

Comportamiento de la Compensación Inflacionaria y de sus componentes en Chile^{***}

Pamela Jervis Ortiz^{***}

Marzo, 2006

Resumen

Este documento estudia el comportamiento de la compensación inflacionaria y los determinantes de dichos componentes en el periodo 1992-2005, y sub-periodos breves. Esto permite evaluar cuan relevante son éstos en las elecciones de portafolio de los agentes económicos, en las políticas monetarias por parte del banco central y, por lo tanto, en las tasas de interés que se observan en el mercado financiero.

Adicionalmente se investiga teórica y empíricamente si la compensación inflacionaria depende de las expectativas de inflación y de los premios al riesgo asociados a la tenencia de activos financieros. Primero se descomponen los determinantes detrás de la compensación inflacionaria, construyendo series de tiempo no existentes con anterioridad. Posteriormente se estiman modelos de comportamiento para expectativas de inflación, premio al riesgo inflación y premio al riesgo liquidez, para instrumentos de plazos diferentes y en dos dimensiones. Empleando datos generados por las premisas de esta investigación, los resultados empíricos confirman la hipótesis sobre los determinantes de una relación de Fisher ampliada sobre la economía chilena.

Palabras Clave: Compensación inflacionaria, Expectativas de inflación, Premios al riesgo.

* Agradezco el apoyo incondicional de mi familia, especialmente el de mi madre.

** Se agradece la participación de Klaus Schmidt-Hebbel en la motivación, revisión y discusión de este documento. Además de agradecer a José Miguel Benavente, Rómulo Chumacero, Beltrán de Ramón, Jorge Gregoire y Franco Parisi por los valiosos comentarios realizados.

*** Alumna Magister de Economía de la Universidad de Chile pjervis@econ.uchile.cl

1. Introducción

En la actualidad las tasas de interés de mercado constituyen uno de los principales determinantes de la actividad económica en el corto plazo de un país. La relación entre actividad económica y tasas de interés es inversa, pues una caída de estas últimas estimula el crecimiento económico en el corto plazo. Por esta razón, no es de extrañar que diversos analistas económicos se manifiesten interesados en investigar las causas de las variaciones en las tasas de interés de una economía. En Chile la tasa de interés de política monetaria esta fijada por la entidad emisora, lo que da la posibilidad que movimientos en la inflación de corto plazo puedan afectar las expectativas de inflación. Esto repercute directamente sobre la trayectoria de las tasas de instrumentos indexados, de acuerdo a la relación planteada por Fisher (1930) [28] entre tasas de interés nominal, real (indexada) y las expectativas de inflación.

La motivación de este documento, es entonces investigar el comportamiento de la compensación inflacionaria y de sus componentes en Chile permitiendo evaluar cuan relevante son éstos en las elecciones de portafolio de los agentes económicos, en las políticas monetarias por parte del banco central y, por lo tanto, en las tasa de interés que se observan en el mercado financiero. Adicionalmente, esta investigación responde preguntas tales como ¿a qué corresponde el diferencial de tasas de interés nominales y reales?, ¿por qué es posible en ciertos periodos tener tasas de interes más bajas?, y finalmente poder descubrir si la compensación inflacionaria depende de las expectativas de inflación y de los premios al riesgo asociados a la tenencia de activos financieros.

En Chile no existen estudios sobre este tema o son incompletos, a diferencia de lo que sucede en el resto del mundo donde existe una literatura muy extensa que se revisará en la Sección 2. Sin embargo, esta literatura no abarca en forma individual la totalidad de los componentes que explican el comportamiento de la compensación inflacionaria. En Chile, el único estudio realizado es el de Mendoza (1992) [39], quien analiza la hipótesis conjunta de expectativas racionales, arbitraje de tasas y un premio a la liquidez invariante en el tiempo, utilizando datos mensuales para el periodo agosto 1986-abril 1989. La hipótesis estudiada es rechazada y se encuentra que el premio a la liquidez es estadísticamente no significativo. El resultado entrega evidencia que la indexación minimiza el riesgo asociado a la inflación, debido a que ningún premio al riesgo inflación es detectado en el retorno efectivo de un depósito no indexado. Un segundo planteamiento del estudio es investigar si el *spread* entre tasas de interés nominal e indexada es un buen predictor de cambios futuros en la inflación, como lo dictamina el efecto de Fisher. La hipótesis señalada no es rechazada para el periodo en análisis, por lo que el *spread* de tasas es un buen indicador de futuros aumentos en la inflación.

El objetivo del presente documento es explorar evidencia empírica y teórica relativa a la compensación inflacionaria y de sus componentes para los diferentes plazos que existen en las tasas de interés disponibles en el mercado financiero chileno. Inicialmente se explora de manera teórica las

posibles explicaciones a los componentes de la compensación. Para esto se utilizan tres marcos teóricos para cada componente. En el primero, se modela las expectativas de inflación en un escenario nekeynesiano expuesto por Clarida *et al.* (1999) [17], incorporando componentes de expectativas adaptativas (*backward-looking*), reflejando mayor inercia en la demanda agregada y en la formación de precios de la economía chilena. El modelo concluye que las expectativas de inflación del público dependen de: el rezago de la inflación, meta de inflación fijada por el banco central, desviación del precio del petróleo con respecto a su tendencia y el rezago de la brecha de producto. En el segundo modelo, se estudia el comportamiento del premio al riesgo inflación guiándose en modelos de *valoración de activos basado en el consumo (C-CAPM)* en un ambiente de incertidumbre. Al desarrollar el modelo, se encuentra que el premio al riesgo inflación depende de: las expectativas de inflación, el retorno bruto de la tasa de interés nominal y el retorno bruto de la tasa de interés real. En el último modelo, basado en teorías de sustitución imperfecta de activos, se estudia el posible rol que tiene la oferta relativa de bonos en la determinación del premio al riesgo liquidez, donde se concluye que existe una relación para distintos plazos.

A la luz de los resultados de los modelos teóricos se trata de aportar a la literatura existente evidencia acerca de la importancia de estos componentes en la determinación de la compensación inflacionaria de dos maneras importantes. Primero, se descomponen los componentes detrás de la compensación inflacionaria generando nuevas series de tiempo, como son las series de distintos premios al riesgo y de la compensación inflacionaria a partir de información existente. Segundo, se estiman modelos de comportamiento para expectativas de inflación, premio al riesgo inflación y premio al riesgo liquidez para instrumentos de plazos distintos en dos dimensiones, todos los datos existentes en la economía chilena y para cuatro madureces distintas en plazos distintos de 1, 2, 5 y 10 años.

El documento se organiza de la siguiente manera; se inicia realizando una breve revisión de la literatura internacional existente sobre los distintos componentes que definen el comportamiento de la compensación inflacionaria en la Sección 2. En la Sección 3, se exploran los posibles modelos teóricos relacionados con los determinantes de la compensación inflacionaria como son las expectativas de inflación, premio al riesgo inflación y el premio al riesgo liquidez. En la Sección 4, se describen los datos, medidas y metodologías de análisis empírico que se utilizarán para estudiar la relevancia de ciertas variables endógenas en relación a la variable de interés. Finalmente, en la Sección 5 se resumen las principales conclusiones.

2. Revisión Literatura

Para analizar la compensación inflacionaria en Chile, es fundamental poseer una base sólida en relación a la literatura existente sobre el tema. En general, no existe una gran variedad de estudios previos realizados con el espíritu del presente documento; gran parte de la literatura se concentra en alguna de las variables no observables que explican la compensación inflacionaria como por ejemplo, las expectativas de inflación, el premio al riesgo inflación además del premio al riesgo liquidez. A continuación se presentan los estudios de cada una de ellas.

2.1. Expectativas de inflación

Los estudios relacionados a las expectativas de inflación, que es una variable no observable, la estiman a partir de otras variables observables que contengan información relevante acerca de la trayectoria esperada futura por los agentes económicos de la medida inflacionaria. En general, las variables que se incluyen en la mayoría de los modelos teóricos o empíricos de las expectativas de inflación, son inflaciones rezagadas y la meta de inflación. Existen en la actualidad al menos siete metodologías distintas de modelar o endogeneizar las expectativas de inflación.

La primera de ellas, es proyectar la inflación por medio de algún modelo univariado o bivariado de series de tiempo que sea parsimonioso y que se ajuste de mejor manera a la medida de inflación, con el cual se generan proyecciones futuras de la inflación usadas por el agente. Este tipo de modelamiento es restrictivo, sin embargo, las medidas de inflación incorporan, además, información macroeconómica. Dentro de esta modelación, se puede hacer referencia a tres investigaciones representativas: Virén (1986) [51], genera datos de expectativas de inflación usando modelos ARIMA para series de tasas de inflación observadas; McCulloch y Stec [37], por su parte, emplean series de inflación seudo diferenciadas para el periodo comprendido entre 1959 y 1999, para Estados Unidos. Ellas quedan expresadas de mejor modo por medio de representaciones ARMA que ARIMA y de esta forma realizar proyecciones de la inflación fuera de la muestra. Reijer y Vlaar (2003) [45], por otro lado, construyen dos modelos de proyecciones para predecir la inflación destinada a los Países Bajos y la Zona Euro para el periodo 1987-1990. Para lograr este objetivo utilizan modelos lineales de vectores autorregresivos o modelos de corrección de errores incluyendo variables exógenas, y con el fin de obtener el mejor modelo, utilizan criterios de selección. Sin embargo concluyen, a pesar de la metodología empleada, que es poco probable que exista una medida óptima, indicando que lo más relevante en este contexto, es una buena evaluación de los modelos y el uso continuo del sentido común.

La segunda metodología es la basada en los modelos P^* de inflación desarrollados por Hallman *et al.* (1991) [33]. Los autores plantean para Estados Unidos un nivel de precios de equilibrio de largo plazo, con el uso de la ecuación cuantitativa del dinero, definiendo así la tasa de inflación como una función de desviaciones del equilibrio y rezagos de ésta. Incorporando la Curva de Phillips

ampliada al modelo anterior, se entrega una medida de expectativas de inflación que depende de la brecha de velocidad del dinero y de la inflación pasada. Dentro de esta segunda metodología existen investigadores que siguieron los pasos de Hallman *et al.*: Wesche (1998) [52], encuentra que la diferencia entre el nivel de precios actual y el de equilibrio que define la brecha de precios, posee un poder predictivo para la inflación futura, donde la inflación es explicada por un modelo de corrección de errores. En el mismo espíritu, García y Valdés (2003) [30], demuestran para la economía chilena (con datos entre 1986 y 2002) que el dinero no es esencialmente informativo para proyectar la inflación futura, tanto estadística como económicamente, una vez que se controla por la evolución de los costos (costos laborales unitarios e inflación externa), los rezagos de la propia inflación y otros factores. Finalmente, Broer y Caputo (2004) [9] abarcan la versión de Hallman *et al.* y la de Gerlach y Svensson (2003) [31], que es más actualizada que la anterior ya que introduce metas de inflación en el análisis. Broer y Caputo (2004) [9] estiman ambas versiones para diversos indicadores y encuentran que las desviaciones de la velocidad de equilibrio estudiadas en la economía chilena tienen efectos significativos sobre la inflación. Sin embargo, durante los últimos años, proyecciones fuera de la muestra que incorporan la brecha de velocidad no mejoran las proyecciones de inflación.

Una tercera metodología, es la sugerida por Fama (1975), [24] que utiliza la relación de Fisher (1930) [28] para generar proyecciones de inflación. La relación supone que la tasa de interés nominal es una función lineal de la tasa de interés real y las expectativas de inflación. Este enfoque presume que las expectativas de los agentes son racionales y asume que la tasa de interés real es constante en el tiempo, por lo cual, la tasa de interés nominal se ajusta en una relación 1 a 1 con la tasa de inflación esperada. Asumiendo que la tasa real es constante, las tasas nominales reflejarán el cambio en las expectativas de inflación. Por medio de análisis econométrico realiza proyecciones de inflación para Estados Unidos en el periodo 1953-1971, concluyendo que estas mediciones son buenas medidas en relación a los datos reales. Luego de esta publicación existieron varios autores, entre ellos, Hess y Bicksler (1975) [34], Fama (1976) [25], Nelson y Schwert (1977) [41] y Fama y Gibbons (1982) [27], que rechazan el supuesto de una tasa de interés real constante a lo largo del tiempo. Los trabajos anteriores señalan que la tasa de interés real esperada sigue un camino aleatorio. Así, la proyección de la inflación puede derivarse sustrayendo la proyección *ex ante* de la tasa de interés real de la tasa de interés nominal.

La cuarta metodología es la desarrollada por Christiano (1989) [14], el cual especifica un modelo de tasas de interés usando los rendimientos de los bonos del tesoro americano (Treasury bills: T-bill) para tres meses en Estados Unidos. Hallman *et al.* (1991) [33], por su parte, demuestran que modelos de proyección de inflación basados en su teoría son mejores que los usados por Christiano (1989). Sin embargo, existen muchos autores que utilizan la curva de rendimiento de distintas tasas para predecir la inflación futura, a pesar de que proyecciones de éstas pueden ser mejores medidas. Uno de estos autores es Mishkin (1990) [40], quien analiza la relación entre la estructura a plazo de la tasa de interés nominal y la trayectoria futura de la inflación, fundamentado en la relación

de Fisher (1930) [28] para Estados Unidos durante el periodo 1964 y 1986. En ella se encuentra analíticamente una relación del cambio de la inflación que depende de la pendiente de la estructura a plazo real, nominal y de un término de error. Supone además que las expectativas son racionales y que la pendiente de la estructura a plazo real es constante en el tiempo. Los hallazgos sugieren que el *spread* de tasas de interés de títulos con vencimiento menor o igual a 6 meses no entrega información acerca de la inflación futura, mientras que en títulos con vencimiento mayor o igual a 9 meses, sí lo hace. Así, es posible extraer el denominado premio al vencimiento, donde la pendiente de la curva de rendimiento para largos plazos representa un indicador relevante al momento de estimar o evaluar las expectativas futuras de los agentes en relación a la inflación. Sin embargo, Day y Lange (1997) [19] establecen que esta relación descrita por Mishkin debe ser tratada con cautela, pues es probable que no incorpore todas las variables relevantes de la economía y, si la tasa de interés real no es constante en el corto plazo, entonces puede que no exista una relación positiva entre la tasa nominal y las expectativas de inflación. Un nuevo análisis es el planteado por Svensson (1994) [47], quién propone un potencial indicador: la tasa de interés *forward*, la cual puede ser utilizada para extraer expectativas de mercado, en particular, las expectativas futuras de la inflación. Su planteamiento es mejor que los anteriores debido a que la curva de rendimiento *forward* separa las expectativas de mercado para el corto, mediano y largo plazo más fácilmente que la curva de rendimiento estándar. De este modo, define las expectativas de inflación como la diferencia entre la tasa *forward* nominal y la tasa *forward* real, donde bajo un escenario de incertidumbre se introduce el premio al riesgo inflación, siempre y cuando se establezca que la tasa *forward* real es igual a la tasa *spot* real esperada cuando existe un mercado de bonos reales. En la investigación mencionada se emplearon datos de Francia, Alemania, Gran Bretaña, Suecia y Estados Unidos para los años 90.

La siguiente metodología es la que mide las expectativas de inflación de los agentes directamente utilizando datos de encuestas. Orphanides y Williams (2005) [43] emplean las encuestas *Survey of Professional Forecasters* y *Real Time Dataset for Macroeconomists* utilizando proyecciones para el trimestre anterior en Estados Unidos para una muestra comprendida entre los años 1969 y 2002. Las encuestas son utilizadas como insumos para estudiar el comportamiento de la economía, para lo cual asumen que las expectativas de los agentes están basadas en información disponible en el periodo. Mehra (2002) [38], por su parte, en vez de utilizar las encuestas como insumo de estimaciones examina el comportamiento de tres encuestas: *Livingston Forecast of Professional Economists*, *Michigan Households* y *Consensus Forecast of Professional Forecasters* con proyecciones de 12 meses. El periodo muestral contiene datos desde 1961 hasta el 2001. Concluye que la encuesta de hogares en su media supera a las otras dos encuestas en predecir inflación futura durante los años 80 y los 90 en Estados Unidos. Es eficiente e insesgada y entrega mejor predicción, como lo es también la encuesta de *Livingston*, pero en este caso, estas propiedades no se cumplen en todo el periodo analizado. Por su parte, la encuesta a profesionales es ineficiente y sesgada debido a que la encuesta

no utiliza toda la información disponible en la economía cuando se realizan las proyecciones.

La sexta metodología empleada para endogenizar las expectativas de inflación es basada en un marco teórico a partir de una curva de oferta y de demanda agregada. Clarida *et al.* (1991) [17] plantean una curva de Phillips, donde la inflación actual se relaciona positivamente con la brecha de producto y una curva de demanda que relaciona la brecha de producto inversamente con la tasa de interés real; lo anterior es asociado a una función objetivo del banco central que depende de la brecha de producto y la inflación. Las expectativas de inflación en el modelo depende fundamentalmente de los factores de presiones de costos.

Existe una última metodología en la cual autores como Woodford (1990) [53], Evans y Honkapohja (2001) [20] y Bullard y Mitra (2002) [10], relacionan las expectativas racionales con aprendizaje y una formación adaptativa de expectativas en relación a la inflación actual. En particular, Evans y Honkapohja (2001) [20] plantean que en un ambiente de cambios económicos, los agentes están en constante aprendizaje y sus creencias acerca del futuro no necesariamente convergen con el tiempo a los equilibrios encontrados bajo expectativas racionales. Orphanides y Williams (2003) [42] refinan el análisis anterior liberando el supuesto de expectativas racionales y permitiendo imperfecto conocimiento en la formación adaptativa de expectativas de los agentes, además de incorporar persistencia inflacionaria y metas de inflación.

2.2. Premio al riesgo inflación

Los estudios relacionados al premio riesgo inflación se originan gracias a que la relación de Fisher (1930) [28] plantea que la tasa de interés nominal es igual a la suma de la tasa de interés real esperada y las expectativas de inflación. La tasa de interés real esperada puede incluir un premio al riesgo inflación, por lo tanto, una relación extendida de Fisher (1930) [28] señala que la tasa de interés nominal es igual a la suma de una tasa de interés real esperada más las expectativas de inflación y el premio al riesgo inflación. Para modelar o estimar el tamaño del premio al riesgo inflación se puede utilizar la teoría de finanzas para calcular la prima del riesgo que sería justificada por la covarianza de este bono riesgoso con variables pertinentes de estado. En esta metodología, sin embargo, surgen algunos inconvenientes empíricos al aplicar el modelo de *valoración de activos basado en el consumo (C-CAPM)*. El consumo se mide como un flujo trimestral, por tanto, se debe decidir si identificar el consumo en un trimestre dado como uno inicial o final. Si el consumo comienza al inicio del trimestre, el retorno del activo medido sobre el trimestre t deberá ser regresionado sobre el crecimiento del consumo del trimestre t a $t+1$. Si en cambio, el consumo se mide al final del trimestre, el crecimiento del consumo debe ser desde $t-1$ hasta t . Habitualmente, la mayoría de los marcos teóricos que se emplean para encontrar analíticamente el premio al riesgo inflación utilizan la segunda metodología, empleando precios de tasas o la curva de rendimiento de las tasas necesarias. Hay dos formas de enfocar esta metodología.

