

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 471

Mayo 2008

**MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INFLACIÓN
SUBYACENTE PARA CHILE**

Felipe Córdova

María Carolina Grünwald

Michael Pedersen

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.



BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INFLACIÓN
SUBYACENTE PARA CHILE

Felipe Córdova
Gerencia de Análisis Macroeconómico
Banco Central de Chile

María Carolina Grünwald
Gerencia de Análisis Macroeconómico
Banco Central de Chile

Michael Pedersen
Gerencia de Análisis Macroeconómico
Banco Central de Chile

Resumen

Normalmente, los bancos centrales con metas de inflación tienen objetivos basados en inflación total, la cual frecuentemente se ve afectada por movimientos de precios en componentes específicos cuyo comportamiento hace difícil extraer señales claras respecto de la evolución del panorama inflacionario relevante dentro del horizonte de la política monetaria. Dado esto, se han propuesto distintas medidas de inflación subyacente que tienen como objetivo remover este “ruido”. En este trabajo se presentan algunas alternativas calculadas para la economía chilena: tres distintos indicadores que podan componentes del IPC total según criterios de variación y volatilidad, y dos medidas que reponderan según la volatilidad histórica. En términos generales, se encuentra que las medidas que podan los ítems con variaciones extremas o con alta volatilidad, son informativas respecto de la evaluación del panorama inflacionario, dado que son insesgadas respecto del IPC, cuando se ajusta por estacionalidad, y tienen un desempeño superior a otras medidas para seguir la tendencia de la inflación total.

Abstract

Inflation targeting central banks usually base their objectives on headline inflation, which is often affected by price movements of specific components whose behavior makes it difficult to extract clear signals about the inflationary outlook relevant for the monetary policy horizon. For this reason, several measures of underlying (core) inflation have been proposed with the purpose of removing this “noise”. This paper presents some alternatives calculated for the Chilean economy: three different measures that trim CPI components according to criteria of price changes and volatility, and two measures that re-weight the components according to historical volatility. In general terms, we find that the measures trimming away items with extreme price changes or high volatility are informative about the inflationary outlook given that they are unbiased with respect to the seasonally adjusted CPI and superior to other measures in tracking the headline inflation trend.

Agradecemos los comentarios de Igal Magendzo, Enrique Orellana y Rodrigo Valdés. También agradecemos a Marcus Cobb por su excelente trabajo en programación. E-mail: fcordovf@bcentral.cl; cgrunwal@bcentral.cl; mpederse@bcentral.cl.

1. Introducción

Aunque la meta de inflación para bancos centrales normalmente¹ está fundada en la inflación total —medida como la variación del índice de precios al consumidor (IPC)—, con frecuencia este indicador está afectado por los movimientos de ítems que son parte de la canasta y cuyo comportamiento, ya sea en términos de volatilidad, persistencia o determinación, hace difícil extraer señales claras respecto de la evolución del panorama inflacionario relevante dentro del horizonte de la política monetaria. Dado que la inflación subyacente es una variable inobservable, resulta útil contar con varias medidas para obtener una buena aproximación de dicha variable en la práctica. A esto se suma que en la literatura no existe una definición única, ni teórica ni empírica, para este concepto. Hay, no obstante, cierto consenso en cuanto a que las medidas de inflación subyacente deberían aislar el “ruido” que pueda contener el movimiento de ciertos precios de la canasta completa, disminuyendo o anulando el impacto de los ítems con alta volatilidad, lo cual posibilita la extracción de señales más claras respecto de la tendencia inflacionaria. Tal como sugieren Hogan et al. (2001), puede resultar útil monitorear además simultáneamente un amplio conjunto de medidas de inflación subyacente con distintas metodologías de reducción de “ruido” implícitas, ya que cada una puede contener distinta información sobre el desarrollo del panorama inflacionario. En este trabajo se presenta un conjunto de medidas de inflación subyacente para la economía chilena que persiguen este objetivo a través del uso de distintas metodologías, podando y reponderando los componentes del IPC de acuerdo con diversos criterios.

Como se argumentó antes, indicadores alternativos de inflación subyacente pueden contener información complementaria y relevante a la hora de tomar decisiones de política monetaria. Con la excepción de los artículos de Lefort (1997) y de Grünwald y Orellana (2004) no existe, para conocimiento de los autores, investigación que presente estimaciones empíricas de medidas de inflación subyacente, como las aquí propuestas, para la economía chilena. La intención de este trabajo es llenar este vacío de la literatura y proveer nuevas herramientas para el seguimiento de la inflación chilena.

Se consideran tres métodos para calcular indicadores de inflación subyacente. En primer lugar, se construyen medias podadas excluyendo los ítems que se ubican, en términos de variaciones mensuales, en los extremos de la distribución muestral,² permitiendo además que la exclusión sea variable en el tiempo (Bryan y Cecchetti, 1994). En segundo lugar, se utiliza la metodología que permite a las ponderaciones de cada producto variar entre períodos de acuerdo con su volatilidad observada (Diewert, 1995; Laflèche, 1997). Finalmente, se incluye en el análisis una medida que combina los conceptos implícitos en la medida que pondera por volatilidad y la media podada, excluyendo los componentes más volátiles de la canasta según su varianza (Pedersen, 2006).

Para evaluar el desempeño de los distintos indicadores de inflación subyacente, se utilizan como *benchmark* un filtro de Hodrick-Prescott y uno de Henderson. En general, se

¹ Hay excepciones como por ejemplo Noruega donde la meta está basada en una medida de inflación subyacente.

² Este es un criterio menos arbitrario que aquel utilizado en las medidas de exclusión fija como el IPCX e IPCX1, que excluyen ítems determinados a priori de la canasta del IPC.

encuentra que es posible encontrar niveles óptimos de poda tales que las medidas propuestas siguen la tendencia de mejor manera que las medidas estándares (IPCX, IPCX1 e IPCX2).³ En varios casos, las medidas que asignan ponderaciones a los componentes basadas en la volatilidad histórica, tienen un mejor desempeño que las demás. Utilizando datos desestacionalizados, las medias podadas son insesgadas respecto del IPC total, mientras las medidas estándares exhiben sesgo sistemático.

Después una breve presentación de los datos utilizados en la sección 2, se discuten los métodos de evaluación entre las medidas de inflación subyacente en la sección 3. En la sección 4 se presentan estos indicadores para Chile. En la sección 5 se hace una comparación entre diferentes medidas de inflación subyacente según los criterios descritos en la sección 3, y las conclusiones se presentan en la sección 6.

2. Descripción de los datos

Para la construcción de los indicadores de inflación subyacente que se presentan a continuación, se utilizan datos en frecuencia mensual desde enero de 1999 hasta diciembre del 2006.⁴ La fuente de estos es el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE) y las medidas se calculan tanto para datos no desestacionalizados (NSA) como desestacionalizados (SA), obteniéndose estos últimos con X-12-ARIMA para subgrupos y artículos.⁵

El IPC se calcula de la siguiente manera:

$$P_t = \sum_{i=1}^N w_j P_{j,t}, \quad (1)$$

donde P_t es el IPC total, $P_{j,t}$ es el índice del componente (sea artículo o subgrupo) j , N es el número de componentes, y w_j es la ponderación para el componente j de la canasta de 1998.

El IPC calculado en (1) se usa para obtener la tasa de inflación IPC mensual como:

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1. \quad (2)$$

En el anexo A se muestra que normalmente hay diferencias entre la tasa de inflación calculada con (2) y la tasa calculada como un promedio ponderado usando las ponderaciones w_j y las tasas de inflación de cada componente. Para Chile, en particular, hay grandes discrepancias entre los resultados obtenidos por ambos enfoques. Por esta razón, y,

³ La descripción de los índices IPCX, IPCX1 e IPCX2 se puede encontrar en Grünwald y Orellana (2004).

