara relación inversa entre el nivel de inflación y el nivel de las primas por riesgo estimado, lo que muestra desde otra perspectiva el fenómeno en estudio. Una explicación plausible de lo observado es que, dado el alto nivel de indexación de la economía chilena, los inversionistas premian la fijación de retornos nominales.

5.2.2. Mes del año

Si bien la cantidad de datos disponibles no es óptima para aislar el efecto por mes del año, se presenta a continuación los errores promedio según cada mes[33] (Figura 4-7 y 4-11). Se añade también el promedio de los IPC efectivo para cada mes del año.

[33] Se ejecuta el análisis según mes de inflación implícito, no mes de vencimiento del contrato.

Tabla 5-3: errores promedio en estimación según mes

IPC Efectivo (%)	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio
Error Promedio Estimación (bp)	-15,28	-5,55	5,93	-8,42	-2,44	3,54
Promedio Efectivo (%)	0,31	0,25	0,46	0,22	0,20	0,12

IPC Efectivo (%)	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
Error Promedio Estimación (bp)	-7,71	-3.34	6,84	-24,09	-0,94	-3,74
Promedio Efectivo (%)	0,21	0,23	0,40	0,53	0,04	0,10

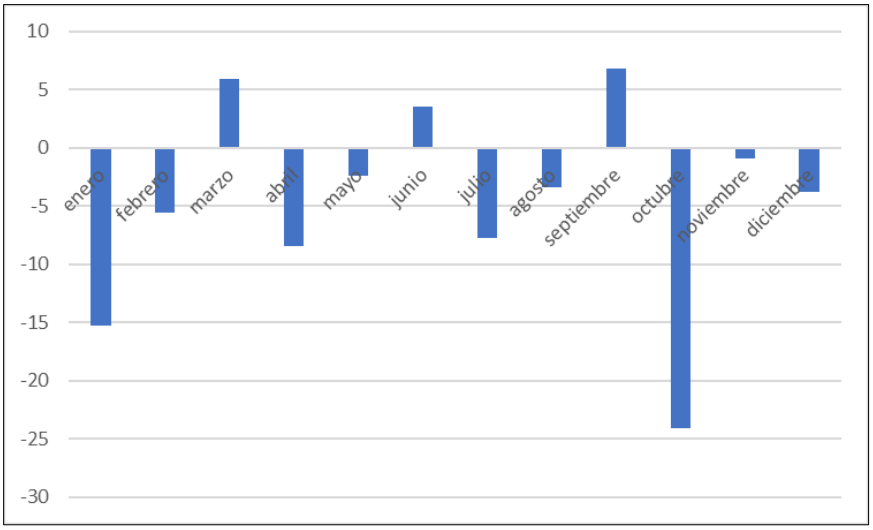

Figura 5-5: errores promedio en estimación según mes (gráficamente)

Las mayores subestimaciones se tienen para el mes de octubre (-24,09 pb), luego enero (-15,28 pb) y posteriormente abril (-4,28 pb). Por el contrario, se observa una

sobreestimación en los meses de septiembre (+6,84), marzo (+5,93 pb) y junio (+3,54 pb). Si bien la disponibilidad de datos es acotada, parece haber un comportamiento no homogéneo.

5.2.3. Estimación de economistas

Como ya se indicó en la metodología, es beneficiosa una variable de control externa al mercado, pues permite quitar los efectos de las consideraciones financieras de los operadores de mercado. Con dicho propósito se incorporó el consenso de las estimaciones de los economistas en Bloomberg.

Con el fin de determinar si existe alguna diferencia sistemática entre las estimaciones implícitas en los instrumentos financieros y las estimaciones de los economistas se ejecutó una regresión. Para poder cuadrar los datos diarios de los S.I. con el dato mensual de los economistas se usó promedios en cada IPC subyacente. En la Figura 5-6 se observan ambas variables.

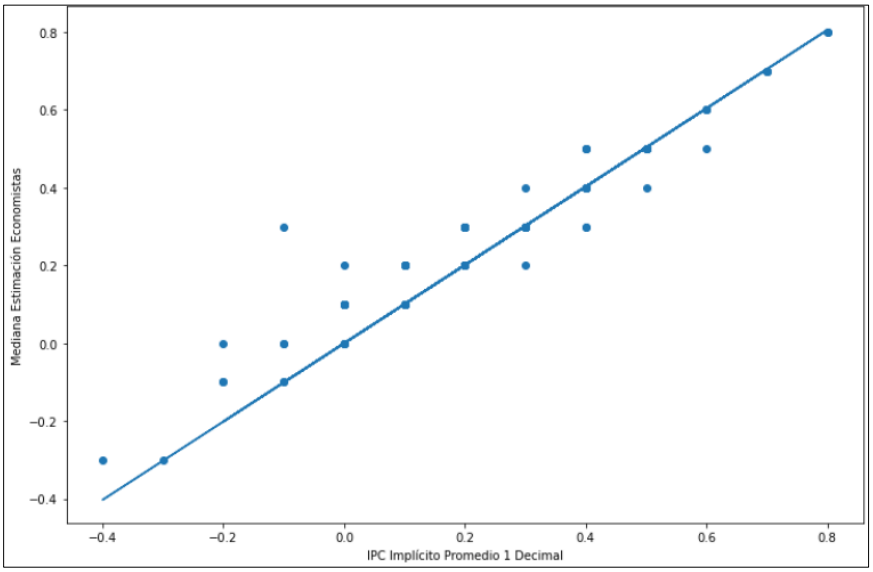

Figura 5-6: IPC implícito promedio implícito redondeado y estimación de consenso de economistas

En la Tabla 5-4 se pueden observar los coeficientes respectivos y su significancia, así como el comportamiento de la regresión en su conjunto. Se ajustó la regresión sin el intercepto, para determinar algún tipo de relación 1:1 entre las variables o bien descartarla.

Tabla 5-4: detalles de la regresión entre el IPC implícito promedio implícito redondeado y estimación de consenso de economistas

	Coeficiente	Desviación Estándar	Estadístico-t	Valor-p	Crítico 2.5%	Crítico 97.5%
IPC Implícito	1.01	0.02	45.31	0.00	0.96	1.05

	Estadístico F	Valor-p
Regresión	2053	0.00

Se observa en la tabla que el IPC implícito (promedio) es una variable significativa al hacer la regresión correspondiente con la estimación de consenso los economistas y además no se descarta que la pendiente sea 1. Considerando además que el valor de la métrica de ajuste R^2 es 0.95 pareciera haber una relación significativamente relevante entre las variables.

Debe destacarse que dado que el mercado parece incorporar primas por riesgo de carácter financiero no nulas, no era esperable un comportamiento prácticamente idéntico al comparar las estimaciones de mercado con las estimaciones de economistas, pues esto últimos no incorporan consideraciones de riesgo de mercado en sus pronósticos[34].

5.2.4. Liquidez de mercado

Tal como se presentó en la metodología, la literatura ha documentado la existencia de primas por eventual falta de liquidez en el mercado. Con el propósito de chequear la validez de dicha afirmación en el mercado de seguros de de inflación se usaron datos de transacciones de ComDer Contraparte Central disponibles desde abril de 2018 y se contrastaron con los errores promedio por dato subyacente, de modo de eventuar algún sesgo sistemático dependiente de la liquidez que permita la creación de evidencia a favor de una prima por riesgo por liquidez.

[34] Aunque sí pueden incorporar consideraciones de riesgo, tales como riesgo reputacional, no obstante, estas consideraciones de riesgo difieren de la naturaleza de las esperables en los operadores financieros.

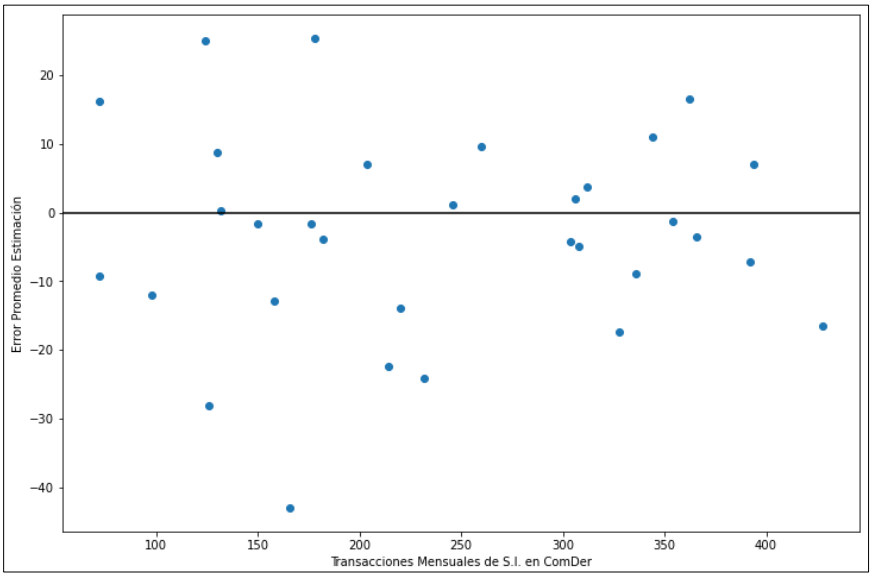

Figura 5-7: cantidad de transacciones mensuales y error promedio en la estimación por IPC subyacente en los S.I.

En la Figura 5-7 se muestra el gráfico de dispersión que compara la cantidad de transacciones mensuales y el error promedio en la estimación por IPC subyacente en los S.I. Como se aprecia en la figura, no existe ningún tipo de relación percetible a simple vista. Al realizar la regresión respectiva se obtiene los datos de la Tabla 5-5, donde se observa que la regresión no es significativa y no se rechaza que la pendiente del ajuste sea cero. Esta situación pareciera indicar que no se encuentra evidencia a favor de la prima por liquidez documentada en la literatura para otros mercados.

Tabla 5-5: detalles de la regresión entre la cantidad de transacciones mensuales en ComDer y el error promedio por IPC subyacente en los S.I.

