

LA COMPENSACIÓN INFLACIONARIA Y SUS COMPONENTES EN CHILE*

Pamela Jervis O.**

I. INTRODUCCIÓN

Las tasas de interés de mercado son variables macroeconómicas y financieras esenciales en la determinación de la actividad económica de corto plazo en un país. La relación entre actividad económica y tasas de interés es bicausal, pues una caída de estas últimas estimula el crecimiento económico en el corto plazo por distintas vías y, a la vez, un aumento del crecimiento puede implicar movimientos de las tasas de interés ligadas principalmente a acciones de política o a expectativas de los distintos agentes del mercado. Por esta razón, diversos analistas económicos se manifiestan interesados en investigar las causas de las variaciones de las tasas de interés de una economía. En Chile, la tasa de interés de política monetaria es fijada por la entidad emisora, y suponiendo que las expectativas de mercado no están cien por ciento ancladas a la política monetaria, existe la posibilidad de que movimientos en la inflación de corto plazo puedan afectar las expectativas de inflación debido a la incertidumbre de los agentes, la que repercutiría directamente sobre la trayectoria de las tasas de instrumentos indexados, de acuerdo con la relación planteada por Fisher (1930) entre las tasas de interés nominal y real (indexada) y las expectativas de inflación.

La medida de compensación inflacionaria se define como la diferencia entre las tasas nominales e indexadas (reales). La principal motivación de este documento es, entonces, investigar el comportamiento tanto de la compensación inflacionaria como de sus componentes en Chile, permitiendo evaluar cómo dichas diferencias influyen en las elecciones de portafolio de los agentes económicos y, por ende, en las tasas de interés de mercado. Adicionalmente, esta investigación responde preguntas tales como ¿a qué

corresponde el diferencial de tasas de interés nominales e indexadas?, ¿es posible extraer indirectamente sus componentes?, ¿es posible, a partir de este diferencial, extraer los cambios en las expectativas inflacionarias de los agentes económicos?, para finalmente descifrar qué se debería entender por compensación inflacionaria en la economía chilena.

En Chile, la investigación acerca de este tema es limitado. No existen estudios o son incompletos, a diferencia de otras economías donde existe una literatura muy extensa.¹ 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 trabajo que se conoce es el de Mendoza (1992), quien analiza la hipótesis conjunta de expectativas racionales, arbitraje de tasas y un premio por liquidez invariante en el tiempo, utilizando datos mensuales para el período 1986:08-1989:04. La hipótesis estudiada es rechazada y se encuentra que el premio por liquidez es estadísticamente no significativo. El resultado entrega evidencia de que la indexación minimiza el riesgo asociado a la inflación, debido a que ningún premio por riesgo inflación es detectado en el retorno efectivo de un depósito no reajutable. 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 dictamina el efecto de Fisher. La hipótesis señalada no es rechazada para el período en análisis, por lo que se concluye que el *spread* de tasas es un buen indicador de futuros cambios en la inflación.

* Se agradece la participación de Klaus Schmidt-Hebbel en la motivación, revisión y discusión de este documento. Además se agradece a José Miguel Benavente, Rómulo Chumacero, Beltrán de Ramón, Jorge Gregoire y Franco Parisi por sus valiosos comentarios. Cualquier error es responsabilidad de la autora.

** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mail: pjervis@bcentral.cl

¹ Ver Jervis (2007) para una revisión de la literatura más extensa de la compensación inflacionaria y sus componentes.

El objetivo del presente documento es explorar nueva evidencia empírica y teórica relativa a la compensación inflacionaria y sus componentes para los diferentes plazos que existen en las tasas de interés disponibles en el mercado financiero chileno. Inicialmente se exploran, desde una perspectiva teórica, las posibles explicaciones a los componentes de la compensación. Para esto se utilizan tres marcos teóricos para cada componente que está detrás de la compensación inflacionaria. En el primero, se modelan las expectativas de inflación en un modelo nekeynesiano que sigue a Clarida et al. (1999), incorporando expectativas adaptativas además de expectativas racionales (o prospectivas) presentes en el modelo original. Esta generalización pretende dar cuenta de una posible inercia en la demanda agregada y en la formación de precios en la economía chilena. El modelo concluye que las expectativas de inflación del público dependen del rezago de la inflación, de la meta de inflación fijada por el banco central, de la desviación del precio del petróleo con respecto a su tendencia y del rezago de la brecha del producto. En el segundo modelo, se estudia el comportamiento del premio por riesgo inflación basado en un modelo de valoración de activos basado en el consumo (C-CAPM) bajo incertidumbre. Al desarrollar el modelo, se encuentra que el premio por riesgo inflación depende de las expectativas de inflación, del retorno bruto de la tasa de interés nominal y del retorno bruto de la tasa de interés real. En el último modelo, basado en la teoría de sustitución imperfecta de activos, se estudia el posible rol que juega el stock relativo de papeles indexados y nominales en la determinación del premio por riesgo liquidez, concluyendo que existe una relación para distintos plazos que refleja la existencia del efecto portafolio en la tenencia de activos financieros. Es importante señalar que existe un cuarto premio, denominado premio al vencimiento, donde en un escenario de incertidumbre y aversión al riesgo los agentes económicos prefieren mantener activos de menor duración. 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 duración del activo. Aquí se hará omisión de la existencia de este premio, principalmente porque al calcular la compensación inflacionaria se toman en cuenta documentos de un mismo plazo de vencimiento, los cuales tienen igual

duración (sin mercado secundario) y por lo tanto no deberían existir diferencias por efecto de premios por riesgo al vencimiento. Otra forma de cálculo en la cual no es necesario incorporar este premio es definir la compensación inflacionaria como la diferencia entre tasas nominales y reales *forward* (es decir, deducir las tasas *forward* para cada duración).

A la luz de los resultados de los modelos teóricos, se aporta a la literatura empírica de dos maneras. Primero, se separan los componentes de la compensación inflacionaria, generando nuevas series de tiempo, para los distintos premios por riesgo y la compensación inflacionaria para la economía chilena. Segundo, se estiman modelos de comportamiento para las expectativas de inflación, el premio por riesgo inflación y el premio por riesgo liquidez, para instrumentos de plazos distintos en dos dimensiones y para cuatro diferentes plazos: uno, dos, cinco y diez años.

El documento se organiza de la siguiente manera. Se inicia explorando los posibles modelos teóricos relacionados con los determinantes de la compensación inflacionaria: expectativas de inflación, premio por riesgo inflación e indexación y premio por riesgo liquidez en la sección II. En la sección III, se describen: datos, medidas y metodologías de análisis empírico que se utilizarán para estudiar la relevancia de ciertas variables exógenas en relación con la variable de interés. Finalmente, en la sección IV se resumen las principales conclusiones.

II. UN SIMPLE MODELO DE COMPENSACIÓN INFLACIONARIA

En esta sección se exploran 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 cuáles son las especificaciones necesarias concernientes al trabajo empírico. Para esto se desarrollan tres modelos en base a la intuición económica existente sobre el tema y, principalmente, en base al modelo desarrollado por Fisher.

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 saber cuál será el retorno real de sus activos. La mejor aproximación de los agentes para solucionar este problema es generar expectativas acerca de la inflación 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 futura. La relación existente entre el tipo de interés nominal y real en el espíritu de Fisher que supone que los agentes del mercado sean neutrales al riesgo y que los mercados sean completos, se define como sigue:²

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

donde $i_{t,k}$ y $r_{t,k}$ son, respectivamente, las tasas nominales y reales anualizadas respectivamente que son observadas en t y que vencen en k periodos. Estos activos pagan $(1 + i_{t,k})$ e $(1 + r_{t,k})$ respectivamente en k periodos. $E_t[\pi_{t+k}]$ es la tasa de inflación que el público espera para el periodo $t+k$ en t , donde $E_t[\pi_{t+k}] = (E p_{t+k} - p_t) / p_t$, 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), la cual supone que la tasa de interés nominal es una función lineal de la tasa de interés real y de las expectativas de inflación. Este enfoque presume que las expectativas de los agentes son racionales, y 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.

Sin embargo, en la práctica esta relación es poco factible ya que la posesión de un activo financiero conlleva una variedad de riesgos. En este sentido, la ecuación (1) se puede generalizar por cuatro premios por riesgo en los cuales Fisher no había pensado: riesgo inflación, riesgo por indexación, riesgo de liquidez y riesgo de 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 de las expectativas del público respecto de la inflación. Este premio se define como parte de la tasa de retorno requerida para compensar al inversionista por el cambio esperado en el poder de compra de las unidades monetarias en las cuales está denominado el flujo de efectivo de un activo. El riesgo por indexación se relaciona con los rezagos con los cuales se indexan los precios en la economía. El riesgo de 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 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 efecto de un desequilibrio entre la oferta y la demanda. Por consiguiente, habrá una mayor demanda por algún tipo de bono si existe mucha liquidez de este, sin embargo esto llevará a que estos bonos se hagan más escasos y por lo tanto los agentes estén dispuestos a recibir un menor retorno del bono con tal de recibir algo por el activo. El riesgo de vencimiento señala que distintos inversionistas poseen distintos horizontes de planificación de acuerdo con la teoría del “hábitat preferido”.³ De esta forma, la demanda que enfrentan instrumentos de distinto vencimiento es también distinta, por lo cual los agentes tienen una trayectoria para el ahorro y el consumo que les entrega en cada periodo niveles distintos tanto de ahorro como de consumo, los que dependen del riesgo asociado al periodo en particular. Esto es coherente con la hipótesis de que distintos inversionistas tienen preferencias por plazos y monedas diferentes.

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

$$(1 + \rho^{\pi}_{t,k})(1 + \rho^{uf}_{t,k})(1 + \rho^l_{t,k})(1 + \rho^v_{t,k})$$

Los riesgos incorporados se deben a que si las condiciones implícitas en la relación de Fisher, (neutralidad al riesgo, perfecta indexación y mercados

² Relación definida en términos discretos debido a que en el mundo real los datos observados poseen esta característica.

³ Conocido también como “heading pressure theory”.

completos,) no se cumplen, entonces se generan estos distintos premios que se señalaron antes y que deben ser explícitamente incorporados en la relación. En este sentido, el primero de ellos, el premio por riesgo inflación, existe cuando los agentes son aversos al riesgo y por lo tanto la condición de neutralidad al riesgo ya no se cumple. Al ser aversos los agentes exigen una compensación en los bonos nominales cada vez que la inflación aumenta ya que el retorno del bono nominal se mueve inversamente con la tasa de interés actual a lo largo de la duración del bono. El segundo se debe a que sabemos que en un escenario más realista, los bonos indexados en realidad no son iguales a los bonos reales debido a la existencia de rezagos en la indexación de precios, por lo cual, surge, además el denominado premio por riesgo a la indexación. El tercero, el premio por riesgo liquidez, se da cuando los mercados son incompletos y, por lo tanto, la demanda y la oferta de papeles afectan el retorno de los bonos, ya que los agentes exigen una compensación cada vez que estos son menos transados, pues no les es posible vender sus papeles cuando lo desean.

Así se puede plantear una relación de Fisher 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 ($r_{t,k}$), las expectativas de inflación ($E_t[\pi_{t+k}]$), el premio por riesgo inflación sobre el resto de la vida del bono ($\rho_{t,k}^\pi$), el premio por los rezagos de la indexación de precios ($\rho_{t,k}^{uf}$), el premio por riesgo liquidez ($\rho_{t,k}^l$) y el premio por vencimiento del bono ($\rho_{t,k}^v$), el cual no será tratado por definir compensaciones inflacionarias con papeles de igual duración (sin mercado secundario). En los siguientes apartados se estudia el comportamiento de cada componente por separado en función de aquellos que son estimados en la sección III.

2. Modelo de Expectativas de Inflación

Existen en la actualidad al menos siete metodologías distintas para modelar o endogeneizar las expectativas de inflación. La primera de ellas consiste en 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 (Virén, 1986; McCulloch y Stec, 2000; Reijer y Vlaar, 2003). La segunda está basada en los modelos P* de inflación desarrollados por Hallman et al. (1991), basados en la ecuación cuantitativa del dinero, definiendo así la tasa de inflación como una función de desviaciones del equilibrio y rezagos de esta. Incorporando una curva de Phillips, se entrega una medida de expectativas de inflación que depende de la brecha de velocidad del dinero, de la brecha del producto y de la inflación pasada (Wesche, 1998; García y Valdés, 2003; Broer y Caputo, 2004; Gerlach y Svensson, 2003). Una tercera metodología es la sugerida por Fama (1975), que utiliza la relación de Fisher (1930) para generar proyecciones de inflación. Suponiendo que la tasa real es constante en esta relación, las tasas nominales reflejarán el cambio en las expectativas de inflación. Luego de esta publicación han surgido varios autores, entre ellos Hess y Bicksler (1975), Fama (1976), Nelson y Schwert (1977) y Fama y Gibbons (1982), que rechazan el supuesto de una tasa de interés real constante a lo largo del tiempo. 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 es la desarrollada por Christiano (1989), quien especifica un modelo de tasas de interés usando el rendimiento de los bonos (Mishkin, 1990; Day y Lange, 1997; Svensson, 1994). La quinta metodología es la que mide las expectativas de inflación directamente de encuestas (Orphanides y Williams, 2005; Mehra, 2002). La sexta se basa en un marco teórico a partir de una curva de oferta y de demanda agregada. Clarida et al. (1999) plantean una curva de Phillips, donde la inflación actual tiene correlación positiva con la brecha del producto, y una curva de demanda que relaciona la brecha del producto inversamente con la tasa de interés real. Existe una última metodología en la cual autores como Woodford (1990), Evans y Honkapohja (2001), Bullard y Mitra (2002) y Orphanides y Williams (2003), relacionan las expectativas racionales con aprendizaje y una formación adaptativa de expectativas en relación con la inflación actual.