⁴ Se utilizan tanto 32 subgrupos, como las 156 series de artículos. Se evaluó la posibilidad de construir estas medidas en base a los 483 productos de la canasta del IPC, pero se decidió utilizar como máxima desagregación los artículos debido a que para agregar los productos en artículos hay tratamientos diferentes para el caso de los alimentos (media geométrica) y los demás productos (media aritmética). Se incluyen datos desde enero de 1999 debido al cambio de canasta de diciembre de 1998. La canasta anterior no se considera dada la distinta composición de artículos presente en ella.

⁵ El INE no publica series desestacionalizadas.

a diferencia de estudios similares de otros países, se usan incidencias para calcular las medidas de inflación subyacente de modo de obtener niveles de inflación comparables con los del IPC total. La incidencia del componente j en el período t se calcula como:

$$i_{j,t} = \frac{P_{j,t} - P_{j,t-1}}{P_t}.$$

3. Evaluación de medidas

Para hacer una comparación objetiva entre las medidas aquí propuestas y las ya existentes, es necesario definir un punto de referencia o *benchmark*. Para ese fin se utilizan, al igual que en estudios similares —por ejemplo, Vega y Wynne (2003) y Pedersen (2006)—, filtros estadísticos para extraer la tendencia del IPC total. Se busca entonces construir medidas de inflación subyacente a partir de la reponderación de subconjuntos de la canasta del IPC de modo que estas sigan una tendencia (*benchmark*) a definir. En particular, se busca minimizar la raíz del error cuadrático medio (RECM) entre ellas, definiendo esta distancia como:

$$RECM = \sqrt{\sum_{t=1}^T (\pi_t - \pi_t^*)^2 / T},$$

donde π_t es una medida de inflación subyacente en el período t , π_t^* es una tendencia en t calculada con los datos de inflación IPC y T es el número de períodos.⁶ La elección de una definición para la tendencia es juiciosa y necesariamente arbitraria. En este estudio se consideran dos métodos utilizados en la literatura para obtener dicha tendencia: los filtros de Hodrick-Prescott y de Henderson en promedio móvil.

El filtro de Hodrick-Prescott⁷ (HP) es ampliamente conocido y ha sido utilizado en diversos estudios anteriores. En este caso se utiliza el parámetro $\lambda = 14400$ que es estándar para series de tiempo con frecuencia mensual. En el gráfico 1 (esquina superior izquierda) se muestra el HP calculado para la inflación IPC mensual con datos desestacionalizados. Es evidente que la tendencia calculada con el HP es muy suave.⁸ Para obtener una medida con mayor varianza se considera como alternativa un promedio móvil según Henderson.⁹

⁶ El tamaño muestral es siempre el mayor entre las dos series comparadas, por lo que no será siempre igual en todos los pares involucrados. Esto aplica para todos los resultados mostrados en este trabajo.

⁷ Ver Hodrick y Prescott (1997).

⁸ Esto, dado que la serie de inflación parece ser estacionaria, cuando el filtro está diseñado para ser aplicado a series con tendencia.

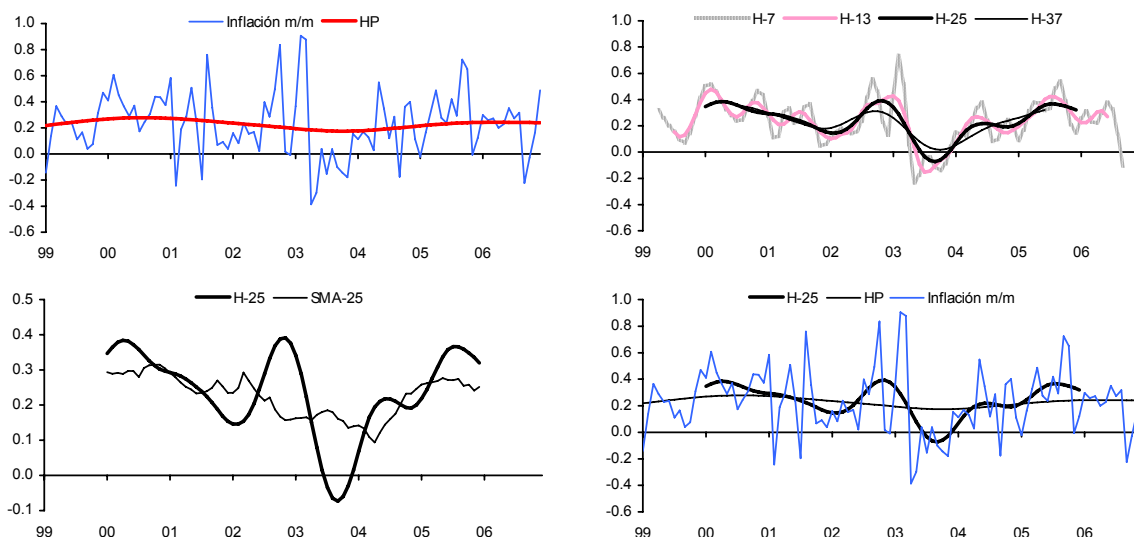
⁹ Ver *Australian Bureau of Statistics* (2003), que incluye una reimpresión del artículo original de Henderson en el anexo 2.

El filtro de Henderson es un promedio móvil simétrico y ponderado, cuyos ponderadores se obtienen así:

$$w_j = \frac{315[(m+1)^2 - j^2][(m+2)^2 - j^2][(m+3)^2 - j^2][3(m+2)^2 - 11j^2 - 16]}{8(m+2)[(m+2)^2 - 1][4(m+2)^2 - 1][4(m+2)^2 - 9][4(m+2)^2 - 25]},$$

donde j ($j=-m, -m+1, \dots, 0, \dots, m-1, m$) es el punto del tiempo y $2m+1$ es la longitud del promedio móvil. En el gráfico 1 (esquina superior derecha) se muestran las series de inflación IPC filtradas con Henderson de 7, 13, 25 y 37 meses para datos desestacionalizados, es decir con $m = 3, 6, 12$ y 18 , respectivamente. Los H-7 y H-13 mantienen mucho de la variación de la serie original, mientras los H-25 y H-37 tienen menor varianza y mostrarían mejor la tendencia. Ya que la diferencia entre H-25 y H-37 es menor, se usa como *benchmark* para el análisis restante el H-25, con el cual se pierde una menor cantidad de observaciones en los extremos. En el gráfico 2 se muestran los ponderadores con los que se construyó el H-25.

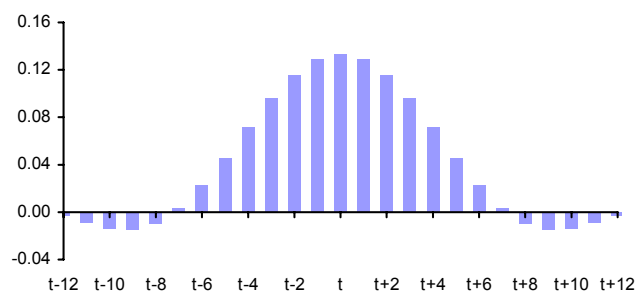
Gráfico 1. Medidas de tendencia basadas en inflación IPC
(variación mensual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Todos los filtros son calculados con datos desestacionalizados.

Gráfico 2. Ponderadores del filtro Henderson-25



Fuente: *Australian Bureau of Statistics* (2003).

Cabe destacar que el promedio móvil de Henderson produce una tendencia más suave (sigue una tendencia de polinomio cúbico) que un promedio móvil simétrico no ponderado (*symmetric moving average, SMA*) como se muestra en el gráfico 1 (esquina inferior izquierda). En la esquina inferior derecha del gráfico 1 se presenta la serie de inflación mensual junto a las dos medidas de tendencia que se utilizan en el análisis que se desarrolla a continuación.