	Coeficiente	Desviación Estándar	Estadístico-t	Valor-p	Crítico 2.5%	Crítico 97.5%
Constante	-0.04	0.07	-0.56	0.58	-0.18	0.10
#Transacciones	0.00	0.00	0.09	0.93	0.00	0.00

	Estadístico F	Valor-p
Regresión	0.01	0.93

5.2.5. Volatilidad de mercado

Se utlizaron dos métricas de volatilidad, la primera corresponde a una métrica de volatilidad de mercado, medida como la desviación estándar de las estimaciones de mercado implícitas para cada IPC subyacente. La segunda corresponde a la incertidumbre respecto al dato, aproximada y medida como la desviación estándar de las estimaciones de los economistas en Bloomberg.

En la Figura 5-8 se observa un gráfico de dispersión que contrasta la métrica de volatilidad de mercado con el error promedio respectivo para el correspondiente IPC subyacente.

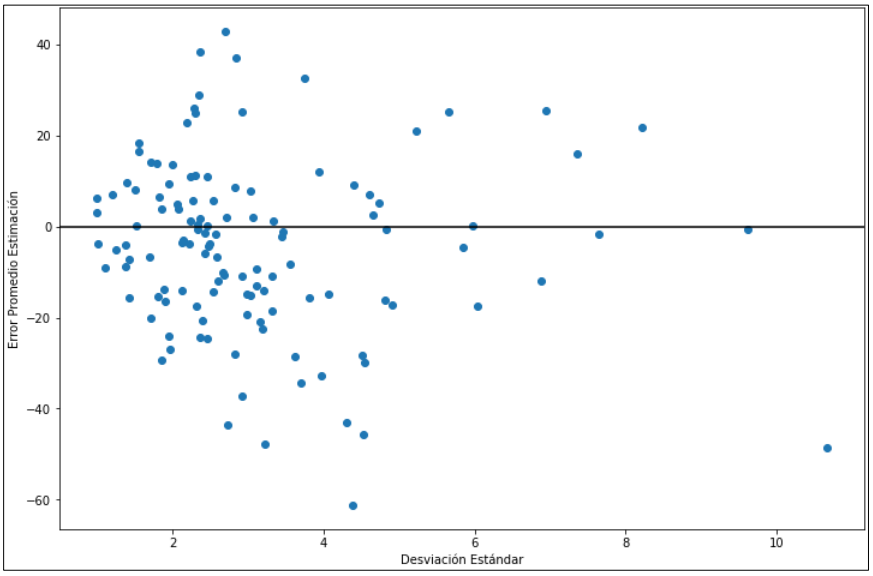

Figura 5-8: desviación estándar de datos de mercado y error promedio respectivo para cada IPC subyacente

Al ejecutar la regresión correspondiente no se obtiene nada concluyente, pues la regresión resulta no significativa y no se rechaza un pendiente nula (Tabla 5-6). Cabe mencionar que si bien pareciera haber una reducción de la dispersión de los errores ante un mayor nivel de desviación estándar, esto va acompañado con una reducción en la

cantidad de observaciones, por lo que no se puede afirmar nada concluyente, por lo demás pareciera no haber alguna razón clara atribuible a este fenómeno.

Tabla 5-6: detalles de la regresión entre la desviación estándar de las estimaciones y el error promedio por IPC subyacente en los S.I.

	Coeficiente	Desviación Estándar	Estadístico-t	Valor-p	Crítico 2.5%	Crítico 97.5%
Constante	-0.78	3.60	-0.22	0.83	-7.91	6.36
Desviación Estándar	-1.19	1.02	-1.18	0.24	-3.21	0.82

	Estadístico F	Valor-p
Regresión	1.38	0.24

Al ajustar una regresión de naturaleza similar sobre la desviación estándar de las estimaciones de los economistas respecto al error promedio para el respectivo IPC subyacente en los S.I. se obtienen conclusiones similares. En la Figura 5-9 se observa que no hay ningún patrón claro a simple vista y en la Tabla 5-7 se muestran los resultados estadísticos para la respectiva regresión, donde no se tiene significancia global y no se descarta una pendiente nula.

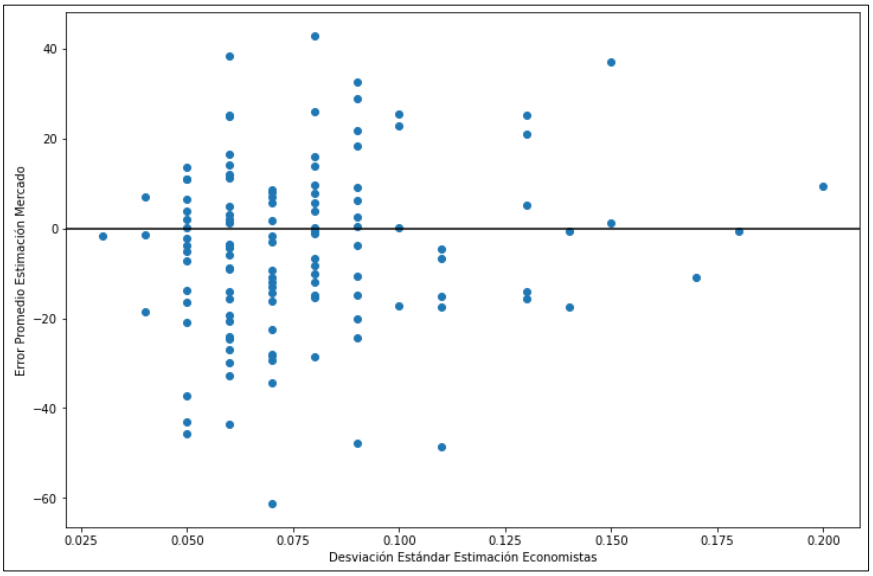

Figura 5-9: desviación estándar de estimaciones de economistas en Bloomberg y error promedio respectivo para cada IPC subyacente

Tabla 5-7: detalles de la regresión entre la desviación estándar de las estimaciones de los economistas en Bloomberg y el error promedio por IPC subyacente en los S.I.

	Coeficiente	Desviación Estándar	Estadístico-t	Valor-p	Crítico 2.5%	Crítico 97.5%
Constante	-11.80	4.89	-2.41	0.02	-21.49	-2.12
Desv. Economistas	93.69	58.66	1.60	0.11	-22.45	209.84

	Estadístico F	Valor-p
Regresión	2.55	0.11

Así, usando estas dos métricas de volatilidad para testear algún tipo de prima respectiva en el mercado de S.I. no se encuentra evidencia que respalde la hipótesis.

5.2.6. Análisis multivariado

Como ya se presentó en la metodología, con el propósito de determinar algún conjunto de variables significativas no detectables como tales individualmente se implementó un modelo de regresión multivariado con las variables previamente

estudiadas. Las variables usadas fueron el nivel de inflación (medido a través de la variación mensual del IPC), el mes del año (modelado como variable categórica), la mediana de las estimaciones de los economistas en Bloomberg (por dato), la volatilidad del mercado (medida como desviación estándar de las estimaciones implícitas en los S.I. durante la vigencia del respectivo IPC) y la volatilidad de las estimaciones de los economistas (medida como la desviación estándar calculada sobre las estimaciones publicadas por los distintos economistas en Bloomberg).

Al ejecutar la regresión correspondiente no se identifica ningún conjunto de variables significativas no detectadas previamente (Tabla 5-8). Así, aparecen como variables significativas el IPC (nivel de inflación, ya identificado previamente como factor relevante) y la mediana de los economistas, que, como se ha ya mencionado, posee un comportamiento prácticamente idéntico a la estimación implícita en el mercado.

Tabla 5-8: detalles de la regresión multivariadas entre los distintos factores en estudio y el error promedio por IPC subyacente en los S.I.

	Coeficiente	Desviación Estándar	Estadístico-t	Valor-p	Crítico 2.5%	Crítico 97.5%
Constante	0.00	0.02	-0.18	0.86	-0.04	0.03
IPC	0.95	0.03	-29.63	0.00	-1.02	-0.89
Mediana Economistas	0.98	0.05	18.44	0.00	0.88	1.09
Desv. Mercado	-0.01	0.00	-1.65	0.10	-0.01	0.00
Desv. Economistas	-0.29	0.20	-1.43	0.16	-0.69	0.11
Enero	0.00	0.02	-0.26	0.79	-0.04	0.03
Febrero	0.00	0.02	0.14	0.89	-0.03	0.04
Marzo	0.01	0.02	0.30	0.77	-0.03	0.04
Abril	0.00	0.02	-0.28	0.78	-0.04	0.03
Mayo	0.03	0.02	1.45	0.15	-0.01	0.07
Junio	-0.01	0.02	-0.46	0.65	-0.04	0.02
Julio	-0.02	0.02	-1.35	0.18	-0.06	0.01
Agosto	0.00	0.02	-0.09	0.93	-0.04	0.03
Septiembre	-0.01	0.02	-0.57	0.57	-0.05	0.03
Octubre	0.01	0.02	0.38	0.70	-0.03	0.04
Noviembre	0.01	0.02	0.62	0.54	-0.03	0.05
Diciembre	-0.01	0.02	-0.40	0.69	-0.05	0.03

6. RESULTADOS A LUZ DE LA LITERATURA DE INEFICIENCIAS DE MERCADO: ESTUDIO DE HIPÓTESIS ALTERNATIVAS

6.1. Consideraciones de la estructura del mercado chileno de S.I.

Si bien la Teoría de Expectativas Racionales, la Hipótesis del Mercado Eficiente y los avances teóricos reportados en la rama principal de literatura ofrecen, a través de la valoración del riesgo, un marco de trabajo apropiado para explicar la explicar las divergencias tendenciales entre los valores implícitos en el mercado y los valores efectivamente reportados para la variación de IPC, al observar la acotada cantidad de transacciones que se dan el mercado de seguros de inflación (ver Sección 4.5) es necesario evaluar la validez de las teorías o bien al menos no excluir la posibilidad de alguna explicación alternativa.

Observado los datos de ComDer, para el periodo de mayo de 2018 a noviembre de 2020 hubo en promedio 242,45 operaciones mensuales, esto para los 24 plazos de contratos de S.I., es decir, en promedio para un plazo de S.I. se dieron 10,10 transaciones mensuales, es decir, aproximadamente una transacción cada 3 días.