En este apartado se analiza teóricamente cómo el público forma sus expectativas futuras de inflación en relación con la información de que dispone. Se

supone conocimiento perfecto y que la formación de expectativas del público sigue un comportamiento prospectivo y retrospectivo, en el cual los agentes económicos evalúan la tasa de interés óptima y la racionalidad de la política. Para esto, siguiendo el espíritu de Clarida et al. (1999) se plantea una economía cerrada con una curva de Phillips y demanda agregada definidas por las siguientes relaciones que describen una economía neokeynesiana:⁴

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

La primera relación es similar a la planteada por los investigadores recién mencionados, agregando al modelo características de mirada retrospectiva con la inclusión del rezago de la inflación e incorporando una medida de *shocks* exógenos. Lo que se desea representar es una economía que tenga mayor inercia en la formación de precios de los agentes económicos, tal como sucede en la economía chilena. En la ecuación (3), $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ es la tasa de inflación en el período t , p_t es el (log) nivel de precios, e y_t es la brecha del producto, definida como la diferencia entre el producto y su nivel de largo plazo. El factor $\gamma_1 y_t$ señala los movimientos del costo marginal asociados 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 presiones de costos, es decir, un *shock* de oferta puro no identificable como un terremoto o una sequía. La segunda relación también es similar a la planteada por los investigadores, pero incluye el efecto retrospectivo señalado por medio del rezago de la brecha del producto para reflejar así inercia en la demanda agregada.

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

La relación anterior muestra la tasa de interés real ex ante, y plantea que las mayores expectativas de ingreso futuro aumentan el ingreso presente porque 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 política empleada por la autoridad monetaria. Por último, 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 del producto) se adelanta en un período la ecuación (3), aplicando a continuación la esperanza en t .

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

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:

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

Así, la inflación depende de las condiciones esperadas con respecto a la brecha de producción, de su rezago, del precio del petróleo y de las presiones de costos de la oferta. De igual modo, se puede obtener una ley de movimientos futuros para la brecha del producto definida por:

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

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

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

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 toman la meta de inflación

⁴ En esta sección se omitirá la existencia de instrumentos financieros a distintos plazos.

y los parámetros de preferencias como dados y simplemente se exploran las implicancias de una regla de política óptima por parte del banco central, la cual es elegir una senda del 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 objetivo dependen no solo de la política actual, sino también de las expectativas pasadas y futuras de política. Es decir, la brecha del producto depende de la trayectoria futura de la tasa de interés relevante (7) y la inflación del comportamiento esperado de la brecha del producto (6). En caso de que el banco central opere con discreción, elegirá el nivel óptimo de tasa de interés reoptimizando en cada período. 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 supone que la tasa de interés en t afecta en forma contemporánea a la brecha del producto en t , y esta a su vez a la tasa de inflación en forma contemporánea, es decir, en el período t .⁵ 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, y no tendría sentido económico.

Las expectativas inflacionarias de los agentes para el próximo período dada la información disponible se comportan de la siguiente manera,⁶

$$E_t \pi_{t+1} = \frac{\varphi_\varepsilon \gamma_2}{e} \pi_{t-1} + \frac{\varphi_\varepsilon \gamma_1 \beta_2 \alpha_1}{(\varphi_\varepsilon (1-\delta) - 1)e} \pi^* + \frac{\varphi_\varepsilon}{e} \left(\gamma_4 - \frac{\gamma_1 \beta_2 \alpha_3}{(1 - \varphi_\varepsilon (1-\delta))} \right) oil_t^{desv} + \frac{\varphi_\varepsilon \gamma_1 (\delta \beta_1 - \beta_2 \alpha_2)}{(1 - \varphi_\varepsilon (1-\delta))e} y_{t-1} + \frac{\varphi_\varepsilon}{e} \varepsilon_t \quad (9)$$

con $e = \lambda / (\lambda (\gamma_2 - \lambda \varphi_\varepsilon (1-\gamma_2) \gamma_3))$. A diferencia de Clarida et al., este modelo agrega ciertas variables que son relevantes empíricamente en nuestro escenario, 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 del rezago de la inflación, de la meta de inflación fijada por el banco central, de la desviación del precio del petróleo con respecto a su tendencia y del rezago de la brecha del producto.

3. Modelo para el Premio por Riesgo Inflación

Los estudios relacionados con el premio por riesgo inflación se originan gracias a que la relación de Fisher (1930) 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, por su parte, puede incluir un premio por riesgo inflación. Por lo tanto, una relación extendida de Fisher (1930) 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 por riesgo inflación. Para modelar o estimar el tamaño del premio por 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. Hay dos formas de enfocar esta metodología. La primera es la desarrollada por Evans y Wachtel (1992) y Chan (1994), quienes consideran una economía donde hay solamente dos activos, un bono nominal libre de riesgo y un bono verdadero que hipotéticamente esta libre de riesgo y, de esta forma, cuantifican la prima exigida debido a la inestabilidad de los precios de equilibrio de la economía. Por su parte, Svensson (1994) define un premio por 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

⁵ Lo señalado implica asumir que la inflación no es una variable endógena, lo que en la realidad no es correcto. Pero 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. 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, $E_t \pi_{t+1} = V_\pi \pi_t$. Sin embargo, para los autores, la mayoría de los resultados cualitativos del escenario estático se pueden extender al dinámico.

⁶ Véase Jarvis (2007) para el desarrollo matemático para derivar el comportamiento de las expectativas de inflación.

portafolio (Campbell y Shiller, 1996; Balsam et al., 1998; Evans, 1998; Evans, 2003). La segunda forma de modelar o estimar el premio por riesgo inflación es la que usan Campbell y Ammer (1993) y Barr y Pesaran (1997) en la cual, por medio de los segundos momentos de los retornos de los activos, explican las variaciones en distintos activos.

En este apartado se explora el comportamiento del premio por riesgo inflación, empleando como base modelos de la literatura financiera y económica conocidos como modelos de valoración de activos basados en el consumo (C-CAPM).⁷ Lo anterior es modelado bajo incertidumbre donde se sabe que los inversionistas generalmente desean conocer la mayor información posible acerca de los activos que mantienen en su portafolio, ya que en esta basan sus decisiones de consumo y, por lo 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 sus flujos futuros a una tasa de descuento ψ sobre un horizonte infinito de tiempo.

$$\max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \psi^t u(c_t) \right] \quad (10)$$

sujeto a la restricción presupuestaria,

$$c_t + m_t + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{BN_{t,k}}{P_t} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{BUF_{t,k}}{P_t} \leq y_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (11)$$

$$+ \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(1+i_{t-k,k})BN_{t-k,k}}{P_t} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(1+uf_{t-k,k})BUF_{t-k,k}}{P_t}$$

y a una condición de transversalidad,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \psi^t a_t = 0, \quad (12)$$

donde a_t es la cantidad de activos totales que posee el agente económico definida 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 y, 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 período, y 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. 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 período, 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): BUF). Cada uno de los cuales paga $(1+i_{t-k,k})$ e $(1+uf_{t-k,k})$, respectivamente, donde las tasas de interés son aquellas que devengan dichos activos. Además, el agente posee saldos monetarios en t que son iguales a M_t . Se define $m_t = M_t/P_t$, donde P_t es igual al nivel de precios (IPC). Finalmente, la igualdad plantea que el consumo del inversionista o agente representativo en el período t más los activos que compre en ese mismo período (consumo financiero) deben ser iguales a la riqueza del agente. Para el desarrollo del problema de maximización, se supone que el agente solo desea consumir bonos nominales con el objetivo de encontrar así el premio por riesgo inflación. Derivando las condiciones de primer orden o ecuaciones de Euler relevantes para nuestro escenario tenemos⁸

$$1 = \psi^k E_t \left[(1+i_{t,k}) \frac{P_t}{P_{t+k}} \frac{u'(c_{t+k})}{u'(c_t)} \right] \quad (13)$$

Reordenando y teniendo en cuenta que $P_t/P_{t+k} = 1/(1+\pi_{t+k})$ y que la utilidad marginal del consumo en t es conocida en dicho período, se obtiene:

$$1 = E_t \left[(1+i_{t,k}) \frac{1}{1+\pi_{t+k}} \frac{\psi^k u'(c_{t+k})}{u'(c_t)} \right], \quad (14)$$

$$= E_t \left[(1+i_{t,k}) \frac{1}{1+\pi_{t+k}} TMSCI_{t+k} \right]$$

⁷ Para una mayor explicación de este tipo de modelos, ver "Asset Pricing" de John H. Cochrane. Cochrane (2005).

⁸ En las siguientes secciones se analizará cuál es el premio por riesgo de indexación

donde $TMSCI_{t+k} = \psi^k u'(c_{t+k})/u'(c_t) > 0$ 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 que⁹

$$(1+i_{t,k})^{-1} = E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}} \right] E_t [TMSCI_{t+k}] + \text{cov}_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}}, TMSCI_{t+k} \right] \quad (15)$$

Empleando la función de utilidad CRRA (aversión relativa al riesgo constante) de Arrow (1970) con coeficiente de aversión relativa al riesgo (denominado por $\theta > 0$) la relación es,

$$\frac{1}{(1+i_{t,k})} = E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,k}} \right] E_t \left[\psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] + \text{cov}_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}}, \psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] \quad (16)$$

$$\frac{1}{(1+i_{t,k})} = E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}} \right] E_t \left[\psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] [1+\rho_{t,k}^\pi]^{-1}, \quad (17)$$

donde $\rho_{t,k}^\pi$ es el premio por riesgo inflación puro, que depende de las expectativas de inflación, del 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 es si, por ejemplo, existiera un *shock* inesperado que aumentara la tasa de inflación. Si este escenario está acompañado, además, por una alta utilidad marginal del consumo futuro, 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* aversos en el crecimiento del consumo estarán acompañados por *shocks* aversos en los activos financieros, con lo cual aumentará 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 este será compensado por medio de premios por riesgo inflacionario.

$$\rho_{t,k}^\pi = \frac{\text{cov}_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}}, \psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right]}{E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}} \right] E_t \left[\psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] + \text{cov}_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}}, \psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right]} \quad (18)$$

Otra manera de ver este premio por riesgo es la señalada en la ecuación (18) 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 comovimiento entre el retorno del activo y el retorno del portafolio de mercado.

4. Modelo para el Premio por Riesgo de 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 en los precios de los activos financieros. Esto, por cuanto la liquidez para financiar este tipo de operaciones no está necesariamente disponible. Este fenómeno explica movimientos de la compensación inflacionaria que se correlacionan con el stock de 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 y a un precio que refleje las condiciones de un mercado competitivo, con lo cual las diferencias entre las tasas para cada período pueden ser causadas por un desequilibrio económico. La existencia de estos desequilibrios, que da paso a una diferencia persistente en la compensación inflacionaria, se corrige incorporando un premio por riesgo de liquidez. El único investigador que estudia el premio por riesgo por liquidez en Chile es Mendoza (1992),

⁹ $\text{cov}(x,y) = E(xy) - E(x)E(y)$.

quien plantea la hipótesis de que tasas de captación a 30 y 90 días deberían 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 período 1986:08-1989:04, se rechaza la hipótesis y se encuentra que el premio a la liquidez es estadísticamente no significativo. 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 período en análisis, por lo que el *spread* de tasas es un buen indicador de futuros aumentos de la inflación.

Por otra parte, es posible plantear un rol de la sustitución imperfecta relacionada con el stock de oferta y demanda relativa de bonos indexados y nominales en la determinación del premio por riesgo de liquidez. En este caso, si los inversionistas requieren fuentes de financiamiento en un momento determinado, incidirán en un cambio de la demanda relativa en t . Lo anterior se repite de igual manera con la oferta relativa debido a necesidades de financiamiento por parte de los agentes privados y públicos. 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, 1992) estudian el comportamiento de esta oferta relativa de bonos pero internos sobre externos en un escenario de economía abierta basados en un sistema de oferta y demanda de activos financieros internacionales, es decir, generan funciones que representan bonos internos, bonos externos y una función de demanda interna de dinero.