Como punto de referencia, se reportan en la tabla 1 los RECM calculados para el IPC y el IPCX más las medidas que el Banco Central de Chile (BCCh) reporta como inflación subyacente, a saber IPCX1 e IPCX2. Es importante notar que todas las medidas de inflación subyacente siguen las tendencias mejor que el IPC total, en términos de menores RECM. Con datos no desestacionalizados, el IPCX es levemente superior a las otras medidas, mientras con datos desestacionalizados el IPCX2 es mejor.¹⁰ En el gráfico 3 se muestran las tasas de inflación mensuales calculadas con los índices IPC, IPCX, IPCX1 e IPCX2, junto a los *benchmarks* definidos como tendencia.

Tabla 1. RECM para medidas de exclusión fija

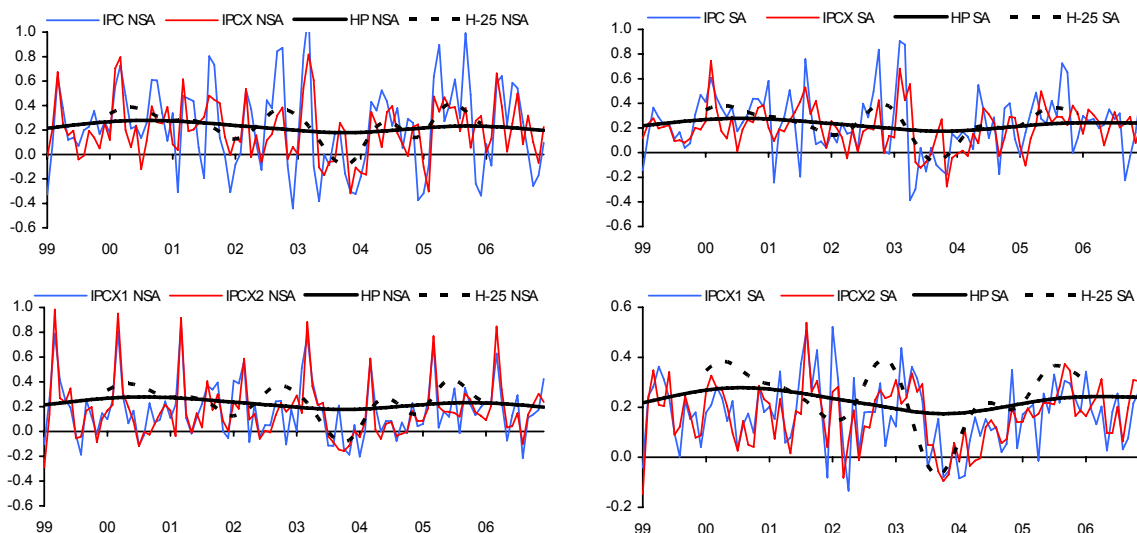
| | HP | | H-25 | |
|-------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | NSA | SA | NSA | SA |
| IPC | 0.344 | 0.244 | 0.332 | 0.234 |
| IPCX | 0.227 | 0.162 | 0.226 | 0.175 |
| IPCX1 | 0.232 | 0.142 | 0.244 | 0.168 |
| IPCX2 | 0.243 | 0.131 | 0.240 | 0.147 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras en negrita indican el menor RECM.

¹⁰ Son múltiples las alternativas que ofrece la literatura relacionada cuando de comparaciones se trata. En Silver (2006) se lleva a cabo una exhaustiva revisión de las distintas dimensiones y técnicas disponibles en este contexto.

Gráfico 3. Medidas de exclusión fija y de tendencia
(variación mensual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

El foco de este estudio se centra en dos características deseables de un buen indicador de inflación subyacente: su capacidad de señalar con algún grado de antelación la dirección en que se mueve la tendencia, y que se encuentre “alineado” con la inflación IPC (i.e. que sea al menos insesgado respecto de esta).

Ya se discutió respecto de la primera condición. Para verificar si la segunda es satisfecha, tanto por los nuevos indicadores como por los actualmente utilizados en el BCCh, se define la inflación IPC como la suma entre un componente común (inflación subyacente) y una innovación aleatoria propia de cada componente j :

$$\pi_{jt} = \pi_t^* + v_{jt},$$

donde π_t^* es la parte subyacente o sistemática que modifica todos los precios de la canasta, y v_{jt} es el componente no sistemático que refleja cambios en el precio relativo de un componente específico j . Es decir, en ausencia de *shocks* en precios relativos, la inflación IPC debería ser igual al componente subyacente. La esperanza de un buen indicador, por tanto, debería aproximarse a π_t^* y compartir sus propiedades. Para testear estas condiciones, se ha estimado la siguiente especificación:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t^* + v_t,$$

donde la hipótesis nula de insesgamiento se verifica con la restricción conjunta:

$$\beta_0 = 0, \beta_1 = 1.$$

Para comprobar si una medida de inflación subyacente tiene capacidad para indicar la dirección de la tendencia, se hacen comparaciones entre pares de las distintas alternativas disponibles utilizando tanto la medida RECM como el estadístico de Diebold y Mariano (1995), permitiendo este último realizar inferencia respecto de los resultados obtenidos en las comparaciones. No es el foco de este trabajo ahondar en los detalles tras estas metodologías de comparación; sin embargo, para hacer más clara la exposición de los resultados obtenidos, es necesario mencionar que la hipótesis nula del estadístico de Diebold y Mariano es la igualdad de los dos modelos comparados versus un cierto *benchmark* a nivel de sus discrepancias medidas a través de cierta métrica,¹¹ siendo la hipótesis alternativa la dominancia de uno de los modelos sobre el otro en términos estadísticos. Dicho test permite dilucidar la dominancia estadística de una medida de inflación subyacente sobre otra, más allá de las comparaciones puntuales que se pudiesen establecer utilizando solo el criterio de minimización de RECM.

4. Medidas de inflación subyacente

Como se mencionó, no existe una definición única de inflación subyacente en la literatura. Sin embargo, hay variadas sugerencias acerca de cómo calcularla. En esta sección se presentan cuatro metodologías aplicadas a datos de precios observados en Chile. Posteriormente las medidas aquí obtenidas serán comparadas en la sección 5.

Para empezar el análisis con un indicador ya existente, el primer método que se presenta se basa en el trabajo de Grünwald y Orellana (2004), el cual elimina los subgrupos¹² con variaciones mensuales extremas. Se investiga también qué poda es óptima dados los criterios ya presentados. En la segunda parte de esta sección se presenta un método similar al anterior. Para determinar la relevancia de la utilización de una clasificación de precios más fina, se excluyen con este método los artículos con las menores y mayores tasas de inflación, permitiéndose podas tanto simétricas como asimétricas. Como se menciona en Mankikar y Paisley (2002), la validez de las medias podadas como indicadores de inflación subyacente depende de que las fluctuaciones de los precios, más allá de un nivel determinado, estén principalmente asociadas a movimientos de precios relativos o a cambios transitorios de nivel. El método que se presenta en la tercera parte de esta sección es diferente de los anteriores ya que no excluye componentes del IPC, en cambio calcula nuevos ponderadores según la volatilidad histórica de su tasa de variación mensual. La idea tras esas medidas es maximizar la relevancia de las señales entregadas por los datos, en el sentido de que los precios afectados por volatilidad inusualmente alta tienen baja ponderación, mientras los más estables tienen alto peso sobre el indicador. El último método aplica las ideas de los dos anteriores, ya que se podan del IPC total los componentes que han mostrado la mayor volatilidad en el período más reciente.

¹¹ Usualmente, esta función de pérdida es cuadrática (MSE) o absoluta (MAD). Aquí reportamos solo los resultados obtenidos con la primera, los cuales no difieren de manera significativa al utilizar la métrica alternativa.

¹² Esta medida se calcula con subgrupos del IPC (32) mientras las restantes son obtenidas a partir de artículos (156).