Del mismo modo debe destacarse que en el mercado interbancario de S.I., donde ocurren la mayor cantidad de transacciones para este tipo de instrumento, la mayor parte de las operaciones se hace a través de la cámara de compensación ComDer, en la cual hay 11 participantes.

Así, la estructura del mercado de inflación de corto plazo en Chile sugiere que las condiciones no son ideales para aproximarse a un mercado eficiente, pues la cantidad de

operaciones es muy baja y los operadores son muy pocos, por lo que es necesario el análisis de eventuales anomalías de mercado.

6.2. Análisis de autocorrelación de errores

Como bien se mencionó la Sección 3.4.2, un enfoque para estudiar la eficiencia del mercado de S.I. es revisar la existencia de patrones en los errores observados, en particular, es de interés estudiar la eventual existencia de autocorrelación en ellos, pues como bien indica Fama (1975), la inexistencia de autocorrelación es evidencia de una rápida incorporación de información en el mercado y de la eficiencia de este[35].

Para realizar el análisis se consideró el promedio de los errores durante la vigencia de cada contrato de S.I.[36]; en la Figura 6-1 se observa la autocorrelación en la serie obtenida para distintos rezagos (se añade un intervalo de confianza correspondiente a un $\alpha = 5\%$, fuera de él la autocorrelación es significativa).

[35] La autocorrelación es evidencia de patrones en el tiempo, lo que es indicio de que la información de las transacciones pasadas no es incorporada en la formación de precios y, por lo tanto, es signo de un potencial mercado ineficiente.
[36] Como ya se explicó, la volatilidad de los contratos durante su vigencia es baja.

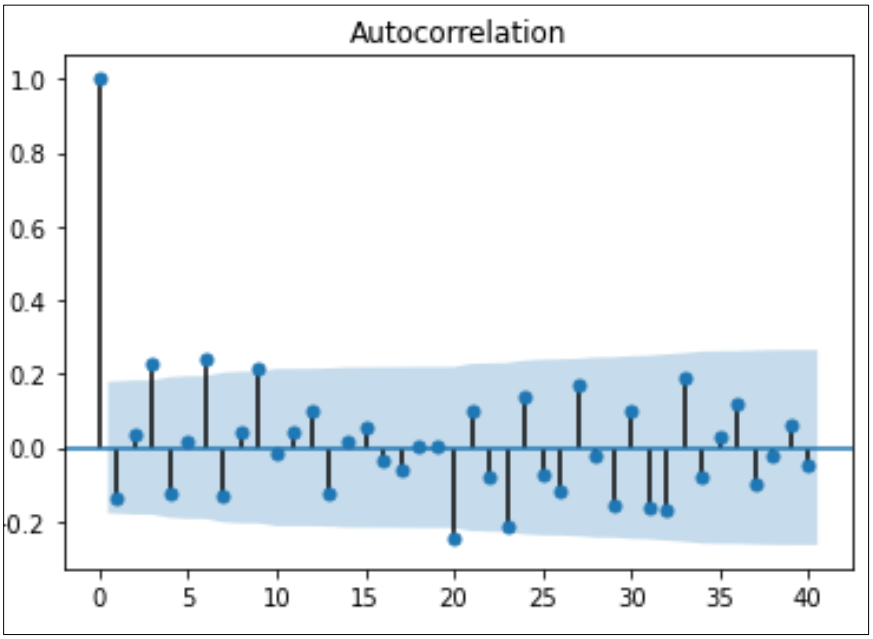

Figura 6-1: gráfico de autocorrelación en la serie de errores promedio mensuales

Se observa autocorrelación significativa en los errores para los rezagos 3, 6, 9 y 20, lo que es evidencia de que el mercado no incorpora toda la información de las series históricas para la generación de precios y expectativas, en particular, esto es evidencia contra la forma débil de la Hipótesis del Mercado Eficiente (ver Anexo C), que señala que en un mercado eficiente la información de precios y volúmenes histórica siempre es arbitrada en el mercado.

Dada la estructura de autocorrelación de los residuos se ajusta un modelo autorregresivo de orden 3 AR(3) con coeficientes nulos fijados para los rezagos 1 y 2.

En la Figura 6-2 se muestra un gráfico de autocorrelación sobre los residuos del modelo, en él se evidencia que esta estructura captura correctamente el comportamiento de la serie de tiempo, pues la autocorrelación en los rezagos 3, y 9 ya no es significativa

y la del razago 20 es apenas detectable[37]. En el Anexo F se muestra el detalle estadístico sobre el ajuste obtenido. La identificación de una estructura en los residuos es evidencia de un eventual mercado ineficiente.

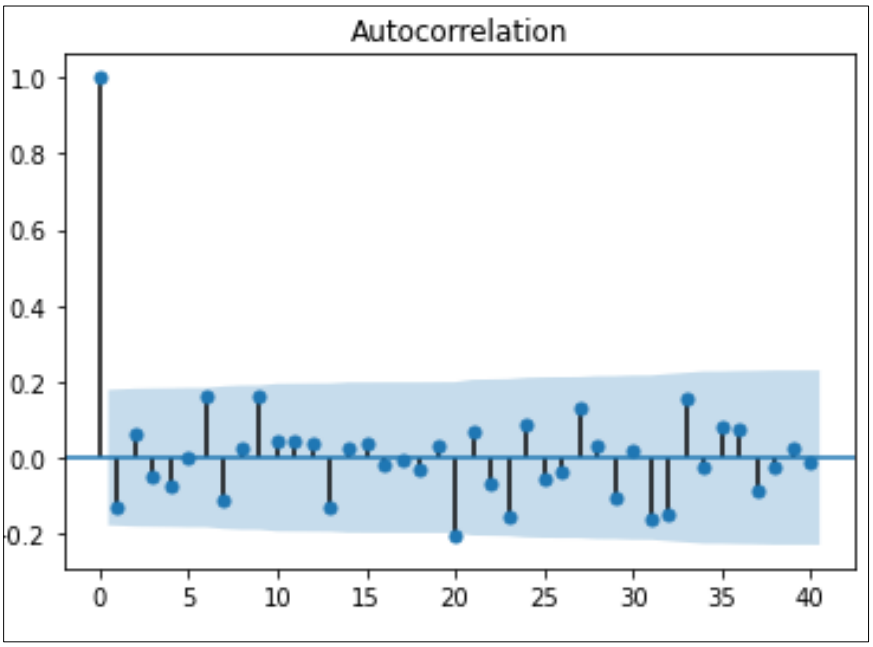

Figura 6-2: gráfico de autocorrelación en la serie de errores promedio mensuales tras ajustar un modelo AR(3)

6.3. Variable de control y literatura sobre ineficiencias: estimaciones de Bloomberg

Según Stout (2003), una potencial fuente de ineficiencias de mercado es el comportamiento irracional de los actores de mercado. Al respecto, Prechter (2001) señaló el comportamiento de rebaño como una potencial en las tendencias y patrones observados en el mercado financiero. Considerando dicha observación, se recurre a otra fuente de estimaciones ajena a los S.I., de modo de determinar algún tipo de comportamiento

[37] En virtud de generar una estructura parsimoniosa no se modela dicha autocorrelación, pues no es una explicación simple de los errores pensar una relación para un nivel de rezago tan arbitrario.

colectivo que sea evidencia o no de lo descrito por Prechter. Como ya se mencionó antes, la escructura del mercado chileno facilita la generación de algún tipo de anomalía de mercado.

Con el objetivo descrito, se recurre nuevamente a las estimaciones de economistas publicadas en Bloomberg para el periodo en estudio. Como no existe ningún flujo monetario de por medio en las estimaciones mismas, no es eperable encontrar ningún tipo de prima por riesgo ni nada similar, solamente la estimación pura. En la Figura 6-3 se grafica la mediana de las estimaciones de los economistas y el promedio de las estimaciones implícitas en el instrumento de mercado en estudio redondeadas a un decimal.

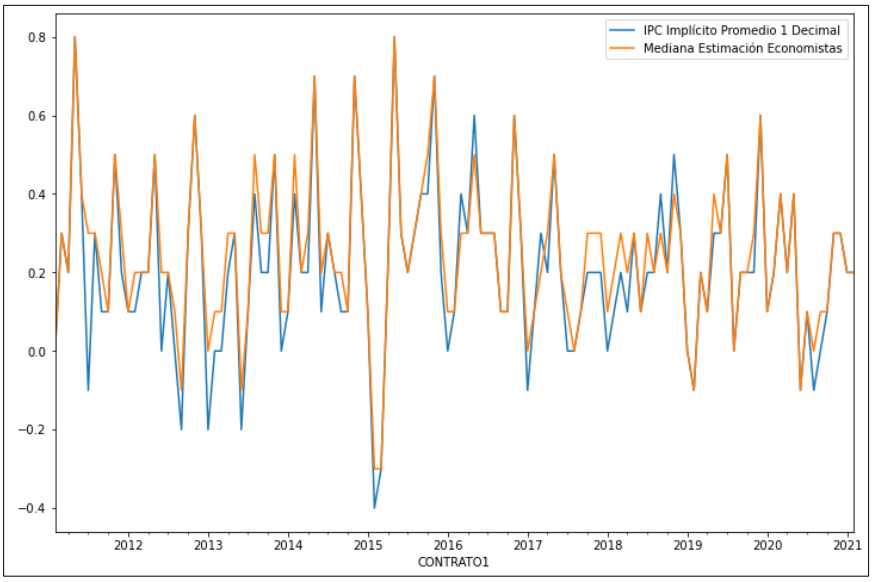

Figura 6-3: IPC implícito promedio redondeado a un decimal en el primer plazo de seguro de inflación y medina de las estimaciones de economistas en Bloomberg

Como ya se evidenció previamente, existe una relación súmamente consistente entre los valores de mercado y la mediana de las estimaciones en Bloomberg, lo cual no debería ocurrir si la explicación para la divergencia sistemática entre los valores implícitos

en el mercado y los valores efectivos corresponde a primas por riesgo. Adicionalmente, este patrón de comportamiento prácticamente idéntico es evidencia a favor de un comportamiento tipo rebaño en el mercado de S.I.