La primera es la desarrollada por Evans y Wachtel (1992) [23] y Chan (1994) [13] quienes

consideran una economía donde hay solamente dos activos, un bono nominal libre de riesgo y un bono *verdadero* que hipotéticamente está libre de riesgo y, de esta forma, cuantifican la prima exigida debido a la inestabilidad de los precios de equilibrio de la economía para Estados Unidos empleando las tasas T-bills nominales e indexadas. Por su parte, Svensson (1994) [47] define un premio al riesgo inflación que se precisa en un escenario de incertidumbre. Se señala que este premio depende de la covarianza entre el exceso de retorno real en bonos nominales sobre bonos reales y el retorno de portafolio empleando datos de Francia, Alemania, Gran Bretaña, Suecia y Estados Unidos para los años 90. Sin embargo, en su modelo asume que este premio es insignificante y no debe ser tomado en cuenta para medir las tasas de interés de las distintas economías. Campbell y Shiller (1996) [12] estiman el premio al riesgo inflación para bonos de 5 años estadounidenses utilizando bonos nominales e indexados (T-bills) a 3 meses para un periodo muestral comprendido entre los años 1953 y 1994. Sus estimaciones incluyen promedios muestrales y covarianzas entre crecimiento del consumo y el stock de retornos de índices. Citan evidencia para el Reino Unido indicando un premio promedio de sólo un 0,5 por ciento. Por otro lado, Balsam *et al.* (1998) [4] utilizan un modelo de valoración de activos en base al consumo, donde existen tres activos financieros: un bono nominal libre de riesgo, un bono indexado y un bono *verdadero* que también hipotéticamente está libre de riesgo para investigar cuan significativo es el premio al riesgo inflación y el premio a la indexación en los bonos de mercado de Israel durante los años 1988 a 1997. Demuestran que el término de la prima del riesgo de la inflación depende positivamente del grado de la aversión relativa al riesgo. En efecto, cuando el último coeficiente se calibra para poseer un valor de uno (diez), la media incondicional de la prima resulta ser bastante baja (alta). Evans (1998) [21] amplió sus investigaciones previas, describiendo una metodología de dos pasos para encontrar el premio al riesgo inflación. En el primer paso deriva la estructura de plazo de los bonos para el Reino Unido (index-linked: IL) extraída de los precios de los bonos IL durante los años 1983 y 1995. En la segunda etapa, estima curvas de rendimiento de los bonos nominales y de IL para obtener la estructura de plazo real. Con estas estimaciones, se puede estudiar el comportamiento de tasas reales, su relación con la tasa nominal, la inflación y la importancia del premio al riesgo inflación. Para examinar la presencia de premio al riesgo inflación utiliza la tasa nominal, las expectativas de inflación y la tasa de interés real estimada por los investigadores por medio de la curva de rendimiento. Finalmente, concluye que el premio al riesgo inflación puede ser positivo o negativo dependiendo en cuanto covaría el precio real con la inflación. Posteriormente, Evans (2003) [22] se enfoca en las tasas de interés en orden de explotar toda la información contenida en la estructura de plazo de los retornos nominales y reales. El modelo presentado tiene sus antecedentes en los modelos de Vasicek (1977) [50] y Cox *et al.* (1985) [18] que se relacionan con modelos de equilibrio general, donde el premio al riesgo es constante. Estos modelos presentan un precio de equilibrio de los bonos como un factor de descuento estocástico, que para un modelo de agentes representativos sería identificado como la tasa de descuento intertemporal de sustitución. El aporte principal del

investigador con respecto a sus antecesores, es que incorpora cambios de regímenes en el proceso de fijar los precios. El análisis se basa en construir las curvas de rendimientos reales y nominales para index-linked (IL) y precios de bonos nominales en el Reino Unido con plazos de 1, 3, 5 y 7 años durante los años 1983 y 1995. Se utilizan tres estados en el proceso de cambios de regímenes. El estado 1, se caracteriza por una pendiente positiva de la curva de rendimiento nominal y real. En el estado 2, la curva de rendimiento real es decreciente hasta cierto punto, donde se vuelve asintótica y la nominal posee una forma de U. En el estado 3, la curva de rendimiento real tiene pendiente positiva y la curva nominal también tiene forma de U. Los resultados de la investigación concluyen en un modelo con un agente representativo donde el riesgo inflacionario depende de la covarianza entre el precio y la inflación. Una covarianza positiva significa que el retorno real de los bonos nominales será inesperadamente bajo en los estados donde la utilidad marginal (precio) es alta. De este modo, los bonos nominales serán menos atractivos para los inversionistas. Así, el premio al riesgo inflación debe ser alto para compensar a los agentes.

La segunda forma de modelar o estimar el premio al riesgo inflación es la usada por Campbell y Ammer (1993) [11] en la cual, por medio de los segundos momentos de los retornos de los activos, explican las variaciones en distintos activos empleando un periodo muestral para Estados Unidos entre los años 1947 y 1987. Regresionan cambios en el precio de activos con respecto a noticias de eventos contemporáneos. Para esto, combinan un marco financiero de activos con un vector autorregresivo para activos de largo plazo, tasas de interés, inflación, y otra información que ayude a proyectar estas variables, además de utilizar un análisis de descomposición de varianza. Los resultados basados en *noticias* acerca de flujos de caja y tasas de descuento futuras demuestran que la varianza del exceso de retorno de bonos nominales de largo plazo es relevante al evaluar *noticias* para la tasa de inflación futura, la cual no tiene impacto si el bono tiene un pago real. Siguiendo a Campbell y Ammer, Barr y Bahram (1997) [5] utilizan el precio de bonos reales y nominales del Reino Unido para investigar la importancia relativa de noticias acerca de los “*fundamentos*” (tasa de interés real y tasa de inflación) y premios en generar retornos inesperados en los bonos reales y nominales. Miden la variación de los retornos de los activos y si ésta se debe a cambios en la expectativa de inflación ó cambios en riesgos u otros premios durante los años 1983 y 1993. Concluyen que en ausencia de un modelo para los premios, las expectativas de inflación poseen un rol dominante al explicar cambios inesperados en las tasas. Aproximadamente un 92% de la varianza de cambios inesperados en el retorno relativo en bonos nominales y reales se deben a la revisión de las expectativas de inflación.

2.3. Premio al riesgo liquidez

En el corto plazo si el entorno macroeconómico varía y ello motiva a los agentes a cambiar su portafolio de inversión se producen movimientos sobre reacciones en los precios de los activos financieros. Esto, por cuanto la liquidez para financiar este tipo de operaciones no necesariamente

esta disponible. Este fenómeno explica movimientos de la compensación inflacionaria que se correlaciona con la oferta y demanda relativa de activos, específicamente, con la capacidad que existe en el mercado financiero de comprar o vender un activo en un instante determinado del tiempo y a un precio que refleje las condiciones de un mercado competitivo, con lo cual, las diferencias entre las tasas para cada periodo pueden ser producto de un desequilibrio entre la oferta y la demanda. La existencia de desequilibrios entre la oferta y demanda de bonos que da paso a una diferencia persistente en la compensación inflacionaria se corrige por medio de la incorporación de este premio por liquidez. Uno de los únicos investigadores que estudian este premio por liquidez en Chile es Mendoza (1992) [39], quién plantea la hipótesis que tasas de depósito a 30 y 90 días deberán ofrecer un premio debido a que activos financieros nominales e indexados no son perfectos sustitutos en términos de liquidez. Su metodología es probar la hipótesis conjunta de expectativas racionales, arbitraje de tasas y un premio a la liquidez invariante en el tiempo. Usando datos mensuales para el periodo agosto 1986 y abril de 1989, la hipótesis es rechazada y encuentra que el premio a la liquidez es estadísticamente no significativo e igual a $-0,35$. Un segundo planteamiento consiste en averiguar si el *spread* entre tasas de interés nominal e indexada es un buen predictor de cambios futuros en la inflación. La hipótesis no puede ser rechazada para el periodo en análisis, por lo que el *spread* de tasas es un buen indicador de futuros aumentos en la inflación.

Por su parte, es posible plantear un rol de la sustitución imperfecta relacionada con la oferta y demanda relativa de bonos indexados y nominales en la determinación del premio al riesgo liquidez. En esta caso, las fuentes de financiamiento del sector público y privado no se mantienen estáticas en el tiempo, por lo que la oferta disponible de instrumentos nominales e indexados varía. La demanda relativa también cambia si los intermediarios financieros y los inversionistas institucionales así lo requieren. Esta diferencia requiere entonces una prima por sustitución imperfecta, ya que los instrumentos financieros no son fáciles de sustituir entre sí. Brainard y Tobin (1968) [7], (1992) [6] estudian el comportamiento de esta oferta relativa de bonos pero domésticos sobre externos en un escenario de economía abierta basados en un sistema de oferta y demandas de activos financieros internacionales, es decir, generan funciones que representan a bonos domésticos, externos y una función de demanda doméstica de dinero.

Finalmente existe un cuarto premio conocido como el premio al vencimiento donde en un escenario de incertidumbre y aversión al riesgo los agentes económicos prefieren mantener activos de menor madurez. Si los agentes están dispuestos a mantener activos en su portafolio de largo plazo, existe entonces una compensación, es decir un premio que se manifiesta en una mayor tasa. Así, el premio al vencimiento ofrecido es una función creciente de la madurez del activo. Este documento hará omisión de la existencia de este premio por parte del mercado financiero a los agentes.

3. Un simple modelo de compensación inflacionaria

En esta sección se explorará de manera teórica los posibles componentes que son relevantes al momento de modelar la compensación inflacionaria en Chile. Más adelante este desarrollo ayudará a discutir cuales son las especificaciones necesarias concernientes al trabajo empírico. Para esto se desarrollan tres modelos en base a intuición económica existente sobre el tema y, principalmente, en base al modelo desarrollado por Fisher [28].

3.1. Generalización de la relación de Fisher

En un escenario donde los agentes económicos conocen el retorno nominal de sus activos pero no la inflación esperada, es posible inferir que estos querrán conocer cual es el retorno *real* de sus activos. La mejor aproximación de los agentes para solucionar este problema es generar expectativas acerca de la inflación esperada y observar la tasa de interés real esperada para decidir sobre su portafolio óptimo. En un escenario de incertidumbre, donde, en promedio, los agentes son aversos al riesgo (prefieren tener acceso a mayores retornos para un nivel dado de riesgo, o poco riesgo para un nivel dado de retorno), los activos riesgosos deben ofrecer un mayor retorno (premio) para compensar al agente. Un punto de partida en este análisis es evaluar si los cambios en las tasas de interés nominales suponen cambios en las tasas de interés reales o reflejan variaciones en las expectativas de los agentes acerca de la inflación esperada. La relación existente entre el tipo de interés nominal y real en el espíritu de Fisher [28] se define como sigue¹,

$$(1) \quad (1 + i_{t,t+k}) = (1 + r_{t,t+k})(1 + E_t [\pi_{t,t+k}])$$

donde $i_{t,t+k}$ y $r_{t,t+k}$ son las tasas de interés nominal y real, respectivamente, entre el periodo t y el periodo $t + k$. $E_t [\pi_{t,t+k}]$ es la tasa de inflación que el público espera para el periodo $t + k$, con $E_t [\pi_{t,t+k}] = (E_t p_{t,t+k} - p_t) / p_t$, donde p_t es el (log) nivel de precios. Por lo tanto, 1 más la tasa de interés nominal es igual a 1 más la tasa de interés real por 1 más las expectativas de los agentes. Esta relación es conocida como la relación de Fisher (1930) [28].

Sin embargo, en la práctica esta relación es poco factible ya que existen una variedad de riesgos que conlleva la posesión de un activo financiero. En este sentido, la ecuación (1) se puede generalizar por tres premios al riesgo en los cuales Fisher [28] no había pensado: riesgo inflación, riesgo a la liquidez y riesgo al vencimiento. El riesgo inflación existe debido a que es posible que entre t y $t + k$ las expectativas de inflación que forma el público no coincidan con las que se den realmente en el mercado y, por lo tanto, exista un diferencial entre tasas nominales y reales más allá que el de las expectativas del público por la inflación. Este premio es definido como parte de la tasa de

¹Relación definida en términos discretos debido a que en el mundo real los datos observados poseen esta característica.

retorno requerida que compensa al inversionista por el cambio esperado en el poder de compra de las unidades unitarias en las cuales está denominado el flujo de efectivo de un activo. El riesgo a la liquidez se relaciona con la oferta y demanda relativa de activos, específicamente, con la capacidad que existe en el mercado financiero de comprar o vender un activo en un instante determinado del tiempo y a un precio que refleje las condiciones de un mercado competitivo, con lo cual, las diferencias entre las tasas para cada periodo pueden ser producto de un desequilibrio entre la oferta y la demanda. Por consiguiente, si hay mucha liquidez para instrumentos de largo plazo, habrá una mayor demanda por bonos los que en consecuencia se harán más escasos. Esto redundará en que los inversionistas que demandan bonos están dispuestos a recibir un menor retorno con tal de asegurar algo de rentabilidad. El riesgo al vencimiento señala que distintos inversionistas poseen distintos horizontes de planificación de acuerdo a la teoría “*hábitat preferido*”². De esta forma, para instrumentos de distinto vencimiento, la demanda que enfrentan dichos instrumentos es distinta. En consecuencia, se requieren planes de ahorro y de consumo distinto para cada horizonte de planeación, lo que traerá consigo que los inversionistas se preocupen del riesgo específico de sus planes de ahorro y consumo en cada periodo en particular. Detrás de este fenómeno estaría el hecho que, en general, las instituciones financieras de corto y largo plazo son demandados por agentes que tienen posesiones más volátiles, como los fondos mutuos. En el caso de instituciones a más largo plazo estos son demandados básicamente por las AFP que tienen un comportamiento más estable. Esto es coherente con la hipótesis de que distintos inversionistas tienen preferencias por plazos y monedas diferentes.

$$(2) \quad (1 + i_{t,t+k}) = (1 + r_{t,t+k})(1 + E_t[\pi_{t,t+k}])(1 + \rho_{t,t+k}^\pi)(1 + \rho_{t,t+k}^L)(1 + \rho_{t,t+k}^v)$$

Se puede plantear una relación de Fisher [28] ampliada con sustitución imperfecta de bonos donde no exista arbitraje entre mercados como la señalada en (2), en que la tasa de interés nominal se puede descomponer entonces entre la tasa de interés real ($r_{t,t+k}$), las expectativas de inflación ($E_t[\pi_{t,t+k}]$), el premio al riesgo inflación sobre el resto de la vida del bono ($\rho_{t,t+k}^\pi$), el premio liquidez ($\rho_{t,t+k}^L$) y el premio al vencimiento del bono ($\rho_{t,t+k}^v$). En los siguientes apartados se estudia el comportamiento de cada componente individualmente en función de aquellos que son estimados en la Sección 4.

3.2. Modelo de expectativas de inflación

En este apartado se analiza teóricamente cómo el público forma sus expectativas futuras de inflación en relación a la información que dispone. Se supone perfecto conocimiento y que la formación de expectativas del público sigue un comportamiento *forward* y *backward looking*, en el cual los agentes económicos evalúan la tasa de interés óptima y la racionalidad. Para esto, siguiendo el espíritu de Clarida *et al.* (1999) [17] se plantea una economía cerrada con una curva de

²Conocido también como “*hedging pressure theory*”.

Phillips y demanda agregada definidas por las siguientes relaciones que describen una economía neokeynesiana³,

$$(3) \quad \pi_t = \gamma_1 y_t + \gamma_2 \pi_{t-1} + (1 - \gamma_2) \gamma_3 E_t \pi_{t+1} + \gamma_4 oil_t^{desv} + \varepsilon_t$$

La primera relación es similar a la planteada por los investigadores recién mencionados, agregando al modelo características de *backward looking* con la inclusión del rezago de la inflación e incorporando una medida de shocks exógenos. En la ecuación (3), $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ es la tasa de inflación en el periodo t , p_t es el (log) nivel de precios, e y_t es la brecha del producto, definido como la diferencia entre el producto y su nivel de largo plazo. El factor $\gamma_1 y_t$ señala los movimientos en el costo marginal asociado a un efecto de demanda, oil_t^{desv} es la desviación del precio del petróleo de su tendencia y ε_t se define como el efecto puro de “*cost push*”, es decir, shock de oferta puro no identificable como un terremoto, las sequías o el papatazo. La segunda relación también es similar a la planteada por los investigadores, pero incluye el efecto de *backward looking* señalado por medio del rezago de la brecha de producto.

$$(4) \quad y_t = \delta \beta_1 y_{t-1} + (1 - \delta) E_t y_{t+1} - \beta_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t$$

La relación anterior muestra la tasa de interés real *ex ante* y plantea que las mayores expectativas de ingreso futuro aumentan el ingreso presente debido a que los agentes prefieren suavizar hoy su consumo, lo que implica aumentar la demanda y por tanto el producto actual. i_t es la tasa de interés nominal y el instrumento de la autoridad monetaria, finalmente ε_t y η_t son shocks aleatorios de demanda y oferta con media cero y covarianzas constantes que siguen un proceso autorregresivo de orden 1 con parámetros $0 \leq \varphi_\varepsilon, \varphi_\eta \leq 1$. Para comprender de qué dependen la tasa de inflación y la brecha de producto se adelantan en un periodo las ecuaciones (3) y (4), aplicando a continuación la esperanza en t .

$$(5) \quad E_t \pi_{t+1} = \gamma_1 E_t y_{t+1} + \gamma_2 E_t \pi_t + (1 - \gamma_2) \gamma_3 E_t \pi_{t+2} + \gamma_4 E_t oil_{t+1}^{desv} + \varepsilon_{t+1}$$

Remplazando $E_t \pi_{t+1}$ definido en la ecuación (5) en la relación inicial de la curva de Phillips y aplicando ley de expectativas iteradas se obtiene,

$$(6) \quad \pi_t = E_t \sum_{k=0}^{\infty} [(1 - \gamma_2) \gamma_3]^k \gamma_1 y_{t+k} + \gamma_4 oil_{t+k}^{desv} + \gamma_2 \pi_{t-1+k} + \varepsilon_{t+k}$$

La inflación depende de condiciones actuales, pasadas y de las condiciones esperadas con respecto a la brecha de producción, de su rezago, del precio del petróleo y de los costos de oferta. De igual

³En esta sección se omitirá de la existencia de instrumentos financieros que posean distintos plazos.

modo, se puede obtener una ley de movimientos futuros para la brecha de producto definida por,

$$(7) \quad y_t = E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} (1 - \delta) [-\beta_2(i_{t+k} - \pi_{t+1+k}) + \eta_{t+k}] + \beta_1 \delta (1 - \delta)^k y_{t-1+k} \right]$$

donde el producto actual depende del valor esperado de las tasas de interés futuras y de los shocks de demanda. En este escenario, la autoridad monetaria se interesa en estabilizar la tasa de inflación alrededor de su meta $\pi^* > 0$ y la brecha de producto alrededor de cero. Por lo tanto, el problema de la autoridad monetaria es minimizar su función de pérdida, que depende consecuentemente de las fluctuaciones de la tasa de inflación y la brecha de producto,

$$(8) \quad \min U_t = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \psi^i \left[\frac{(\pi_{t+i} - \pi^*)^2 + \lambda y_{t+i}^2}{2} \right] \right\}$$

donde $\lambda > 0$ es la ponderación relativa de la estabilización del producto en la función de preferencias de la autoridad monetaria. La secuencia de eventos en el modelo es como sigue: se toma la meta de inflación y los parámetros de preferencias como dados y simplemente se explora las implicancias de una regla de política óptima por parte del banco central, la cual es elegir una senda de instrumento i_t que asegure cumplir los objetivos establecidos por el ente emisor y que, por lo tanto, minimicen la función objetivo señalada, sujeto a las restricciones de comportamiento establecidas por (3) y (4). La combinación de una función de pérdida cuadrática y restricciones lineales entrega el instrumento elegido. En este caso particular, las variables objetivos dependen no sólo de la política actual, sino también de las expectativas pasadas y futuras de política. Es decir, la brecha de producto depende de la trayectoria futura de la tasa de interés relevante (7) y la inflación del comportamiento esperado de la brecha de producto (6). En el caso que el banco central opere con discreción, elegirá el nivel óptimo de tasa de interés reoptimizando en cada periodo. El sector privado, por su parte, formará sus expectativas futuras tomando en cuenta esta reoptimización. Por simplicidad y para obtener una resolución de un comportamiento para las expectativas de inflación, se asume que la tasa de interés en t afecta contemporáneamente a la brecha de producto en t y está a su vez a la tasa de inflación contemporáneamente, es decir, en el periodo t .⁴ Este supuesto se hace fundamentalmente porque el propósito es encontrar una solución analítica que genere variables explicativas para el comportamiento de las expectativas inflacionarias de los agentes, las cuales serían función solo de la inflación en t en una resolución intuitiva por medio de programación dinámica.

En este escenario, es conveniente analizar matemáticamente el problema en dos partes. Primero, el banco central elige y_t y π_t bajo un modelo simple de demanda y oferta agregada neokeynesiana donde, siguiendo a Clarida *et al.* [17] se minimiza la función de pérdida sujeto a la ecuación (3).

⁴Lo señalado implica asumir que la inflación no es una variable endógena lo que en la realidad no es correcto. El problema al asumir que la tasa de inflación es una variable de estado es que el problema de programación dinámica no posee solución analítica. Clarida *et al.* [17] entregan una descripción intuitiva de la condición de Euler suponiendo que el sector privado proyecta una tasa de inflación que toma la forma de $V_\pi \pi_t + V_\varepsilon \varepsilon_t$, donde, por lo tanto, $E_t \pi_{t+1} = V_\pi \pi_t$. Para los autores, la mayoría de los resultados cualitativos del escenario estático son extendidos al dinámico.