El objetivo de esta sección es estudiar el posible rol que juega la oferta relativa de bonos en la determinación del premio por riesgo liquidez en la compensación inflacionaria; por lo tanto, no se incluyen los demás componentes de la compensación, específicamente el riesgo de la inflación o la corrección por rezago, los que se analizan en la sección siguiente. En un escenario de economía cerrada y en base a un marco teórico coherente con las teorías de sustitución imperfecta de activos como el ya explicitado, se expone un sistema de oferta y demanda de activos

financieros locales, es decir, que generan funciones que representan bonos internos y externos, y a la vez emplean una función de demanda interna de dinero.

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

$$\begin{aligned}\overline{BN}_{t,k} &= b_{t,k}(i, r)W_{t+k} \\ \overline{BUF}_{t,k} &= b^*_{t,k}(i, r)W_{t+k} \\ \overline{M}_{t+k} &= m_{t,t+k}(i, r)W_{t+k}\end{aligned}\quad (19)$$

sujeto a la restricción presupuestaria

$$\overline{BN}_{t,k} + \overline{BUF}_{t,k} + \overline{M}_{t+k} = W_{t+k}, \quad (20)$$

donde cada una representa bonos en pesos, bonos en UF y la demanda interna de saldos monetarios, con W definido como el nivel de riqueza. Por propiedad de sistema de demanda conocida como: sustituibilidad bruta en los modelos de portafolio de los años setenta, la elasticidad respecto de la tasa de interés propia es positiva y la elasticidad respecto de la tasa de interés de los activos que compiten con esta es negativa. Por lo tanto, una forma funcional que se puede dar para cada bono es, $b_{t,k}(i, r) = \zeta i_{t,k} - \xi r_{t,k}$ y

$b^*_{t,k}(i, r) = \kappa i_{t,k} - \chi r_{t,k}$. Analizando las primeras dos relaciones de (19) ya que la tercera es redundante, se puede establecer la relación entre bonos indexados a la UF y bonos nominales, obteniendo que $\overline{BUF}_{t,k} / \overline{BN}_{t,k} = f_{t,k}$, donde $f_{t,k}$ está definida por la siguiente expresión que explica la relación que existe entre bonos nominales e indexados:

$$\begin{aligned}f_{t,k} &= \frac{b_{t,k}(i, r)}{b^*_{t,k}(i, r)} = \frac{\zeta i_{t,k} - \xi r_{t,k}}{\kappa i_{t,k} - \chi r_{t,k}} \\ \rho^l_{t,k} &= g\left(\frac{r_{t,k}}{i_{t,k}}\right) = g\left(\frac{\xi + f_{t,k}\chi}{f_{t,k}\zeta + \kappa}\right)\end{aligned}\quad (21)$$

Se concluye, entonces, en este apartado, que la oferta relativa de bonos cumple un rol en la determinación del premio por riesgo liquidez en la compensación inflacionaria. Si los inversionistas requieren fuentes de financiamiento en un momento determinado, este hecho incidirá en un cambio en la demanda relativa en t . Lo anterior se repite de igual manera con la oferta

relativa, debido a necesidades de financiamiento por parte de los agentes privados y públicos. 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. Gracias al modelo presentado, es posible evaluar la liquidez de un bono por medio del número de transacciones realizadas de estos activos en el mercado financiero, lo que se asocia a un stock total promedio del activo.

5. Acerca del 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 se ajusta de acuerdo con las expectativas de inflación en el momento en que el bono es usado, mientras que el retorno real varía con la inflación efectiva, que puede ser distinta a la esperada. Esta incertidumbre en la predicción de las tasas de inflación futuras conlleva un riesgo inflación que es intrínseco a los bonos nominales y no se puede eliminar. 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 un retorno relativo real mayor que el que reciben en bonos convencionales para compensar el efecto indicado. Así, la diferencia entre el retorno de un bono convencional y uno indexado medirá tanto un premio por riesgo de liquidez como un premio por riesgo inflación más un premio por riesgo de rezago de la indexación. Uno de los primeros economistas que se han preocupado de medir en forma analítica la corrección por rezago en la indexación es Chumacero (2002), concluyendo que cuando el horizonte de tiempo es de largo plazo, es posible que no sea necesario incorporar una medida de premio por rezagos de indexación.

De igual manera que el modelo desarrollado en la subsección II.3, se puede encontrar un premio por 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 sobre un horizonte infinito de tiempo,

$$\max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \psi^t u(c_t) \right] \quad (22)$$

sujeito a la restricción presupuestaria de cada período,

$$c_t + m_t + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{BN_{t,k}}{P_t} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{BUF_{t,k}}{P_t} \leq y_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(1+i_{t-k,k})BN_{t-k,k}}{P_t} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(1+uf_{t-k,k})BUF_{t-k,k}UF_t}{P_t UF_{t-k}} \quad (23)$$

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),

$$1 = \psi^k E_t \left[(1+uf_{t,k}) \frac{P_t}{P_{t+k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t} \frac{u'(c_{t+k})}{u'(c_t)} \right] \quad (24)$$

Reordenando y teniendo en cuenta que $P_t/P_{t+k} = 1/(1+\pi_{t+k})$ y la utilidad marginal del consumo en t es conocida en dicho período, se obtiene,

$$1 = E_t \left[(1+uf_{t,k}) \frac{1}{1+\pi_{t+k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t} \frac{\psi^k u'(c_{t+k})}{u'(c_t)} \right] = E_t \left[(1+i_{t,k}) \frac{1}{1+\pi_{t+k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t} TMSCI_{t+k} \right] \quad (25)$$

donde, $TMSCI_{t+k} = \psi^k u'(c_{t+k})/u'(c_t) > 0$ 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:

$$(1+uf_{t,k})^{-1} = E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t} \right] E_t [TMSCI_{t+k}] + \text{cov}_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t+k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t}, TMSCI_{t+k} \right] \quad (26)$$

Empleando la función de utilidad CRRA (aversión relativa al riesgo constante) de Arrow (1970) con coeficiente de aversión relativa al riesgo (denominado por $\theta > 0$) la relación anterior es:

$$\frac{1}{(1+uf_{t,k})} = E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t} \right] E_t \left[\psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] + \text{cov}_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t}, \psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] \quad (27)$$

$$\frac{1}{(1+uf_{t,k})} = E_t \left[\frac{1}{1+\pi_{t,k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t} \right] E_t \left[\psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] \left[1 + \rho_{t,k}^{uf} \right]^{-1} \quad (28)$$

El premio a la indexación, $\rho_{t,k}^{uf}$, es muy similar al premio por riesgo inflación, y se diferencia solo por la incorporación de la tasa de crecimiento de la unidad de fomento como medida de indexación en los precios. Este premio depende de las expectativas de inflación corregidas por la UF, el retorno bruto de la tasa de interés indexada y la tasa de interés real. Sin embargo, este premio tiende a 1 cuando aumenta la duración del activo financiero.

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

III. 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 describirán, estimarán y construirán 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 los apartados III.2, III.8 y III.9 se presentan las medidas residuales de la compensación inflacionaria, del premio por riesgo inflación y de liquidez para diferentes plazos. El punto III.3 entrega medidas independientes de las expectativas de inflación obtenidas de encuestas de mercado. En los puntos III.4 a III.7 se presentan las distintas estimaciones realizadas para encontrar estas series por medio de metodologías econométricas.¹⁰

1. Acerca del Rezago en la Indexación

Un paso previo al estudio del comportamiento de la compensación inflacionaria es comprobar, mediante metodologías econométricas, si es necesario o no tomar en cuenta la indexación a la hora de estimar la compensación inflacionaria para distintos plazos. Chumacero (2002) demuestra que la expresión (29) converge en probabilidad a 1 cuando aumenta la duración del activo financiero. Una secuencia y_t converge en probabilidad a y_0 si en el límite la probabilidad entre el valor absoluto de la diferencia entre y_t e y_0 es igual a 1 para todo $\varepsilon > 0$.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{P_t}{P_{t+k}} \frac{UF_{t+k}}{UF_t} \right) = 1 \quad (29)$$

Así, se concluye que, si la inflación sigue un proceso estacionario y $k \rightarrow \infty$, el producto entre la razón de precios y la Unidad de Fomento es igual a 1. Es relevante notar que este argumento solo es válido para plazos muy largos, es decir, mayores de un mes. Se probará si lo anterior se corrobora para plazos donde $k=1, 3, 6, 12, 24, 60$ y 120 (meses). Las series a testear serán para las tasas a 1 mes, y a 1 año, y para los bonos de 2, 5 y 10 años. Para que la relación anterior se cumpla es necesario que la inflación sea estacionaria y ergódica a la media, lo cual para plazos prolongados se cumple, principalmente porque estos bonos tienen fecha de emisión desde el año 2002, cuando la inflación a presentado un comportamiento muy similar a la media.

En este sentido, es necesario recalcar que la compensación inflacionaria a plazos más prolongados tiene un premio por riesgo a la indexación muy bajo o cercano a nulo, no así a plazos cortos. Por lo tanto, para la compensación inflacionaria para 12 y 24 meses es posible que exista cierto premio por riesgo a la indexación, el cual va a ser omitido en este documento ya que se cree que para estos plazos los retornos ex-ante y ex-post coinciden, o la diferencia es mínima.

¹⁰ Ver Jervis (2007). El Apéndice A provee medidas de correlación simple entre las distintas variables medidas y estimadas. La fuente de las series de datos se presenta en el Apéndice B.

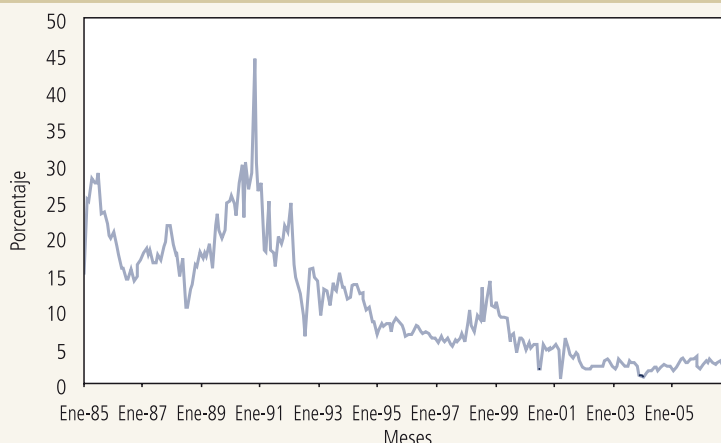
2. Medidas Residuales de Compensación Inflacionaria

Por medio de las tasas de interés de mercado, es posible construir series históricas alternativas de medidas de la compensación inflacionaria.¹¹ Existen para esto, cuatro fuentes.¹² La primera es la diferencia de tasas de captación en pesos y UF desde el año 1985 con observaciones mensuales para tasas de uno a tres años descrita en el gráfico 1.¹³ 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 solo 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).

Las otras tres medidas provienen del diferencial de tasas de bonos del Banco Central de Chile (BCCh) en pesos y en UF de emisión reciente. Las tasas de interés de los instrumentos del BCCh corresponden a la tasa promedio ponderada 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 de base 360.

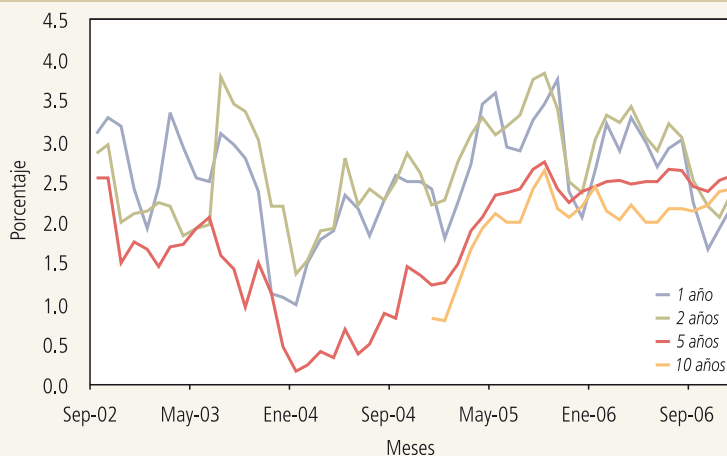
Existen tres medidas para las distintas duraciones de los bonos: compensación inflacionaria a dos años (BCP 2/BCU 2), para la cual existen observaciones mensuales desde septiembre del 2002, compensación inflacionaria a cinco años (BCP 5/BCU 5) también con observaciones mensuales desde septiembre del 2002 y, finalmente, compensación inflacionaria a diez años (BCP 10/BCU 10) con observaciones mensuales desde diciembre del 2004. La compensación

GRÁFICO 1
Compensación Inflacionaria a 1 Año
(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE.

GRÁFICO 2
Compensación Inflacionaria a Distintos Plazos
(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCh (ver apéndice).

inflacionaria para plazos de uno, dos, cinco y diez años se comporta como muestra el gráfico 2 para el

¹¹ La compensación inflacionaria se mide como $(1 + i_{t,k}) / (1 + r_{t,k})$.