6.4. Antecedente: consideración de otras variables plausibles

Como se acaba de mostrar, es anómalo que no haya diferencia relevante entre las estimaciones de los economistas y los instrumentos de mercado, pues eso quita sustento a la fundamentación usual de las primas por riesgo. Así, de acuerdo a lo planteado en las secciones 5.2.4 y 5.2.5, tampoco se encontró fundamentación en la liquidez del mercado ni en la volatilidad del mismo o de las expectativas, lo que refuerza la posibilidad de que lo observado pueda explicarse por alguna anomalía, tal como el comportamiento de rebaño.

Sin embargo, sí se encontró relación con el nivel de inflación, pareciendo haber algún tipo de ‘gatillo’ de venta de inflación ante inflaciones implícitas en los S.I. de sobre 0,3% mensual, lo que pareciera indicar algún escenario de comodidad para los vendedores naturales de inflación, pero que da cuenta de otro tipo de anomalía, pues la comodidad con los resultados no debería llevar (en teoría), a los operadores a renunciar a potenciales beneficios económicos. No obstante, este tipo de comportamiento también cae dentro de lo que Stout describe como un comportamiento irracional de los actores de mercado.

7. CONCLUSIONES

7.1. Primas por riesgo y su rango de movimiento para el periodo

El principal resultado de este trabajo es que para el periodo en estudio el nivel de la prima por riesgo estimada osciló entre -19,95 y 5,90 pb, con un promedio de -4,30 pb, destacando una clara relación inversa con el nivel de inflación y un comportamiento diferenciado según el mes del año, con sesgo promedio más negativo en octubre (-24,09 pb) y enero (-15,28 pb)[38], y con sesgo promedio más postivo en septiembre (+6,84 pb) y marzo (+5,93 pb).

7.2. Factores y evidencia encontrada

Es también relevante destacar que no se encontró relación significativa con el nivel de liquidez ni con el nivel de incertidumbre, medido este tanto como volatilidad de mercado, como volatilidad de las expectativas de los economistas de Bloomberg. Es importante destacar que estos factores han sido reportados en la literatura financiera como eventuales fuentes de castigo en los precios de mercado, sin embargo, esto no se verifica para el mercado de S.I. chileno. Tampoco se verificó algún tipo de impacto en el análisis multivariado de las variables mencionadas.

Sí se identifica una relación inversa de los errores con el nivel de inflación, destacando una subestimación recurrente de los valores altos de inflación mensual, en particular para valores sobre 0,3%.

[38] Nótese que se definió la estimación como una media móvil de errores, mientras que acá se habla de sesgo promedio.

7.3. Potenciales anomalías de mercado: comportamiento de rebaño

Considerando la baja cantidad de operaciones, la distribución de erorres no independiente del nivel de inflación registrada, el comportamiento diferenciado por mes[39], la similitud con las estimaciones de los economistas (que no incorporan por consturcción consideraciones de riesgo de mercado en sus estimaciones) y la falta de relación de las primas con la volatilidad o el nivel de liquidez parecieran generar el escenario propicio para una ineficiencia de mercado. Así, los postulados respecto al comportamiento de rebaño (falta de atrevimiento a tener un pensamiento divergente con el grupo) parecen ser ser una fuente razonable de explicación para anomalías en este mercado. Por otro lado, la virtual venta de inflación ante valores sobre 0,3% mensual pareciera indicar también algún tipo de comportamiento irracional, pareciendo este indicar algún tipo de escenario de comodidad por parte de los vendedores naturales de inflación o bien, un escenario de estimación cómodo para los economistas que es seguido por los operadores (lo que sería mayor evidencia de un comportamiento de rebaño).

7.4. Potenciales extensiones al trabajo desarrollado

Como extensión de este trabajo se sugiere a futuro estudiar otros plazos (en este trabajo solamente se analizó el primero), pero incorporando la consideración de que el nivel de liquidez es mucho menor. Así mismo, en la medida que la información recopilada y publicada por las contrapartes centrales se más abundante se recomienda evaluar nuevamente la relación de las primas (o sesgo) con el nivel de liquidez.

[39] Debe tenerse en consideración que la cantidad de datos usados fue acotada, no obstante, es un antecedente a favor de una eventual anomalía.

De manera adicional, si bien este trabajo posee un enfoque primordialmente descriptivo, es importante que se aborde también el foco predictivo. Así, teninendo presente que el factor fundamental que pareciera influir en el nivel de las primas por riesgo es el nivel de inflación, se segiere estudiar algún modelo que anticipe el comportamiento del mercado respecto a las primas, complementándolo por ejemplo, con técnicas de series de tiempo que incorporen las estructuras identificadas en el comportamiento de los errores.

Es fundamental también ampliar el análisis a la realidad particular de los principales actores del mercado de S.I., como pueden ser los bancos comerciales y las administradoras de fondos de pensiones (AFP), así como los entes reguladores que utilicen la información de este mercado para la elaboración de políticas (como puede ser el Banco Central de Chile). A modo de ejemplo, en el Anexo A vemos que la posición total de reajustabilidad promedio de los mayores bancos de la industria fue de 418,73 MMUF[40], de modo que una apróximación rápida al valor esperado del costo de cubrir esa posición a un mes, con el valor promedio de las primas para el periodo en estudio, sería de 0,18 MMUF, algo como 5.234 MMCLP, lo que da cuenta de una primera mirada al potencial impacto que podría tener la anomalía identificada en el sistema financiero[41]. Fiinalmente, en este sentido quizás sería de utilidad analizar algún tipo de fomento por parte de un ente regulatorio (como el Banco Central de Chile) hacia nuevos actores en el mercado, pues a

[40] UF al 31 de diciembre de 29.070,33 CLP (Servicio de Impuestos Internos, 2020).

[41] Debe mencionarse que las primas por plazo son distintas por plazo, de modo que una potencial extensión al trabajo sería incorporar esta consideración dentro de la estimación del impacto sobre el sistema financiero y desarrollar un análisis más acabado.

mayor cantidad de participantes es más razonable la aproximación hacia un mercado eficiente.

BIBLIOGRAFÍA

Abrahams, M., Adrian, T., Crump, R., E., M., & Yu, R. (2016). Decomposing Real and Nominal Yield Curves. *Journal of Monetary Economics, 84*(C), 182-200.

Banco Central de Chile. (2015). *Normas sobre la Medición y Control de los Riesgos de Mercado de las Empresas Bancarias.*

Banco Central de Chile. (2017). Pagarés y Bonos del Banco Central de Chile. En B. C. Chile, *Compendio de Normas Monetarias y Financieras.* Recuperado el 06 de enero de 2021, de Banco Central de Chile: Pagarés y Bonos del Banco central de Chile: https://www.bcentral.cl/web/banco-central/areas/normativas/compendio-de-normas-monetarias-y-financieras

Banco Central de Chile. (2021). *Informe de Política Monetaria, Marzo 2021*. Santiago. Recuperado el 2 de abril de 2021, de https://www.bcentral.cl/documents/33528/2919674/IPoM_Marzo_2021.pdf/998bd805-857c-4266-9b8d-96be12534ec0

Banco Central de Chile. (s.f.). *Operaciones de Mercado Abierto*. Recuperado el 29 de marzo de 2020, de Banco Central de Chile: https://www.bcentral.cl/web/banco-central/areas/mercados-financieros/operaciones-de-mercado-abierto

Beyzaga, C., & Ceballos, L. (2017). *Compensación inflacionaria y premios por riesgo: evidencia para Chile.* Santiago: Banco Central de Chile.

Bloomberg L.P. (2021). CLP Fixed vs CAMARA. *Bloomberg Terminal*. Recuperado el 07 de enero de 2021

Bloomberg L.P. (20 de enero de 2021). Inflation Forwards Digital. *Bloomberg Terminal*.

Bolsa de Santiago. (2016). *Guía del Mercado de Deuda Bursatil.* Santiago: Bolsa de Santiago.

Bonham, C. (1991). Correct Cointegration Tests of the Long-Run Relationship between Nominal Interest and Inflation. *Applied Economics, 23*(9), 1487-1492.

Borges, M. R. (2010). Efficient market hypothesis in European stock markets. *Portuguese Network Finance Conference*.

Budnevich, C., & Zurita, S. (2010). Diagnóstico, Evaluación y Propuesta de Desarrollo del Mercado de Derivados en Chile. *Serie Documentos de Trabajo Super Intendencia de Valores y Seguros, 6*. Obtenido de https://www.svs.cl/portal/publicaciones/610/w3-article-15011.html

Carlson, J. (1977). Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: Comment. *The American Economic Review, 67*(3), 469-475.

ComDer Contraparte Central. (2019). *Curvas de Valorización Asociadas de la Cuenta de Liquidación en Dólares en ComDer.* Santiago: ComDer Contraparte Central .

ComDer Contraparte Central. (s.f.). *Detalle Estadísticas Mensuales*. Recuperado el 05 de enero de 2021, de ComDer Contraparte Central: https://www.comder.cl/?page_id=2871

Comisión para el Mercado Financiero. (2020). *Bonos Corporativos: colocación y deuda vigente.* Recuperado el 07 de enero de 2021, de Comisión para el Mercado Financiero: http://www.cmfchile.cl/portal/estadisticas/606/w3-propertyvalue-20153.html

Cooray, A. (2002). The Fisher Effect: A Review of the Literature. *Research Papers, Macquarie University, Department of Economics, 206*.

Duffie, D., & Kan, R. (1996). A Yield-Factor Model of Interest Rates. *Mathematical Finance, 6*(4), 379–406.

Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance, 65*, 383-417.

Fama, E. (1975). Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation. *The American Economic Review, 65*(3), 269-282.

Fama, E., & Gibbons, M. (1984). A comparison of inflation forecasts. *Journal of Monetary Economics, 13*(3), 327-348.

Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest.* New York: Macmillan.

García, M. (1993). The Fisher effect in a signal extraction framework The recent Brazilian experience. *Journal of Development Economics, 4*(1), 71-93.

Gibson, W. (1970). Price-Expectations Effects on Interest Rates. *The Journal of Finance, 25*(1), 19-34.

Gibson, W. (1972). Interest Rates and Inflationary Expectations: New Evidence. *The American Economic Review, 62*(5), 854-865.