De este modo, el banco central soluciona entonces su problema de optimización minimizando su utilidad U_t identificando y_t y π_t óptimos. Lo anterior es posible debido al supuesto establecido; la inflación futura y el producto no son afectadas por las decisiones de política que tome hoy el banco central y tampoco afecta directamente las expectativas privadas de los agentes.

$$(9) \quad \min U_t = \frac{1}{2} E_t \psi^0 \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2 \right] + \underbrace{\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} \psi^j \left[(\pi_{t+j} - \pi^*)^2 + \lambda y_{t+j}^2 \right] \right\}}_{F_t}$$

sujeito a,

$$\pi_t = \gamma_1 y_t + \gamma_2 \pi_{t-1} + (1 - \gamma_2) \gamma_3 E_t \pi_{t+1} + \gamma_4 oil_t^{desv} + \varepsilon_t$$

la condición de Euler,

$$(10) \quad y_t = \frac{-\gamma_1}{\lambda} (\pi_t - \pi^*)$$

de igual modo, se tiene,

$$(11) \quad \pi_t = \frac{-\lambda}{\gamma_1} y_t + \pi^*$$

Se observan además, por parte de los agentes económicos los shocks ε_t y η_t no identificados en el proceso de minimización determinando finalmente los valores óptimos de tasa de inflación y la brecha de producto que la economía observará en cada periodo. Luego se utiliza esta información para inferir la tasa de interés requerida para alcanzar la meta de inflación. Reemplazando la ecuación (11) en la curva de oferta agregada neokeynesiana y reordenando términos se obtiene que la brecha del producto depende de su propio rezago además de la meta de inflación y el precio del petróleo.

$$(12) \quad y_t = \frac{-\gamma_1 (\gamma_2 - 1 + (1 - \gamma_2) \gamma_3)}{d} \pi^* + \frac{\lambda \gamma_2}{d} y_{t-1} - \frac{\gamma_1 \gamma_4}{d} oil_t^{desv} - \frac{\gamma_1}{d} \varepsilon_t$$

con $d = \gamma_1^2 + \lambda(1 - (1 - \gamma_2) \gamma_3 \varphi_\varepsilon)$. Luego reemplazando en la ecuación de Euler (11) la relación anterior, se obtiene la inflación en el periodo t .

$$(13) \quad \pi_t = \left[\frac{\lambda (\gamma_2 - 1 + (1 - \gamma_2) \gamma_3)}{d} + 1 \right] \pi^* - \frac{\lambda^2 \gamma_2}{\gamma_1 d} y_{t-1} + \frac{\lambda \gamma_4}{d} oil_t^{desv} - \frac{\lambda}{d} \varepsilon_t$$

La segunda etapa del problema es evaluar cuál es la tasa de interés i_t que fija el banco central, la cual proviene de la ecuación (4),

$$(14) \quad i_t = \left(\frac{\varphi_\varepsilon(1-\delta) - 1}{\beta_2} \right) y_t + \frac{\delta\beta_1}{\beta_2} y_{t-1} + \varphi_\varepsilon \pi_t + \frac{\eta_t}{\beta_2}$$

Condicional a los valores óptimos de y_t y π_t es posible determinar entonces la política de la autoridad monetaria óptima,

$$(15) \quad i_t = \alpha_1 \pi^* + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 oil_t^{desv} + \left(1 + \frac{(\gamma_1(1-\varphi_\varepsilon(1-\delta)))}{\beta_2 \lambda \varphi_\varepsilon} \right) E_t \pi_{t+1} + \frac{\eta_t}{\beta_2}$$

Los valores de la relación anterior se definen por,

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \left(\frac{-(\gamma_2 - 1 + (1 - \gamma_2)\gamma_3)\gamma_1}{d} \right) \left(\frac{\varphi_\varepsilon(1-\delta) - 1}{\beta_2} \right) + \\ &\quad \left(\frac{\varphi_\varepsilon \lambda (\gamma_2 - 1 + (1 - \gamma_2)\gamma_3)\gamma_1}{d} + \varphi_\varepsilon \right) \left[1 - \left(1 + \left(\frac{1 - \varphi_\varepsilon(1-\delta)\gamma_1}{\beta_2 \lambda \varphi_\varepsilon} \right) \right) \right] \\ \alpha_2 &= \left(\frac{\varphi_\varepsilon(1-\delta) - 1}{\beta_2} \right) \left(\frac{\gamma_2 \lambda}{d} \right) - \frac{\varphi_\varepsilon \lambda^2 \gamma_2}{d \gamma_1} + \left(1 + \left(\frac{1 - \varphi_\varepsilon(1-\delta)\gamma_1}{\beta_2 \lambda \varphi_\varepsilon} \right) \right) \frac{\varphi_\varepsilon \lambda^2 \gamma_2}{d \gamma_1} + \frac{\beta_1 \varphi_\varepsilon}{\beta_2} \\ \alpha_3 &= \frac{\varphi_\varepsilon \lambda \gamma_4}{d} - \left(\frac{\varphi_\varepsilon(1-\delta)\gamma_1 \gamma_4}{d \beta_2} \right) + \frac{\gamma_1 \gamma_4}{d \beta_2} - \left(\frac{\beta_2 \lambda \varphi_\varepsilon + \gamma_1 - \gamma_1 \varphi_\varepsilon(1-\delta)}{\lambda d \beta_2} \right) \frac{\varphi_\varepsilon \lambda \gamma_4}{d} \end{aligned}$$

Al fijar e implementar la política monetaria los agentes ya pueden conocer los valores de inflación y brecha de producto que existirá en cada periodo. Para lo anterior, es necesario conocer los shocks exógenos que no se encuentran bajo el control de la autoridad monetaria. Por lo tanto, el siguiente paso donde se deriva el comportamiento de las expectativas inflacionarias es reemplazar la tasa de interés óptima i_t en la curva de demanda agregada, obteniendo,

$$(16) \quad y_t = \left(\frac{\alpha_1 \beta_2}{\varphi_\varepsilon(1-\delta) - 1} \right) \pi^* + \left(\frac{\alpha_3 \beta_2}{\varphi_\varepsilon(1-\delta) - 1} \right) oil_t^{desv} - \left(\frac{\beta_1 \varphi_\varepsilon - \alpha_2 \beta_2}{\varphi_\varepsilon(1-\delta) - 1} \right) y_{t-1} + \frac{\gamma_1}{\lambda \varphi_\varepsilon} E_t \pi_{t+1}$$

Finalmente, se reemplaza la relación anterior en la curva de oferta agregada obteniendo el nivel de inflación en t , π_t . Adelantando un periodo el nivel de inflación obtenido y aplicando la esperanza en t , las expectativas inflacionarias que esperan los agentes para el próximo periodo dada la información disponible se comporta de la siguiente manera,

$$(17) \quad E_t \pi_{t,t+1} = \frac{\varphi_\varepsilon \gamma_2}{e} \pi_{t,t-1} + \frac{\varphi_\varepsilon \gamma_1 \beta_2 \alpha_1}{(\varphi_\varepsilon(1-\delta) - 1)e} \pi_t^* + \frac{\varphi_\varepsilon}{e} \left(\gamma_4 - \frac{\gamma_1 \beta_2 \alpha_3}{(1 - \varphi_\varepsilon(1-\delta))} \right) oil_t^{desv} + \frac{\varphi_\varepsilon \gamma_1 (\delta \beta_1 - \beta_2 \alpha_2)}{(1 - \varphi_\varepsilon(1-\delta))e} y_{t-1} + \frac{\varphi_\varepsilon}{e} \varepsilon_t$$

con $e = \lambda/\lambda(\gamma_1^2 - \lambda\varphi_\varepsilon(1 - \gamma_2)\gamma_3)$. A diferencia de Clarida *et al.* [17] este modelo agrega ciertas variables que son relevantes empíricamente, ya que reflejan mayor inercia en la demanda agregada y en la formación de precios de la economía chilena. El modelo concluye que las expectativas de inflación del público dependen de: el rezago de la inflación, meta de inflación fijada por el banco central, desviación del precio del petróleo con respecto a su tendencia y el rezago de la brecha de producto.

3.3. Modelo para el premio al riesgo inflación

En este apartado se explora el comportamiento del premio al riesgo inflación, empleando como base modelos de la literatura financiera y económica conocidos como modelos de *valoración de activos basado en el consumo (C-CAPM)*. Lo anterior será modelado bajo un ambiente de incertidumbre donde se sabe que los inversionistas generalmente desean conocer la mayor información posible acerca de los activos que pertenecen a su portafolio, ya que en ésta basan sus decisiones de consumo y, por tanto, de ahorro. De este modo, mientras mayor sea el grado de incertidumbre en la economía, más difícil será para el agente encontrar su portafolio óptimo. Se supone entonces un consumidor representativo de esta economía que desea maximizar una función de utilidad esperada, que es el valor presente de flujos futuros a una tasa de descuento ψ sobre un horizonte infinito de tiempo,

$$(18) \quad \max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \psi^t u(c_t) \right]$$

sujeto a la restricción presupuestaria de cada periodo,

$$(19) \quad c_t + m_t + \frac{BN_t}{P_t} + \frac{BU_t}{P_t} \leq y_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + (1 + i_{t-1}) \frac{BN_{t-1}}{P_t} + (1 + u_{f_{t-1}}) \frac{UF_t}{UF_{t-1}} \frac{BU_{t-1}}{P_t}$$

y a una condición de transversalidad,

$$(20) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \psi^t a_t = 0$$

donde a_t es la cantidad de activos totales que posee el agente económico definidas en la restricción presupuestaria. Esta optimización intertemporal se basa en que el agente tiene posibilidades de transar libremente un conjunto de activos (nominales e indexados, ya que suponemos una economía cerrada que, por lo tanto, no transa activos en moneda extranjera, además, de que no existe una tasa real per se) con precios P_t , maximizando la esperanza condicional de la información disponible en cada periodo, eligiendo el nivel de consumo deseado c_t y el portafolio óptimo de activos. El factor subjetivo de descuento está representado por ψ , el cual pertenece al intervalo $(0, 1)$. c_t representa el

consumo per cápita real de bienes y servicios. La función de utilidad del consumo es estrictamente creciente y cóncava en c_t , es decir, $u'(c_t) > 0$ y $u''(c_t) < 0$. En cada periodo, el consumidor elige planes estocásticos de consumo e inversión, con tal de maximizar su utilidad y satisfacer su restricción presupuestaria.

La restricción presupuestaria del agente se basa en que el inversionista posee una serie de activos del pasado (bonos nominales: BN y bonos indexados a la Unidad de Fomento (UF): BU). Cada uno de los anteriores es comprado en el periodo anterior, con un retorno igual a $(1 + i_{t-1})$ e $(1 + uf_{t-1})$ respectivamente, donde las tasas de interés son aquellas que devengan dichos activos entre los periodos $t - 1$ y t . Además, el agente posee saldos monetarios en t que son iguales a M_t . Se define $m_t = M_t/P_t$. Finalmente, la igualdad plantea que el consumo del inversionista o agente representativo en el periodo t más los activos que compre en ese mismo periodo (consumo financiero) deben ser iguales a la riqueza del agente que es el retorno que se le entrega por su portafolio en el periodo anterior, $t - 1$.

Para el desarrollo del problema de maximización, se supone que el agente sólo desea consumir bonos nominales para encontrar así el premio al riesgo inflación. Derivando las condiciones de primer orden o ecuaciones de Euler relevantes para nuestro escenario⁵,

$$(21) \quad 1 = \psi E_t \left[(1 + i_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right]$$

reordenando y teniendo en cuenta que $\frac{P_t}{P_{t+1}} = \frac{1}{1 + \pi_{t+1}}$ y que la utilidad marginal del consumo en t es conocida en dicho periodo se obtiene,

$$(22) \quad 1 = E_t \left[(1 + i_t) \frac{1}{1 + \pi_{t+1}} \frac{\psi u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right] = E_t \left[(1 + i_t) \frac{1}{1 + \pi_{t+1}} TMSCI_{t+1} \right]$$

donde, $TMSCI_{t+1} = \frac{\psi u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} > 0$ es la tasa marginal de sustitución intertemporal entre consumo futuro y consumo presente. Si se aplica a la relación anterior la definición de covarianza, se tiene que⁶,

$$(23) \quad (1 + i_t)^{-1} = E_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t+1}} \right] E_t [TMSCI_{t+1}] + cov_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t+1}}, TMSCI_{t+1} \right]$$

Empleando la función de utilidad CRRRA (aversión relativa al riesgo constante) de Arrow (1970) [2] con coeficiente de aversión relativa al riesgo (denominado por $\theta > 0$) y guiándose por la notación empleada en la ecuación principal (2), la relación anterior generalizada para k periodos es,

⁵En las siguientes secciones se analizará cual es el premio al riesgo de indexación.

⁶ $cov(x,y) = E(xy) - E(x)E(y)$.

$$(24) \quad \frac{1}{(1+i_{t,t+k})} = E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,t+k}} \right] E_t \left[\psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] + cov_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,t+k}}, \psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right]$$

$$(25) \quad \frac{1}{(1+i_{t,t+k})} = E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,t+k}} \right] E_t \left[\psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] [1 + \rho_{t,t+k}^\pi]^{-1}$$

donde, $\rho_{t,t+k}^\pi$ es el premio al riesgo inflación puro, que depende de las expectativas de inflación, el retorno bruto de la tasa de interés nominal y de la tasa de interés real. Este retorno real se define como el inverso de la tasa de consumo intertemporal, la cual se obtiene a partir de la ecuación de Euler en un escenario de posesión de activos reales. En otras palabras, este riesgo se relaciona con la incertidumbre inflacionaria en un bono nominal, que es función de la covarianza condicional entre la tasa marginal de sustitución intertemporal y la inflación. La intuición detrás de esto se puede plantear, por ejemplo, si existiera un shock inesperado que aumente la tasa de inflación. Si este escenario es acompañado además por una utilidad marginal de consumo futura alta, la concavidad de la función de utilidad requerirá que el consumo futuro sea pequeño. Si este es el caso, es decir, la covarianza condicional es negativa, shocks adversos en el crecimiento del consumo están acompañados por shocks adversos en los activos financieros, con lo cual, aumenta la volatilidad de las sendas de consumo de los agentes económicos. De esta forma, un bono nominal es considerado riesgoso y por lo tanto, en equilibrio éste será compensado por medio de premios al riesgo inflacionario.

$$(26) \quad \rho_{t,t+k}^\pi = - \frac{cov_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,t+k}}, \psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right]}{E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,t+k}} \right] E_t \left[\psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] + cov_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,t+k}}, \psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right]}$$

Otra manera de ver este premio al riesgo es la señalada en la ecuación (26) y que se relaciona con el modelo de valoración de activos (*CAPM*) donde el premio por riesgo de un activo es igual a su beta multiplicado por el riesgo del portafolio de mercado, donde este beta mide el grado de co-movimiento entre el retorno del activo y el retorno del portafolio de mercado.

3.4. Modelo para el premio al riesgo liquidez

El objetivo de esta sección es estudiar el posible rol que tenga la oferta relativa de bonos en la determinación del premio al riesgo liquidez en la compensación inflacionaria, por lo tanto, no se incluirá los demás componentes de la compensación, específicamente, el riesgo a la inflación o la corrección por rezago que se analizarán en la siguiente sección. En un escenario de economía cerrada y en base a un marco teórico consistente con las teorías de sustitución imperfecta de activos en el

espíritu de Brainard y Tobin (1968) [7], (1992) [6], se expondrá un sistema de oferta y demandas de activos financieros locales, es decir, generan funciones que representan a bonos domésticos, externos y a la vez emplean una función de demanda doméstica de dinero.

Gracias a lo anterior será posible evaluar cual es el portafolio óptimo entre activos nominales e indexados para un agente, el cual debe decidir entre estos activos, los cuales tienen distinta liquidez, retorno y riesgo. De este modo, se obtienen las siguientes igualdades,

$$(27) \quad \begin{aligned} \overline{BN}_{t,t+k} &= b_{t,t+k}(i, r)W_{t,t+k} \\ \overline{BU}_{t,t+k} &= b_{t,t+k}^*(i, r)W_{t,t+k} \\ \overline{M}_{t,t+k} &= m_{t,t+k}(i, r)W_{t,t+k} \end{aligned}$$

sujeto a la restricción presupuestaria,

$$(28) \quad \overline{BN}_{t,t+k} + \overline{BU}_{t,t+k} + \overline{M}_{t,t+k} = W_{t,t+k}$$

donde cada una representa bonos en pesos, bonos en UF y la demanda doméstica de saldos monetarios, con W definido como el nivel de riqueza. Por propiedad de sistema de demanda conocida como: *sustitubilidad bruta* en los modelos de portafolio de los años '70, la elasticidad respecto a la tasa de interés propia es positiva y la elasticidad respecto a la tasa de interés de los activos que compiten con ésta es negativa. Por lo tanto, una forma funcional que se puede dar para cada bono es, $b_{t,t+k}(i, r) = \zeta i_{t,t+k} - \xi r_{t,t+k}$ y $b_{t,t+k}^*(i, r) = \kappa r_{t,t+k} - \varkappa i_{t,t+k}$. Analizando las primeras dos relaciones de (27) debido a que la tercera es redundante, se puede establecer la relación entre bonos indexados a la UF y bonos nominales, obteniendo que $\overline{BU}_{t,t+k}/\overline{BN}_{t,t+k} = f_{t,t+k}$, donde $f_{t,t+k}$ es una constante que explica esta relación y está definida por la siguiente expresión,

$$(29) \quad \begin{aligned} f_{t,t+k} &= \frac{b_{t,t+k}(i, r)}{b_{t,t+k}^*(i, r)} = \frac{\zeta i_{t,t+k} - \xi r_{t,t+k}}{\kappa r_{t,t+k} - \varkappa i_{t,t+k}} \\ \rho_{t,t+k}^L &= g\left(\frac{r_{t,t+k}}{i_{t,t+k}}\right) = g\left(\frac{\xi + f_{t,t+k}\varkappa}{f_{t,t+k}\zeta + \kappa}\right) \end{aligned}$$

Se concluye entonces en este apartado, que existe un rol de la oferta relativa de bonos en la determinación del premio al riesgo liquidez en la compensación inflacionaria. Las fuentes de financiamiento del sector público y privado no se mantienen estáticas en el tiempo, por lo que la oferta disponible de instrumentos nominales e indexados varía. La demanda relativa también cambia si los intermediarios financieros y los inversionistas institucionales así lo requieren. Esta diferencia requiere entonces una prima por sustitución imperfecta, ya que los instrumentos financieros no son fáciles de sustituir entre sí. En la siguiente sección se presentan las características asociadas a las relaciones

descritas anteriormente. Gracias al modelo presentado es posible evaluar entonces la liquidez de un bono por medio de la cantidad de transacciones realizadas de estos activos en el mercado financiero, lo que se asocia a un stock total promedio del activo.

3.5. Corrección por rezago en la indexación

Un bono indexado paga un interés al igual que un bono convencional, sin embargo, el valor de la tasa de interés está ajustado por la tasa de inflación a lo largo de la vida del bono. El retorno de un bono nominal es ajustado de acuerdo a las expectativas de inflación en el momento en que el bono es usado, mientras que el retorno real varía con la inflación actual, que puede ser distinta a la esperada. Esta incertidumbre en predecir las tasas de inflación futuras conlleva un riesgo inflación que es intrínscico a los bonos nominales y no puede ser eliminado. Los bonos reales (indexados completamente), por el contrario, no poseen este riesgo inflación. Además de lo señalado anteriormente, se puede apreciar que el mercado secundario para bonos indexados es relativamente poco líquido. Los inversionistas de bonos indexados pueden demandar un premio en la forma de mayor retorno relativo real de lo que reciben en bonos convencionales para compensar el efecto indicado. Consecuentemente, la diferencia entre un retorno de un bono convencional y uno indexado medirá un premio al riesgo de liquidez como un premio al riesgo inflación más un premio al riesgo de rezago de la indexación. Uno de los primeros economistas que se preocupa de medir en forma analítica la corrección por rezago en la indexación es Chumacero (2002) [16], concluyendo que cuando el horizonte de tiempo es de largo plazo, el problema de indexación de los precios es irrelevante.