4.1. Medias podadas por subgrupos (MPG)

La metodología para calcular medias podadas es presentada en Bryan y Cecchetti (1994). Sus medidas excluyen ítems del IPC para obtener una aproximación a la inflación subyacente. El método consiste en asignar una ponderación nula a los componentes de la canasta que exhiben los menores y mayores cambios de precios en cada período, es decir, aquellos que se alejan del centro de la función de distribución empírica ubicándose en las colas. Así, se eliminan los extremos de la distribución de las variaciones mensuales ponderadas de precios del IPC, se reponderan las restantes y se vuelve a calcular el índice de precios. Con esta metodología se excluyen ítems del IPC para obtener la inflación subyacente de una manera menos arbitraria que la utilizada por los métodos de exclusión fija (IPCX, IPCX1 e IPCX2).

Como ya se mencionó, la metodología aplicada en esta sección asigna ponderación nula (excluye) a los subgrupos de la canasta que exhiben los “mayores” cambios de precios en cada período, entendiendo como “mayores” aquellos que se alejan del centro de la función de distribución empírica ubicándose en las colas. En este punto donde se define en que punto “cortar” la distribución es posible fijar ex ante los valores de “corte” o “poda”, o bien permitir que estos sean aquellos que minimizan las discrepancias entre la media podada y algún *benchmark*, es importante mencionar también que esta poda puede o no ser simétrica dependiendo de la asimetría que muestre la distribución de la inflación IPC.

Siguiendo a Bryan y Cecchetti (1994), los N subgrupos del IPC son ordenados de menor a mayor de acuerdo a la variación mensual de su precio:

$$(\pi_{(1),t}, w_{(1),t}, i_{(1),t}), (\pi_{(2),t}, w_{(2),t}, i_{(2),t}), \dots, (\pi_{(N),t}, w_{(N),t}, i_{(N),t}), \quad \pi_{(1),t} \leq \pi_{(2),t} \leq \dots \leq \pi_{(N),t}, \quad (3)$$

donde $(\pi_{(j),t}, w_{(j),t}, i_{(j),t})$ son, respectivamente, la inflación mensual del j -ésimo subgrupo según la organización de los componentes indicada en (3), la ponderación del mismo subgrupo y la incidencia sobre la inflación IPC en el período t . La media podada se calcula como:

$$\pi_t^{MP} = \frac{1}{1 - \alpha - \beta} \sum_{j \in J_{\alpha, \beta}} w_{(j),t} i_{(j),t}, \quad (4)$$

donde $J_{\alpha, \beta} = \{j: \alpha < \sum_j w_{(j),t} < 1 - \beta\}$.¹³

Algunos investigadores interpretan la exclusión de componentes del IPC como una desventaja de la media podada (Vega y Wynne, 2003), argumentando que, bajo ciertas condiciones, son los precios que experimentan mayores cambios los más informativos en el contexto de la inflación subyacente. Adicionalmente, esta medida puede ser de difícil comunicación para un banco central en su misión de fundamentar sus decisiones de política monetaria.

¹³ Para todas las medias podadas en este trabajo, las podas son estrictas en el sentido que si el porcentaje que se poda está entre dos componentes, cosa que sucede frecuentemente, se usa solo parte de la ponderación del componente en cuestión. En Pedersen (2006) se expresa esto con funciones indicadores.

No está claro qué porcentaje de la distribución podar, por lo que se realizó un ejercicio de búsqueda eliminando distintos porcentajes de observaciones a la izquierda y a la derecha de la distribución¹⁴ con un paso de 0.5%. De acuerdo con la notación usada en (4), $\alpha = \{5, 5.5, 6, \dots, 40\}$ y $\beta = \{0, 0.5, 1, \dots, 30\}$ dada la restricción $\beta = \max[\alpha + C - 50, 0]$, donde C es el centro de la distribución. Siguiendo esta metodología se obtuvieron 432 medidas (216 con datos desestacionalizados y 216 con datos no desestacionalizados).

Entre estos indicadores alternativos se seleccionaron aquellos que presentaron el menor RECM respecto de las tendencias descritas en la sección 3. En la tabla 2 se observa que para los *benchmarks* de HP y Henderson-25, se eligen, para el caso de las series desestacionalizadas, las podas ($\alpha;\beta$) como (23.5;17.5) y (21.5;15.5), respectivamente.¹⁵ En el caso de las series no desestacionalizadas, las podas óptimas cambian, dado que tanto las series como los *benchmarks* ahora dan cuenta del efecto estacional.

Tabla 2. Podas óptimas para la media podada por subgrupos
(RECM y podas como porcentaje)

| NSA | | HP | | NSA | | H-25 | |
|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| Poda | RECM | Poda | RECM | Poda | RECM | Poda | RECM |
| 36.0;24.0 | 0.117 | 23.5;17.5 | 0.100 | 40.0;24.0 | 0.131 | 21.5;15.5 | 0.097 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las podas se reportan como $\alpha; \beta$.

Al utilizar el filtro de Henderson con menores longitudes, 7 y 13 meses con datos desestacionalizados, las podas disminuyen y el centro de la distribución se mantiene. Con una longitud de 37 meses, por otra parte, aumenta tanto la poda como el centro de la distribución, respecto de los resultados obtenidos para datos desestacionalizados con los *benchmarks* expuestos en la tabla 2. Al tomar diferentes longitudes del filtro de Henderson con series no desestacionalizadas, se observa que, para los 7 y 13 meses, la poda óptima es menor que para los *benchmarks* de la tabla anterior, mientras que para el caso de 37 meses, es mayor.

En este caso llama la atención, en la tabla 3, el alto grado de coincidencia existente entre los subgrupos eliminados en las medidas de exclusión fija usuales del BCCh (IPCX, IPCX1 e IPCX2) y aquellos que se encuentran la mayor parte del tiempo exhibiendo las mayores variaciones mensuales de la muestra (esto sucede con alimentos perecibles, combustibles y pasaje de micro, en los tres primeros lugares de este ordenamiento). Sin embargo, es también curiosa la aparición en este ejercicio de subgrupos no excluidos —y que, según este criterio, deberían serlo— como, por ejemplo, calzado, géneros y tabaco.

¹⁴ El mismo ejercicio que hicieron Grünwald y Orellana (2004) pero con distintos criterios para encontrar la poda óptima.

¹⁵ La podas óptimas seleccionadas de Grünwald y Orellana (2004) en base a criterios diferentes son (27.5; 12.5).

Tabla 3. Subgrupos ubicados más veces en el 10% con mayores/menores variaciones mensuales

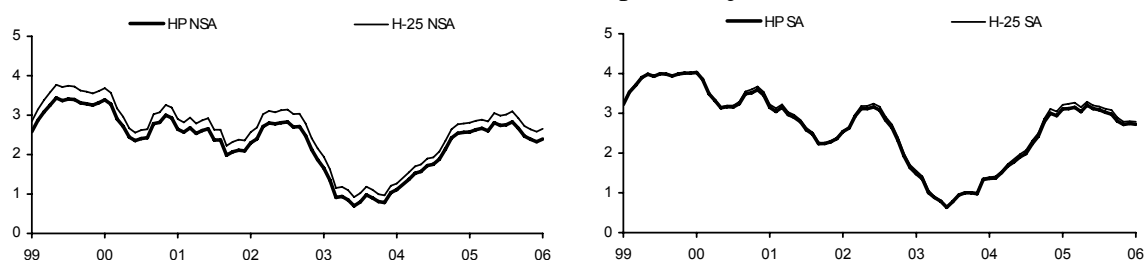
| NSA | | SA | |
|-----|-----------------------|----|-----------------------|
| % | Subgrupo | % | Subgrupo |
| 78 | Alimentos perecibles | 83 | Combustibles |
| 76 | Combustibles | 72 | Alimentos perecibles |
| 54 | Micro | 64 | Micro |
| 52 | Calzado | 54 | Calzado |
| 46 | Servicios financieros | 45 | Servicios financieros |
| 33 | Productos médicos | 35 | Productos médicos |
| 27 | Transporte | 25 | Carnes y pescados |
| 25 | Carnes y pescados | 24 | Transporte |
| 22 | Géneros | 22 | Géneros |
| 18 | Alimentos varios | 20 | Tabaco |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Porcentaje de veces que el determinado artículo se encuentra entre el 10% de las variaciones con mayor o menor magnitud.