¹² Las 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 estos no lo son. Las cifras publicadas el día 23 corresponden a la primera quincena. Estas series corresponden a la tasa promedio ponderada del mes de los pagarés vendidos bajo la modalidad de licitación.

¹³ La distribución de estos depósitos está más acumulada a la frecuencia anual. Por esta razón, se entiende esta tasa como una tasa a un año.

intervalo desde septiembre 2002 a diciembre 2006,¹⁴ donde se observa una alta correlación entre las cuatro series; sin embargo, se puede notar que la correlación es más alta entre las compensaciones de uno y dos años plazo y para las de cinco y diez años plazo.

De igual modo, se observa que a principios del 2005 la compensación inflacionaria ha aumentado para todos los plazos, lo cual ha sido especialmente notorio en la compensación de mediano plazo. Desde comienzos de agosto 2005, las tasas de interés de documentos del BCCh mostraron un comportamiento dispar dependiendo de la reajustabilidad, y los BCU disminuyeron hasta mínimos históricos. Por su parte, los documentos nominales registraron aumentos de la tasa de interés. También es interesante notar que a fines del 2006 hubo una caída en las compensaciones para los instrumentos de más corto plazo, explicada tanto por una baja en las tasas nominales como por un aumento en las tasas reales.

Una medida muy utilizada para las expectativas 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. Al analizar el comportamiento de las medidas, se puede inferir que en los últimos años la compensación inflacionaria no ha coincidido en algunos períodos con otras medidas de expectativas de inflación (encuestas, por ejemplo). Al definir el porqué de las diferencias entre estas se podrá tener una visión más clara de cómo los agentes del mercado evalúan las presiones inflacionarias a futuro.

De hecho, lo anterior es el objetivo de este documento: identificar qué parte de estas compensaciones corresponde realmente a las expectativas de inflación de los agentes económicos. Es decir, responder preguntas relacionadas con la variabilidad de la compensación inflacionaria en el periodo de análisis, por ejemplo, a principios del 2006 las medidas de más corto plazo tuvieron aumentos de 10 puntos base, los cuales no sabemos si se debieron a aumentos de expectativas de inflación o de premios por riesgo, de hecho, si solo se debieran a expectativas y el

cambio en los premios fuera nulo, entonces medidas de compensación inflacionaria como indicadores de expectativas del mercado.

3. Medidas Independientes de Expectativas de Inflación

Una forma de medición para ciertas variables económicas es a través de encuestas hechas a ciertos agentes económicos sobre sus expectativas en relación con las variables de interés. Existen tres fuentes relacionadas con lo anterior. La primera es generada por el Banco Central de Chile, en la cual se encuesta todos los meses a un selecto grupo de académicos, consultores, ejecutivos, y asesores de instituciones financieras y corporaciones.

Una segunda serie de datos es la generada por las encuestas en la Mesa de Dinero del BCCh. Esta encuesta es la única que capta información diaria relativa a las expectativas de los agentes. Es una medida mejor que la anterior, ya que estos agentes económicos al momento de responder tienen un mayor compromiso pues están transando activos cuya rentabilidad depende de una claridad acerca del movimiento futuro de variables económicas como, por ejemplo, la inflación esperada.

Existe también una serie publicada por *Consensus Forecast* con proyecciones de la inflación a doce meses. Cada mes, *Consensus Economics* encuesta a alrededor de 120 agentes económicos y financieros de América Latina acerca de un rango de variables que incluye proyecciones de crecimiento, inflación, tasas de interés y tipos de cambio.

De esta manera, para un mismo plazo (12 y 24 meses) es posible estudiar el comportamiento de las expectativas de inflación según las distintas encuestas. Puntualmente, se puede inferir a través de las series (gráfico 3), que existe cierta homogeneidad en los valores predichos para la variación en doce meses de la inflación. En el período comprendido entre octubre

¹⁴ Estas tasas son las correspondientes a exactamente los plazos necesitados, es decir, no incluyen operaciones del mercado secundario. Los bonos a dos años nominales y en UF son BCP0800708 y BCU0500308, respectivamente. Para cinco años son BCP0800907 y BCU0500912. Para diez años son BCP0801206 y BCU0501113.

de 2003 y octubre de 2004 existió cierta desviación de las expectativas de los distintos agentes económicos con respecto a la inflación que proyectaban para doce meses más y, por ende, con respecto al objetivo inflacionario establecido por el BCCh, que para este período era de un rango de 2 a 4%, centrado en 3%.

Para el mismo período existen también medidas de expectativas inflacionarias a un plazo de 24 meses. Estas series se presentan en el gráfico 4. En este caso, se puede observar que la variación de las expectativas es mucho más suavizada que la anterior.

Tal como demuestra el análisis gráfico, las diferencias que existen entre las dos series que provienen de distintas encuestas a variados agentes en la economía son leves; sin embargo, queda claro que las expectativas de la encuesta del BCCh son mucho menos volátiles, confiando en la meta del ente emisor de lograr anclar a 3% la inflación en un horizonte de 24 meses.

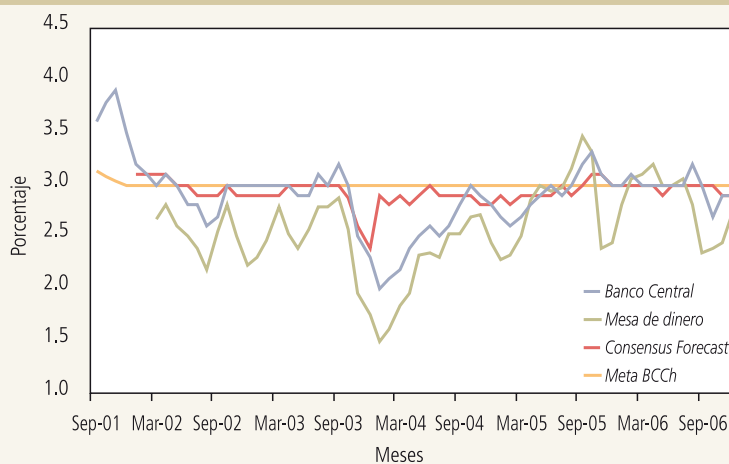
Lo anterior se debe principalmente a que las expectativas de inflación permiten evaluar la percepción de los agentes económicos respecto del compromiso del Banco Central de cumplir su meta, informan respecto de cómo perciben los agentes la propagación de *shocks* específicos y muestran la eventual reacción de las percepciones frente a cambios en la política monetaria.

4. Evaluación de Expectativas de Inflación de Mercado

El apartado anterior entrega tres medidas distintas de expectativas de inflación según distintas fuentes. En la práctica, es posible plantear que estas series de expectativas pueden ser tratadas como las proyecciones de inflación que hace el mercado para distintos horizontes ($t+k$) desde el momento de la encuesta (t). En general, una vez que las proyecciones son estimadas independientemente de la metodología,

GRÁFICO 3

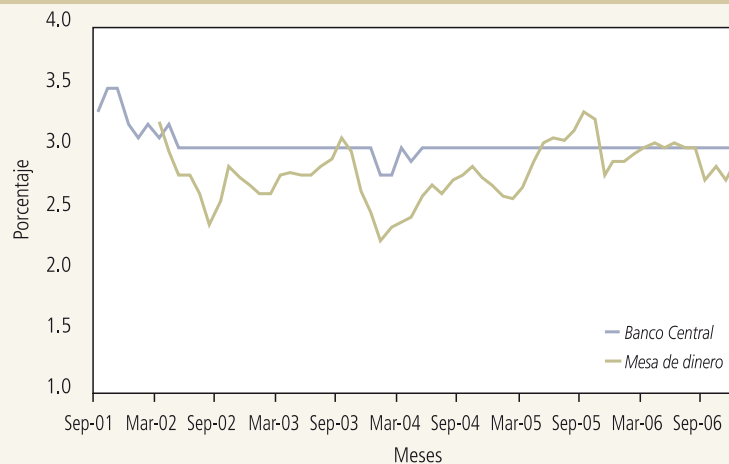
Expectativas de Inflación a 12 Meses (encuestas)



Fuente: Datos de encuestas de expectativas de mercado (ver Apéndice).

GRÁFICO 4

Expectativas de Inflación a 12 Meses (encuestas)



Fuente: Datos de encuestas de expectativas de mercado (ver Apéndice).

existen múltiples criterios de evaluación para juzgar el comportamiento de la serie, es decir, cuán bien proyecta el modelo en términos estadísticos. Como las series de proyección con $k=24$ no poseen suficientes observaciones, el análisis se efectúa solo para las series de $k=12$ donde se hace competir a las tres series: Banco Central (E1), Mesa de Dinero (E2) y *Consensus Forecast* (E3).

El primer paso es comparar las proyecciones, basado en la estadística descriptiva común para la evaluación de proyecciones, el error cuadrático medio (ECM) y

el valor absoluto de los errores (VAE). Para lo anterior es necesario construir los errores de proyección para cada serie, los que se definen como la diferencia entre el dato efectivo en $t+k$ y lo que fue proyectado por el modelo o en este caso por las expectativas para ese mismo $t+k$. Ahora bien, antes de calcular el ECM y el VAE, es posible evaluar si la secuencia de errores de proyección sigue o no un proceso MA($k-1$), es decir, que el error de proyección un periodo adelante debería comportarse como ruido blanco. La única serie que cumple con lo anterior y es MA11 es el E2, las series E1 y E3 son MA12 y MA13, respectivamente. Por su parte, las razones de distintas combinaciones de los tres modelos son las presentadas en el cuadro 3, donde la primera columna es para el ECM y la segunda para el VAE. Valores menores a la unidad en las razones ij sugieren que la serie i es superior en términos de validez predictiva, mientras aquellas razones que superen la unidad irán en favor de la serie j . En particular, se concluye que el mejor modelo es el segundo ya que supera, en términos de ECM, a los otros dos modelos. Sin embargo, al hacer el mismo análisis pero en términos de VAE, el resultado no se mantiene y el mejor modelo pasa a ser el tercero. Es por esta razón que existe la incertidumbre acerca de cuál es la probabilidad de que lo anterior sea estadísticamente correcto. Para testear si estas conclusiones para el ECM son estadísticamente significativas, se emplean los tests de Diebold y Mariano (1995) (DM) en un principio y luego el de Harvey et al. (1997) (HLN) que emplea una mejora en relación al anterior, ya que resuelve el problema de tamaño de DM. Sea $\{y_t\}$ la serie que se desea proyectar y $y_{t+k|t}^j$ las distintas proyecciones de y_{t+k} que compiten en términos de la mejor proyección, con $j=1, 2, 3$. Los errores de proyección de estas series se definen como $\varepsilon_{t+k|t}^j = y_{t+k} - y_{t+k|t}^j$, donde existe una secuencia de estos errores de $t=t_0, \dots, T$. La calidad de las proyecciones se juzgará entonces por medio de alguna medida de función de pérdida, entre las cuales las más populares son la de error cuadrático medio definida como $L(\varepsilon_{t+k|t}^j) = (\varepsilon_{t+k|t}^j)^2$ y la del valor absoluto del error $L(\varepsilon_{t+k|t}^j) = |\varepsilon_{t+k|t}^j|$. Por lo tanto, para determinar si un modelo predice mejor que otro se puede testear la siguiente hipótesis nula: $H_0: E[L(\varepsilon_{t+k|t}^{j=1})] = E[L(\varepsilon_{t+k|t}^{j=2})]$, es decir, igual precisión en las proyecciones de los modelos, en este caso 1 y 2. El test DM se basa, entonces, en la función de pérdida definida como $d_t = L(\varepsilon_{t+k|t}^{j=1}) - L(\varepsilon_{t+k|t}^{j=2})$, donde la hipótesis nula se refiere

a igual precisión, es decir, $H_0: E[d_t] = 0$. Finalmente, el test estadístico DM es:

$$S = \frac{\bar{d}}{(VA_d / T - t_0)^{1/2}}$$

$$VA_d = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j, \quad \gamma_j = \text{cov}(d_t, d_{t-j})$$

donde la media muestral se define como $\bar{d} = 1/T - t_0 \sum_{t=t_0}^T d_t$ y VA_d como la varianza consistente de la varianza asintótica de $\sqrt{T}d_t$. Lo anterior se hace debido a que las funciones de pérdida están correlacionadas serialmente para un $h > 1$. DM demuestran que el test se distribuye asintóticamente como una normal con media cero y varianza uno. Por lo tanto, para rechazar la hipótesis nula a un nivel de 5%, el test calculado debe ser mayor que 1.96.