De igual manera que el modelo desarrollado en la sección 3.3, se puede encontrar un premio al riesgo asociado a los bonos indexados que se refiere más precisamente, al rezago de la indexación. En este sentido, la tasa de interés indexada a la UF no está perfectamente correlacionada con el IPC contemporáneo, por lo tanto, es una tasa que no está perfectamente indexada (no es una tasa real) donde el retorno real *ex ante* es igual al retorno real *ex post*.

Se supone, entonces, un consumidor representativo de esta economía que desea maximizar una función de utilidad esperada, que es el valor presente de flujos futuros a una tasa de descuento ψ sobre un horizonte infinito de tiempo,

$$(30) \quad \max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \psi^t u(c_t) \right]$$

sujeto a la restricción presupuestaria de cada periodo,

$$(31) \quad c_t + m_t + \frac{BN_t}{P_t} + \frac{BU_t}{P_t} \leq y_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + (1 + i_{t-1}) \frac{BN_{t-1}}{P_t} + (1 + u_{f_{t-1}}) \frac{UF_t}{UF_{t-1}} \frac{BU_{t-1}}{P_t}$$

y a una condición de transversalidad, $\lim_{t \rightarrow \infty} \psi^t a_t = 0$, donde a_t es la cantidad de activos totales que posee el agente económico definidas en la restricción presupuestaria. Se deriva la condición de Euler para el bono relevante (indexado),

$$(32) \quad 1 = \psi E_t \left[(1 + uf_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{U_{t+1}}{U_t} \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right]$$

reordenando y teniendo en cuenta que $\frac{P_t}{P_{t+1}} = \frac{1}{1 + \pi_{t+1}}$ y la utilidad marginal del consumo en t es conocida en dicho periodo se obtiene,

$$(33) \quad 1 = E_t \left[(1 + uf_t) \frac{1}{1 + \pi_{t+1}} \frac{U_{t+1}}{U_t} \frac{\psi u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right] = E_t \left[(1 + uf_t) \frac{1}{1 + \pi_{t+1}} \frac{U_{t+1}}{U_t} TMSCI_{t+1} \right]$$

donde, $TMSCI_{t+1} = \frac{\psi u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} > 0$ es la tasa marginal de sustitución intertemporal entre consumo futuro y consumo presente. Si se aplica a la relación anterior la definición de covarianza, se tiene que:

$$(34) \quad (1 + uf_t)^{-1} = E_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t+1}} \frac{U_{t+1}}{U_t} \right] E_t [TMSCI_{t+1}] + cov_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t+1}} \frac{U_{t+1}}{U_t}, TMSCI_{t+1} \right]$$

Empleando la función de utilidad CRRA (aversión relativa al riesgo constante) de Arrow (1970) [2] con coeficiente de aversión relativa al riesgo (denominado por $\theta > 0$) y guiándose por la notación empleada en la ecuación principal (2), la relación anterior generalizada para k periodos es,

$$(35) \quad \frac{1}{(1 + uf_{t,t+k})} = E_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t,t+k}} \frac{U_{t,t+k}}{U_t} \right] E_t \left[\psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] + cov_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t,t+k}} \frac{U_{t,t+k}}{U_t}, \psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right]$$

$$(36) \quad \frac{1}{(1 + uf_{t,t+k})} = E_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t,t+k}} \frac{U_{t,t+k}}{U_t} \right] E_t \left[\psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] \left[1 + \rho_{t,t+k}^{uf} \right]^{-1}$$

El premio a la indexación, $\rho_{t,t+k}^{uf}$, es muy similar al premio al riesgo inflación debido a que sólo incorpora la razón entre la unidad de fomento. Este premio depende de las expectativas de inflación corregidas por la UF, el retorno bruto de la tasa de interés indexada y de la tasa de interés real. Este premio tiende a uno cuando aumenta la madurez del activo financiero.

A partir de los tres modelos señalados, se procede a continuación a explicar por medio de metodologías econométricas a qué corresponde específicamente la compensación inflacionaria en Chile.

4. Datos y evidencia empírica

Uno de los principales objetivos de este documento es entender el comportamiento de la compensación inflacionaria en Chile, para lo cual, en esta sección se describirá, estimará y construirá series de datos. El primer apartado de esta sección evalúa si es relevante o no incorporar el premio al rezago por indexación como componente de las compensaciones inflacionarias estudiadas. En el apartado 4.2 se presentan las medidas de la compensación inflacionaria para diferentes plazos. A continuación, en 4.3, 4.7 y 4.8, se entregan medidas independientes de las expectativas de inflación obtenidas de encuestas de mercado y medidas residuales del premio al riesgo inflación y liquidez. En las sub-secciones 4.4 a 4.6 se presentan las distintas estimaciones realizadas para encontrar estas series por medio de metodologías econométricas. La sección 4.10 provee medidas de correlación simple entre las distintas variables medidas y estimadas. Finalmente, la fuente de las series de datos se presenta en el anexo.

4.1. Corrección por rezagos en indexación

Un paso previo en el estudio del comportamiento de la compensación inflacionaria es comprobar, mediante metodologías econométricas, si es necesario o no tomar en cuenta la indexación en la estimación de la compensación inflacionaria para distintos plazos. Chumacero (2002) [16] demuestra que la expresión (37) converge en probabilidad a 1. Una secuencia y_t converge en probabilidad a y_0 si en el limite la probabilidad entre el valor absoluto de la diferencia entre y_t e y_0 es igual a 1 para todo $\varepsilon > 0$.

$$(37) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{P_t}{P_{t+k}} \frac{U_{t+k}}{U_t} \right) = \left(\frac{P_t}{P_{t+k}} \right) \left(\frac{P_{t+k-1}^{1-\sigma_{t+k}}}{P_{t-1}^{1-\sigma_t}} \right) \left(\frac{P_{t+k-2}^{\sigma_{t+k}}}{P_{t-2}^{\sigma_t}} \right) = 1$$

Si todos los meses tuviesen el mismo número de días, σ_t sería constante para todo t , donde $\sigma_t = 9/\text{días}_t$ con días_t definido como el número de días que se tiene en un mes t cualquiera. Así, se concluye que si la inflación sigue un proceso estacionario y $k \rightarrow \infty$, el producto entre la razón de precios y de la Unidad de Fomento es igual a 1. Es relevante notar que este argumento sólo es valido para plazos muy largos, es decir, mayores a plazos mensuales. Se probará si lo anterior se corrobora para plazos donde $k = 1, 3, 6, 12, 24, 60$ y 120 meses. Todas las series de tiempo del documento tienen la misma fecha de término: diciembre 2005, con una concentración en los últimos años ya que la mayoría de los bonos estudiados comienzan a fines del año 2002. Así, la muestra analizada en este apartado comprende los últimos años.

Para estudiar la veracidad de esta hipótesis, el pasos a seguir es testear la hipótesis de estacionareidad de las series. Si las series poseen raíz unitaria, entonces a continuación se testea si las primeras diferencias de éstas son estacionarias. Si se cumple lo anterior, estas variables son integradas de orden 1, $I(1)$. Los resultados son presentados en el Cuadro 1.

Cuadro 1: Estacionariedad de las series			
	2 años	5 años	10 años
<i>ipc</i>	(0, 641)	(0, 703)	(0, 504)
Δipc	(0, 000)	(0, 000)	(0000)
<i>uf</i>	(0, 927)	(0, 963)	(0, 130)
Δuf	(0, 000)	(0, 000)	(0, 003)
No. de observaciones	24	60	120
Muestra	2004:01-2005:12	2001:01-2005:12	1996:01-2005:12

Nota: p-values se reportan entre paréntesis

Para evaluar cual es la relación que existe para estas series, será util emplear un modelo de corrección de errores que consiste en estimar las primeras diferencias de las series analizadas para capturar los impactos de corto y largo plazo, de la siguiente forma,

$$(38) \quad \Delta ipc = \alpha \Delta uf + \beta(ipc_{-1} - k_0 - k_1 uf_{-1})$$

Los efectos de corto y largo plazo son respectivamente α y β . Lo interesante será entonces la comparación del coeficiente de largo plazo cuando se estima este modelo para distintos plazos. La idea es encontrar que el efecto de largo plazo es cercano a uno y que existen vectores de cointegración en el modelo. Por lo tanto, si se encuentra que estas series cointegran y que el efecto de largo plazo es cercano a 1, entonces no es relevante corregir por indexación para los plazos de las tasas de interés relevantes en el documento. En el Cuadro 2 se puede observar que para plazos de 2, 5 y 10 años esta hipótesis es cumplida. Al realizar los test de cointegración de Johansen se encuentra que existe al menos una cointegración en cada periodo de análisis, lo que se corrobora en la estimación por corrección de errores.

Cuadro 2: Modelo de Corrección de Errores			
	2 años	5 años	10 años
<i>relación de largo plazo</i>	-0,9809 (0,003)	-0,9875 (0,002)	-0,9996 (0,007)
No. de observaciones	24	60	120
Muestra	2004:01-2005:12	2001:01-2005:12	1996:01-2005:12

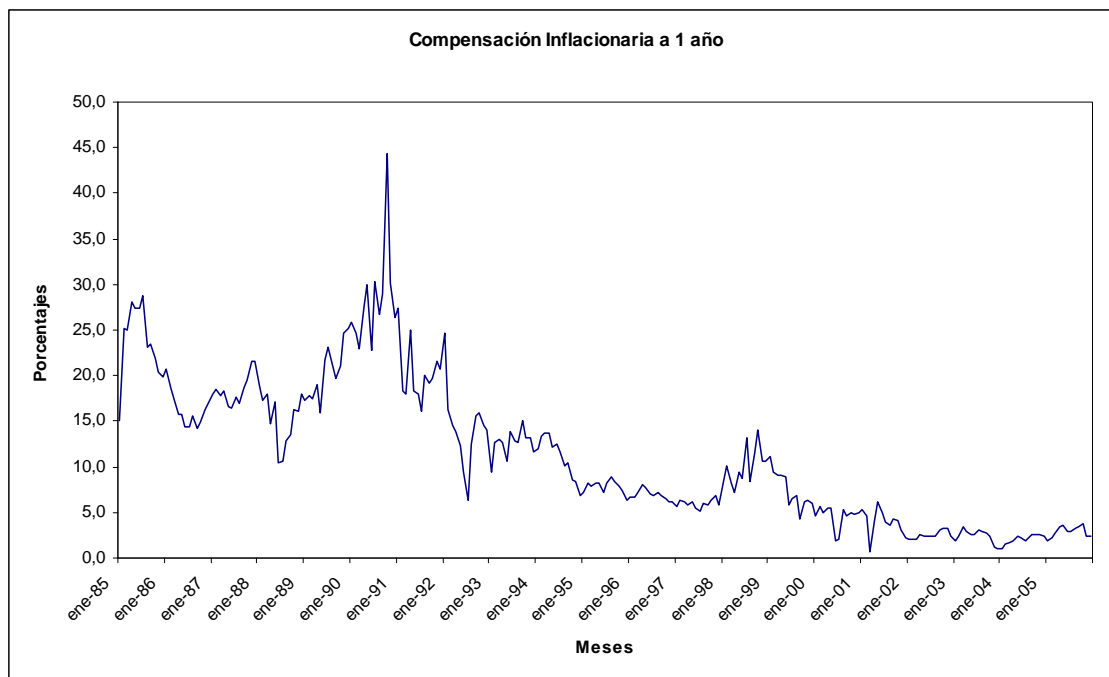
Nota: p-values se reportan entre paréntesis

Por lo tanto, se puede concluir de la evidencia empírica que no es necesario corregir por el rezago en la indexación. El cuadro anterior sólo presenta estimaciones para $k = 24, 60, 120$. Se esperará que para plazos menores de 12 meses probablemente no se cumpla lo anterior, porque ahí si existe una diferencia entre las series de IPC y UF, y por lo tanto, no necesariamente las series van a converger, pero no puede ser demostrado debido a la poca cantidad de datos para los periodos de análisis.

Sumado a la justificación empírica presentada anteriormente, existe una segunda justificación para no utilizar tasas de menor plazo a 1 año. El *spread* de tasas de interés de títulos con vencimiento menor o igual a 6 meses no entrega información acerca de la inflación futura, mientras que en títulos con vencimiento mayor o igual a 9 meses, si lo hace como se discutió en la Sección 2 de este documento.

4.2. Medidas residuales de compensaciones inflacionarias

Por medio de las tasas de interés de mercado es posible construir series históricas alternativas de medidas de la compensación inflacionaria⁷. Existen para esto, cuatro fuentes⁸. La primera es la diferencia de tasas de captación en pesos y UF desde el año 1985 con observaciones mensuales para tasas de 1 a 3 años descrita en la Figura 1⁹. Las tasas de interés del sistema financiero son tasas promedio ponderadas de todas las operaciones efectuadas en el mes por bancos y sociedades financieras. A contar de enero de 2003, el sistema financiero lo integran sólo los bancos. Las tasas nominales están anualizadas (base 365 días) usando la conversión de interés simple. Las tasas reajustables son tasas anualizadas sobre la variación de la unidad de fomento (UF).



1985:01-2005:12

Figura 1

⁷La compensación inflacionaria se mide como $(1 + i_{t,t+k}) = (1 + r_{t,t+k})$.

⁸Las series se publican los días, 7,15, 23 y 30 de cada mes; las medidas mensuales los días 7 y 23 o al día hábil siguiente si éstos no lo fuesen. las cifras publicadas el día 23 corresponden a la primera quincena. Estas series corresponden a la tasa promedio ponderado del mes de los pagarés vendidos bajo la modalidad de licitación.

⁹La distribución de estos depósitos está más acumulada a la frecuencia anual, es por esta razón, que se entiende esta tasa como una tasa de 1 año.

Las otras tres medidas provienen del diferencial de tasas de bonos del Banco Central de Chile en pesos y en UF de emisión reciente. Las tasas de interés de los instrumentos del BCCH corresponden a la tasa promedio ponderado del mes de los pagarés vendidos bajo la modalidad de licitación. Los bonos BCP son tasa de interés anualizada sobre el tipo de cambio observado, y el BCU son tasas de interés anualizada sobre la variación de la UF de las licitaciones del BCCH. Para todos se usa tasa de interés anual base 360.

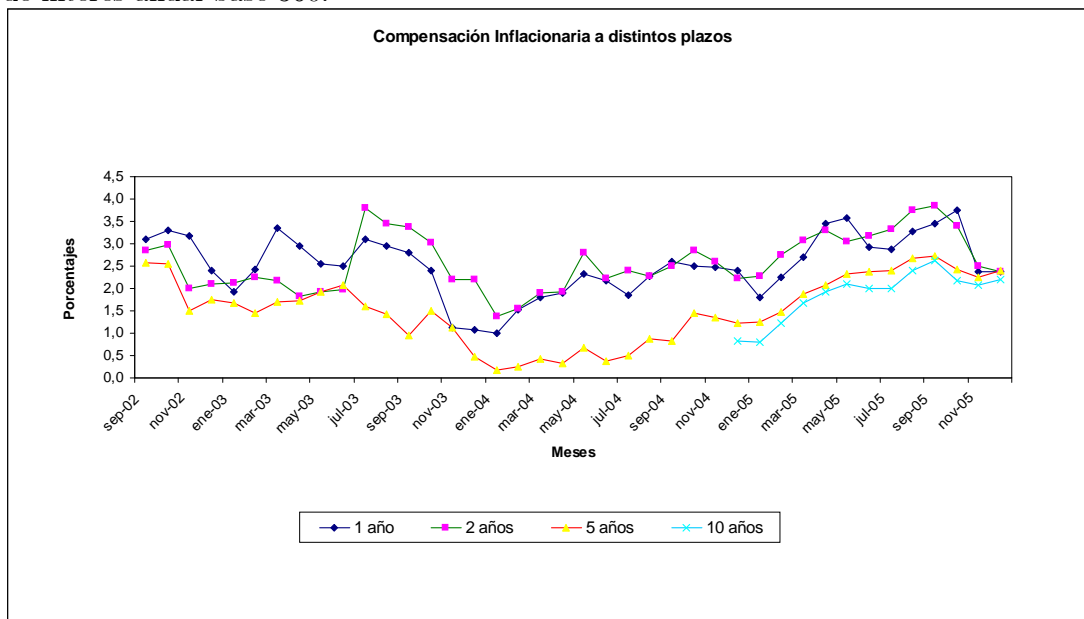


Figura 2

Existen tres medidas para las distintas maduraciones de los bonos: compensación inflacionaria a 2 años (BCP 2/BCU 2) para la cual existen observaciones mensuales desde septiembre del 2002, compensación inflacionaria a 5 años (BCP 5/BCU 5) también con observaciones mensuales desde septiembre del 2002 y finalmente, compensación inflacionaria a 10 años (BCP 10/BCU 10) con observaciones mensuales desde diciembre del 2004. La compensación inflacionaria para plazos de 1, 2, 5 y 10 años se comporta como muestra la Figura 2 durante el intervalo desde septiembre 2002 a diciembre 2005¹⁰. La Figura 2 muestra una alta correlación entre las cuatro series, en la sección 4.10 se proveen medidas de correlación simple entre las distintas variables medidas y estimadas.

A principios de año la compensación inflacionaria ha aumentado, el cual ha sido especialmente notorio en la compensación de mediano plazo. Desde comienzos de agosto 2005, las tasas de interés de documentos del banco Central mostraron un comportamiento dispar dependiendo de la reajustabilidad, los BCU disminuyeron hasta mínimos históricos. En los documentos nominales se registraron aumentos de la tasa de interés. La compensación inflacionaria ha aumentado en todos sus plazos.

¹⁰Estas tasas son las correspondientes a exactamente los plazos necesitados, es decir, no incluyen operaciones del mercado secundario. Los bonos de 2 años nominales y en UF son, BCP0800708 y BCU0500308 respectivamente. Para 5 años son, BCP0800907 y BCU0500912. Para 10 años son, BCP0801206 y BCU0501113.

Una intensa medida utilizada como expectativa de inflación es este diferencial entre instrumentos en pesos e indexados según la variación de la UF. Como la UF se reajusta de acuerdo con la variación del IPC, la diferencia entre estos dos activos, la compensación inflacionaria, debería reflejar la variación esperada por los mercados financieros respecto del IPC del futuro. Ahora bien, no existe una única media para evaluar las expectativas de inflación, sino más bien se pueden obtener por medio de encuestas a los agentes de la economía.

En los últimos años la compensación inflacionaria no ha coincidido en algunos periodos con otras medidas de expectativas de inflación. Identificar la razón de las diferencias permite tener una visión más clara de cómo los mercados financieros perciben el panorama inflacionario hacia adelante.

4.3. Medidas independientes de expectativas de inflación

Una forma de medición para ciertas variables económicas es la relacionada con encuestas hechas a ciertos agentes económicos con el objetivo de extraer las expectativas que poseen éstos en relación a las variables de interés. Existen tres fuentes relacionadas con lo anterior. La primera serie es la generada por el Banco Central de Chile en la cual se encuesta mensualmente a un selecto grupo de académicos, consultores, y ejecutivos o asesores de instituciones financieras y corporaciones.

Una segunda serie de datos es la generada por las encuestas en la Mesa de Dinero del Banco Central. Esta encuesta es la única que posee información diaria en relación a las expectativas de los agentes. Es una mejor medida que la anterior, ya que estos agentes económicos al momento de responder no es sólo para contestar una encuesta, sino que existe por parte de estos un mayor compromiso debido a que están transando activos donde su rentabilidad depende de una claridad acerca de el movimiento futuro de variables económicas como por ejemplo, la inflación esperada.

Existe también una serie publicada por *Consensus Forecast* con proyecciones de la inflación. Para el mismo plazo se puede observar como es el comportamiento en relación a las expectativas de inflación para las distintas encuestas. Se puede inferir a través de las series que se muestran en la Figura 3, que existe cierta homogeneidad en los valores predichos para la variación en doce meses de la inflación. En el periodo comprendido entre octubre de 2003 y octubre de 2004 existió cierta desviación de las expectativas de los distintos agentes económicos en relación al objetivo inflacionario por parte del Banco Central, que para este periodo era de un rango de 2% a 4% con una meta de 3%.