Así, de acuerdo con los resultados frente a los *benchmark* HP y H-25, en el gráfico 4 se presenta la inflación anual que se deriva del indicador óptimo en cada caso. Si bien las trayectorias son similares para las series no desestacionalizadas y desestacionalizadas, esta última medida se ubica generalmente en un nivel más alto. Las MPG elegidas con los distintos *benchmarks* difieren algo menos cuando se utilizan los precios desestacionalizados.

Gráfico 4. Inflación anualizada para la media podada por subgrupos
(variación anual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

4.2. Medias podadas por artículos (MPA)

En esta sección se presenta la medida propuesta por Bryan y Cecchetti (1994), tal como la mostrada en el apartado anterior, que excluye ítems del IPC para obtener la inflación subyacente de una manera menos arbitraria que la utilizada por los métodos de exclusión fija. Sin embargo, aquí las podas son más finas dado que se realizan a nivel de los 156 artículos y no a partir de los 32 subgrupos del IPC como en la sección precedente.

Los artículos se ordenan según (3) en la sección previa y se aplica (4) para calcular las medias podadas por artículos (MPA). Para encontrar los valores óptimos de α y β (que se ubican entre 0 y 50%), se realiza una búsqueda de grilla con un paso de 0,5%. Así, la medida siempre tiene una ponderación de $1-\alpha-\beta$ del IPC total.

En la tabla 4 se muestran los resultados obtenidos tras buscar las podas que minimizan el RECM versus distintos *benchmarks* habiendo desestacionalizado (SA) o no (NSA) las series de precios.

Tabla 4. Podas óptimas para la media podada por artículos
(RECM y podas como porcentaje)

| HP | | | | H-25 | | | |
|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| NSA | | SA | | NSA | | SA | |
| Poda | RECM | Poda | RECM | Poda | RECM | Poda | RECM |
| 37.5;25.0 | 0.121 | 35.0;27.5 | 0.092 | 37.5;22.5 | 0.138 | 42.5;30.0 | 0.088 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las podas son reportadas como α ; β .

Con datos sin desestacionalizar se minimizan las discrepancias respecto del filtro HP al podar 37.5 y 25.0% por la izquierda y la derecha, respectivamente, estos porcentajes cambian a 37.5 y 22.5% para el filtro Henderson-25. Al desestacionalizar, los resultados óptimos siguiendo al filtro HP son 35.0 y 27.5%; para Henderson-25, son 42.5 y 30.0%.¹⁶

Al utilizar el filtro de Henderson con menores longitudes, 7 y 13 meses con datos desestacionalizados, las podas disminuyen y se mantienen en relación con lo obtenido con 25 meses, disminuyendo en ambos casos cuando se trata de datos sin desestacionalizar. También es menor la parte excluida cuando el *benchmark* usado es un Henderson para 37 períodos. Por otra parte, con la utilización de un promedio simple centrado se encuentran resultados similares en términos de porcentajes podados respecto de lo recién descrito con el Henderson, disminuyendo levemente a medida que el largo del promedio es menor.

En la tabla 5 se resumen los artículos que registraron, en el mayor número de períodos, las variaciones mensuales menores/mayores dentro de la muestra considerada. Al igual que para la MPG, es interesante verificar que muchos de estos artículos también coinciden con aquellos eliminados cuando se construyen los indicadores por exclusión fija disponibles en el análisis coyuntural del BCCh (IPCX, IPCX1 e IPCX2), por ejemplo bencina y frutas y verduras frescas. Asimismo, llama la atención la aparición en esta lista de artículos no excluidos por estas medidas como, ropa deportiva y transporte interurbano, entre otros.

¹⁶ En el Anexo B se grafica el RECM en función de la poda para la MPA. Se aprecia que dicha función es suave y relativamente plana en la vecindad del óptimo hallado.

Tabla 5. Artículos ubicados más veces en el 10% con mayores/menores variaciones mensuales

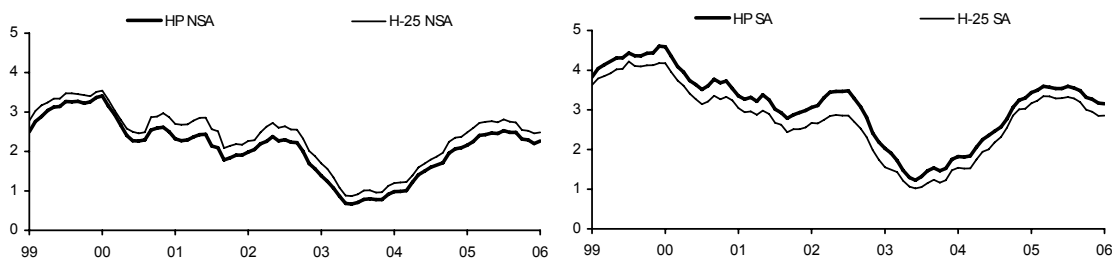
| NSA | | SA | |
|-----|-------------------------------|----|-------------------------------|
| % | Artículo | % | Artículo |
| 91 | Transporte interurbano | 81 | Bencina |
| 79 | Bencina | 79 | Transporte interurbano |
| 76 | Cerdo | 74 | Verduras frescas y congeladas |
| 75 | Verduras frescas y congeladas | 73 | Combustible |
| 74 | Ropa deportiva | 64 | Huevos |
| 67 | Frutas frescas | 63 | Cerdo |
| 61 | Combustible | 62 | Ropa deportiva |
| 60 | Harina | 60 | Frutas frescas |
| 59 | Pescados frescos y congelados | 59 | Pescados frescos y congelados |
| 57 | Calzado infantil | 58 | Ropa para dormir |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Porcentaje de veces que el artículo se encuentra entre el 10% de las variaciones de mayor o menor magnitud.

Estas medidas son construidas a nivel de los 156 artículos presentes en la canasta del IPC, tomando en cuenta los datos originales y desestacionalizados. Utilizando el criterio del RECM para elegir la poda óptima, se observan nuevamente caídas al final de la muestra tanto para las medidas que incorporan series desestacionalizadas como para las que no, aunque más leves en este último caso. Además, (al igual que en el caso de la MPG) se verifica una vez más que la inflación anualizada obtenida a partir de los indicadores óptimos basados en datos desestacionalizados se ubica en un nivel mayor que su contraparte no desestacionalizada (gráfico 5).

Gráfico 5. Inflación anualizada para la media podada por artículos
(variación anual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

4.3 Medidas ponderadas por volatilidad (Diewert, Laflèche)

Siguiendo la interpretación que hace Diewert (1995) de Edgeworth (1887), se construye una medida de inflación subyacente donde se estima por máxima verosimilitud la varianza de cada artículo del IPC, la cual se utiliza para reponderar la canasta de acuerdo con el inverso de la varianza estimada, ignorando los ponderadores implícitos en el índice de precios. Se ha criticado esta medida por su omisión de la estructura original del índice en cuestión, crítica que ha dado lugar a una variante de esta metodología propuesta por

Lafèche (1997) que, además de ponderar cada componente por el inverso de su varianza estimada, lo hace directamente por su ponderador usual.

Estos indicadores basados en el concepto esbozado por Edgeworth (1887), a diferencia del caso de exclusión fija, no descartan ningún precio a la hora de computar la inflación subyacente, sino que disminuyen su importancia relativa dentro de la canasta dependiendo de qué tan volátil haya sido su comportamiento. Esto puede ser interpretado como una ventaja, ya que se incluye toda la información disponible en cada período y no se suprimen ítems a priori. Como desventajas se pueden mencionar el requerimiento de información histórica para obtener los estimadores de varianza, y la lectura no tan directa como la del IPCX e IPCX1 por parte del público.