Por su parte, y bajo la distribución t Student con $T - t_0 - 2$ grados de libertad, el test de HLN se define como:

$$HLN = DM * \left[\frac{T - t_0 + 2 - 2h + h(h-1)/T - t_0 - 1}{T - t_0 - 1} \right]^{1/2}$$

El cuadro 1 presenta las razones de los ECM y VAE para un horizonte de doce meses. También se presentan los tests de DM y HLN, que comparan los ECM y VAE para las series ij . Los resultados muestran que, en términos de razones, la encuesta de la mesa de dinero del BCCh tiene mejor validez predictiva que los modelos basados en la encuesta del BCCh y de *Consensus Forecast* bajo el criterio ECM, no así para el criterio VAE. Por otro lado, también se encuentra que la encuesta de *Consensus Forecast* es superior a la encuesta del BCCh, en criterio tanto ECM como VAE, con razones muy similares numéricamente. Estos resultados no solo tienen respaldo en términos de razones menores a la unidad sino que son estadísticamente significativos algunos al 5 y otros al 10 por ciento. Específicamente, para $ij=21$ y 23 , se encontró que estadísticamente es significativo el resultado que apoya una superioridad de la encuesta de la mesa de dinero. Para $ij=31$, el resultado es estadísticamente significativo solo para el estadístico DM, ya que para el HLN no existe evidencia de significancia del resultado encontrado, lo que implica que la evidencia no es suficiente para respaldar la idea de que la encuesta de *Consensus Forecast* es mejor que la del BCCh.

CUADRO 1

Evaluación de Proyecciones de Inflación para las Distintas Encuestas

ij	Razón ECM	Razón VAE	DM(ECM)	DM(VAE)	HLN(ECM)	HLN(VAE)
12	1.09	0.971				
13	1.02	1.019				
21	0.917	1.029				
23	0.936	1.049	1.869 <i>0.031</i>	5.458 <i>0.612</i>	1.237 <i>0.022</i>	3.611 <i>0.761</i>
31	0.98	0.981	1.512 <i>0.045</i>	3.857 <i>0.251</i>	1.001 <i>0.032</i>	2.552 <i>0.616</i>
32	1.069	0.952	1.843 <i>0.063</i>	2.854 <i>0.072</i>	1.219 <i>0.134</i>	1.888 <i>0.568</i>

N° de obs. 46

Muestra 2003:03-2006:12

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Valor ρ en cursiva.

En consecuencia, a continuación solo se seguirá trabajando con la encuesta de la mesa de dinero, que supera en términos de validez predictiva a las otras encuestas como medida de proyección de la inflación para 12 meses adelante.¹⁵

5. Estimaciones Econométricas de Expectativas de Inflación Medidas

En esta sección se comprueba si la hipótesis planteada en la ecuación (17) es válida para la encuesta de la Mesa de Dinero del Banco Central de Chile. De acuerdo con el modelo teórico expuesto en la subsección II.2, la meta de inflación, las desviaciones del precio del petróleo, el rezago de la inflación y el rezago de la brecha del producto explican esencialmente las expectativas inflacionarias del público. La metodología econométrica empleada es el estimador de método de momentos generalizados (GMM) aplicado a una muestra que contiene datos mensuales desde la fecha de la encuesta, es decir, enero 2002 para un horizonte de 12 meses. Los datos utilizados son: inflación, calculada como la variación anual o mensual del logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC), la meta de inflación que fue suavizada para poseer datos mensuales utilizando un filtro no-lineal,¹⁶ la brecha del producto que se crea a partir de la diferencia entre el PIB total real y el PIB potencial¹⁷ 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 se presenta en el Anexo.

Partiendo de la ecuación (9) aplicada a un plazo de doce meses, se obtiene la siguiente ecuación,

$$\begin{aligned}
 E_t \pi_{t+12} = & \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon \gamma_1 \beta_2 \alpha_1}{(\varphi_\varepsilon (1-\delta) - 1)e}}_{\phi_0} \pi_t^* \\
 & + \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon}{e} \left(\gamma_4 - \frac{\gamma_1 \beta_2 \alpha_3}{(1-\varphi_\varepsilon (1-\delta))} \right)}_{\phi_1} oil_t^{desv} \\
 & + \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon \gamma_1 (\delta \beta_1 - \beta_2 \alpha_2)}{(1-\varphi_\varepsilon (1-\delta))e}}_{\phi_2} y_{t-12} \\
 & + \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon \gamma_2}{e}}_{\phi_4} \pi_{t-12} + \underbrace{\frac{\varphi_\varepsilon}{e}}_{\phi_5} \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (30)$$

¹⁵ Ver Jervis (2007). Los resultados encontrados para las otras encuestas se encuentran en los distintos anexos.

¹⁶ Por ejemplo, Albagli y Schmidt-Hebbel (2004) utilizan el filtro de Hodrick-Prescott.

¹⁷ Se estacionaliza la serie por medio del cálculo realizado según el método Census X-12. Las series desestacionalizadas excluyen el efecto estacional y calendario existente.

De la ecuación (30) es posible encontrar una simple transformación lineal, que por razones empíricas puede ser generalizada como,

$$E_t \tilde{\pi}_{t+12} = \phi_1 oit_t^{desv} + \phi_2 y_{t-14} + \phi_3 \tilde{\pi}_{t-1,t-2} + \phi_4 \tilde{\pi}_{t-1,t-13} + \phi_5 \varepsilon_t \quad (31)$$

Dado que existe conocimiento e información por parte de los agentes económicos, se puede modelar un comportamiento con la estructura de la ecuación (31). Donde $E_t \pi_{t+12} = (E_t \pi_{t+12} - \pi^*)$ es la desviación de las expectativas de inflación de los agentes económicos con respecto a la meta. $\tilde{\pi}_{t-1,t-2} = (\pi_{t-1,t-2} - \pi_t^{*mensual})$ es la desviación de la inflación mensual con respecto a la meta mensualizada, y finalmente $\tilde{\pi}_{t-1,t-13} = \pi_{t-1,t-13} - \pi_t^*$ es la desviación de la inflación anualizada con respecto a la meta anualizada. Los sub índices se refieren al hecho de que 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 período previo. En cuanto a la brecha, en marzo (t) se conoce la información de enero ($t-14$). La metodología de estimación es encontrar, entonces, los parámetros que acompañan las variables explicativas en la ecuación (31) y ver si son significativas o no al momento de explicar las expectativas inflacionarias de los agentes.

El cuadro 2 presenta los resultados de las estimaciones para la encuesta.¹⁸ Según el estadístico J presentado, no es posible rechazar la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación del modelo son válidas (el 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 de la muestra). Las variables que tienen un mayor peso al explicar las desviaciones de las expectativas de inflación de la Mesa de Dinero con respecto a la meta, desde el año 2002, son las desviaciones tanto de la inflación anual como la mensual con respecto a su meta, las cuales tienen signo positivo y son significativas. El *shock* externo y la brecha presentan signo positivo y son significativas, aunque explican con un peso mucho menor las desviaciones de las expectativas. Así, es posible concluir que a medida que los efectos de *shocks* tanto internos como externos sean

CUADRO 2

Expectativas de Inflación para la Encuesta de la Mesa de Dinero

Variable dependiente $E_t[\pi_{t+k}]$	Mesa de Dinero BCCh
ϕ_1	0.0904 <i>0.023</i>
ϕ_2	0.0557 <i>0.036</i>
ϕ_3	0.3761 <i>0.027</i>
ϕ_4	0.5831 <i>0.001</i>
Nº de obs.	55
Muestra	2002:01-2006:12
Fuente: Elaboración propia.	
Nota: Valor p en cursiva.	

traspasados a la inflación mensual y por lo tanto a la anual, estos llevarán a una desviación de las expectativas del mercado con respecto a la meta, quizás causado por una sobrereacción de los *shocks*. Sin embargo, es posible inferir del análisis gráfico de las expectativas de mercado, que aunque exista una desviación con respecto a la meta esta no es de largo plazo y en un horizonte corto de tiempo vuelven a converger a la meta debido en teoría a que podría existir una alta credibilidad de la política monetaria entre los agentes económicos.

6. Estimaciones Econométricas de Expectativas de Inflación No Observada

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

¹⁸ En Jervis (2007), Anexo B, cuadro 11 se presentan los resultados para el resto de las encuestas.

La metodología empleada es similar a la presentada en el apartado anterior, pero 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, 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 que fue suavizada para poder contar con datos mensuales utilizando un filtro no-lineal, la brecha del producto creada a partir de la diferencia entre el PIB total real y el PIB potencial y el *shock* del petróleo, calculado 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 es presentada en el Anexo.

La metodología de estimación es encontrar los parámetros que acompañan a las variables explicativas en la ecuación (31). Para lograr esto, se suma y se resta $\tilde{\pi}_{t+12}$ al lado izquierdo, lo que da la siguiente ecuación,

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{t+12} = & \phi_1 oil_t^{desv} + \phi_2 y_{t-14} \\ & + \phi_3 \tilde{\pi}_{t-1,t-2} + \phi_4 \tilde{\pi}_{t-1,t-13} + \mu_t \end{aligned} \tag{32}$$

donde $\mu_t = \phi_5 \varepsilon_t + (\tilde{\pi}_{t+12} - E_t \tilde{\pi}_{t+12})$ se define como el error de proyección ortogonal.

De la ecuación anterior, es posible plantear la siguiente condición de ortogonalidad:

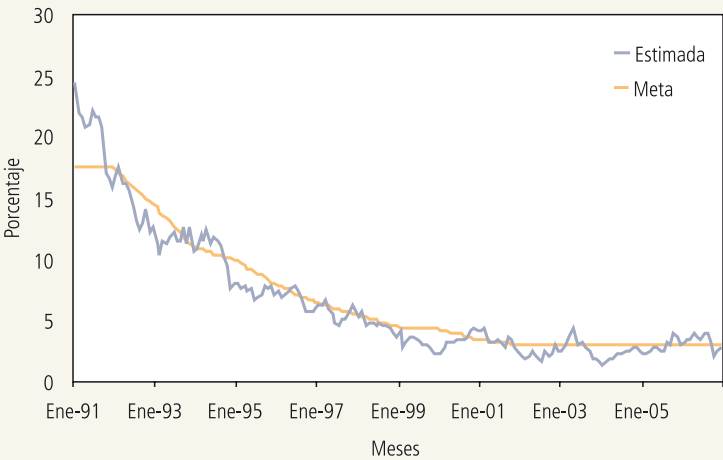
$$\begin{aligned} E_t \{ & (\tilde{\pi}_{t+12} - \phi_1 oil_t^{desv} - \phi_2 y_{t-14} \\ & - \phi_3 \tilde{\pi}_{t-1,t-2} - \phi_4 \tilde{\pi}_{t-1,t-13}) z_t \} \end{aligned} \tag{33}$$

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.

Los resultados de la estimación (cuadro 3) son utilizados para encontrar la medida de expectativa inflacionaria estimada. Como en este caso la meta de

GRÁFICO 5

Estimación de Expectativa de Inflación a 12 Meses (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE.

CUADRO 3

Expectativas de Inflación No Observada

Variable dependiente	
π_{t+12}	
ϕ_1	0.0967 <i>0.045</i>
ϕ_2	0.0503 <i>0.063</i>
ϕ_3	0.2757 <i>0.015</i>
ϕ_4	0.3676 <i>0.022</i>
Nº de obs.	175
Muestra	1991:01-2006:12
Fuente: Elaboración propia.	
Nota: Valor <i>p</i> en cursiva.	

inflación no es constante, es incorporada. El modelo entrega una medida inflacionaria que siempre se encuentra por debajo de la meta de inflación fijada por el Banco Central. Lo anterior puede deberse a una subestimación por parte del modelo de los *shocks* macroeconómicos de la economía (gráfico 5).

Según el estadístico J presentado, no es posible rechazar la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación del modelo son válidas. Al comparar los valores de los parámetros encontrados en la sección anterior (cuadro 2) y los encontrados

CUADRO 4

Tasa de Descuento Intertemporal y Coeficiente de Aversión al Riesgo

Parámetros estimados	Estimación por separado		Sistema de ecuaciones
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
ψ	0.9942 <i>0.000</i>	0.9378 <i>0.000</i>	0.9929 <i>0.000</i>
θ	3.3893 <i>0.000</i>	2.9884 <i>0.000</i>	3.113 <i>0.000</i>
J	0.1845	0.3682	0.4652
N° de obs.	238	24	37
Muestra	1991:01-2006:12	2002:09-2006:12	1991:01-2006:12

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Valor *p* en cursiva. *J* corresponde al test de sobreidentificación de Hansen.

en esta sección (cuadro 3), se puede reafirmar que las desviaciones de la inflación tanto anual como mensual siguen siendo relevantes al momento de explicar las desviaciones de las expectativas de inflación de los agentes económicos. Sin embargo, en este caso, tanto la significancia como el valor de los parámetros son menores lo cual puede ser explicado por la muestra que se utiliza ya que comienza en 1991 cuando aún los niveles de inflación eran muy altos, y, por lo tanto, pueden haber existido otros factores que explicaran de mejor manera estas desviaciones como son los premios por riesgos.

7. Medida Independiente del Premio por riesgo Inflación

Como se planteó, en la práctica la relación de Fisher es poco factible, ya que la posesión de un activo financiero conlleva una variedad de riesgos. Uno de estos es el riesgo inflación, definido como la posibilidad de 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 surja un diferencial entre las tasas nominales y reales de la economía. En este caso, es posible reconocer la existencia de un premio por 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 monetarias en las cuales está denominado el flujo de efectivo de un activo.