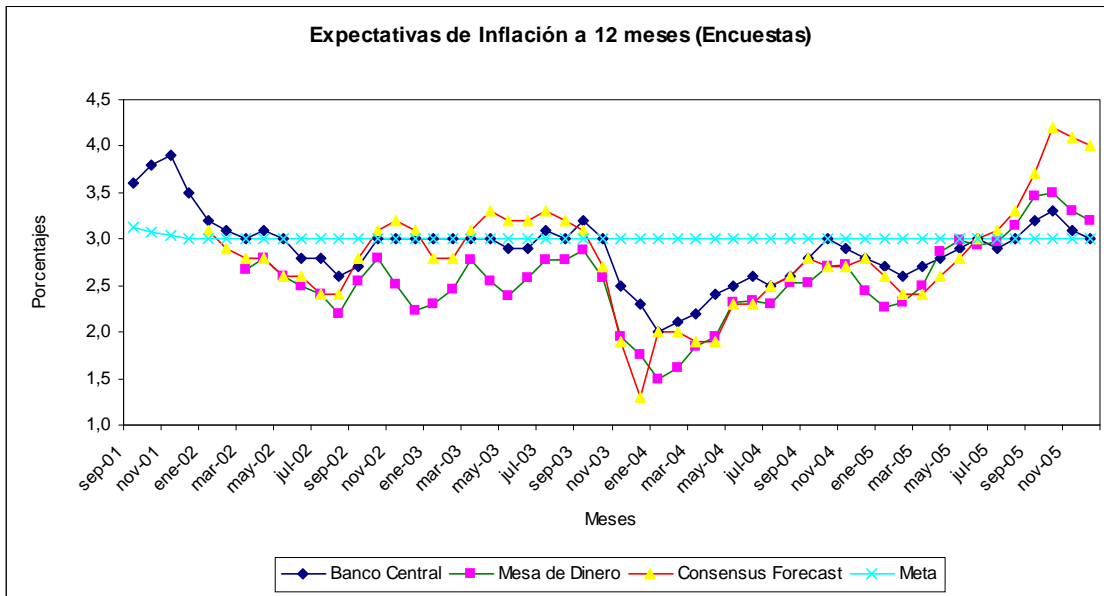


Figura 3

Para el mismo periodo existen también medidas de expectativas inflacionarias para un plazo de 24 meses. Estas series se presentan en la Figura 4. En este caso se puede observar que la variación de las expectativas es mucho más suavizada que la presentada anteriormente.

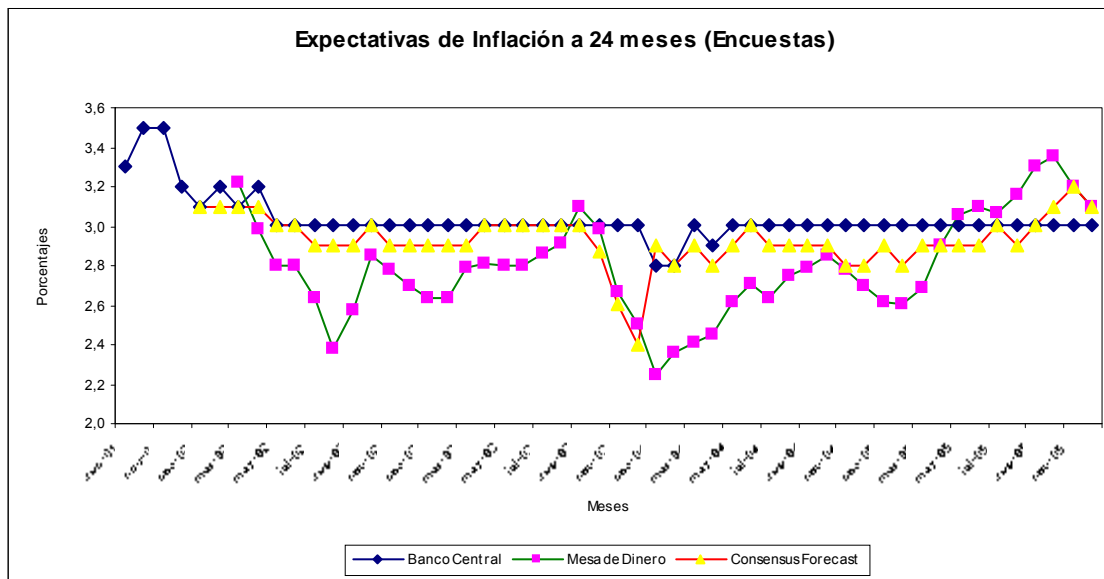


Figura 4

Como conclusión se aprecia que existen tres series distintas que provienen de encuestas a variados agentes en la economía, donde las diferencias entre las proyecciones son leves tal como lo demuestra el análisis gráfico.

Las expectativas de inflación permiten evaluar la percepción de los agentes económicos respecto del compromiso del Banco Central de cumplir su meta, informan respecto de cómo perciben los

agentes la propagación de shocks específicos y muestran la eventual reacción de las percepciones frente a cambios en la política monetaria.

4.4. Estimaciones econométricas de expectativas de inflación medidas

En esta sección se comprobará si la hipótesis planteada en la ecuación (17) es válida para las tres series de expectativas de inflación obtenidas de la encuesta por parte del Banco Central de Chile a distintos consultores y economistas, la encuesta de la Mesa de Dinero y la encuesta realizada por *Consensus Forecast*. De acuerdo al modelo teórico expuesto en la sección 3.2, la meta de inflación, las desviaciones del precio del petróleo, el rezago de la inflación y el rezago de la brecha de producto explican esencialmente las expectativas inflacionarias del público. La metodología empleada es el estimador de método de momentos generalizados (GMM) aplicado a una muestra que contiene datos mensuales desde la fecha de existencia de las encuestas, es decir, septiembre 2001, enero 2002 y marzo 2002 respectivamente para horizontes de 12 meses. Los datos utilizados son: inflaciones, calculada como la variación anual o mensual del logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC), la meta de inflación fue suavizada para poseer datos mensuales utilizando un filtro no-lineal¹¹, la brecha de producto se crea a partir de la diferencia entre el PIB total real y el PIB potencial¹² y el shock del petróleo, que se calcula como la desviación del precio de esta variable con respecto a su tendencia utilizando el filtro Hodrick-Prescott. La información acerca del origen de las series son presentadas en el Anexo.

Partiendo de la ecuación (17) aplicada a un plazo de 12 meses, se obtiene la siguiente ecuación,

$$(39) \quad E_t \pi_{t,t+12} = \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon \gamma_1 \beta_2 \alpha_1}{(\varphi_\varepsilon (1 - \delta) - 1)e}}_{\phi_1} \pi_t^* + \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon (\gamma_4 - \frac{\gamma_1 \beta_2 \alpha_3}{(1 - \varphi_\varepsilon (1 - \delta)))}}{e}}_{\phi_2} oil_t^{desv} + \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon \gamma_1 (\delta \beta_1 - \beta_2 \alpha_2)}{(1 - \varphi_\varepsilon (1 - \delta))e}}_{\phi_3} y_{t-1} + \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon \gamma_2}{e}}_{\phi_4} \pi_{t,t-1} + \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon}{e}}_{\phi_5} \varepsilon_t$$

De la ecuación (39) es posible encontrar una simple transformación lineal, que por razones empíricas puede ser generalizada como,

$$(40) \quad E_t \pi_{t,t+12} = \phi_0 + \phi_1 \pi_t^* + \phi_2 oil_t^{desv} + \phi_3 y_{t-2} + \phi_4 \pi_{t-1,t-2} + \phi_5 \pi_{t-1,t-13} + \phi_6 \varepsilon_t$$

Dado que existe conocimiento e información por parte de los agentes económicos, se puede modelar un comportamiento con la estructura de la ecuación (40). Por ejemplo, en marzo (t) se conoce la información de la inflación de febrero con respecto a enero ($t - 1, t - 2$), debido a que siempre la inflación contemporánea se refiere a algún periodo previo. En relación a la brecha, en

¹¹ Por ejemplo, Albagli y Schmidt-Hebbel (2003) utilizan el filtro de Hodrick-Prescott.

¹² Se realiza estacionalidad efectuada por medio del cálculo realizado según el método Census X-12 ARIMA. Las series desestacionalizadas excluyen el efecto estacional y calendario existente.

marzo (t) se conoce la información de enero ($t - 2$). La metodología de estimación es encontrar entonces los parámetros que acompañan a las variables explicativas en la ecuación (40) y ver si son significativas o no al momento de explicar las expectativas inflacionarias de los agentes.

Cuadro 3: Expectativas de Inflación para distintas encuestas

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Variable dependiente: $E_t \pi_{t,t+12}^i$			
ϕ_0	0,16 (0,000)	0,17 (0,000)	0,18 (0,000)
ϕ_2	0,004 (0,001)	0,003 (0,005)	0,009 (0,001)
ϕ_3	-0,01 (0,094)	0,01 (0,000)	0,01 (0,000)
ϕ_4	0,09 (0,000)	0,08 (0,000)	0,1 (0,001)
ϕ_5	0,37 (0,000)	0,36 (0,000)	0,34 (0,000)
J	0,1893	0,2319	0,1812
No. de observaciones incluidas	36	36	36
Muestra	2001:09-2005:12	2001:09-2005:12	2001:09-2005:12

Nota: p-values se reportan entre paréntesis. J corresponde al test de sobreidentificación de Hansen.

El Cuadro 3 presenta los resultados de las estimaciones para cada encuesta. Como en este periodo muestral la meta de inflación es constante no se utiliza como variable dependiente y, por lo tanto, se mantiene la constante (ϕ_0) en el modelo. Según el estadístico J presentado para cada modelo, no es posible rechazar la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación del modelo son válidas (número de condiciones de momentos menos el número de parámetros a estimar es mayor que el representado por el estadístico multiplicado por el número de observaciones incluidas en la muestra). Sin embargo, a pesar que el modelo es eficiente en términos econométricos, el peso de las variables explicativas no es muy alto. Las únicas variables que explica de manera importante las expectativas de inflación y que además son significativas, es la meta inflacionaria fijada por el Banco Central y la inflación rezagada.

4.5. Estimaciones econométricas de expectativas de inflación no observada

En la sección 3 se presentó el marco teórico en torno a las relaciones empíricas que deberían cumplirse en función a la relación de Fisher [28], donde la compensación inflacionaria no sólo se explica por las expectativas de inflación sino además por primas debido a la variedad de riesgos que implica tomar uno u otro activo en el mercado financiero. En este apartado, se evaluó el comportamiento de las expectativas de inflación por medio de un análisis econométrico.

La metodología empleada es similar a la presentada en el apartado anterior, sin embargo, en este caso la variable independiente no es observada y por medio del estimador de método de momentos

generalizados (GMM) es posible extraer esta medida. La muestra contiene datos mensuales desde la fecha de implementación del esquema de metas de inflación, es decir, desde enero de 1991 a diciembre de 2005. Los datos utilizados son: la inflación, que es calculada como la variación anual del logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC) ($\pi_t = \log P_t - \log P_{t-12}$), la meta de inflación fue suavizada para poseer datos mensuales utilizando un filtro no-lineal, la brecha de producto se crea a partir de la diferencia entre el PIB total real y el PIB potencial y el shock del petróleo, que se calcula como la desviación del precio de esta variable con respecto a su tendencia utilizando el filtro Hodrick-Prescott. La información acerca del origen de las series son presentadas en el Anexo.

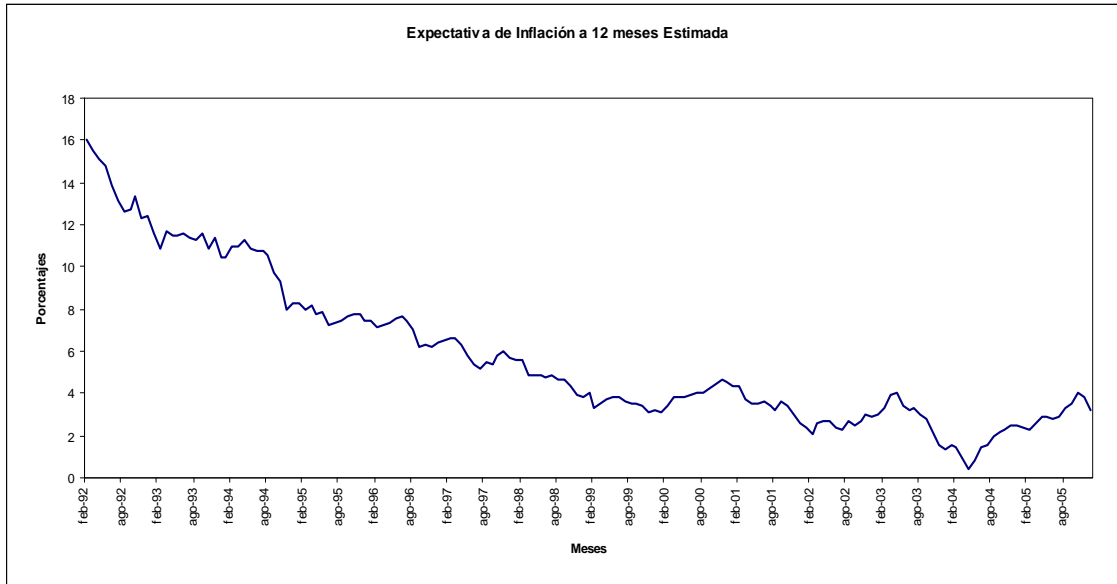
La metodología de estimación es encontrar entonces los parámetros que acompañan a las variables explicativas en la ecuación (40). Para lograr esto, se suma y se resta π_{t+12} al lado izquierdo, obteniendo la siguiente ecuación,

$$(41) \quad \pi_{t+12} = \phi_0 + \phi_1 \pi_t^* + \phi_2 oil_t^{desv} + \phi_3 y_{t-2} + \phi_4 \pi_{t-1,t-2} + \phi_5 \pi_{t-1,t-13} + \mu_t$$

donde $\mu_t = \phi_6 \varepsilon_t + (\pi_{t+12} - E_t \pi_{t,t+12})$ es definido como el error de proyección ortogonal. De la ecuación anterior, es posible plantear la siguiente condición de ortogonalidad,

$$(42) \quad E_t \left\{ \left(\pi_{t+12} - \phi_0 - \phi_1 \pi_t^* - \phi_2 oil_t^{desv} - \phi_3 y_{t-2} - \phi_4 \pi_{t-1,t-2} - \phi_5 \pi_{t-1,t-13} \right) z_t \right\}$$

donde z_t es un vector de instrumentos contenidos en el conjunto de información en t y que incluye rezagos de las variables incluidas en la estimación.



1992:02-2005:12

Figura 5

Los resultados de la estimación son presentados en el Cuadro 4, los cuales son utilizados para encontrar la medida de expectativa inflacionaria estimada. Como en este caso la meta de inflación no es constante, por lo tanto es incorporada en el modelo. El modelo entrega una medida inflacionaria que siempre se encuentra por debajo de la meta de inflación fijada por el Banco Central. Lo anterior se muestra en la Figura 5.

Cuadro 4: Expectativas de inflación no observada

Variable dependiente: π_{t+12}	
ϕ_0	-0,0320 (0,012)
ϕ_1	0,1848 (0,000)
ϕ_2	0,0045 (0,000)
ϕ_3	0,0015 (0,042)
ϕ_4	0,0353 (0,004)
ϕ_5	0,6884 (0,000)
J	0,0639
No. de observaciones incluidas	163
Muestra	1991:01-2005:12

Nota: p-values se reportan entre paréntesis. J corresponde al test de sobreidentificación de Hansen.

Según el estadístico J presentado para cada modelo, no es posible rechazar la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación del modelo son válidas. Al comparar los resultados entre los valores de los parámetros encontrados en la sección anterior (Cuadro 3) y los encontrados en esta sección (Cuadro 4) se puede concluir que la meta de inflación si es relevante al momento de explicar las expectativas de inflación de los agentes económicos. En este caso, el valor es significativo e igual a 0,18. En la sección anterior, cuando las metas son constantes en el periodo de análisis el valor es significativo e igual en promedio a 0,17. De igual modo, la medida de inflación rezagada a 12 meses representa un comportamiento homogéneo en todos los modelos estimados.

4.6. Medida independiente del premio al riesgo inflación

Como se planteó, en la práctica la relación de Fisher [28] es poco factible, ya que existe una variedad de riesgos que conlleva la posesión de un activo financiero. Uno de estos es, el riesgo inflación, definido como la posibilidad que entre t y $t + k$ las expectativas de inflación que se genere el agente, no coincidan con las que se puedan dar realmente en el mercado y por lo tanto exista entonces un diferencial entre las tasas nominales y reales. En este caso, es posible reconocer la existencia de un premio al riesgo inflación, que se define como la parte de la tasa de retorno requerida para compensar al inversionista por el cambio esperado en el poder de compra de las

unidades unitarias en las cuales está denominado el flujo de efectivo de un activo.

La estimación de este premio posee dos etapas, la primera es la estimación de los parámetros ψ y θ mediante el estimador de método momentos generalizado (GMM). La ecuación (22) presenta una condición que puede ser chequeada. Para ello, se especifica una forma funcional de la función de utilidad del tipo CRRA. En este caso, se tiene un momento y dos parámetros a estimar. Para poder chequear la relación en la ecuación (22) es necesario que el sistema esté sobreidentificado, lo que se consigue mediante la utilización de instrumentos z_t . El Cuadro 5 presenta los resultados de la estimación empleando información mensual. Para lo anterior se utilizó el consumo privado total¹³ como medida de c_t y el Índice de Precios al Consumidor (IPC) como medida de P_t .

$$(43) \quad E_t \left[(1 + i_{t,t+k}) \frac{1}{1 + \pi_{t,t+k}} \psi \left(\frac{c_t}{c_{t,t+k}} \right)^\theta - 1 \right] = 0$$

La relación (43) fue estimada en un sistema compuesto por 2 ecuaciones de Euler, una para la tasa anual que posee un periodo muestral desde enero de 1985 y otra para la tasa de dos años con un periodo muestral desde septiembre de 2002. Sin embargo, la medida de consumo existe desde enero de 1986. Para las tasas de 5 y 10 años la estimación no puede llevarse a cabo, debido a que no existen la cantidad de datos suficientes. Por lo tanto, se estima para $k = 12, 24$. Según el estadístico J presentado para cada modelo, no es posible rechazar la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación del modelo son válidas.

Cuadro 5: Tasa de descuento intertemporal y Coeficiente de aversión al riesgo

	Estimación por separado		Sistema de ecuaciones
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<hr/>			
Parámetros estimados			
ψ	0,9954 (0,000)	0,9466 (0,000)	0,9924 (0,000)
θ	3,0061 (0,000)	2,8699 (0,000)	3,0293 (0,000)
J	0,1836	0,3789	0,4243
<hr/>			
No. de observaciones incluidas	226	12	25
Muestra	1991:01-2005:12	2002:09-2005:12	1991:01-2005:12

Nota: p-values se reportan entre paréntesis. J corresponde al test de sobreidentificación de Hansen.

La segunda etapa de estimación, es encontrar una medida para el riesgo inflación derivada en la sección 3.3, basada en el modelo de C -CAPM definido por,

$$(44) \quad \rho_{t,t+k}^\pi = \left[E_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t,t+k}} \right] E_t \left[\psi \left(\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] [1 + i_{t,t+k}] \right] - 1$$

¹³Se realiza estacionalidad efectuada por medio del cálculo realizado según el método Census X-12 ARIMA. Las series desestacionalizadas excluyen el efecto estacional y calendario existente.