La definición formal del estimador de inflación subyacente sugerido por Diewert (1995), y obtenido por máxima verosimilitud, se puede representar así:

$$\pi_t^{Diewert} = \frac{\sum_{j=1}^N \frac{\pi_{jt}}{\hat{\sigma}_j^2}}{\sum_{j=1}^N \frac{1}{\hat{\sigma}_j^2}},$$

donde $\hat{\sigma}_j^2$ es la varianza estimada para cada artículo j . Dicha varianza puede ser estimada con la muestra completa (como en los resultados que se muestran a continuación) o bien con ventanas móviles (como en Pedersen (2006) y la subsección 4.4).¹⁷

Por su parte, el estimador propuesto por Lafèche, que modifica el de Diewert al incorporar los ponderadores usuales (provenientes de la canasta original) de los artículos, se define de manera similar:

$$\pi_t^{Lafèche} = \frac{\sum_{j=1}^N \frac{w_{jt} \pi_{jt}}{\hat{\sigma}_j^2}}{\sum_{j=1}^N \frac{w_{jt}}{\hat{\sigma}_j^2}},$$

donde, como se mencionó antes, w_{jt} es el ponderador usual del artículo j en el período t .

En la tabla 6 se muestran los resultados para RECM obtenidos con las dos medidas que ponderan los artículos del IPC por volatilidad. Entre estas dos alternativas, presenta una menor discrepancia promedio contra ambos *benchmarks* la propuesta por Lafèche (LAFL). Tal vez esta superioridad ante la metodología de Diewert (DIEW) se explique por la omisión que hace esta última de los ponderadores usuales de la canasta, perdiéndose así la

¹⁷ Las medidas presentadas aquí están construidas con varianzas calculadas con la muestra completa, mientras las medidas presentadas en las dos secciones anteriores, se calculan solamente con la última observación disponible. Entonces, para calcular las medidas ponderadas por volatilidad en tiempo real se deberían actualizar los datos históricos previa obtención de la varianza.

estructura que mantiene la inflación IPC sobre la cual fueron construidos los distintos *benchmarks*.

Tabla 6. RECM para las medidas ponderadas por volatilidad

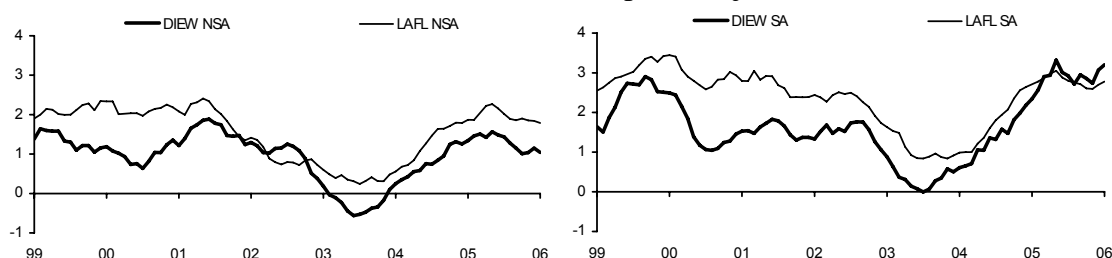
| | HP | | H-25 | |
|------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | NSA | SA | NSA | SA |
| DIEW | 0.178 | 0.148 | 0.208 | 0.162 |
| LAFI | 0.148 | 0.090 | 0.182 | 0.116 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras en negrita indican el menor RECM.

Al comparar las medidas ponderadas por volatilidad contra otros *benchmarks*, como, por ejemplo, promedios simples centrados de distinta longitud o variantes del filtro de Henderson, se observan en el primer caso resultados muy similares a los obtenidos contra el filtro HP (tanto al remover como al mantener los efectos estacionales). En el segundo caso, se registra un leve aumento en el RECM respecto del resto de los resultados.

Grafico 6. Inflación anualizada para medidas ponderadas por volatilidad (variación anual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Al igual que en el caso de las medias podadas por artículos, en el gráfico 6 se observa un descenso de la inflación subyacente al final de la muestra; no así con los datos desestacionalizados, que suben en el margen. Una vez más, los indicadores asociados a las series de precios desestacionalizadas se ubican en un nivel superior, en términos de tasas de inflación anual, respecto de aquellos obtenidos a partir de datos sin desestacionalizar.

4.4 Poda de los componentes más volátiles (TMVC)

La idea con el TMVC (*Trim of Most Volatile Components*) es, como indica su nombre, quitar los componentes más volátiles del IPC. Para obtenerlo, se debe computar la varianza de la tasa de crecimiento mensual del precio de cada artículo, varianza que se calcula para los h meses anteriores a diferencia de los métodos presentados en la sección anterior, donde se usan todos los datos históricos de una vez. Dado que no hay un óptimo natural del h , se calculan medidas con diferentes horizontes, $h = 6, 12, 18$ y 24 meses.

Así, se organizan las incidencias según el tamaño de las varianzas:

$$(\sigma_{(1),t}^2, w_{(1),t}, i_{(1),t}), (\sigma_{(2),t}^2, w_{(2),t}, i_{(2),t}), \dots, (\sigma_{(N),t}^2, w_{(N),t}, i_{(N),t}), \quad \sigma_{(1),t}^2 \leq \sigma_{(2),t}^2 \leq \dots \leq \sigma_{(N),t}^2, \quad (5)$$

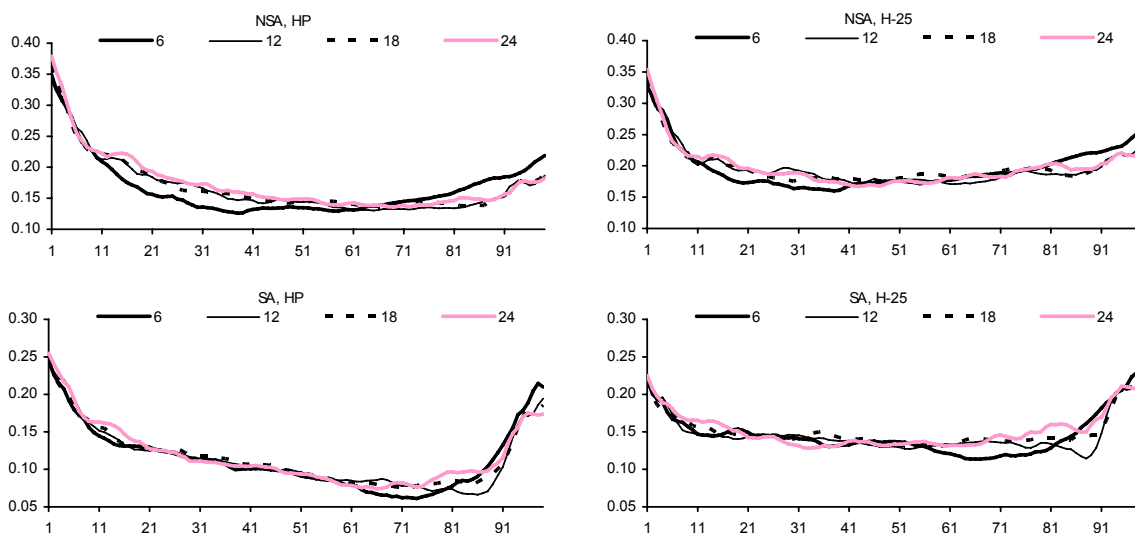
donde $(\sigma_{(j),t}^2, w_{(j),t}, i_{(j),t})$ son, respectivamente: la varianza para el j -ésimo artículo según la organización de los artículos indicada en (5), la ponderación del mismo artículo y la incidencia sobre la inflación IPC en el período t . Luego, se define el TMVC con una poda de $\beta\%$, así:

$$\pi_t^{TMVC} = \frac{1}{1-\beta} \sum_{j \in J_\beta} w_{(j),t} i_{(j),t},$$

donde $J_\beta = \{j : \sum_j w_{(j),t} \leq 1-\beta\}$.