Gregoire, J., & Ortiz, C. (2012). Premio por riesgo de liquidez en el mercado interbancario, para un grupo de economías emergentes. *Estudios de Administración*, 37-68.

Grishchenko, O., & Huang, J. (2013). The Inflation Risk Premium: Evidence from the TIPS Market. *The Journal of Fixed Income, 22*(4), 5-30.

Hamid, K., Suleman, M. T., Shah, S. Z., & Imdad Akash, R. S. (2010). Testing the Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Asia-Pacific Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*(58).

Hess, P., & Bicksler, J. (1975). Capital asset prices versus time series models as predictors of inflation: The expected real rate of interest and market efficiency. *Journal of Financial Economics, 2*(4), 341-360.

Ho, H.-W., Huang, H., & Yildirim, Y. (2014). Affne Model of Inflation-Indexed Derivatives and Inflation Risk Premium. *European Journal of Operational Research, 235*(1), 159-169.

Instituto Nacional de Estadísticas. (2020). *Manual Metodológico del Índice de Precios al Consumidor (IPC).* Santiago.

Instituto Nacional de Estadísticas. (enero de 2020). *Series Empalmadas Diciembre 2009 a la Fecha.* Recuperado el 24 de mayo de 2020, de Índice de Precios al Consumidor: http://www.ine.cl/docs/default-source/%C3%ADndice-de-precios-al-consumidor/cuadros-estadisticos/series-empalmadas-y-antecedentes-historicos/series-empalmadas-diciembre-2009-a-la-fecha/serie-hist%C3%B3rica-empalmada-ipc-diciembre-2009-a-la-fecha-xls.xlsx?s

Jacques, K. (1995). Unit roots, interest rate spreads, and inflation forecasts. *Applied Economics, 27*(7), 605-608.

Jarrow, R., & Yildirim, Y. (2003). Pricing Treasury Inflation Protected Securities and Related Derivatives Using an Hjm Model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 38*(2), 337-359.

Joines, D. (1977). Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: Comment. *American Economic Review, 67*(3), 476-477.

Kerkhof, J. (2005). *Inflation Derivatives Explained.* Lehman Brothers.

Lahiri, K. (1976). Inflationary Expectations: Their Formation and Interest Rate Effects. *The American Economic Review, 66*(1), 124-131.

Lazen, V. (2005). El Mercado Secundario de Deuda en Chile. *Documentos de Trabajo, 5*.

MacDonald, R., & Murphy, P. (1989). Testing for the long run relationship between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques. *Applied Economics, 21*(4), 439-447.

Mankiw, N. G. (2010). *Macroeconomics.* Nueva York: Worth Publishers.

Marcel, M., Medel, C., & Mena, J. (Junio de 2017). Determinantes de la Inflación de Servicios en Chile. *Documentos de Trabajo, 803*. Santiago, Región Metropolitana, Chile: Banco Central de Chile. Obtenido de http://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc803.pdf

Mendoza, E. (1992). Fisherian Transmission and Efficient Arbitrage Under Partial Financial Indexation The Case of Chile. *IMF Staff Papers, 39*(1).

Ministerio de Hacienda. (s.f.). *¿Cuál es la convención utilizada para el cálculo de la yield (mercado secundario) y de los pagos de cupón de los bonos de Tesorería?* Recuperado el 06 de enero de 2021, de Ministerio de Hacienda: https://www.hacienda.cl/areas-de-trabajo/finanzas-internacionales/oficina-de-la-deuda-publica/preguntas-frecuentes/cual-es-la-convencion-utilizada-para-el-calculo-de-la-yield-mercado-secundario

Ministerio de Hacienda. (s.f.). *Acerca de la Oficina de la Deuda Pública*. Recuperado el 06 de enero de 2020, de Ministerio de Hacienda: https://www.hacienda.cl/areas-de-trabajo/finanzas-internacionales/oficina-de-la-deuda-publica/acerca-de-la-oficina-de-la-deuda-publica

Mishkin, F. (1984). Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions. *The Journal of Finance, 39*(5), 1345-1357.

Mishkin, F. (1992). Is the Fisher effect for real?: A reexamination of the relationship between inflation and interest rate. *Journal of Monetary Economics, 30*(2), 195-215.

Morales, L., & Fernández, V. (2003). Los Productos Derivados en Chile y su Mecánica. *Serie de Gestión GEGES - DII Universidad de Chile, 49*. Obtenido de http://www.dii.uchile.cl/~ceges/publicaciones/ceges49.pdf

Muth, J. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica, 29*(3), 315-335. Obtenido de https://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/guesnerie-roger/muth61.pdf

Nelson, C., & Schwert, G. (1977). Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant. *The American Economic Review, 67*(3), 478-486.

Peláez, R. (1995). The Fisher effect: Reprise. *Journal of Macroeconomics, 17*(2), 333-346.

Peng, W. (1995). The Fisher Hypothesis and Inflation Persistence : Evidence From Five Major Industrial Countries. *Working Paper IMF, 95*(118).

Phylaktis, K., & Blake, D. (1993). The Fisher Hypothesis: Evidence from Three High Inflation Economies. *Weltwirtschaftliches Archiv, 129*(3), 591-599.

Prechter, R. (2001). Unconscious Herding Behavior as the Psychological Basis of Financial Market Trends and Patterns. *Journal of Psychology and Financial Markets, 2*(3), 120-125.

Read, C. (2013). *The Efficient Market Hypothesists.* Palgrave Macmillan.

Ríos, O., & Girón, L. (2013). Prima de riesgo por inflación calculada con el Break-Even Inflation y el modelo dinámico Nelson-Siegel. *Cuadernos de Administración*, 28-36.

Rose, A. (1988). Is the Real Interest Rate Stable? *The Journal of Finance, 43*(5), 1095-1112.

Ruiz, A., & Cruz, F. (2016). Las Hipótesis de Fisher en Latinoamérica: Un Análisis de Cointegración. *Finanzas y Política Económica, 8*(2), 301-326.

Sack, B. (2000). *Deriving Inflation Expectations From Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields.* Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System.

Sánchez-Granero, M. A., Balladares, K. A., Ramos-Requena, J. P., & Trinidad-Segovia, J. E. (2020). Testing the efficient market hypothesis in Latin American stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*.

Sargent, T. (1969). Commodity Price Expectations and the Interest Rate. *The Quarterly Journal of Economics*, 127-140.

Servicio de Impuestos Internos. (2020). *UF 2020*. Recuperado el 12 de marzo de 2021, de Servicio de Impuestos Internos: https://www.sii.cl/valores_y_fechas/uf/uf2020.htm

Stout, L. A. (2003). The Mechanisms of Market Inefficiency: An Introduction to the New Finance. *Cornell Law Faculty Publications*(450). Obtenido de http://scholarship.law.cornell.edu/facpub/450

Thornton, J. (1996). The adjustment of nominal interest rates in Mexico: a study of the Fisher effect. *Applied Economics Letters, 3*(4), 255-257.

Wallace, M., & Warner, J. (1993). The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration. *The Review of Economics and Statistics, 75*(2), 320-324.

Yohe, W., & Karnosky, D. (1969). Interest Rates and Price Level Changes, 1952-1969. *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, 51*, 18-38.

Yuhn, K. (1996). Is the Fisher effect robust? Further evidence. *Applied Economics Letters, 3*(1), 41-44.

A N E X O S

A. POSICIÓN DE REAJUSTABILIDAD EN LOS LIBROS DE BANCA EN LOS BANCOS RETAIL CHILENOS

De acuerdo con la normativa, los bancos publican trimestralmente un informe denominado "Estado Trimestral de Exposición a los Riesgos de Mercado", donde publican, entre otros indicadores, el riesgo de reajustabilidad, que corresponde al 2% de la posición neta (activa o pasiva) en moneda chilena reajustable del libro de banca (Banco Central de Chile, 2015).

A modo de análisis, se consideró los promedios de riesgo de reajustabilidad reportados en 2019 por los bancos Banco de Chile, Banco de Crédito e Inversiones, Banco del Estado de Chile, Banco Santander Chile, Itaú Corpbanca y Scotiabank Chile y se contrastaron con las posiciones netas implícitas promedio y el volumen de colocaciones medio, de modo de determinar a qué porcentaje corresponde la posición neta en moneda reajustable. Dicho análisis se muestra en la Tabla A-1.

Tabla A-1: cálculo de las posiciones de reajustabilidad netas promedio en los principales bancos chilenos durante 2019

	PROMEDIO COLOCACIONES (MM CLP)	**PROMEDIO RIESGO (MM CLP)**	**PROMEDIO POSICIÓN NETA REAJUSTABLE (MM CLP)**	**POSICIÓN /COLOCACIONES**
Banco de Chile	29.624.156	98.994	4.949.675	16.71%
Banco de Crédito e Inversiones	32.311.334	72.101	3.605.025	11.14%
Banco del Estado de Chile	25.577.313	67.252	3.362.613	13.16%
Banco Santander-Chile	31.583.035	84.493	4.224.663	13.36%
Itaú Corpbanca	22.500.836	42.391	2.119.563	9.42%
Scotiabank Chile	24.189.623	22.423	1.121.157	4.61%

Al observar la tabla se ve que la posición neta promedio estuvo entre un 4,61% (Scotiabank Chile) y un 16,71% (Banco de Chile) de las colocaciones, siendo el promedio ponderado un 11,68%.

B. INSTRUMENTOS FINANCIEROS RELACIONADOS A LA INFLACIÓN EN CHILE Y SU CONTEXTO

a. Inflación, Índice de Precios al Consumidor (IPC) y Unidad de Fomento (UF)

La inflación es el aumento del nivel general de precios en una economía (Mankiw, 2010) y para su medición se construyen índices de precios (Kerkhof, 2005). En el caso chileno se tiene el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el cual tiene por objetivo la medición de la variación de precios de una canasta de bienes y servicios representativa del gasto de los hogares urbanos (Instituto Nacional de Estadísticas, 2020).