El primer paso es calcular las esperanzas en t del crecimiento del consumo. Para esto, se estima el proceso autorregresivo que sigue esta serie para $k = 12, 24$, en cada momento t , es decir, en cada mes de la muestra analizada. Para la determinación del proceso que siguen las series, se trabaja con las series corregidas por estacionalidad. Existen distintas metodologías de identificación del proceso que siguen las series. En este documento, se combina el método de identificación clásico y el método de identificación subjetivo para encontrar el rezago óptimo. El primero (método de Box y Jenkins) se basa fuertemente en la inspección gráfica de la serie en el tiempo y del correlograma correspondiente (ACF para el proceso MA y PACF para el proceso AR). La limitación de este método es que no es efectivo para identificar procesos ARMA, a pesar que si lo es para procesos AR o MA puros, que es justamente el proceso estimado en el documento. El segundo método (función de penalidad) se concentra en los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan Quinn, definidos como sigue,

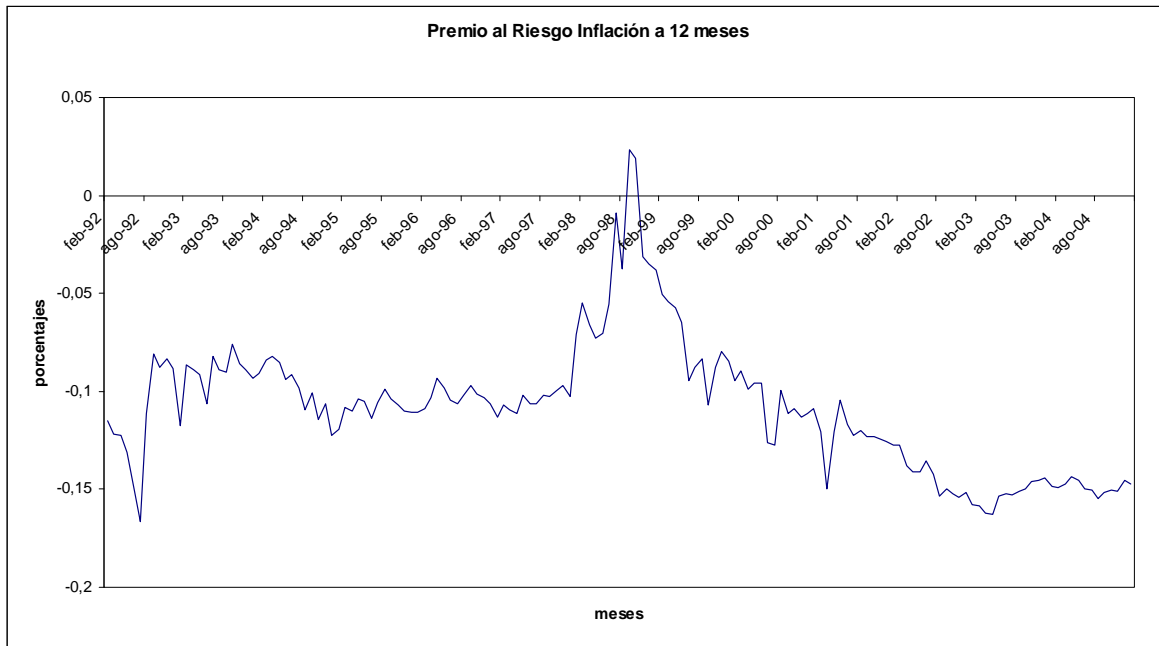
$$\begin{aligned} \text{Akaike} & : -2(l/n) + 2(k/n) \\ \text{Schwartz} & : -2(l/n) + (k/n) \ln(n) \\ \text{Hannan-Quinn} & : -2(l/n) + 2(k/n) \ln(\ln(n)) \end{aligned}$$

donde l =valor de loglikelihood, n =número de observaciones y k =número de parámetros. En esta metodología para poder comparar entre distintos procesos de una misma serie es necesario que la muestra sea la misma para todos los modelos. En general, el criterio de Schwarz es consistente y más parsimonioso, por lo cual es elegido como el criterio guía en este documento.

Luego de encontrar el proceso autorregresivo, se realiza una proyección fuera de la muestra para cada periodo existente de la tasa relevante. Finalmente, la esperanza en t de $\frac{c_{t,t+k}}{c_t}$ se define como,

$$(45) \quad E_t \left[\frac{c_{t,t+k}}{c_t} \right] = e^{\mu_t + 1/2\sigma_t^2}$$

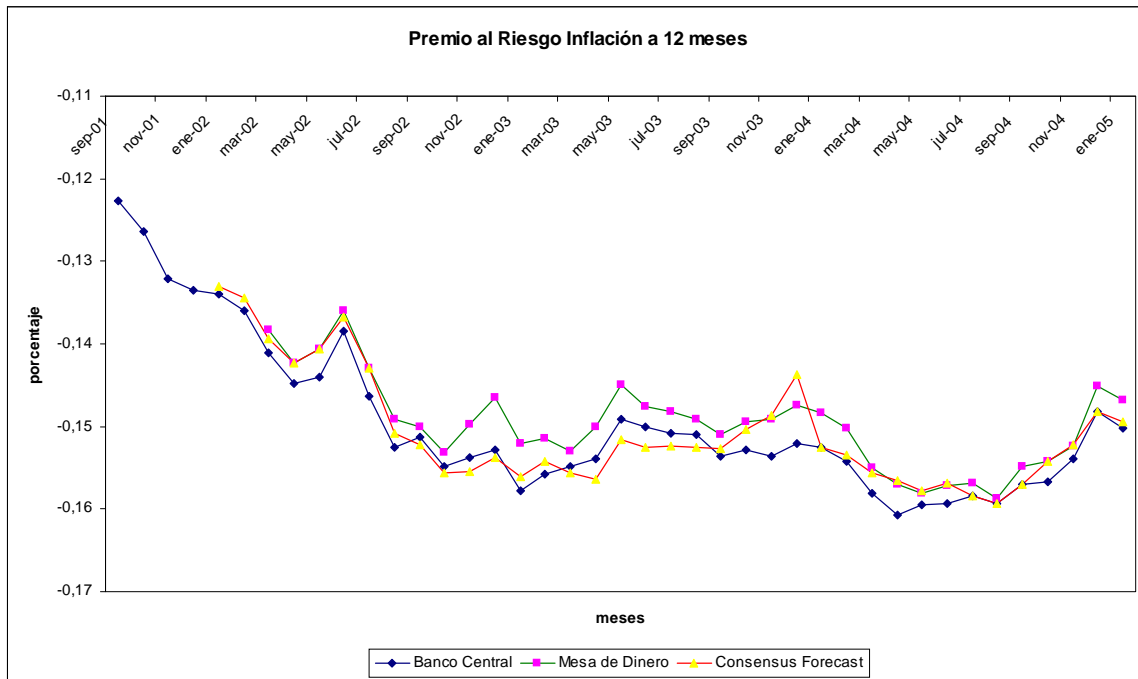
donde μ_t es la media de la proyección y σ_t^2 la varianza de la proyección. La medida de $E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,t+k}} \right]$ es remplazada por las series obtenidas por medio de las tres encuestas para plazos de 12 y 24 meses y adicionalmente una cuarta serie para un plazo de 12 meses (estimada en la sección 4.5).



1992:02-2005:01

Figura 6

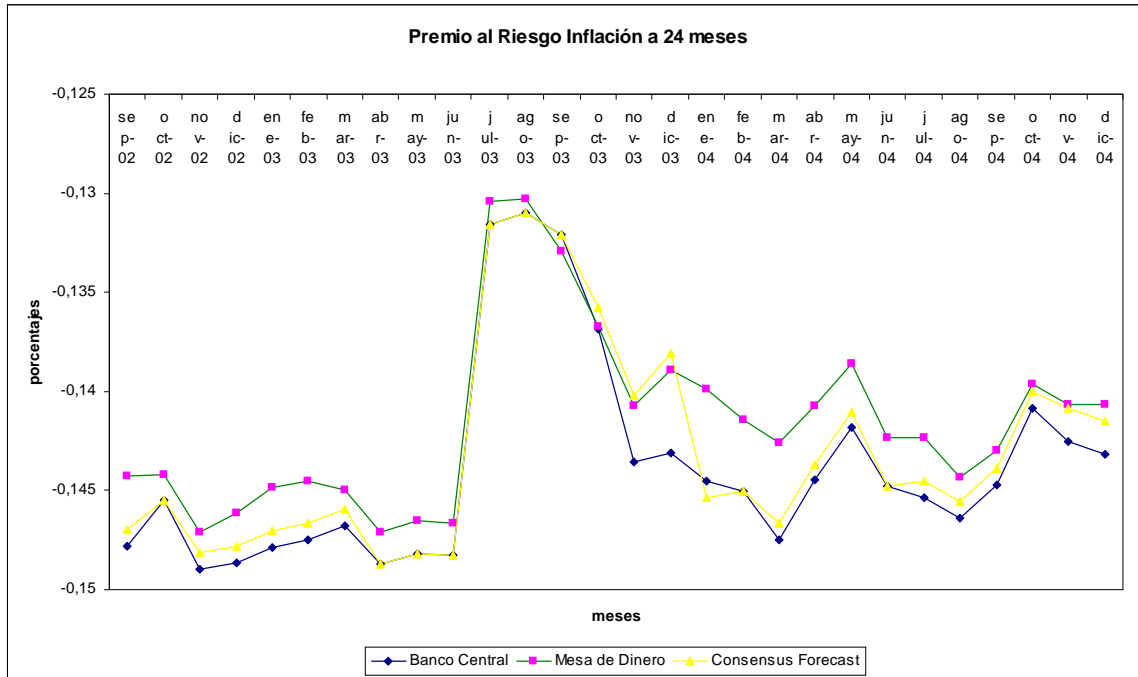
La Figura 6 presenta el premio al riesgo inflación obtenido a través de las expectativas inflacionarias generadas en la sección 4.5 para un horizonte de tiempo de un año. En las Figuras 7 y 8 se muestran las series de premio al riesgo inflación estimadas por medio de las expectativas de inflación de las encuestas. La serie 1 corresponde a las expectativas de inflación del Banco Central de Chile, la serie 2 a la de la Mesa de Dinero del Banco Central de Chile y la serie 3 a la aplicada por *Consensus Forecast*. Se puede apreciar la robustez de los resultados encontrados debido a que a pesar que las series de las expectativas de inflación son distintas, el premio al riesgo inflación posee el mismo comportamiento en promedio (ver Cuadro 6).



2001:09-2005:01

Figura 7

Por medio de la derivación matemática realizada en la sección anterior del premio al riesgo inflación, se concluye que este premio puede ser positivo o negativo, dependiendo de como covarían en t las expectativas inflacionarias con la tasa marginal de sustitución para la economía. Gráficamente, sin embargo, el comportamiento de este riesgo, ya sea a 12 o 24 meses, es negativo. Esto sería explicado por una covarianza negativa entre la inflación y la tasa marginal de sustitución de consumo durante el periodo en análisis. Cabe recordar, que la tasa de interés a 2 años es una tasa que no incorpora las transacciones del mercado secundario y, por lo tanto, no necesariamente refleja el mismo comportamiento que entregarían las tasas BCP2.



2002:09-2004:12

Figura 8

En la Figura 8 es posible también apreciar la robustez de los resultados presentados, debido a que las series presentan un comportamiento similar a partir de distintas medidas de expectativas de inflación empleadas en la medida creada del premio al riesgo inflación a 24 meses.

Cuadro 6: Medias y Desviaciones estándar

	$\rho_{t,t+12}^{\pi 1}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi 2}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi 3}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi G}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi 1}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi 2}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi 3}$
Media	-0,1494	-0,1496	-0,1507	-0,108	-0,1438	-0,1415	-0,1430
Desviación estándar	0,009	0,005	0,007	0,033	0,005	0,005	0,005

Nota: $\rho_{t,t+k}^{\pi i}$, con k=12 ó 24 meses, y i = encuesta Banco Central, Mesa de Dinero, Consensus y generada.

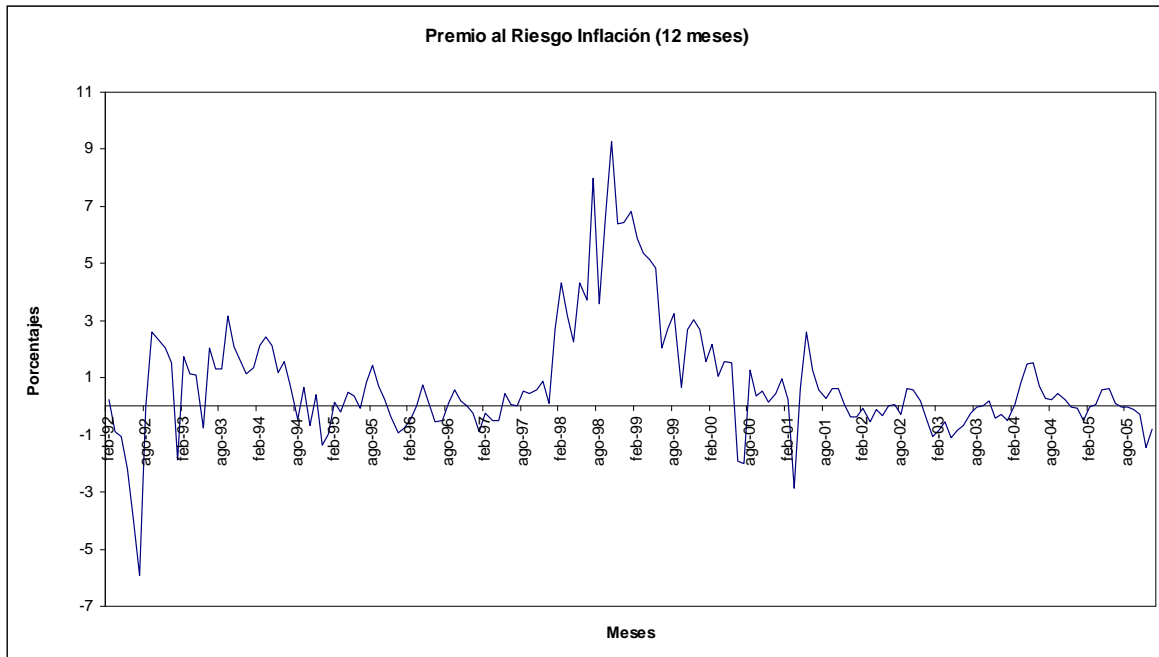
Los fenómenos de incertidumbre en la inflación introducen finalmente brechas entre la valoración que se hace de ambos activos financieros (nominales e indexados), separa la compensación inflacionaria de las expectativas de inflación.

4.7. Medidas residuales del premio al riesgo inflación

En esta sección se muestra gráficamente como se comporta el premio al riesgo inflación, el cual se obtiene por medio de la ecuación de Fisher, incluyendo un premio al riesgo inflación por parte de los agentes económicos,

$$(46) \quad (1 + \rho_{t,t+k}^{\pi}) = \frac{(1 + i_{t,t+k})}{(1 + r_{t,t+k})(1 + E_t[\pi_{t,t+k}])}$$

Esta medida de premio sólo incorpora datos de la economía chilena y no aquellos estimados en el desarrollo del documento, es decir, las tasas de interés nominales e indexadas y las tres medidas de expectativas inflacionarias entregadas por las distintas encuestas a los agentes económicos. Por medio del análisis gráfico se observa que los premios a la inflación para plazos diferentes, son tanto negativos como positivos. Lo anterior es explicado por el modelo expuesto en la sección teórica, donde se explicitó que el premio al riesgo inflación depende de la covarianza entre la inflación y la tasa de utilidad marginal del consumo, pudiendo ser esta covarianza positiva o negativa.

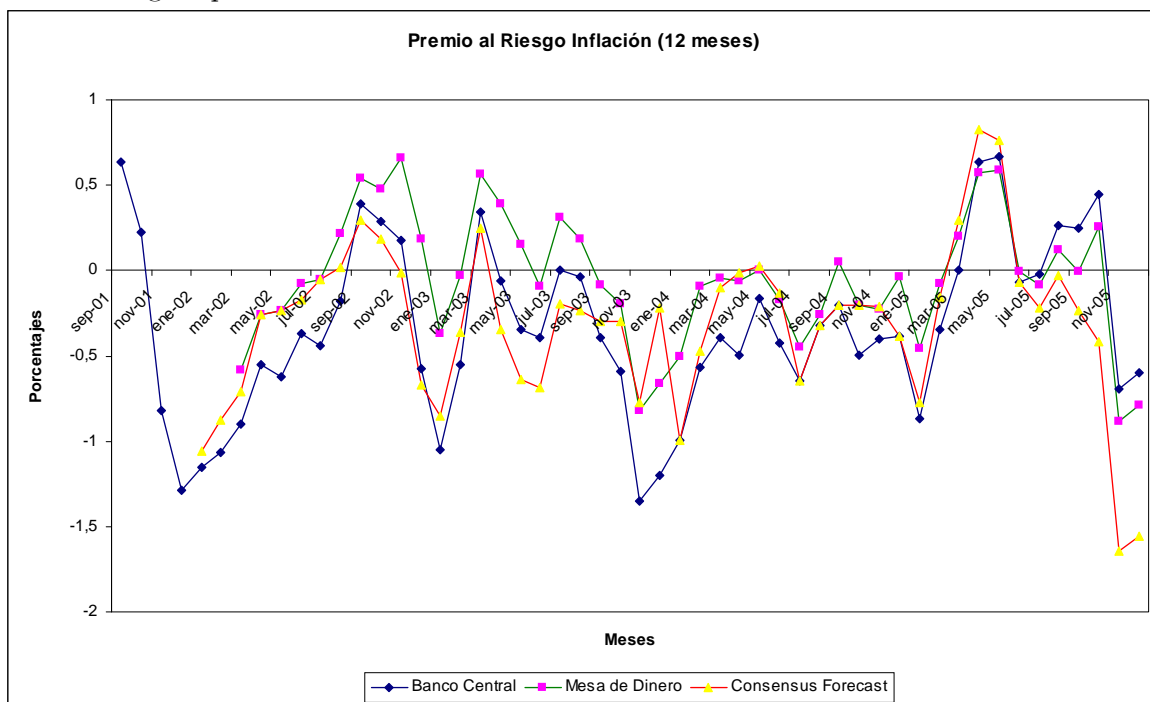


1992:02-2005:12

Figura 9

En la dinámica de más corto plazo es posible destacar la alta sensibilidad de los agentes económicos a las variaciones de la inflación. La Figura 9 presenta el premio para 12 meses según la medida de expectativa inflacionaria estimada, la Figura 10 presenta el premio para 12 meses pero donde la series 1, 2 y 3 corresponden a la expectativas de inflación de la encuesta del Banco Central de Chile, de la Mesa de Dinero del Banco Central de Chile y *Consensus Forecast*, respectivamente. Se puede observar la alta correlación existente entre las tres medidas. La Figura 11 presenta las mismas medidas del premio para un plazo de 24 meses, las cuales muestran menos variabilidad que las medidas para 12 meses. Esto se podría explicar considerando que al aumentar el plazo de proyección de expectativas inflacionarias, los agentes entregan menor variabilidad a las expectativas de largo plazo, dado su conjunto de información en t y por lo tanto se produce menor variabilidad

en el retorno exigido por los activos financieros.



2001:01-2005:12

Figura 10

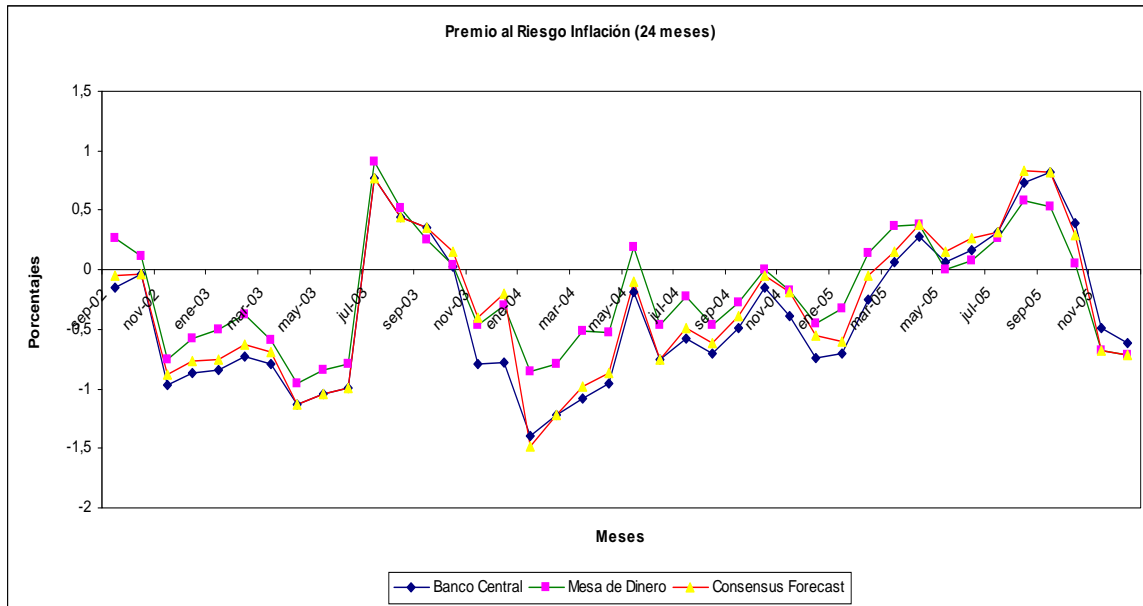
Al comparar la Figura 7 con la Figura 10, se observa que el comportamiento de esta última es tanto positivo como negativo, a diferencia de la primera, el cual es sólo negativo. Esto implicaría la presencia de premios distintos al de inflación, que no son incorporados en la medida estimada de premio al riesgo inflación en la sección 4.6.