Los resultados obtenidos con datos desestacionalizados y sin desestacionalizar, con las dos medidas de *benchmark* elegidas, se presentan en el gráfico 7 y la tabla 7. Se destacan dos elementos: primero, con la excepción del TMVC calculado con un período de varianza de 24 meses, todas las podas óptimas resultan mayores cuando se utilizan datos desestacionalizados. Segundo, en el caso donde $h = 6$ se encuentran los indicadores que siguen las tendencias más de cerca, aunque las diferencias entre los RECM son pequeñas. Se puede concluir, entonces, que se encuentran las mejores medidas de inflación subyacente usando un período de solo seis meses para calcular la volatilidad. El uso de un período más largo no agrega información significativa.

Gráfico 7. RECM como función de la poda (β)



Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7. Podas óptimas para la poda de los componentes más volátiles
(RECM y podas como porcentaje)

| | HP | | | | H-25 | | | |
|----------|------|--------------|------|--------------|------|--------------|------|--------------|
| | NSA | | SA | | NSA | | SA | |
| | Poda | RECM | Poda | RECM | Poda | RECM | Poda | RECM |
| 6 meses | 38 | 0.126 | 74 | 0.061 | 38 | 0.160 | 67 | 0.114 |
| 12 meses | 65 | 0.130 | 86 | 0.066 | 62 | 0.171 | 88 | 0.114 |
| 18 meses | 67 | 0.136 | 72 | 0.075 | 45 | 0.174 | 59 | 0.131 |
| 24 meses | 69 | 0.136 | 66 | 0.074 | 43 | 0.167 | 33 | 0.128 |

Fuente: Elaboración propia.

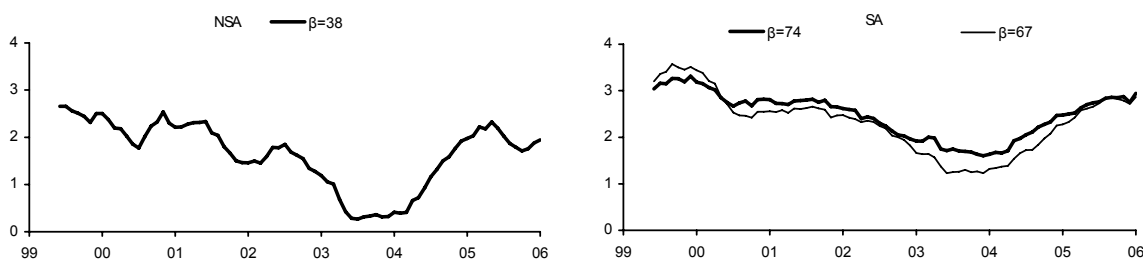
Nota: Los RECM son calculados con el máximo número de datos posible. Las cifras en negrita indican el menor RECM.

Como se puede ver en la tabla 7, sin importar qué medida se use como *benchmark* con datos no desestacionalizados, la poda óptima es 38% con $h = 6$, es decir, se encuentra la mejor medida de inflación subyacente cuando se saca el 38% de los componentes más volátiles. Con datos desestacionalizados, se obtienen mejores resultados con podas más grandes.

También se evaluaron las medidas versus otros *benchmarks*: filtros de Henderson de distintas longitudes y promedios móviles simétricos. Solo en un caso (usando datos no desestacionalizados y H-7 como el *benchmark*), se puede obtener un resultado levemente superior usando $h = 12$ como la ventana para calcular la volatilidad. También se destacan los siguientes dos puntos: (1) sin importar qué *benchmark* se use, siempre es posible obtener indicadores que sigan mejor la tendencia (menores RECM) con datos desestacionalizados, pero con podas mayores, excepto en el caso con H-7 donde las podas son iguales. (2) Con datos desestacionalizados, las medidas siempre siguen mejor las tendencias calculadas con el filtro de Hodrick-Prescott y un promedio móvil simétrico, en comparación con las calculadas con Henderson. No así las medidas calculadas con datos no desestacionalizados.

En el gráfico 8 se muestran las tasas de variación anual calculadas con las podas óptimas con datos desestacionalizados y sin desestacionalizar.

Gráfico 8. Inflación anualizada para la poda de los componentes más volátiles
(variación anual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: β es la poda óptima mostrada en la tabla 7.

En el gráfico 8 se nota que las tasas de inflación nuevamente son más altas cuando se calculan con datos desestacionalizados. Esta es una consecuencia de que en los datos no desestacionalizados, los componentes más volátiles también son los componentes con mayores tasas de crecimiento. En la tabla 8 se reportan los artículos más volátiles de la muestra. También queda en evidencia que varios de los artículos que están entre los más volátiles —y, por tanto, más veces excluidos por la medida TMVC—, tanto con datos desestacionalizados como datos no desestacionalizados, son aquellos relacionados con transporte, algunos alimentos y combustibles, al igual que las medidas de exclusión fija usuales.

Tabla 8. Artículos ubicados más veces en el 10% con las variaciones mensuales más volátiles

| NSA | | SA | |
|-----|-------------------------------|----|-------------------------------|
| % | Artículo | % | Artículo |
| 100 | Transporte interurbano | 96 | Transporte interurbano |
| 89 | Carne de cerdo | 82 | Huevos |
| 86 | Bencina | 81 | Bencina |
| 79 | Verduras frescas y congeladas | 76 | Verduras frescas y congeladas |
| 78 | Huevos | 66 | Combustibles |
| 71 | Ropa deportiva | 55 | Transporte aéreo |
| 64 | Calzado infantil | 54 | Electricidad |
| 60 | Frutas frescas | 48 | Pescados frescos y congelados |
| 58 | Mariscos frescos y congelados | 46 | Mariscos frescos y congelados |
| 58 | Combustibles | 41 | Servicios de urgencia |
| 53 | Pescados frescos y congelados | 40 | Carne de cerdo |
| 43 | Transporte aéreo | 36 | Masas saladas preparadas |
| 42 | Ropa para dormir | 33 | Arroz |
| 37 | Electricidad | 32 | Transporte urbano |
| 34 | Correo | 31 | Aparato telefónico |
| 32 | Harina | | |
| 31 | Yogurt | | |
| 31 | Cigarrillos | | |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Porcentaje de veces que el determinado artículo se encuentra entre el 10% más volátil.

5. Comparación entre medidas de inflación subyacente

En esta sección se comparan las medidas presentadas en la sección anterior. En la tabla 9 se presentan las abreviaciones usadas en esta sección con fines de simplificación en la notación.

Tabla 9. Resumen de indicadores de inflación subyacente

| Código | Indicador | Fuente |
|--------|---|----------------------------|
| MPG | Media Podada por Subgrupos | Subsección 4.1 |
| MPA | Media Podada por Artículos | Subsección 4.2 |
| DIEW | Medida Ponderada por Volatilidad (Diewert) | Subsección 4.3 |
| LAFL | Medida Ponderada por Volatilidad (Laflèche) | Subsección 4.3 |
| TMVC | Poda de los Componentes más Volátiles | Subsección 4.4 |
| GO* | Media Podada por Subgrupos | Grünwald y Orellana (2004) |
| IPCX | IPCX | Banco Central de Chile |
| IPCX1 | IPCX1 | Banco Central de Chile |
| IPCX2 | IPCX2 | Banco Central de Chile |

Fuente: Elaboración propia.

*La medida GO es la MPG con las podas óptimas encontradas en Grünwald y Orellana (2004).