La estimación de este premio involucra dos etapas; la primera es la estimación de los parámetros ψ y θ del riesgo mediante el estimador de método de momentos generalizado (GMM). La ecuación (14) 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 (14), es necesario que el sistema esté sobreidentificado, lo que se consigue mediante la utilización de instrumentos z_t (cuadro 4). Para la estimación con datos mensuales se utilizó el consumo privado total per-cápita¹⁹ como medida de c_t y el Índice de Precios al Consumidor (IPC) como medida de P_t .

$$E_t \left[(1 + i_{t,k}) \frac{1}{1 + \pi_{t+k}} \psi^k \left(\frac{c_t}{c_{t+k}} \right)^\theta - 1 \right] = 0 \quad (34)$$

La relación (34) fue estimada en un sistema compuesto por dos ecuaciones de Euler, una para la tasa anual cuyo período muestral cubre desde enero de 1985 y otra para la tasa de dos años con un período muestral desde septiembre de 2002. Sin embargo, la medida de consumo existe desde enero de 1986.

¹⁹ Se desestacionaliza la serie por medio del cálculo realizado según el método Census X-12. Las series desestacionalizadas excluyen el efecto estacional y calendario existente.

Para las tasas de cinco y diez años, la estimación no puede llevarse a cabo, debido a que no hay datos suficientes. Por lo tanto, se estima para $k=12, 24$. Existen tres tipos de estimaciones; la primera involucra estimar por separado ambos modelos, la segunda es estimar por separado pero ahora para los distintos horizontes y la tercera estimar un modelo que incluya el sistema de ecuaciones. 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.

La segunda etapa de estimación consiste en encontrar una medida para el riesgo inflación derivada en la subsección III.3, basada en el modelo de C-CAPM definido por,

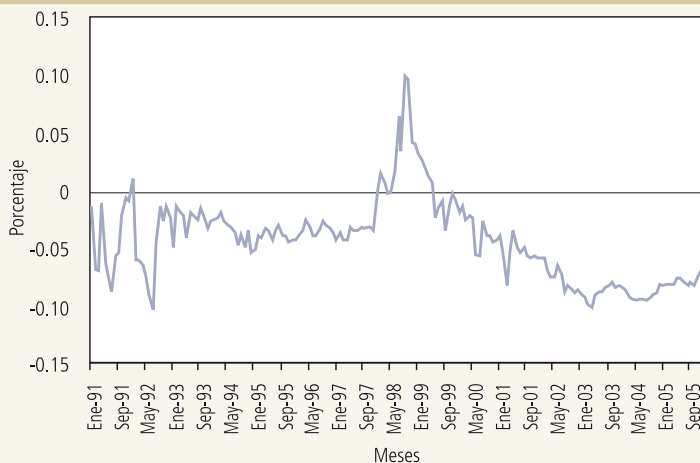
$$\rho_{t,k}^{\pi} = \left[E_t \left[\frac{1}{1 + \pi_{t+k}} \right] E_t \left[\psi^k \left(\frac{c_{t+k}}{c_t} \right)^{-\theta} \right] [1 + i_{t,k}] \right] - 1 \quad (35)$$

En este caso, como desde un principio se supuso que solo existen dos tipos de activos financieros —nominal e indexado—, no es necesario reemplazar en el desarrollo del modelo la TMST por $1/((1 + r_{t,k}))$ ya que, para el modelo, la tasa de interés real (r) no existe. 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 con 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, aunque sí lo es para procesos AR o MA puros, que es justamente el proceso estimado en el documento. El segundo

GRÁFICO 6

Premio por Riesgo Inflación con Expectativa Estimada a 12 Meses (porcentaje)



Fuente: Datos de encuestas de expectativas de mercado (ver Apéndice).

método (función de penalidad) se concentra en los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan Quinn, definidos como sigue:

$$Akaike : -2(l/n) + 2(k/n)$$

$$Schwarz : -2(l/n) + (k/n) \ln(n)$$

$$Hannan - Quinn : -2(l/n) + 2(k/n) \ln(\ln(n))$$

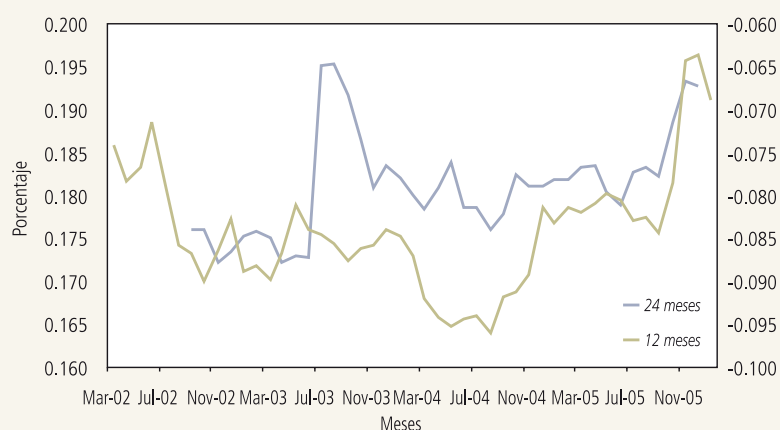
donde l =valor de log de verosimilitud, n =número de observaciones y k =número de parámetros. En esta metodología, para poder comparar entre distintos procesos de una misma serie, es necesario que la muestra sea la misma para todos los modelos. En general, el criterio de Schwartz es consistente y más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

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

$$E_t \left[\frac{c_{t+k}}{c_t} \right] = e^{\mu_t + 1/2 \sigma_t^2}, \quad (36)$$

donde μ_t es la media de la proyección, y σ_t^2 la varianza de la proyección. La medida $E_t[1/(1 + \pi_{t+k})]$ es reemplazada 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 subsección III.6). Se opta

Estimación del Premio por Riesgo Inflación



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCh y del INE.

por un proceso autorregresivo en vez de un VAR en la estimación de las esperanzas en t del crecimiento del consumo, ya que en términos de proyecciones de media y varianza condicional, el primero siempre domina al segundo tipo de análisis señalado.

El gráfico 6 presenta el premio por riesgo inflación obtenido a través de las expectativas inflacionarias derivada en la subsección III.6 para un horizonte de tiempo de un año. En el gráfico 7 se muestran las series de premio por riesgo inflación estimadas por medio de las expectativas de inflación de la encuesta tanto para 12 como para 24 meses.²⁰

De la derivación matemática del premio por riesgo inflación realizada en la sección anterior, se concluye que este premio puede ser positivo o negativo, dependiendo de cómo covarían en t las expectativas inflacionarias con la tasa marginal de sustitución para la economía. En términos del gráfico 6, el premio es principalmente negativo, exceptuando el período comprendido entre 1998:04 y 1999:07. Lo anterior, puede ser explicado por los efectos de *shocks* externos en la economía chilena. En el gráfico 7 tenemos que los dos premios tanto para 12 como para 24 meses se mueven muy parecidos aunque en escalas distintas; el premio a 12 meses varía entre 0,17% y 0,195%, mientras que el premio a 24 meses lo hace entre -0,10% y -0,06%. Los movimientos negativos del premio a 24 meses serían explicados por una covarianza negativa entre la inflación y la tasa marginal de sustitución de consumo durante el

período en análisis. De hecho, existen ocasiones en que la inflación es mayor que la tasa de crecimiento del consumo (o TMST), y por ende el pago de un bono real es menor justamente cuando el consumo por parte de los agentes es más valorado y se hace necesaria la capacidad de suavizar el consumo a lo largo del período, por lo cual el bono nominal ofrece un mayor retorno que induce a los agentes a mantener el activo y por lo tanto son más atractivos. Así, el premio al riesgo inflación es bajo. Cabe recordar que la tasa de interés a dos años no incorpora las transacciones del mercado secundario y, por lo tanto, no necesariamente refleja el mismo

comportamiento que entregarían las tasas BCP2. Ahora bien, para el premio a 12 meses sucede lo contrario, por lo cual, el premio al riesgo inflación es alto lo que se explicaría por la mayor volatilidad que pueden pensar los agentes de mercado que tendrían este tipo de activos financieros.

Debido a que en un escenario de corto plazo lo que plantea mayor incertidumbre es la inflación versus la tasa de interés que se relaciona a la política monetaria del ente emisor, el premio exigido por los bonos indexados es mayor que el de los nominales, e inclusive entrega una mayor volatilidad a estos papeles. Al contrario, una vez que el escenario es más de largo plazo, la incertidumbre es mayor en relación con la tasa de interés nominal por efecto de cambios en la política monetaria, por lo cual el retorno exigido a los bonos nominales es mayor. Estas diferencias en la incertidumbre que existe a distintos plazos genera una prima por riesgo inflación que puede presentar distinta magnitud o signo dependiendo del escenario en que se estudie. De hecho, gráficamente se observa que el premio por riesgo a 24 meses es menos volátil que el de 12 meses, debido a la menor incertidumbre que existe en los papeles asociados a reajustes por inflación.

²⁰ Ver cuadro 12, Anexo B, en Jervis (2007). Una vez que se amplía el análisis para todas las encuestas, se puede apreciar la robustez de los resultados encontrados debido a que, a pesar de que las series de las expectativas de inflación son distintas, el premio por riesgo inflación muestra el mismo comportamiento en promedio para ambos horizontes.

8. Medidas Residuales del Premio por Riesgo Inflación

En esta sección se muestra gráficamente el comportamiento del premio por riesgo inflación, el cual se obtiene por medio de una medida residual de la ecuación de Fisher, incluyendo un premio por riesgo inflación por parte de los agentes económicos. En este caso, el análisis no se basa en el escenario del modelo de C-CAPM sino que se enfoca más bien en la relación de Fisher ampliada donde se toma como *proxy* de la tasa de interés real la tasa de interés indexada para la composición de este premio.

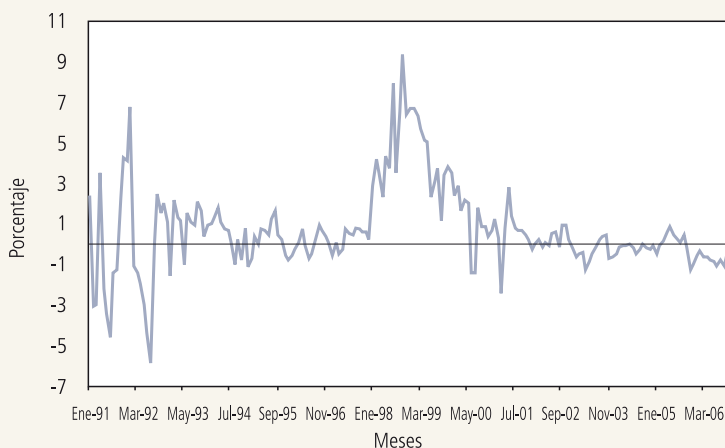
$$(1 + \rho_{t,k}^{\pi}) = \frac{(1 + i_{t,k})}{(1 + r_{t,k})(1 + E_t[\pi_{t+k}])} \quad (37)$$

Esta medida de premio solo incorpora datos de la economía chilena y no aquellos estimados en el desarrollo del documento, es decir, se incorporan las tasas de interés nominales e indexadas y la medida de expectativas inflacionarias entregadas por la encuesta a los agentes económicos de las mesas de dinero. El análisis gráfico muestra 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 por riesgo inflación depende de la covarianza entre la inflación y la tasa de utilidad marginal del consumo, pudiendo ser esta covarianza positiva o negativa.

En la dinámica de más corto plazo, se destaca la alta sensibilidad de los agentes económicos a las variaciones de la inflación. El gráfico 8 presenta el premio para 12 meses según la medida de expectativa inflacionaria estimada, el gráfico 9 presenta el premio para 12 y 24 meses. Se puede observar que los premios a 24 meses muestran menos variabilidad que las medidas para 12 meses, al igual que sucedía en el apartado anterior. 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 la supuesta confianza en que existe que en torno a 2

GRÁFICO 8

Premio por Riesgo Inflación con Expectativa Estimada a 12 Meses Residual (porcentaje)



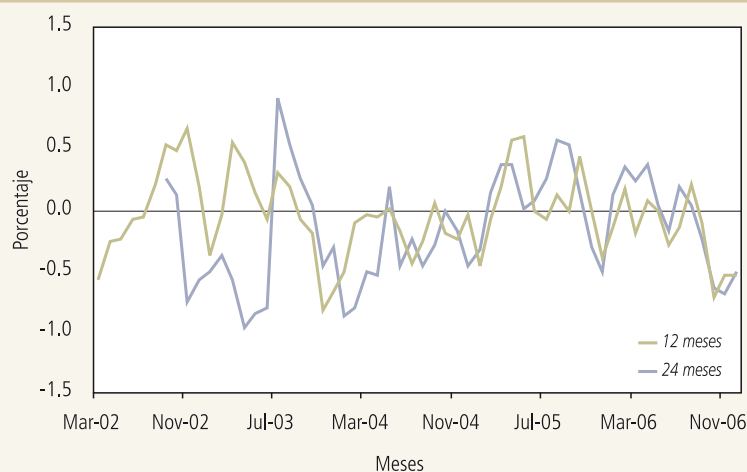
Fuente: Elaboración propia con datos del BCCh y del INE.

años la inflación debe ser igual a la meta fijada por la autoridad monetaria. Por lo tanto, se produce menor variabilidad en el retorno exigido por los activos financieros indexados; de hecho, se observa que en general las expectativas de inflación de más largo plazo se mantienen ancladas al centro del rango meta explicitado en la política monetaria del ente emisor.