La canasta y los poderadores de los productos incluidos en ella son actualizados cada 5 años y la última actualización fue en 2018 (base 2018=100)[42]. Para la actualización se realiza perióricamente la Encuesta de Presupuesto Familiares (EPF), cuyo propósito es recopilar información sobre gastos de los hogares y los ingresos que estos perciben en un período de tiempo determinado (Instituto Nacional de Estadísticas, 2020). Los productos se agrupan según su finalidad en 12 divisiones, las que se muestran en la Tabla B-1, con sus respectivos ponderadores agregados.

[42] El índice global (y el de cada componente ponderada) posee en su concepción un valor 100, correspondiente actualmente a la medición de precios del año 2018. De ahí evoluciona mensualmente de acuerdo a la evolución de precios de sus componentes y sus respectivos ponderadores.

Tabla B-1: divisiones del IPC y sus respectivos ponderadores. Adaptado de INE (2020)

División	Alimentos y bebidas no alcohólicas	Bebidas alcohólicas y tabaco	Vestuario y calzado	Vivienda y servicios básicos	Equipamiento y mantención del hogar	Salud
Peso	19,30%	4,78%	3,51%	14,83%	6,52%	7,77%

División	Transporte	Comunicaciones	Recreación y cultura	Educación	Restaurantes y hoteles	Bienes y servicios diversos
Peso	13,12%	5,54%	6,59%	6,60%	6,38%	5,15%

El IPC se mide mensualmente y su publicación se realiza durante los primeros 8 días del mes siguiente (Instituto Nacional de Estadísticas, 2020), normalmente el día hábil previo al día 9 de dicho mes.

Dado el concepto de inflación, por regla general a los inversionistas les es relevante el valor real de los instrumentos financieros[43], en lugar de su valor nominal (Kerkhof, 2005), por lo que en el mercado chileno se creó la Unidad de Fomento (UF)[44], que es una medida contable en peso que se reajusta conforme a la inflación. A modo de ejemplo, los bienes inmuebles suelen valorarse en UF y las transacciones se hacen usando su valor en peso al día respectivo de la operación.

b. Bonos de gobierno

Dentro de las operaciones que realiza el Banco Central de Chile para implementar la política monetaria se encuentra la emisión de deuda a través de bonos (Banco Central de Chile, s.f.). Por su parte el Ministerio de Hacienda, a través de la Oficina de Deuda

[43] Descontada la inflación.

[44] Al día 09 de enero de 1990 se fijó en 5.458,97 CLP¨y se reajusta en forma diaria a partir del día diez de cada mes y hasta el día nueve del mes siguiente la tasa promedio geométrica correspondiente a la variación que haya experimentado el IPC (redondeada a un decimal) en el mes calendario inmediatamente anterior al período para el cual dicha unidad se calcule (Banco Central de Chile, 1990).

Pública, realiza emisiones y colocaciones de bonos de Tesorería, cuyo objetivo principal es apoyar la liquidez y profundidad del mercado financiero local (Ministerio de Hacienda, s.f.).

Dado el interés de los inversionistas por retornos reales, los bonos nominales poseen una prima por riesgo de inflación, motivo por el cual los gobiernos pueden ahorrar cantidades importantes emitiendo deuda indexada a inflación (Kerkhof, 2005). En el caso chileno los bonos soberanos son emitidos tanto en peso como en UF[45], siendo estos últimos por construcción indexados a inflación. En la Tabla B-2 se observa un resumen de los bonos circulantes del Banco Central y el Ministerio de Hacienda (Tesorería) al mes de diciembre de 2020[46].

Tabla B-2: bonos en circulación del Banco Central de Chile y de la Tesorería General de la República

Moneda	**Banco Central[47]**	**Tesorería[48]**
CLP	585.800 MMCLP	27.880.165 MMCLP
UF	1.026.183 MMCLP	22.189.441 MMCLP

Los bonos emitidos son comúnmente de dos tipos, bonos cero-cupón (Pagarés del Banco Central[49]) y bonos *bullet*. Los pagarés obligan a pagar un monto establecido al vencimiento, sin intereses, mientras que los bonos *bullet* se pagan en cupones semestrales sucesivos, que corresponden al pago de los intereses devengados, salvo el último cupón

[45] También se han emitido bonos en dólar y euro, pero por montos mucho menores y para efectos de este trabajo no son de interés.
[46] Valor UF al 31 de diciembre de 2020 en 29.070,33 pesos (Servicio de Impuestos Internos, 2020).
[47] Adaptado a partir de información de página web de Operaciones de Mercado Abierto (Banco Central de Chile, s.f.).
[48] Adaptado a partir de información disponible en página web de la Oficina de Deuda Pública (Ministerio de Hacienda, s.f.).
[49] Pagarés Descontables del Banco Central de Chile(PDBC), en pesos y Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile (PRBC), en UF. Se emiten con un plazo de vencimiento de hasta 5 años, mientras que los bonos son emitidos con un plazo de vencimiento mayor o igual a 1 año (Banco Central de Chile, 2017).

que comprende el capital y los intereses respectivos (Banco Central de Chile, 2017). Los bonos y pagarés de Tesorería poseen una estructura similar (Ministerio de Hacienda, s.f.).

c. Bonos corporativos

Al igual que en el caso de los bonos de gobierno, en el caso de los bonos corporativos también la mayor parte de los bonos vigentes emitidos han sido emitidos en UF, con estructuras de amortización diversas. En la Tabla B-3 se resume la información sobre los bonos emitidos a noviembre de 2020.

Tabla B-3: stock de bonos corporativos emitidos. Construido a partir de datos de CMF (2020)

Moneda	***Stock* de Bonos Emitidos Vigentes (MMCLP)**
CLP	82.738.075
UF[50]	324.920.263
USD[51]	2.966.938

Del *stock* de bonos corporativos vigentes el 79,13% se encuentra emitido en UF, lo que destaca el rol relevante de la indexación en este mercado. Cabe destacar que la liquidez del mercado de bonos corportativos es baja respecto al mercado de bonos de gobierno (Lazen, 2005).

d. Seguro de Inflación

En este contrato una contraparte se compromete a pagar un valor fijo para la UF en el futuro, en un plazo y sobre un capital previamente acordados. La fecha de liquidación del contrato es el día hábil previo al cambio de IPC en la serie de reajuste de la UF

[50] Valor UF al 31 de diciembre de 2020 en 29.070,33 pesos (Servicio de Impuestos Internos, 2020).
[51] Dólar observado al 30 de diciembre de 2020 711,24 CLP.

(normalmente el día 9 de cada mes) y la liquidación se ejecuta por compensación (Budnevich & Zurita, 2010).

De acuerdo a Morales y Fernández (2003), los usos de este instrumento son múltiples. En primer lugar, se puede usar para transformar el rendimiento nominal en uno real, lo que sería de interés, por ejemplo, al adquirir un bono en pesos. En segundo lugar, se usan para intentar arbitrar las expectativas de inflación, de acuerdo a las perspectivas del *trader* respecto a la inflación. En tercer lugar, se usa para controlar el tamaño de las posiciones abiertas a inflación, esto es particularmente relevante en las áreas de ALM de las tesorerías bancarias (ver Anexo A). Finalmente, se debe destacar el uso que dan los distintos agentes para extraer las perspectivas de inflación del mercado.

Las expectativas implícitas en el mercado de seguros de inflación[52] se pueden obtener mediante la Ecuación B-1.

$$\boldsymbol{IPC_{impl} = \left(\frac{UF_{t+1}}{UF_t} - 1\right) * 100} \qquad \textit{Ec. B-1}$$

Donde $\boldsymbol{IPC_{impl}}$ corresponde a la inflación considerada en el rasjuste de la UF entre los periodos $\boldsymbol{t+1}$ y $\boldsymbol{t}$. Debe tenerse presente que existe un desface entre los datos de inflación y el resjuste de la UF. A modo de ejemplo, la inflación de abril se publica el el día hábil antes del 9 de mayo y se utiliza para el reajuste de la UF entre el 10 de mayo y 9 de junio, por lo tanto con la información de los precios para seguros de inflación del 9 de junio y 9 de mayo se podría obtener la inflación implícita para el mes de abril.

[52] Esto de manera intruductoria, pues como se analiza en este trabajo, debe considerarse también que dichos valores incorporan primas por riesgo.

e. *Swap* de tasa de interés (IRS)

Un swap de tasas de interés es un acuerdo entre dos contrapartes para intercambiar flujos de caja (comúnmente correspondientes a una tasa de interés fija y otra flotante) en la misma moneda. Los pagos son realizados con una frecuencia preestablecida (Bloomberg L.P., 2021).

i. *Swap* Promedio Cámara Pesos (SPC CLP)

De acuerdo con ComDer Contraparte Central (2019), el *swap* más transado en Chile es el *Swap* Promedio Cámara en Pesos (SPC CLP), que es un *swap* que intercambia pagos a tasa fija por flujos flotantes anclados al Índice de Cámara Promedio Nominal[53]. El pago de intereses se realiza semestralemente[54] sobre un nocional acordado, posee un *starting lag* de $t+2$, las tasas se expresan con convenciones $\frac{ACT}{360}$ y posee CSA[55] en dólares. Este instrumento se usa para cobertura de tasas de interés en pesos y la toma de posiciones especulativas, pues el derivado posee implícitas expectativas de TPM[56].

[53] El Indice de Cámara Promedio (ICP) es un indicador que busca representar el costo de fondos equivalente de financiar una posición a la tasa *overnight*, utilizando para esto la Tasa Cámara Interbancaria Promedio (TIB) informada por el Banco Central de Chile (Asociación de Bancos e Instituciones Financieras, 2006). La TIB corresponde al promedio ponderado por monto sobre operaciones en moneda nacional a un día plazo, sin garantías, realizadas entre dos empresas bancarias en el mercado local en Bolsas Organizadas (Banco Central de Chile). El ICP se fijó en 10.000 para el 2 de septiembre de 2002 y se reajusta cada día hábil de acuerdo a la siguiente estrcutura: $IPC(i) = Round\left(ICP(i-1) * \left(1 + TIB(i-1) * \frac{N°Días}{36.000}\right), 2\right)$. Donde $N°Días$ es la diferencia de días entre las fechas hábiles i e $i-1$.

[54] Con excepción de derivados ejecutados con vencimiento de hasta 18 meses, que funcionan como cero-cupón (ComDer Contraparte Central, 2019).