Cuadro 7: Medias y Desviaciones estándar

	$\rho_{t,t+12}^{\pi 1}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi 2}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi 3}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi G}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi 1}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi 2}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi 3}$
Media	-0,3405	-0,0510	-0,3135	-0,8070	-0,3843	-0,1990	-0,3085
Desviación estándar	0,509	0,377	0,476	2,001	0,595	0,472	0,593

Nota: $\rho_{t,t+k}^{\pi i}$, con k=12 ó 24 meses, y i = encuesta Banco Central, Mesa de Dinero, Consensus y generada.

Las medias y desviaciones estándar presentadas en el Cuadro 7 demuestran que las variables estimadas y medidas no presentan el mismo comportamiento, principalmente por la posible incorporación de premios al riesgo liquidez y riesgo al vencimiento en la medida residual del premio al riesgo inflación.



2002:09-2005:12

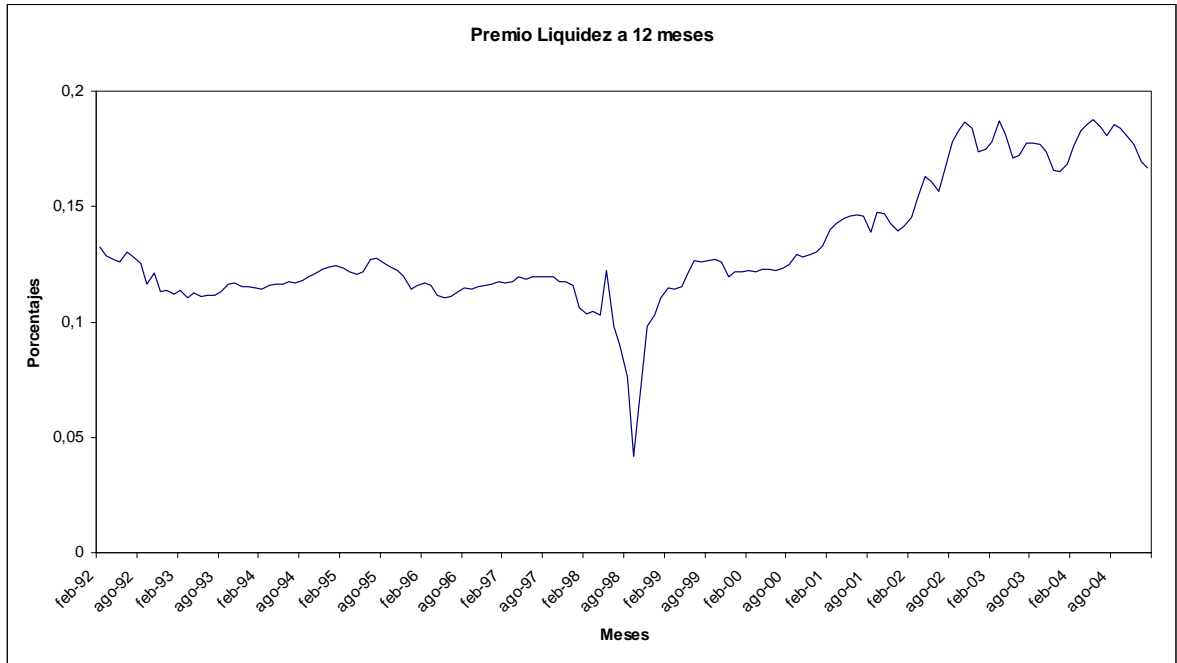
Figura 11

4.8. Medidas residuales de premio al riesgo liquidez

Desde mediados del año 2004 se ha producido una discusión en el ámbito financiero y económico nacional, respecto de los reducidos niveles de las tasas de interés de los bonos indexados. Los principales argumentos se basan en anomalías en las condiciones de oferta y demanda de estos activos, las que estarían afectando el retorno de estos vía precio. Es interesante entonces estudiar el comportamiento del premio liquidez por medio de un análisis gráfico, lo cual se realiza a continuación.

La metodología consiste en extraer el premio liquidez, utilizando la ecuación (47) que trabaja con series existentes en la economía chilena como son: las encuestas de expectativas de inflación y las tasas de mercado nominales e indexadas; además opera con la serie estimada y no medida del premio al riesgo inflación en la sección 4.6.

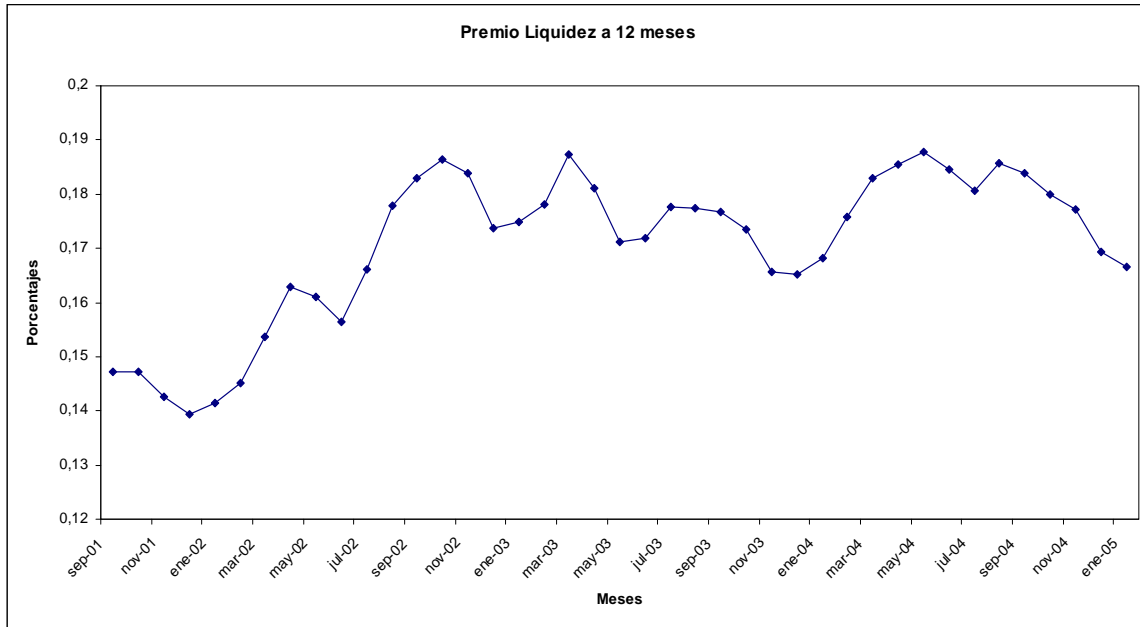
$$(47) \quad (1 + \rho_{t,t+k}^L) = \frac{(1 + i_{t,t+k})}{(1 + r_{t,t+k})(1 + E_t[\pi_{t,t+k}])(1 + \rho_{t,t+k}^\pi)}$$



1992:02-2005:01

Figura 12

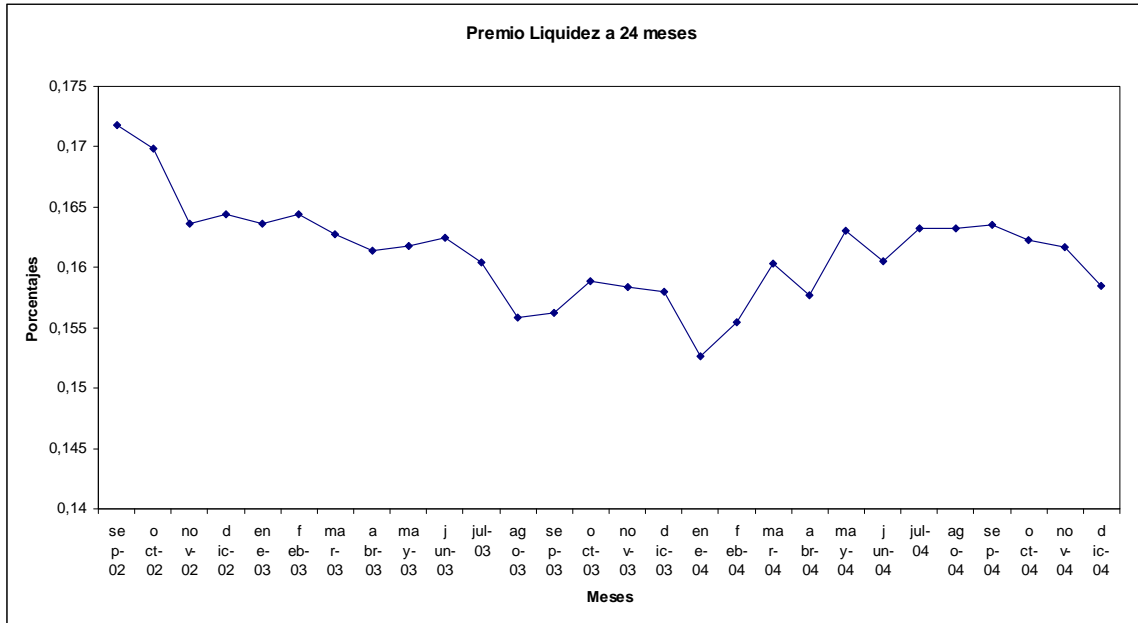
En la Figura 12 se presenta el premio liquidez según las expectativas estimadas en la sección 4.5. En las Figuras 13 y 14 se muestran las series de premio liquidez medidos para la serie 1 que corresponde a la generada con la encuesta sobre expectativas de inflación del Banco Central de Chile. Se puede apreciar que al medir el premio liquidez, para un horizonte de 12 o 24 meses, esta posee un comportamiento similar.



2001:09-2005:01

Figura 13

Del análisis gráfico se concluye que existe un comportamiento similar para los premios al riesgo liquidez a 12 y 24 meses el cual es positivo a diferencia del premio al riesgo inflación derivado en el apartado anterior, el cual poseía un comportamiento positivo y negativo. De esta manera, se comprueba la hipótesis planteada acerca que el premio al riesgo inflación medido incorporaría otros premios asociados a la tenencia de activos que la medida estimada por *C-CAPM*, donde el premio al riesgo es solamente negativo.



2002:09-2004:12

Figura 14

4.9. Estimaciones econométricas de compensación inflacionaria

A lo largo del documento se han presentado medidas y estimaciones por parcialidades. En esta sección, a diferencia de lo expuesto anteriormente se estimará una ecuación que anida las tres hipótesis modeladas en la sección teórica.

La metodología empleada es estimar con el uso de dos métodos econométricos: mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y método de momentos generalizado (GMM) la compensación inflacionaria en Chile para plazos de 12 y 24 meses ($ci_{t,t+12,t,t+24}$). Las variables que explican la compensación están en función de las relaciones planteadas en el marco teórico. Así, el modelo planteado es,

$$\begin{aligned}
 ci_{t,t+12} &= \phi_0 + \phi_1 \pi_t^* + \phi_2 oi_t^{desv} + \phi_3 y_{t-2} + \phi_4 \pi_{t-1,t-2} + \phi_5 \pi_{t-1,t-13} + \phi_6 \rho_{t,t+12}^\pi + \phi_7 \rho_{t,t+24}^L + \nu_t \\
 ci_{t,t+24} &= \phi_0 + \phi_1 \pi_t^* + \phi_2 oi_t^{desv} + \phi_3 y_{t-2} + \phi_4 \pi_{t-1,t-2} + \phi_5 \pi_{t-1,t-25} + \phi_6 \rho_{t,t+24}^\pi + \phi_7 \rho_{t,t+24}^L + \omega_t
 \end{aligned}$$

Las variables incluidas en el modelo se eligen debido a que cada una de ellas, por si solas, explican los componentes de la compensación inflacionaria. La mejor variable que explica las expectativas inflacionarias es la meta de inflación. Por su parte, las variables explicativas del premio al riesgo inflación son las esperanzas y covarianza en t del crecimiento del consumo y de la inflación esperada. La última variable incorporada al modelo es el premio a la liquidez.

La variable $\rho_{t,t+k}^L$ representa la liquidez en los mercados financieros que se relaciona principalmente con la capacidad de poder comprar o vender un bono en un instante de tiempo determinado

y a un precio que refleje las condiciones de un mercado competitivo, es decir entre la oferta y demanda de este activo. Por lo tanto, se puede encontrar la liquidez de un bono por medio de la cantidad de transacciones en el mercado financiero. Se puede elaborar una medida de este premio considerando los datos disponibles en el mercado chileno. Existen series para el premio a la liquidez para todos los plazos. Las series fueron construidas creando el stock total en cada mes considerando el monto demandado por parte de los agentes al Banco Central de Chile que es igual a la oferta que ellos realizan al mercado agregando el monto al mes según la fecha de licitación de los bonos indexados o nominales según sea el caso. Las cifras para la Unidad de Fomento son en miles de UF y millones de pesos para los bonos en pesos. Sin embargo, la medida a 12 meses no posee una cantidad suficiente de datos para estimar la compensación inflacionaria a 1 año, por lo cual, se utiliza como proxy el premio al riesgo liquidez a 24 meses.

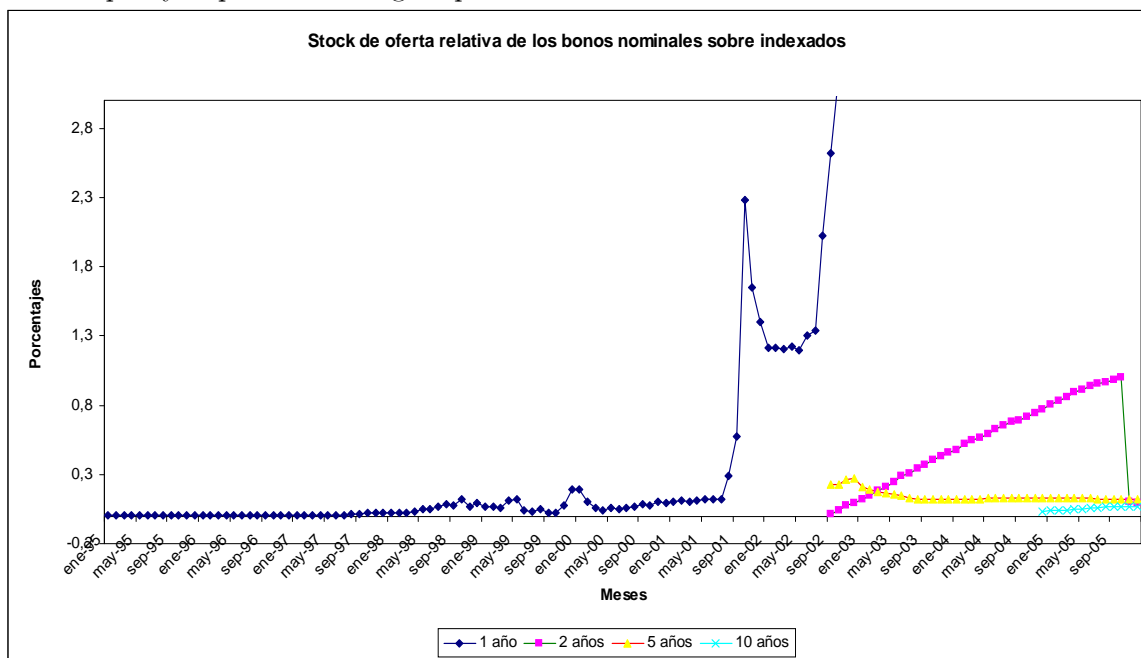


Figura 15

La Figura 15 presenta el comportamiento de las series para el periodo en que existen estas licitaciones. Las series de 2 y 5 años poseen una mayor duración que la de 10 años debido a que los bonos de 10 años sólo existen recientemente. Las series más estables son las de oferta de bonos relativa de 5 y 10 años y, la de 1 año hasta septiembre de 2002. Para la oferta relativa de 1 (después de septiembre de 2002) y 2 años las series poseen un crecimiento del premio al riesgo liquidez.

Los Cuadros 8 y 9 presentan los resultados de las estimaciones realizadas para las compensaciones inflacionarias de 1 y 2 años respectivamente. Se concluye que existen variables que se presentan siempre significativas y con el signo correcto en las estimaciones para la compensación inflacionaria. Para 12 meses, las variables que mejor explican la compensación es la inflación rezagada a 12 meses y el premio al riesgo inflación. El signo del premio al riesgo inflación es el esperado

Cuadro 8: Compensación Inflacionaria para plazo de 12 meses

	MCO			GMM		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
	$\pi_{t,t+12}^1$	$\pi_{t,t+12}^2$	$\pi_{t,t+12}^3$	$\pi_{t,t+12}^1$	$\pi_{t,t+12}^2$	$\pi_{t,t+12}^3$
Variable dependiente: $ci_{t,t+12}$						
ϕ_0	0,11 (0,006)	0,06 (0,267)	0,22 (0,012)	0,006 (0,189)	0,02 (0,152)	0,05 (0,138)
ϕ_2	0,009 (0,005)	0,008 (0,087)	0,01 (0,093)	0,006 (0,036)	0,007 (0,008)	0,008 (0,002)
ϕ_3	0,004 (0,373)	-0,01 (0,203)	0,004 (0,301)	0,03 (0,018)	0,03 (0,009)	0,03 (0,027)
ϕ_4	0,06 (0,124)	0,06 (0,183)	0,02 (0,212)	0,03 (0,052)	0,03 (0,068)	0,01 (0,133)
ϕ_5	0,27 (0,068)	0,30 (0,074)	0,27 (0,081)	0,22 (0,000)	0,19 (0,000)	0,17 (0,015)
ϕ_6	0,001 (0,597)	-0,05 (0,667)	0,01 (0,524)	0,01 (0,002)	0,02 (0,003)	0,02 (0,005)
ϕ_7	0,63 (0,031)	0,59 (0,022)	0,49 (0,064)	0,59 (0,016)	0,49 (0,009)	0,02 (0,532)
R^2	0,4457	0,3694	0,4516			
J				0,1976	0,2112	0,2225
No. de observaciones incluidas	28	28	28	28	28	28

Nota: p-values se reportan entre paréntesis. $\pi_{t,t+12}^2$ con "i": encuestas.

debido que al existir presiones inflacionarias existe menos incentivos por parte de los agentes a mantener estos activos en su portafolio a menos que se le compense por asumir el riesgo, con lo cual el precio del bono cae ya que parte de este pasa a ser la prima pagada y, por lo tanto, aumenta el rendimiento del bono aumentando así la compensación inflacionaria.

La diferencia en la trayectoria de la compensación inflacionaria a 1 y 2 años se puede explicar por factores idiosincráticos. Esto por los cambios que se producen en los premios pagados por los activos financieros nominales sobre aquellos en UF, dependiendo de cual sea la oferta relativa por ambos de parte de los inversionistas.

Ello implicaría que el aumento desde principios de año de la compensación inflacionaria no es necesariamente reflejo de un cambio en las expectativas de inflación, sino más bien por los movimientos en la oferta y demanda de este tipo de documento, como se comprueba de mejor manera en la estimación a 24 meses.

En relación a los modelos en su conjunto, a 12 meses, la mejor estimación es la entregada por la encuesta generada por *Consensus Forecast* al estimar por mínimos cuadrados que entrega mejores estimadores ya que son insesgados. En la estimación a 24 meses, esta encuesta sigue presentando una buena calidad del modelo, sin embargo, la encuesta generada por la Mesa de Dinero también entrega esta característica.