Al comparar el gráfico 7 con el gráfico 9, se observa que el comportamiento del premio por riesgo del gráfico 9 es tanto positivo como negativo en cada uno de sus plazos, a diferencia del gráfico 7, el cual es negativo para un horizonte de 12 meses y positivo a 24 meses. Esto implicaría la presencia de premios distintos al de inflación, que no son incorporados en la medida estimada de premio por riesgo inflación en la subsección III.7, ya que esta es una medida de riesgo inflación por sí sola, y no residual como la presentada en este apartado. De hecho, el premio por riesgo de liquidez presenta un comportamiento positivo en algunos tramos, principalmente en el premio a 12 meses, lo que estaría siendo incorporado en el premio por riesgo inflación que no logra desprenderse de este último por la definición residual del cálculo, incluyendo así estas alzas en el premio. Se concluye que las variables estimadas y residuales no presentan el mismo comportamiento, principalmente por la posible incorporación de premios por indexación, riesgo liquidez y riesgo al vencimiento en la medida residual del premio por riesgo inflación.

GRÁFICO 9

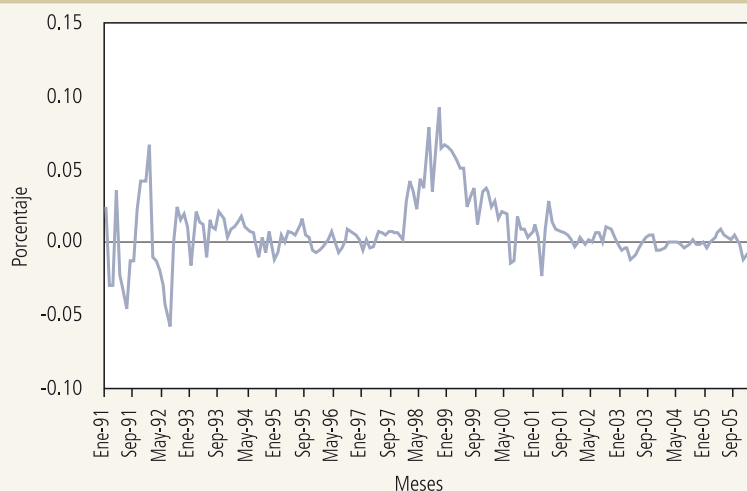
Premio por Riesgo Inflación Residual (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCh y del INE.

GRÁFICO 10

Premio por Riesgo Liquidez con Expectativa Estimada a 12 Meses (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCh y del INE.

9. Medidas Residuales del Premio por Riesgo de Liquidez

Desde mediados del año 2004, se ha producido una discusión en el ámbito financiero y económico nacional respecto de las bajas 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 y por ende el precio. Es interesante, entonces, estudiar el comportamiento del premio por riesgo liquidez por medio de un análisis gráfico, lo que se realiza a continuación.

La metodología consiste en extraer el premio por riesgo liquidez utilizando la ecuación (38), que trabaja con series existentes en la economía chilena como las encuestas de expectativas de inflación y las tasas de mercado nominales e indexadas; además, opera con la serie estimada y no la residual del premio por riesgo inflación derivada en la subsección III.8.

$$(1 + \rho_{t,k}^l) = \frac{(1 + i_{t,k})}{(1 + r_{t,k}) (1 + E_t[\pi_{t+k}] (1 + \rho_{t,k}^\pi))} \quad (38)$$

En el gráfico 10 se presenta el premio liquidez según las expectativas estimadas en la subsección III.6. El gráfico 11 muestra la serie del premio por liquidez, medida correspondiente a la generada con la encuesta sobre expectativas de inflación de la Mesa de Dinero del Banco Central de Chile.

De esta manera, se comprueba la hipótesis planteada acerca de que el premio por riesgo inflación medido incorporaría otros premios asociados a la tenencia de activos que la medida estimada por C-CAPM. Se puede apreciar que, al medir el premio liquidez para un horizonte de 12 o 24 meses, este muestra un comportamiento similar, exceptuando

el período entre 2002:07 y 2003:07 cuando la brecha entre estas medidas es más significativa. Las diferencias entre ambos horizontes al inicio de la estimación pueden deberse a los cambios en el entorno económico a principios del 2003, lo que pudo haber provocado un cambio en el portafolio de ambos tipos de agentes, y estas sobrereacciones del precio de los bonos haber afectado a su vez el retorno de estos y finalmente la compensación inflacionaria.

10. Estimaciones Econométricas de Compensación Inflacionaria

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

La metodología consiste en 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+12} , ci_{t+24}). Las variables que explican la compensación están en función de las relaciones planteadas en el marco teórico. Así, el modelo planteado es:

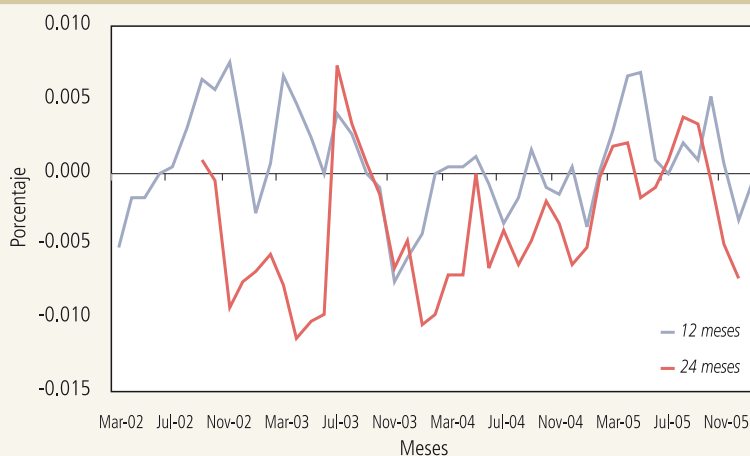
$$\begin{aligned}
 ci_{t+12} &= \phi_1 oil_t^{desv} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 \tilde{\pi}_{t-1,t-2} \\
 &\quad + \phi_4 \tilde{\pi}_{t-1,t-13} + \phi_5 \rho_{t,12}^{\pi} + \phi_6 \rho_{t,12}^l + v_t \\
 ci_{t+24} &= \phi_1 oil_t^{desv} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 \tilde{\pi}_{t-1,t-2} \\
 &\quad + \phi_4 \tilde{\pi}_{t-1,t-25} + \phi_5 \rho_{t,24}^{\pi} + \phi_6 \rho_{t,24}^l + \omega_t
 \end{aligned}$$

Las variables se incluyen en el modelo debido a que cada una de ellas explica, por sí sola, los componentes de la compensación inflacionaria. Las variables que explican las desviaciones de las expectativas inflacionarias con respecto a la meta son desvíos de la inflación tanto anual como mensual además de los *shocks* internos o externos que existan en la economía. Por su parte, las variables explicativas del premio por riesgo inflación son las esperanzas y covarianzas en t del crecimiento del consumo y de la inflación esperada. La última variable incorporada al modelo es el premio por riesgo liquidez.

La variable $\rho_{t,k}^l$ representa la liquidez en los mercados financieros que se relaciona principalmente con la capacidad de comprar o vender un bono en un instante 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 del número de transacciones en el mercado financiero. Es posible, entonces, elaborar una medida de este premio considerando los datos disponibles en el mercado

GRÁFICO 11

Premio por Riesgo Liquidez (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCh y del INE.

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 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 en millones de pesos para los bonos en pesos. Sin embargo, la medida a doce meses no posee una cantidad suficiente de datos para estimar la compensación inflacionaria a un año, por lo cual se utiliza como *proxy* el premio por riesgo liquidez a 24 meses.

Las series de dos y cinco años son de duración más alta que la de diez años, debido a que los bonos de diez años solo existen recientemente. Las series más estables son las de oferta de bonos relativa de cinco y diez años, y la de un año hasta septiembre de 2002. Para la oferta relativa de uno (después de septiembre de 2002) y dos años, las series registran un crecimiento del premio por riesgo liquidez. Como el premio por riesgo liquidez fue medido como el stock de papeles indexados sobre nominales, los períodos en donde este premio sube es cuando aumenta el stock relativo, ya que la tasa de interés indexada tuvo una caída por presiones de demanda u oferta del papel.²¹

²¹ Ver Jervis (2007) para las estimaciones para el resto de las encuestas y para ambos horizontes (cuadros 14 y 15, anexo B).

CUADRO 5

Compensación Inflacionaria para Plazo de 12 Meses

Variable dependiente ci_{t+12}	MCO	GMM
ϕ_1	0.0765 <i>0.063</i>	0.0834 <i>0.056</i>
ϕ_2	0.0506 <i>0.059</i>	0.0589 <i>0.044</i>
ϕ_3	0.2681 <i>0.038</i>	0.3075 <i>0.009</i>
ϕ_4	0.4628 <i>0.015</i>	0.4935 <i>0.010</i>
ϕ_5	0.2653 <i>0.003</i>	0.2268 <i>0.001</i>
ϕ_6	-0.196 <i>0.381</i>	0.293 <i>0.281</i>
R^2	0.4527	
J		0.2274
Nº de obs.	40	40

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Valor p en cursiva. J corresponde al test de sobreidentificación de Hansen.

Los cuadros 5 y 6 presentan los resultados de las estimaciones realizadas para las compensaciones inflacionarias de uno y dos años, respectivamente. Las estimaciones para la compensación a 12 meses revelan que las variables que explican el comportamiento de las desviaciones de las expectativas de inflación explican también la compensación inflacionaria aunque en menor grado. En relación con los premios se corrobora que, por lo menos para el premio por riesgo inflación explica y de manera importante los movimientos de la compensación, el signo del premio por riesgo inflación es el esperado, debido que al existir presiones inflacionarias hay menos incentivos para 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. El premio al riesgo por liquidez no es concluyente ya que el signo varía dependiendo de la metodología empleada en la estimación además de resultar no significativa,

CUADRO 6

Compensación Inflacionaria para plazo de 24 meses

Variable dependiente ci_{t+24}	MCO	GMM
ϕ_1	0.0529 <i>0.083</i>	0.0631 <i>0.076</i>
ϕ_2	0.0549 <i>0.043</i>	0.0576 <i>0.015</i>
ϕ_3	0.1469 <i>0.009</i>	0.1745 <i>0.005</i>
ϕ_4	0.2474 <i>0.001</i>	0.2617 <i>0.000</i>
ϕ_5	0.1849 <i>0.005</i>	0.1913 <i>0.008</i>
ϕ_6	-0.2069 <i>0.006</i>	-0.2245 <i>0.001</i>
R^2	0.6346	
J		0.2378
Nº de obs.	27	27

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Valor p en cursiva. J corresponde al test de sobreidentificación de Hansen.

lo que era esperable ya que la serie empleada no corresponde a una medida de doce meses.. Recordemos que el premio al riesgo por indexación no fue incluido porque suponemos que no existe o es casi nulo en este plazo. Sin embargo, es posible que exista cierto riesgo debido al poco peso que tiene la especificación para explicar la compensación inflacionaria (R^2). Para la compensación a 24 meses la estimación mejora, de hecho el premio por liquidez pasa a ser significativo y a tener el signo esperado, ya que a medida que se hace más abundante la oferta relativa de bonos indexados sobre nominales, aumenta la oferta nominal de papeles con lo cual disminuye el precio del bono y aumenta el rendimiento de este y, por lo tanto, disminuye la compensación inflacionaria, lo que sería corroborado por el signo positivo presentado por la variable en los distintos modelos estimados. En su conjunto aunque el peso de cada una de las variables explicativas es menor, lo que puede explicarse por una mayor confianza de los agentes económicos en que la inflación anual y mensual a 24 meses convergerá a la meta planteada por el ente

emisor, lo que llevaría a un menor premio por riesgo inflación. Además de un premio por riesgo indexación que debería ser nulo principalmente por el horizonte del papel y por la muestra (desde el año 2002), donde la inflación es estacionaria y ergódica a la media, y por un premio por riesgo liquidez que debería ser menor en este tipo de papeles.

Así, la diferencia en la trayectoria de la compensación inflacionaria a uno y dos años se puede explicar por factores idiosincrásicos. Esto, por los cambios que se producen en los premios pagados por los papeles indexados sobre los nominales, dependiendo de cuál sea la oferta relativa de ambos por parte de los inversionistas. Ello implicaría que el aumento de la compensación inflacionaria desde principios de año no necesariamente un cambio en las expectativas de inflación, sino más bien los movimientos en la oferta y demanda de este tipo de documento, como se comprueba de mejor manera en la estimación a 24 meses.