[55] *Credit Support Anex*, documento que regula el intercambio de colaterales (garantías) entre las partes involucradas en un contrato de derivados. Se utilizan para mitigar el riesgo de no pago (ComDer Contraparte Central, 2019). El uso de colaterales en moneda extranjera tiene impacto en el uso de curvas de descuento en la valoración de los flujos generados por el instrumento.

[56] La TPM es el principal instrumento operacional de la política monetaria. En la práctica, la TPM es la tasa que determina el nivel de la tasa de préstamos interbancarios a un día, lo que se logra mediante operaciones de mercado abierto (Banco Central de Chile, s.f.). Estas operaciones son la Facilidad Permanete de Depósito (FPD), que permite a la banca realizar depósitos a un día remunerados a $TMP - 25bp$ y la Facilidad Permamente de Liquidez (FPL), que permite realizar préstamos a un día remunerados a $TMP + 25bp$.

ii. *Cross Currency Swap* UF/Cámara[57] (CCS UF/CAM)

De acuerdo con ComDer Contraparte Central (2019) este *swap* intercambia pagos a tasa fija en UF por pagos flotantes en CLP a una tasa anclada al ICP nominal. Adicionalmente se intercambia principal al final del contrato, es decir, al valor de la UF al inicio del contrato para la pierna en pesos. El pago de intereses se realiza semestralemente (salvo los menores o iguales a 18 meses) sobre un nocional acordado, posee un *starting lag* de $t + 2$, las tasas se expresan con convenciones $\frac{ACT}{360}$ y posee CSA[58] en dólares. Este instumento sirve para coverturas y toma de posiciones en tasa nominal y real.

iii. SPC CLP, CCS UF/CAM, expectativas de inflación[59]

A partir de los distintos instrumentos SPC CLP y CCS UF/CAM se pueden extraer las curvas de descuento correspondientes para la valorización de flujos de caja futuros en CLP y UF[60]. Con dichas curvas de descuento se pueden extraer las expectativas de inflación de acuerdo a la Ecuación B-2[61].

[57] Dado el intercambio de intercambia el principal al final del contrato técnicamente no es un IRS, sin embargo se incluye aquí pues el IRS prácticamente no se transa en el mercado (ComDer Contraparte Central, 2019).

[58] *Credit Support Anex*, documento que regula el intercambio de colaterales (garantías) entre las partes involucradas en un contrato de derivados. Se utilizan para mitigar el riesgo de no pago (ComDer Contraparte Central, 2019). El uso de colaterales en moneda extranjera tiene impacto en el uso de curvas de descuento en la valoración de los flujos generados por el instrumento.

[59] La relación entre instumentos nominales, reales e inflación se conocer como Efecto Fisher y puede ser también aplicada a otros instrumentos (como bonos) para extraer expectativas inflacionarias.

[60] La construcción de curvas de descuento en CLP y UF a partir de los instrumentos SPC CLP y CCS UF/CAM (para la valorización de flujos de caja futuros) en la actualidad se realiza mediante un proceso denominado *dual curve stripping*, que involucra curvas de descuento en dólar, esto por el uso de CSA con colaterales en dólares. Dicho proceso escapa del objeto de este trabajo, para detalles al respecto ver ComDer Contraparte Central (2019).

[61] Para plazos donde seguros de inflación sean transados con aceptable nivel de liquidez, se recomienda usar las expectativas de inflación implícitas en esos instrumentos, dada la especifidad del instrumento.

$$UF_t = UF_0 * \frac{DF_t^{CLP}}{DF_t^{UF}} \qquad \textit{Ec. B-2}$$

Donde $\boldsymbol{UF_t}$ es el valor de la UF al día $\boldsymbol{t}$, $\boldsymbol{UF_0}$ es la UF a la fecha de los datos usados en la construcción de las curvas de descuento. $\boldsymbol{DF_t^{CLP}}$ y $\boldsymbol{DF_t^{UF}}$ son los factores de descuento para flujos en CLP y UF respectivamente en el día $\boldsymbol{t}$.

f. Otros instrumentos

Otros instrumentos existentes, ya sea en Chile u otros mecados incluyen bonos bancarios (similares a corporativos, pero de mayor calidad crediticia, por lo que comúnmente se aceptan como colaterales), letras y depósitos bancarios, pactos y efectos de comercio, *forwards* de renta fija, s*wap* de inflación cero-cupón fijo, *swap* de inflación cero-cupón flotante, *swap* de ingresos por inflación, s*wap* de inflación periodo a periodo, *swap* de activos, opciones y *swaptions* sobre *swap* de inflación, *swap* LPI, opciones sobre *spread* de inflación entre distintos índices y productos estructurados. Para más detalles ver Morales & Fernández (2003) y Kerkhof (2005).

g. Estructura del mercado de de deuda local

La estructura es estudiada en profundidad en la "Guía del Mercado de Deuda Bursatil" de la Bolsa de Santiago (2016). A continuación se presentan los principales aspectos allí explicados y se añaden otros que se consideraron de relevancia.

La transacción de deuda ocurre fundamentalmente en la Bolsa de Santiago y el 32% de lo transado corresponde a Renta Fija (más de un año) y el 68% corresponde a instrumentos de intermediación financiera (hasta 1 año). Se transa tanto deuda pública (bonos de Tesorería y Banco Central) como privada (bonos corporativos, letras hipotecarias, depósitos a plazo, bonos bancarios y bonos securitizados).

Los instrumentos se transan tanto en el mercado bursatil como en el mercado extrabursatil. El mercado bursatil se compone de las modalidades de Remate Electrónico (subastas a horas definidas) y telerenta (subasta continua). Por su parte, el mercado extrabursatil posee tres instancias: OTC Tasas[62], el mercado de puntas[63] y los *brokers*[64]. Las compañías de seguros y fondos mutuos pueden operar entre sí, pero generalmente lo hacen a través de corredores, al igual que las AFP, con la particularidad de que regulatoramiente estas entidades solo pueden operar a través de bolsa.

Se puede considerar que el mercado posee los:

- Reguladores: Ministerio de Hacienda, Super Intendencia de Valores y Seguros, Superintendencia de Pensiones, Banco Central de Chile, Servicio de Impuestos Internos y Comisión para el Mercado Financiero.
- Inversionistas: institucionales (AFP, fondos mutuos, fondos de inversión, compañías de seguros y bancos), no institucionales (personas naturales e inversionistas profesionales) e inversionistas extranjeros.
- Intermediarios: corredores de bolsa y agentes de valores.
- Emisores: Ministerio de Hacienda, Banco Central, empresas comunes y bancos.

[62] Plataforma filial de la Bolsa de Santiago donde se transan bonos soberanos y derivados de tasas (ver sección 2.2).
[63] Se lleva a cabo exclusivamente entre los bancos y ocurre telefónicamente o mediante chat de Bloomberg (se piden puntas (*bid*/*offer*) por los instrumentos). Se transan bonos soberanos y derivados de tasas.
[64] Se transan bonos soberanos y derivados de tasas. Posee la gracia de mantener el anonimato de los operadores, de modo de evitar dar información al mercado que pueda resultar contraproducente para la entidad.

- Entidades de infraestructura: para negociación (plataformas de bolsa, *brokers*, Bloomberg Terminal), compensación (contrapartes centrales), y depósito y custodia de valores (Depósito Central de Valores).

C. LA HIPÓTESIS DEL MERCADO EFICIENTE (EMH)

La hipótesis del mercado eficiente sostiene que el mercado real es un mercado eficiente y posee tres formulaciones que indican el grado de profundidad de los supuestos:

- Forma fuerte: toda la información pública y privada ha sido incorporada y arbitrada en el precio de un instrumento públicamente transado.
- Forma semi-fuerte de eficiencia: precios de mercado reflejan toda la información pública sobre la economía en general y sobre cada activo en particular.
- Forma débil de eficiencia: precios de mercado incorporan toda la información de precios y volúmenes histórica, por lo que todo tipo de análisis técnico ha sido ya arbitrado en el mercado.

Cabe mencionar que la literatura (Stout, 2003) distingue dos tipos de eficiencia: la eficiencia informacional, que dice relación con que los precios de mercado responden de forma prácticamente instantánea a la información (y, por lo tanto, un *trader* no puede generar ganancias transando en base a información públicamente disponible) y la eficiencia de valor intrínseco, que dice relación con que los precios reflejan adecuadamente el valor económico de los instrumentos.

Para más detalle ver Read (2013), donde se realiza un extenso análisis de la evolución de la teoría y el pensamiento de los teóricos detrás.

D. EJEMPLO DE DATOS DIARIOS DE SEGUROS DE INFLACIÓN

En la siguiente imagen se ve una captura de los precios disponibles para seguros de inflación al cierre del día 20/01/21, los cuales fueron extraídos de Bloomberg (2021).

	Description	Settlement	Days to Maturity	Bid	Ask	Time
1)	1 Term	03/09/21	48	29285	29291	14:45
2)	2 Term	04/09/21	79	29368	29374	14:45
3)	3 Term	05/07/21	107	29472	29478	14:45
4)	4 Term	06/09/21	140	29567	29573	14:45
5)	5 Term	07/09/21	170	29646	29652	14:45
6)	6 Term	08/09/21	201	29671	29677	14:45
7)	7 Term	09/09/21	232	29741	29747	14:45
8)	8 Term	10/08/21	261	29786	29792	14:45
9)	9 Term	11/09/21	293	29866	29872	14:45
10)	10 Term	12/09/21	323	29955	29961	14:45
11)	11 Term	01/07/22	352	29955	29961	14:45
12)	12 Term	02/09/22	385	29981	29987	14:45
13)	13 Term	03/09/22	413	30076	30082	14:45
14)	14 Term	04/08/22	443	30137	30143	14:45
15)	15 Term	05/09/22	474	30242	30248	14:45
16)	16 Term	06/09/22	505	30299	30305	14:45
17)	17 Term	07/08/22	534	30366	30372	14:45
18)	18 Term	08/09/22	566	30394	30400	14:45
19)	19 Term	09/09/22	597	30454	30460	14:45
20)	20 Term	10/07/22	625	30499	30505	14:45
21)	21 Term	11/09/22	658	30617	30623	14:45
22)	22 Term	12/09/22	688	30816	30822	14:45
23)	23 Term	01/09/23	719	30827	30833	14:45
24)	24 Term	02/09/23	750	30896	30902	14:45

Figura D-1: precios de seguros de inflación al cierre del 20/01/2021

E. CONSOLIDACIÓN DE LA DATA DE MERCADO Y CARACTERIZACIÓN ESTADÍSTICA DE LOS DISTINTOS PLAZO DE SEGUROS DE INFLACIÓN

Con el fin de modelar el comportamiento del mercado se extrajo datos de seguros de inflación disponibles en la plataforma financiera Bloomberg, donde se encontró dos bases de datos, la primera, BGN, correspondiente a un ponderado de distintos *brokers* consultados diariamente (Bloomberg L.P., 2020) y la segunda proveniente de la principal compañía de intermediación financiera del mercado.