El premio liquidez resulta no ser estadísticamente significativo para la compensación inflacionar-

Cuadro 9: Compensación Inflacionaria para plazo de 24 meses

	MCO			GMM		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
	$\pi_{t,t+24}^1$	$\pi_{t,t+24}^2$	$\pi_{t,t+24}^3$	$\pi_{t,t+24}^1$	$\pi_{t,t+24}^2$	$\pi_{t,t+24}^3$
Variable dependiente: $ci_{t,t+24}$						
ϕ_0	0,03 (0,181)	0,04 (0,123)	0,04 (0,110)	0,31 (0,000)	0,32 (0,000)	0,38 (0,000)
ϕ_2	0,006 (0,012)	0,007 (0,107)	0,004 (0,041)	0,003 (0,175)	0,006 (0,107)	0,002 (0,135)
ϕ_3	-0,009 (0,455)	0,01 (0,487)	-0,001 (0,473)	0,03 (0,167)	0,08 (0,144)	0,02 (0,041)
ϕ_4	0,04 (0,155)	0,04 (0,007)	0,03 (0,081)	0,06 (0,000)	0,02 (0,024)	0,05 (0,000)
ϕ_5	0,31 (0,082)	0,33 (0,043)	0,29 (0,032)	0,29 (0,000)	0,35 (0,001)	0,21 (0,008)
ϕ_6	0,319 (0,014)	0,46 (0,007)	0,25 (0,02)	0,11 (0,000)	0,15 (0,078)	0,08 (0,002)
ϕ_7	0,39 (0,014)	0,28 (0,001)	0,22 (0,003)	0,27 (0,004)	0,21 (0,035)	0,18 (0,032)
R^2	0,7355	0,8755	0,8093			
J				0,2134	0,1264	0,1644
No. de observaciones incluidas	15	15	15	15	15	15

Nota: p-values se reportan entre paréntesis. $\pi_{t,t+12}^2$ con "i": encuestas.

ia a 12 meses al estimar por MCO, lo que era esperable ya que la serie empleada no corresponde a la medida de 12 meses. Al contrario, el premio liquidez a 24 meses resulta significativo y estable. A medida que se hace más abundante la oferta relativa de bonos nominales sobre indexados existe, una mayor oferta nominal de papeles con lo cual disminuye el precio del bono aumentando el rendimiento de éste y, por lo tanto, la compensación inflacionaria lo que sería corroborado por el signo positivo presentado por la variable en los distintos modelos estimados. Otra variable que no es significativa es la inflación rezagada a un mes para 12 y 24 meses, lo que se explica por el alto nivel de ruido que posee esta medida de mercado. El resto de las variables son en su mayoría significativas, lo que corrobora la hipótesis planteada en el documento.

4.10. Correlaciones

El presente apartado tiene como objetivo presentar las distintas correlaciones existentes entre las variables medidas y estimadas en el documento. Las variables medidas corresponden a la compensación inflacionaria para 1 y 2 años. Las variables estimadas son el premio al riesgo inflación con proyección a 12 y 24 meses.

Las variables obtenidas del mercado financiero chileno son las encuestas de expectativas de inflación generadas por el Banco Central de Chile, Mesa de dinero del Banco Central de Chile y *Consensus Forecast*. Los resultados de estas correlaciones simples corroboran la fuerte relación

Cuadro 10: Matriz de correlaciones: 2001:09-2005:12

	$ci1$	$ci2$	$\pi_{t,t+12}^1$	$\pi_{t,t+12}^2$	$\pi_{t,t+12}^3$	$\pi_{t,t+24}^1$	$\pi_{t,t+24}^2$	$\pi_{t,t+24}^3$
$ci1$	1,00							
$ci2$	0,67	1,00						
$\pi_{t,t+12}^1$	0,76	0,58	1,00					
$\pi_{t,t+12}^2$	0,30	0,39	0,67	1,00				
$\pi_{t,t+12}^3$	0,70	0,43	0,85	0,70	1,00			
$\pi_{t,t+24}^1$	0,46	0,46	0,62	0,44	0,38	1,00		
$\pi_{t,t+24}^2$	0,10	0,34	0,49	0,93	0,56	0,25	1,00	
$\pi_{t,t+24}^3$	0,54	0,27	0,56	0,30	0,80	0,15	0,16	1,00
$\pi_{t-1,t-2}$	0,45	0,36	0,08	-0,39	-0,07	0,09	-0,43	0,05
$\pi_{t-1,t-13}$	0,69	0,37	0,81	0,58	0,77	0,46	0,43	0,47
$\rho_{t,t+12}^{\pi^1}$	0,56	0,13	0,28	0,61	0,37	0,03	0,59	-0,02
$\rho_{t,t+12}^{\pi^2}$	0,76	-0,05	0,22	0,60	0,27	-0,06	0,62	-0,13
$\rho_{t,t+12}^{\pi^3}$	0,68	0,07	-0,05	0,49	-0,24	-0,01	0,68	-0,61
$\rho_{t,t+24}^{\pi^1}$	0,14	0,79	0,25	0,20	0,10	0,06	0,31	0,08
$\rho_{t,t+24}^{\pi^2}$	-0,04	0,70	0,04	0,06	-0,09	-0,06	0,54	-0,05
$\rho_{t,t+24}^{\pi^3}$	0,04	0,77	0,20	0,27	-0,02	0,12	0,40	-0,12

Nota: $ci1, ci2$ =compensación inflacionaria 1 y 2 años.

existente entre algunas variables evaluadas.

Cuadro 11: Matriz de correlaciones: 2001:09-2005:12

	$\pi_{t-1,t-2}$	$\pi_{t-1,t-13}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi^1}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi^2}$	$\rho_{t,t+12}^{\pi^3}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi^1}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi^2}$	$\rho_{t,t+24}^{\pi^3}$
$\pi_{t-1,t-2}$	1,00							
$\pi_{t-1,t-13}$	0,19	1,00						
$\rho_{t,t+12}^{\pi^1}$	-0,46	0,47	1,00					
$\rho_{t,t+12}^{\pi^2}$	-0,60	0,14	0,93	1,00				
$\rho_{t,t+12}^{\pi^3}$	-0,49	0,02	0,73	0,76	1,00			
$\rho_{t,t+24}^{\pi^1}$	-0,12	-0,09	0,20	0,08	0,27	1,00		
$\rho_{t,t+24}^{\pi^2}$	-0,12	-0,25	0,15	0,05	0,30	0,97	1,00	
$\rho_{t,t+24}^{\pi^3}$	-0,16	-0,13	0,21	0,10	0,39	0,98	0,96	1,00

Nota: $\pi_{t,t+k}^i$ con "i": encuestas BCCH, Mesa de Dinero y *Consensus Forecast* $k = 12$ y 24 meses.

Un ejemplo de lo anterior, es presentado en el Cuadro 10 y 11, donde la alta correlación existente entre la compensación inflacionaria de 1 año y las medidas de expectativas de inflación con horizonte a 12 meses, π_{t+12}^i . Las encuestas de mejor comportamiento son la realizada a académicos, consultores y ejecutivos por parte del BCCH, como así, la efectuada por *Consensus Forecast*. Por su parte, el premio al riesgo inflación corroborando los resultados obtenidos en las secciones de estimación, posee una correlación negativa o positiva con respecto a la compensación inflacionaria. De este modo, es posible efectuar análisis en torno a cual es la relación existente entre distintas variables

económicas.

5. Conclusiones

Los datos estadísticos miden en forma imperfecta las variables macroeconómicas, tienen grado de error y no existe información sobre todas las variables relevantes en la economía. Las limitaciones de los datos obligan a agregar al análisis conocimientos y creencias obtenidas previamente permitiendo una mejor interpretación de los datos.

En este documento se aportó evidencia teórica y empírica a la discusión si sólo las expectativas inflacionarias de los agentes son relevantes al momento de estudiar el comportamiento de la compensación inflacionaria en la economía chilena. En Chile no existen estudios sobre este tema o son incompletos, esta literatura no abarca en forma individual la totalidad de los componentes que explican el comportamiento de la compensación inflacionaria.

Inicialmente se presentan modelos teóricos para los tres componentes que contendría la compensación inflacionaria. Los modelos desarrollados entregan una idea más clara acerca de las razones por las que debería plantearse una ecuación de Fisher ampliada. La lección importante de estos modelos es que, en el proceso de fijación de tasas de interés de mercado no sólo interviene el Banco Central por medio de su política monetaria sino además las expectativas inflacionarias de los agentes económicos y los premios a los cuales ellos incurren al optar por un activo financiero u otro en la composición de su portafolio óptimo entre consumo y ahorro.

La evidencia empírica relativa a la compensación inflacionaria y de sus componentes fue realizada generando nuevas series de tiempo, como son las series de premio al riesgo inflación para 12 y 24 meses, el premio al riesgo liquidez para todos los plazos evaluados en el documento: 1, 2, 5 y 10 años y la compensación inflacionaria a partir de información existente. Con esta información fue posible estimar modelos de comportamiento para las expectativas de inflación, el premio al riesgo inflación y el premio al riesgo liquidez asociado con la oferta relativa de bonos nominales sobre indexados para instrumentos de plazos distintos en dos dimensiones, todos los datos existentes en la economía chilena y para cuatro madureces distintas en plazos distintos de 1, 2, 5 y 10 años.

Utilizando información para 2 plazos de tasas de interés (a 12 y 24 meses) se estima una ecuación que anida la hipótesis de formación de expectativas y de los premios al riesgo asociado a la tenencia de activos. A diferencia de la literatura empírica anterior se incorporan no sólo las expectativas de inflación ó el premio al riesgo liquidez ó el premio liquidez para definir la compensación inflacionaria sino la totalidad de estos componentes al momento de explicar el comportamiento del *spread* de tasas (o papeles) para distintos plazos. Los resultados sugieren que estos componentes son relevantes al momento de modelar la compensación inflacionaria en la economía chilena para un horizonte de tiempo de 12 y 24 meses. La robustez del análisis se encuentra en la utilización de distintas medidas generadas a lo largo del documento donde el premio al riesgo inflación *estimado* se encuentra en

un rango de -0.15 para las tres series generadas por medio de la utilización de las tres encuestas de mercado y un premio al riesgo inflación *medido* en un rango de -0.3 debido a que éste incorpora los premios al riesgo que no son de inflación debido a la construcción residual de esta serie.

Referencias

- [1] ANG, A. Y G. BEKAERT (2002): Regime switches in interest rates," *The Journal of Business and Economics Statistics*. **20**, 163-182.
- [2] ARROW, K. (1970): "The theory of risk aversion," *Essays in the Theory of Risk Bearing*. North Holland, Amsterdam.
- [3] BALL, L. (1999): "Policy rules for open economies," *Monetary Policy Rules*. Chicago University Press.
- [4] BALSAM, A., SHMUEL KANDEL Y ORI LEVY (1998): "Ex-ante real rates and inflation risk premiums: A consumption-based approach," disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=121888> o DOI: [10.2139/ssrn.121888](https://doi.org/10.2139/ssrn.121888).
- [5] BARR, D. Y BAHRAM PESARAN (1997): "An assessment of the relative importance of real interest rates, inflation, and term premium in determining the prices of real and nominal U. K. bonds," *The Review of Economics and Statistics*. 362-367.
- [6] BRAINARD, W. C. Y JAMES TOBIN (1992): "On the internationalization of portfolios," *Oxford Economic Papers*. **44**, 533-565.
- [7] BRAINARD, W. C. Y JAMES TOBIN (1968): "Pitfalls in financial model-building," *American Economic Review*. **58**, 99-122.
- [8] BENINGA, S. Y A. PROTOPAPADAKIS (1983): "Real and nominal interest rates under uncertainty: the Fisher theorem and the term structure," *Journal of Political Economics*. **91**, 856-857.
- [9] BROER, T. Y RODRIGO CAPUTO (2004): "Money as an inflation indicator in Chile-does P* still work?," *Documento de Trabajo*. **293**.
- [10] BULLARD, J. Y KAUSHIK MITRA (2002): "Learning about monetary policy rules," *Journal of Monetary Economics*. **49 (6)**, 1105-1129.
- [11] CAMPBELL, J. Y JHON AMMER (1993): "What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns," *The Journal of Finance*. **1**, 3-37.
- [12] CAMPBELL, J. Y ROBERT J. SHILLER (1996): "A scorecard for indexed government debt," *Working Paper, Harvard University*.
- [13] CHAN, LOUIS K. C. (1994): "Consumption, inflation risk, and real interest rates: an empirical analysis," *The Journal of Business*. **67**, 69-96.
- [14] CHRISTIANO, L. J. (1989): "P* is not the inflation forecaster's holy grail," *Quarterly Review*. 3-18.

- [15] CHUMACERO, R. (2000): "Se busca una raíz unitaria: evidencia para Chile," *Estudios de Economía*. **1**, 55-68.
- [16] CHUMACERO, R. (2002): "Arbitraje de tasas de interés en Chile," Mimeo. Banco Central de Chile.
- [17] CLARIDA, R., JORDI GALI Y MARK GERTLER (1999): "The science of monetary policy a new keynesian perspective," *Journal of Economic Literature*. **37**, 1661-1707.
- [18] COX, J, J. INGERSOLL, Y S. ROSS (1985): "A theory of the term structure of interest rates," *Econometrica*. **53**, 363-384.
- [19] DAY, J. Y RON LANGE (1997): "The structure of interest rates in canada: information content about medium-term inflation," *Working Papers*. 97-10.
- [20] EVANS, G. Y SEPPO HONKAPOHJA (2001): "Learning and expectations in macroeconomics," Princeton, Princeton University Press.
- [21] EVANS, M. D. (1998): "Real rates, expected inflation and inflation risk premia," *The Journal of Finance*. **1**, 187-217.
- [22] EVANS, M. D. (2003): "Real risk, inflation risk, and the term structure," *The Economic Journal*. **113**, 345-389.
- [23] EVANS, M. D. Y WACHTEL, P. (1992): "Interpreting the movements in short-term interest rates," *Journal of Business*. **65**, 365-429.
- [24] FAMA, E. (1975): "Short-term interest rates as predictors of inflation," *American Economic Review*. **65**, 269-282.
- [25] FAMA, E. (1976): "Inflation uncertainty and expected returns on treasury bills," *Journal of Political Economy*. **84**, 417-448.
- [26] FAMA, E. (1990): "Term structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns," *Journal Monetary of Economics*. **25**, 59-76.
- [27] FAMA, E. Y M. GIBBONS (1982): "Inflation, real returns and capital investment," *Journal Monetary of Economics*. **9**, 297-393.
- [28] FISHER, I. (1930): *The theory of interest*. MacMillan, New York.
- [29] FUENTES, R., A. JARA, K. SCHMIDT-HEBBEL, M. TAPIA Y E. ARRANO (2003): "Efectos de la nominalización de la política monetaria en Chile," *Documentos de trabajo* **197**. Banco Central de Chile.
- [30] GARCIA, P. Y RODRIGO VALDES (2003): "Dinero e inflación en el marco de metas de inflación," *Economía Chilena*. **1**, 21-46..

- [31] GERLACH, S. Y L. E. O. SVENSSON (2003): "Inflation and money in the euro area: A case for monetary indicators?," *Journal Monetary of Economics*. **50**, 1649-72.
- [32] HAMILTON J. (1994): Time series analysis. Princeton University Press, New Jersey.
- [33] HALLMAN, J., R. D. PORTER Y D. H. SMALL (1991): "Is the price level tied to the M2 monetary aggregate in the long run," *American Economic Review*. **81**, 841-854.
- [34] HESS, P. J. Y J. L. BICKSLER (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**, 341-360.
- [35] LANNE, M. (2001): "Near unit root and the relationship between inflation and interes rates: a reexamination of the Fisher effect," *Empirical Economics*. **2**.
- [36] LARSEN, J., MAY, B. Y JAMES TALBOT (2003): ".Estimating real interest rates for the United Kingdom," *Working Paper*. **200**.
- [37] MCCULLOCH, J.H. Y STEC, J.A. (2000): "Generating Serially Uncorrelated Forecasts of Inflation by Estimating the Order of Integration Directly," *Working Paper*.
- [38] MEHRA, Y. (2002): "Survey measures of expected inflation: revisiting the issues of predictive content and rationality," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quartely*. **3**, 17-36.
- [39] MENDOZA, E. G. (1992): "Fisherian transmission and efficient arbitrage under partial financial indexation: the case of Chile," *International Monetary Fund*. **39**, 121-147.
- [40] MISHKIN, F. (1990): "What does the term structure tell us about future inflation?," *Journal Monetary of Economics*. **25**, 77-96.
- [41] NELSON, CH. Y WILLIAM SCHWERT: (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*. **3**, 478-486.
- [42] ORPHANIDES, A. Y JOHN C. WILLIAMS (2004): "Imperfect knowledge, inflation expectations and monetary policy," *The Inflation Targeting Debate*.
- [43] ORPHANIDES, A. Y JOHN C. WILLIAMS (2005): "Inflation targeting under imperfect knowledge," No Publicado. Preparate Ninth Annual Conference of the Central Bank of Chile on Monetary Policy under Inflation Targeting. Disponible en SSRN: http://sapid.tau.ac.il/papers/sapid_conferences/Athanasios%20Orphanides.pdf .
- [44] OWEN, D. (1993): Cointegration analysis of the Fisher, hypotesis: the role of the real rate and the Fisher identity," *Applied Financial Economics*. **3**, 21-26.
- [45] REIJER, A. D. Y PETER VLAAR (2004): "Forecasting inflation: An art as well as a science!," *DNB Staff Reports*. **107**, Netherlands Central Bank.

- [46] ROSS, S. (1978): "The current status of the capital asset pricing model," *The Journal of Finance*. **3**, 885-899.
- [47] SVENSSON, L. E. (1994): "Monetary policy with flexible exchange rates and forward interest rates as indicators," *Working Papers*. **4633**.
- [48] SVENSSON, L. E. (1997): "Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets," *European Economic Review*, **41**. 1111-1146.
- [49] SVENSSON, L. E. (1999): "Inflation Targeting: Some extensions," *Scandinavian Journal of Economics*. **101**, 337-61.
- [50] VASICEK, O. (1977): "An equilibrium characterization of the term structure," *Journal of Financial Economics*. **5**, 177-188.
- [51] VIREN, M. (1986): "The relationship between interest rates and inflation during the pre-war period: some empirical evidence," *Economics Letters*. **20**, 23-27.
- [52] WESCHE, K. (1998): "Die geldnachfrage in Europa," *Physica-Verlag, Heidelberg*.
- [53] WOODFORD, M. (1990): "Learning to believe in sunspots," *Econometrica*. **58 (2)**, 277-307.

A. Anexo

Cuadro 12: Fuente y metodología de construcción de las series utilizadas

Nombre variable	Simbolo	Cobertura	Frecuencia	Fuente	Transformaciones
Compensación Inflacionaria					
1 año	$ci1$	1985:01-2005:12	mensual	BCCH	$(1 + i_{t,t+12}) / (1 + r_{t,t+12})$
2 años	$ci2$	2002:09-2005:12	mensual	BCCH	$(1 + i_{t,t+24}) / (1 + r_{t,t+24})$
5 años	$ci5$	2002:09-2005:12	mensual	BCCH	$(1 + i_{t,t+60}) / (1 + r_{t,t+60})$
10 años	$ci10$	2004:12-2005:12	mensual	BCCH	$(1 + i_{t,t+120}) / (1 + r_{t,t+120})$
Expectativas de Inflación					
Encuesta 1	$\pi_{t,t+1}^1$	2000:02-2005:12	mensual	BCCH	
Encuesta 1	$\pi_{t,t+2}^1$	2001:09-2005:12	dos meses	BCCH	
Encuesta 1	$\pi_{t,t+12}^1$	2001:09-2005:12	a 12 meses	BCCH	
Encuesta 1	$\pi_{t,t+24}^1$	2001:09-2005:12	a 24 meses	BCCH	
Encuesta 2	π_t^2	2001:01-2005:12	diaria	BCCH	
Encuesta 2	$\pi_{t,t+12}^2$	2002:03-2005:12	a 12 meses	BCCH	
Encuesta 2	$\pi_{t,t+24}^2$	2002:03-2005:12	a 24 meses	BCCH	
Encuesta 3	$\pi_{t,t+12}^3$	2002:01-2005:12	a 12 meses	BCCH	
Encuesta 3	$\pi_{t,t+24}^3$	2002:01-2005:12	a 24 meses	BCCH	
Generada	$\pi_{t,t+12}^G$	1992:02-2005:12	a 12 meses		GMM
Indice de Precios al Cons.	ipc	1985:01-2005:12	mensual	INE	
Unidad de Fomento	uf	2004:12-2005:12	mensual	BCCH	
Consumo Privado	c_t	1986:01-2005:12	trimestral	BCCH	mensualizada con método Chow-Lin
Meta de inflación	π_{t*}	1991:01-2005:12	mensual	BCCH	mensualizada por BCCH

Cuadro 13: Fuente y metodología de construcción de las series utilizadas

Nombre variable	Simbolo	Cobertura	Frecuencia	Fuente	Transformaciones
Licitaciones BCU y BCP		2002:09-2005:12	2 año	BCCH	construcción de stocks de oferta
Licitaciones BCU y BCP		2002:09-2005:12	5 años	BCCH	construcción de stocks de oferta
Licitaciones BCU y BCP		2004:12-2005:12	10 años	BCCH	construcción de stocks de oferta
Stocks PRBC y PDBC		1995:01-2002:02	1 año	BCCH	
Precio petróleo	<i>oil^{desv}</i>	1987:01-2005:12	mensual	BCCH	desviación de su nivel de tendencia