IV. 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, lo que favorece una mejor interpretación de los datos.

En este documento se aportó evidencia teórica y empírica a la discusión si solo 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 cuales debería plantearse una relación de Fisher ampliada. Si las condiciones implícitas en la relación de Fisher, esto es, neutralidad al riesgo y mercados completos, no se cumplen entonces se generan los distintos premios que

deben ser explícitamente incorporados en la relación. El primero de ellos es el denominado premio por riesgo inflación que se da cuando los agentes son aversos al riesgo y por lo tanto la condición de neutralidad al riesgo ya no se cumple. Al ser aversos los agentes exigen una compensación en los bonos nominales cada vez que la inflación aumenta ya que el retorno del bono nominal se mueve inversamente con la tasa de interés actual a través de la duración del bono. El segundo es el premio por riesgo liquidez que se da cuando los mercados son incompletos y por lo tanto la demanda y la oferta de papeles afectan el retorno de los bonos ya que los agentes exigen una compensación cada vez que estos son menos transados debido a que no es posible para ellos vender sus papeles cuando lo desean. Finalmente, sabemos que en un escenario más realista, los bonos indexados no son iguales a los bonos reales debido a la existencia de rezagos en la indexación de precios, por lo cual, surge además el denominado premio por riesgo a la indexación.

La lección importante de estos modelos es que, en el proceso de fijación de tasas de interés de mercado, interviene no sólo el Banco Central con su política monetaria sino además las expectativas inflacionarias de los agentes económicos y los premios en 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 sus componentes se obtuvo generando nuevas series de tiempo, como las series del premio por riesgo inflación para 12 y 24 meses, el premio por riesgo liquidez para todos los plazos evaluados en el documento: uno, dos, cinco y diez 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 por riesgo inflación y el premio por riesgo liquidez asociado con la oferta relativa de bonos indexados sobre nominales para instrumentos de plazos distintos en dos dimensiones, todos los datos existentes en la economía chilena y para cuatro plazos distintos, de uno, dos, cinco y diez años.

Utilizando información para dos 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 por riesgo asociado a la tenencia de activos. A diferencia de la literatura empírica anterior, se incorporan no solo las expectativas de inflación o el premio por riesgo inflación o el premio por riesgo 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, así la compensación inflacionaria será mayor o menor que las expectativas de inflación dependiendo de la magnitud y signo de los premios. En este sentido, es necesario recalcar que el premio por riesgo al vencimiento no fue incorporado debido que se emplearon papeles que no incluían el mercado secundario y por lo tanto los papeles presentan la misma duración. De igual modo, el premio por riesgo indexación tampoco fue incorporado ya que se supone que este no es tan significativo para los horizontes de compensación inflacionaria estudiados como fue demostrado en el documento.

Los resultados de las ecuaciones que anidan el comportamiento de la compensación sugieren que estos componentes son relevantes al momento de modelar la compensación inflacionaria en la economía chilena para horizontes de 12 y 24 meses, aun cuando existen períodos de tiempo en los cuales las expectativas inflacionarias coinciden con la compensación inflacionaria. La robustez del análisis se encuentra en la utilización de distintas medidas generadas a lo largo del documento donde el premio por riesgo inflación estimado se encuentra en un rango de -0.10%;-0.06% para las tres series generadas por medio de la utilización de las tres encuestas de mercado para 12 meses y de 0.17%;0.2% para 24 meses y un premio por riesgo inflación medido en un rango de -0.5%;0.5% debido a que este incorpora todo el resto de premios por riesgos que no son de inflación principalmente por la construcción residual de esta serie.

Los resultados que se entregan en este documento indican que la compensación inflacionaria a plazos más cortos es generalmente mayor que la de más largo plazo. Lo anterior se debe principalmente a que los activos financieros de corto plazo son demandados por agentes económicos que mantienen una cartera más volátil, a diferencia de lo que sucede en el largo plazo. Los agentes con un escenario de más corto plazo tienen preferencia por poseer más activos financieros en pesos y, por lo tanto, su compensación inflacionaria

es menor. Por otro lado, los agentes con escenarios de más largo plazo prefieren mayoritariamente poseer activos indexados en sus portafolios, lo que lleva a concluir que las diferencias existentes en las distintas compensaciones inflacionarias para distintos horizontes se relacionan con la volatilidad relativa de los activos.

Finalmente, cabe notar que la lectura de las distintas compensaciones presentadas en el documento es coherente con la meta de inflación que plantea el ente emisor en su política monetaria. Lo anterior se debe principalmente a la disminución de los distintos premios por riesgo involucrados en el cálculo de la compensación inflacionaria en los últimos años lo que quizás refleja lo que se buscaba por parte del Banco Central al optar por una política monetaria nominalizada, donde el principal objetivo era reducir la volatilidad de los papeles nominales, aunque, sin embargo se sospechaba que esta opción entregaría más volatilidad a los papeles indexados, principalmente las de corto plazo, situación que por lo estudiado en el documento no ha sucedido. Así, podemos concluir que el Banco Central ha mejorado su capacidad de comunicar la política monetaria en los últimos años dejando poco espacio a la existencia de brechas entre instrumentos nominales e indexados.

En relación con la investigación futura relacionada a la compensación inflacionaria quedan pendientes temas relativos a emplear análisis de cambio de régimen en el período muestral, otros premios que pudieran ser incorporados en el *spread* de papeles, además de una mejora en los datos empleados para medir el premio por riesgo liquidez. Una vez que lo anterior sea tomado en cuenta, será posible entender en su totalidad la compensación inflacionaria en Chile.

REFERENCIAS

- Albagli, E. y K. Schmidt-Hebbel (2004). "By How Much and Why do Inflation Targeters Miss Their Targets?" Presentado en la Conferencia de la Reserva Federal de Atlanta 'Implementing Monetary Policy in the Americas', 4 de agosto.
- Arrow, K. (1970). "The Theory of Risk Aversion." *Essays in the Theory of Risk Bearing*. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

- Balsam, A., S. Kandel y O. Levy (1998). "Ex-Ante Real Rates and Inflation Risk Premiums: A Consumption-Based Approach." Working Paper N°9822, The Rodney L. White Center for Financial Research, Wharton School, University of Pennsylvania.
- Barr, D. y B. Pesaran (1997). "An Assessment of the Relative Importance of Real Interest Rates, Inflation, and Term Premiums in Determining the Prices of Real and Nominal U.K. Bonds." *Review of Economics and Statistics* 79(3): 362-67.
- Brainard, W.C. y J. Tobin (1992). "On the Internationalization of Portfolios." *Oxford Economic Papers* 44(4): 533-65.
- Brainard, W.C. y J. Tobin (1968). "Pitfalls in Financial Model-Building." *American Economic Review* 58(2): 99-122.
- Broer, T. y R. Caputo (2004). "Money as an Inflation Indicator in Chile: Does P* Still Work?" Documento de Trabajo N°293, Banco Central de Chile.
- Bullard, J. y K. Mitra (2002). "Learning about Monetary Policy Rules." *Journal of Monetary Economics* 49(6): 1105-29.
- Campbell, J. y J. Ammer (1993). "What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns." *Journal of Finance* 48(1): 3-37.
- Campbell, J. y R.J. Shiller (1996). "A Scorecard for Indexed Government Debt." NBER Working Paper N°5587.
- Chan, L.K.C. (1994). "Consumption, Inflation Risk, and Real Interest Rates: An Empirical Analysis." *The Journal of Business* 67(1): 69-96.
- Christiano, L.J. (1989). "P* Is Not the Inflation Forecaster's Holy Grail." *Quarterly Review* 13(2): 3-18.
- Chumacero, R. (2002). "Arbitraje de Tasas de Interés en Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature* 37(4): 1661-707.
- Cochrane, John H. (2005). *Asset Pricing*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Day, J. y R. Lange (1997). "The Structure of Interest Rates in Canada: Information Content about Medium-Term Inflation." Working Paper N°97-10, Bank of Canada.
- Diebold, F. y R. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3): 253-63.
- Evans, G. y S. Honkapohja (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Evans, M.D. (1998). "Real Rates, Expected Inflation and Inflation Risk Premia." *The Journal of Finance* 53(1): 187-217.
- Evans, M.D. (2003). "Real Risk, Inflation Risk, and the Term Structure." *The Economic Journal* 113: 345-89.
- Evans, M.D. y P. Watchel (1992). "Interpreting the Movements in Short-Term Interest Rates." *Journal of Business* 65(3): 365-429.
- Fama, E. (1975). "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation." *American Economic Review* 65(3): 269-82.
- Fama, E. (1990). "Term Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns." *Journal of Monetary Economics* 25(1): 59-76.
- Fama, E. y M. Gibbons (1982). "Inflation, Real Returns and Capital Investment." *Journal of Monetary Economics* 9(3): 297-393.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. MacMillan, New York.
- García, P. y R. Valdés (2003). "Dinero e Inflación en el Marco de Metas de Inflación." *Economía Chilena* 6(1): 21-46.
- Gerlach, S. y L.E.O. Svensson (2003). "Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators?" *Journal of Monetary Economics* 50: 1649-72.
- 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(4): 841-54.
- Harvey, D., S. Leybourne y P. Newbold (1997). "Testing the Equality of Prediction Mean Square Errors." *International Journal of Forecasting* 13: 281-91.
- 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(4): 341-60.
- Jervis, P. (2007). "Comportamiento de la Compensación Inflacionaria y de sus Componentes en Chile." Documento de Trabajo por aparecer, Banco Central de Chile.
- McCulloch, J.H. y J.A. Stec (2000). "Generating Serially Uncorrelated Forecasts of Inflation by Estimating the Order of Integration Directly." Disponible en <http://www.econ.ohio-state.edu/jhm/inflxp.doc>.
- Mehra, Y. (2002). "Survey Measures of Expected Inflation: Revisiting the Issues of Predictive Content and Rationality." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 88(3): 17-36.
- Mendoza, E.G. (1992). "Fisherian Transmission and Efficient Arbitrage under Partial Financial Indexation: The Case of Chile." *International Monetary Fund* 39(1): 121-47.
- Mishkin, F. (1990). "What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?." *Journal of Monetary Economics* 25: 77-96.
- Nelson, C. y W. Schwert (1977). "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant." *American Economic Review* 67(3): 478-86.

- Orphanides, A. y J.C. Williams (2003). "Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy." NBER Working Paper N°9884.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2005). "Inflation Targeting under Imperfect Knowledge." Presentado en la Novena Conferencia Anual del Banco Central de Chile sobre Política Monetaria Bajo Metas de Inflación. Disponible en <http://www.bcentral.cl/estudios/documentos-trabajo/pdf/dtbc398.pdf>
- Reijer, A.D. y P. Vlaar (2004). "Forecasting Inflation: An Art as Well as a Science!" DNB Staff Reports 107, Netherlands Central Bank.
- Svensson, L.E.O. (1994). "Monetary Policy with Flexible Exchange rates and forward interest rates as indicators." NBER Working Papers. N°4633.
- Viren, M. (1986). "The Relationship between Interest Rates and Inflation during the Pre-War Period: Some Empirical Evidence." *Economics Letters* 20: 23-7.
- Wesche, K. (1998). *Die Geldnachfrage in Europa*. Physica-Verlag, Heidelberg.
- Woodford, M. (1990). "Learning to Believe in Sunspots." *Econometrica* 58(2): 277-307.

APÉNDICE

Fuente y metodología de construcción de las series utilizadas

Nombre variable		Cobertura	Frecuencia	Fuente	Transformaciones
Compensación Inflacionaria					
1 año		1985:01-2006:12	mensual	BCCh	
2 años		2002:09-2006:12	mensual	BCCh	
5 años		2002:09-2006:12	mensual	BCCh	
10 años		2004:12-2006:12	mensual	BCCh	
Expectativas de Inflación					
Encuesta		2001:01-2006:12	diaria	BCCh	
Encuesta		2002:03-2006:12	a 12 meses	BCCh	
Encuesta		2002:03-2006:12	a 24 meses	BCCh	
Generada		1992:02-2006:12	a 12 meses		GMM
Índice de Precios al Cons.	IPC	1985:01-2006:12	mensual	INE	
Unidad de Fomento	UF	2004:12-2006:12	mensual	BCCh	
Consumo Privado		1986:01-2006:12	trimestral	BCCh	Mensualizada con método Chow-Lin
Meta de inflación		1991:01-2006:12	mensual	BCCh	Mensualizada por BCCh
Licitaciones BCU y BCP		2002:09-2006:12	2 años	BCCh	Construcción de stocks de oferta
Licitaciones BCU y BCP		2002:09-2006:12	5 años	BCCh	Construcción de stocks de oferta
Licitaciones BCU y BCP		2004:12-2006:12	10 años	BCCh	Construcción de stocks de oferta
Stocks PRBC y PDBC		1995:01-2006:02	1 año	BCCh	
Precio petróleo		1987:01-2006:12	mensual	BCCh	Desviación de su nivel de tendencia