Dada la disponibilidad de datos en Bloomberg a la fecha de este trabajo, se extrajo los valores de mercado de la compañía de intermediación entre el 14/12/2010 y el 31/12/2020, con plazos entre 1 y 24 meses, disponibles para días hábiles. Cabe mencionar que, para contratos desde 19 meses, los datos solo están disponibles desde el 02/09/2015.

Por su parte, para la base BGN, se extrajo la data disponible entre el 03/01/2011 y el 02/04/2020, con plazos entre 1 y 24 meses, disponibles para días hábiles. Cabe mencionar que, para contratos desde 19 meses, los datos solo están disponibles desde el 26/05/2016.

Para este trabajo se utilizó el precio *mid*, correspondiente al promedio entre el precio de venta y precio de compra disponible en el mercado[65], el que se extrajo primeramente desde la base de datos de la compañía de intermediación financiera, por cuanto al consultar a operadores financieros se determinó que por su volumen de operaciones es una base más idónea. Esto porque *brokers* con menores flujos son más

[65] Esto en general, pues cuando no hay liquidez en los precios de mercado se aplican reglas de interpolación y de otro tipo, cuyo análisis no es el objeto de este trabajo.

propensos a tener valores distorsionados por la falta de liquidez de sus productos. Ante datos mal registrados[66] en la base de la compañía de intermediación financiera se usaron los datos de la base BGN, correspondiente al mismo producto, plazo y fecha[67]. Se optó por usar solo una base para cada día, eliminando de la base las fechas en que se consideró que hay datos no fiables en ambas bases[68].

Con el proceso de depuración ejecutado y la transformación indicada en la Ecuación 3-1, se realizó la caracterización estadística de la Tabla E-1, de los datos implícitos en los S.I. de distintos plazos.

Tabla E-1: caracterización estadística de los seguros de inflación

	REAL 1	ESTIMACIÓN 1	REAL 2	ESTIMACIÓN 2	REAL 3	ESTIMACIÓN 3	REAL 4	ESTIMACIÓN 4
count	121	2596	120	2596	119	2596	118	2596
mean	0.25	0.21	0.26	0.21	0.25	0.22	0.26	0.23
std	0.28	0.22	0.28	0.18	0.28	0.15	0.28	0.13
min	-0.50	-0.43	-0.50	-0.40	-0.50	-0.15	-0.50	-0.06
25%	0.10	0.07	0.10	0.09	0.10	0.13	0.10	0.14
50%	0.20	0.21	0.20	0.20	0.20	0.21	0.20	0.21
75%	0.40	0.32	0.40	0.31	0.40	0.31	0.41	0.30
max	1.00	0.88	1.00	0.77	1.00	0.74	1.00	0.60

	REAL	ESTIMACIÓN 5	REAL 6	ESTIMACIÓN 6	REAL 7	ESTIMACIÓN 7	REAL 8	ESTIMACIÓN 8
count	117	2596	116	2596	115	2596	114	2596
mean	0.25	0.23	0.25	0.24	0.25	0.24	0.25	0.24
std	0.28	0.12	0.28	0.12	0.28	0.12	0.28	0.12
min	-0.50	-0.03	-0.50	-0.09	-0.50	-0.05	-0.50	-0.01
25%	0.10	0.15	0.10	0.16	0.10	0.16	0.10	0.17
50%	0.20	0.22	0.20	0.22	0.20	0.22	0.20	0.22
75%	0.40	0.28	0.40	0.28	0.40	0.28	0.40	0.28
max	1.00	0.57	1.00	0.63	1.00	0.58	1.00	0.60

[66] Se definió como criterio la identificación de variaciones diarias puntuales (revertidas en dato siguiente) de más de 10 pb en la inflación implícita (determinada de acuerdo a la Ec. 3-1).

[67] Las fechas en que se usó la base BGN fueron 07/06/2012,07/08/2012, 06/09/2012, 10/09/2012, 11/10/2012, 17/12/2012, 05/12/2013, 07/07/2014 y 07/10/2014.

[68] Se eliminaron de la base las fechas 07/01/2011, 10/01/2011, 11/01/2011, 12/01/2011, 13/01/2011, 14/01/2011, 17/01/2011, 18/01/2011, 19/01/2011, 20/01/2011, 21/01/2011, 24/01/2011, 25/01/2011, 26/01/2011, 27/01/2011, 28/01/2011, 31/01/2011, 10/03/2011, 07/02/2012, 06/03/2014, 05/06/2014 y 08/12/2014.

	REAL 9	ESTIMACIÓN 9	REAL 10	ESTIMACIÓN 10	REAL11	ESTIMACION11	REAL12	ESTIMACION12
count	2426	113	112	2596	111	2596	110	2596
mean	0.25	0.25	0.25	0.24	0.25	0.24	0.25	0.24
std	0.28	0.28	0.28	0.11	0.28	0.12	0.28	0.12
min	-0.50	-0.50	-0.50	-0.01	-0.50	-0.01	-0.50	0.00
25%	0.10	0.10	0.10	0.17	0.10	0.17	0.10	0.16
50%	0.20	0.20	0.20	0.22	0.20	0.22	0.20	0.21
75%	0.40	0.41	0.43	0.30	0.40	0.28	0.40	0.27
max	1.00	1.00	1.00	0.63	1.00	0.61	1.00	0.65

	REAL13	ESTIMACION13	REAL14	ESTIMACION14	REAL15	ESTIMACION15	REAL16	ESTIMACION16
count	109	2596	108	2596	107	2596	106	2596
mean	0.25	0.23	0.24	0.23	0.24	0.23	0.24	0.24
std	0.29	0.12	0.28	0.12	0.29	0.12	0.29	0.12
min	-0.50	-0.02	-0.50	-0.03	-0.50	-0.08	-0.50	-0.02
25%	0.10	0.16	0.10	0.16	0.10	0.16	0.10	0.16
50%	0.20	0.21	0.20	0.21	0.20	0.21	0.20	0.22
75%	0.40	0.28	0.40	0.27	0.40	0.27	0.40	0.29
max	1.00	0.59	1.00	0.61	1.00	0.66	1.00	0.72

	REAL17	ESTIMACION17	REAL18	ESTIMACION18	REAL19	ESTIMACION19	REAL20	ESTIMACION20
count	105	2596	104	2596	47	1392	46	1392
mean	0.24	0.23	0.24	0.24	0.21	0.23	0.21	0.23
std	0.29	0.11	0.29	0.11	0.25	0.11	0.25	0.11
min	-0.50	-0.05	-0.50	0.01	-0.40	0.04	-0.40	0.01
25%	0.10	0.16	0.10	0.17	0.05	0.16	0.03	0.15
50%	0.20	0.21	0.20	0.22	0.20	0.23	0.20	0.21
75%	0.40	0.28	0.40	0.30	0.35	0.28	0.38	0.27
max	1.00	0.72	1.00	0.65	0.80	0.55	0.80	0.61

	REAL21	ESTIMACION21	REAL22	ESTIMACION22	REAL23	ESTIMACION23	REAL24	ESTIMACION24
count	45	1392	44	1392	43	1392	42	1392
mean	0.20	0.22	0.20	0.23	0.21	0.24	0.22	0.22
std	0.25	0.11	0.26	0.11	0.26	0.12	0.24	0.12
min	-0.40	0.01	-0.40	0.01	-0.40	-0.06	-0.20	-0.06
25%	0.00	0.15	0.00	0.15	0.00	0.15	0.03	0.15
50%	0.20	0.21	0.20	0.21	0.20	0.23	0.20	0.21
75%	0.30	0.27	0.33	0.29	0.35	0.31	0.38	0.30
max	0.80	0.53	0.80	0.53	0.80	0.59	0.80	0.58

F. RESUMEN ESTADÍSTICO AL AJUSTAR UN MODELO AR(3) SOBRE LOS ERRORES PROMEDIO MENSUALES EN EL PRIMER PLAZO DE SEGUROS DE INFLACIÓN

SARIMAX Results

Dep. Variable:	PLAZO1	No. Observations:	121
Model:	ARIMA(3, 0, 0)	Log Likelihood	30.470
Date:	Fri, 22 Jan 2021	AIC	-54.940
Time:	20:17:14	BIC	-46.628
Sample:	02-28-2011	HQIC	-51.565
	- 02-28-2021		
Covariance Type:	opg		

	coef	std err	z	P>|z|	[0.025	0.975]
const	-0.0451	0.023	-1.967	0.049	-0.090	-0.000
ar.L1 (fixed)	0	nan	nan	nan	nan	nan
ar.L2 (fixed)	0	nan	nan	nan	nan	nan
ar.L3	0.2429	0.090	2.710	0.007	0.067	0.418
sigma2	0.0349	0.004	8.210	0.000	0.027	0.043

Ljung-Box (Q):	48.03	Jarque-Bera (JB):	1.21
Prob(Q):	0.18	Prob(JB):	0.54
Heteroskedasticity (H):	0.52	Skew:	-0.19
Prob(H) (two-sided):	0.04	Kurtosis:	3.33

Warnings:
[1] Covariance matrix calculated using the outer product of gradients (complex-step).

Figura F-1: resumen estadístico al ajustar modelo AR(3) sobre errores promedio mensuales del primer plazo del mercado de seguros de inflación