En la tabla 10 se resumen los resultados obtenidos en la sección 4. En general, se nota que las medidas presentadas en este estudio son superiores en términos de RECM respecto de las ya existentes (GO, IPCX, IPCX1 e IPCX2); marcadas en negrita se encuentran aquellas medidas que minimizan esta métrica en cada columna. En el caso con precios desestacionalizados, aparecen como más cercanos a la tendencia definida el TMVC y la MPA cuando esta medida tendencial corresponde al filtro HP y Henderson-25, respectivamente. Cuando no son desestacionalizados los precios, es la MPG la que minimiza en promedio las discrepancias.

Tabla 10. Comparación de desempeño en el seguimiento de la tendencia (RECM)

| | HP | | H-25 | |
|-------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | NSA | SA | NSA | SA |
| MPG | 0.125 | 0.110 | 0.131 | 0.097 |
| MPA | 0.127 | 0.097 | 0.138 | 0.088 |
| DIEW | 0.181 | 0.150 | 0.208 | 0.162 |
| LAFL | 0.144 | 0.093 | 0.182 | 0.116 |
| TMVC | 0.130 | 0.057 | 0.160 | 0.114 |
| GO | 0.195 | 0.165 | 0.179 | 0.151 |
| IPCX | 0.235 | 0.178 | 0.226 | 0.175 |
| IPCX1 | 0.231 | 0.145 | 0.244 | 0.168 |
| IPCX2 | 0.233 | 0.133 | 0.240 | 0.147 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras en negrita indican el menor RECM.

Para evaluar si las medidas son insesgadas, se utilizó el test ya descrito en la sección 3. Los resultados obtenidos con un contraste de Wald tradicional se muestran en la tabla 11. Se puede ver en letra normal el valor del estadístico F^{18} para datos sin desestacionalizar y en cursiva para los datos desestacionalizados; marcados con negrita son los casos en que no es posible rechazar la nula de insesgamiento respecto de la tendencia. Los resultados del ejercicio indican que, bajo el *benchmark* definido por el filtro de Hodrick-Prescott y por el

¹⁸ Los grados de libertad relevantes para este test son (2;94) para todas las medidas, excepto para el TMVC donde son (2;89). Los valores críticos son 3.09 y 3.10, respectivamente, para un nivel de confianza de 95%.

Henderson-25, solo el TMVC es insesgado respecto de la inflación IPC mensual con datos desestacionalizados y no desestacionalizados. La MPG, la MPA y Laflèche son insesgadas solo con datos desestacionalizados. Entre las medidas de exclusión fija usuales, solo el IPCX original no muestra un sesgo sistemático frente a la inflación IPC total.

Tabla 11. Tests de insesgamiento respecto de inflación IPC mensual

| | HP | H25 |
|-------|----------------------------|----------------------------|
| MPG | 5.94 <i>1.12</i> | 4.27 <i>1.37</i> |
| MPA | 10.66 <i>1.33</i> | 11.03 <i>0.08</i> |
| DIEW | | 9.06 <i>10.85</i> |
| LAFL | | 4.11 <i>0.85</i> |
| TMVC | 3.04 <i>1.27</i> | 3.04 <i>1.63</i> |
| GO | | 15.13 <i>12.17</i> |
| IPCX | | 0.46 <i>3.32</i> |
| IPCX1 | | 4.00 <i>5.45</i> |
| IPCX2 | | 5.40 <i>4.31</i> |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Solo en los casos de MPG, MPA y TMVC es relevante el *benchmark*, ya que la obtención de las podas óptimas es sensible a esta elección. Las cifras en negrita indican que no es posible rechazar la hipótesis de insesgamiento. Las cifras en cursiva corresponden a datos desestacionalizados.

Luego se realizaron tests de Diebold-Mariano (DM) de igualdad de modelos con una función de pérdida cuadrática¹⁹ para determinar si los hallazgos realizados a nivel de RECM son significativos. En las tablas 12 (para datos sin desestacionalizar) y 13 (desestacionalizados) se presentan en texto normal los resultados obtenidos versus el *benchmark* de Hodrick-Prescott y en cursiva aquellos correspondientes al filtro Henderson-25; en negrita se presentan los casos en los que se rechaza la nula de igualdad entre modelos con un nivel de confianza de 95%. Por ejemplo, en la tabla 12 no es posible decir que la MPG (media podada por subgrupos) domine o sea dominada estadísticamente por el TMVC (poda de los componentes más volátiles) ante el filtro HP (-0.86). Sin embargo, ante

¹⁹ Para computar la matriz de varianza-covarianza necesaria en la obtención del estadístico DM, se probaron alternativamente distintos *kernels* (uniforme y Bartlett) y largos; en la suma finita de autocovarianzas, los resultados son robustos a distintas configuraciones. En este caso se presentan aquellos obtenidos con el *kernel* Bartlett con una suma hasta la tercera autocovarianza.

el Henderson-25 (-2.26) el signo negativo indica dominancia de la medida en la columna (MPG) sobre la medida en la fila (TMVC). Dado que aquí la diferencia entre ambos es estadísticamente distinta de cero, es posible señalar que MPG domina al TMVC²⁰ bajo este *benchmark*.

Tabla 12. Tests DM de igualdad de modelos (datos sin desestacionalizar)

| | NSA | | | | | | | |
|-------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-------------|
| | MPG | MPA | DIEW | LAFL | TMVC | GO | IPCX | IPCX1 |
| MPA | -0.63 | | | | | | | |
| | <i>-1.00</i> | | | | | | | |
| DIEW | -4.82 | -3.90 | | | | | | |
| | <i>-3.84</i> | <i>-3.37</i> | | | | | | |
| LAFL | -2.98 | -2.38 | 2.77 | | | | | |
| | <i>-2.51</i> | <i>-2.25</i> | <i>1.96</i> | | | | | |
| TMVC | -0.86 | -0.46 | 4.83 | 2.60 | | | | |
| | <i>-2.26</i> | <i>-1.69</i> | <i>3.90</i> | <i>1.81</i> | | | | |
| GO | -2.32 | -2.23 | -0.16 | -1.21 | -1.98 | | | |
| | <i>-1.63</i> | <i>-1.58</i> | <i>0.85</i> | <i>0.10</i> | <i>-0.61</i> | | | |
| IPCX | -4.77 | -4.92 | -2.07 | -3.24 | -4.06 | -2.20 | | |
| | <i>-3.45</i> | <i>-3.44</i> | <i>-0.63</i> | <i>-1.45</i> | <i>-2.51</i> | <i>-2.27</i> | | |
| IPCX1 | -6.48 | -6.56 | -3.14 | -4.50 | -5.69 | -2.20 | -0.37 | |
| | <i>-5.36</i> | <i>-5.36</i> | <i>-2.05</i> | <i>-2.94</i> | <i>-4.72</i> | <i>-2.69</i> | <i>-1.00</i> | |
| IPCX2 | -4.72 | -4.79 | -2.67 | -3.56 | -4.48 | -2.14 | -0.87 | -0.94 |
| | <i>-4.20</i> | <i>-4.00</i> | <i>-1.62</i> | <i>-2.28</i> | <i>-3.56</i> | <i>-2.19</i> | <i>-0.68</i> | <i>0.29</i> |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras en negrita indican que la hipótesis nula de igualdad entre modelos es rechazada con un nivel de confianza de 95%. Los números en cursiva corresponden a un *benchmark* calculado con Henderson-25, mientras para el texto normal el filtro es Hodrick-Prescott.

²⁰ Esto, porque el test DM se construye como la diferencia entre los desvíos en relación al *benchmark* del indicador *i* menos los del indicador *j*. Aquí siempre el indicador *i* va como columnas y el *j* como filas.

Tabla 13. Tests DM de igualdad de modelos (datos desestacionalizados)

| | SA | | | | | | | |
|-------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-------------|-------------|
| | MPG | MPA | DIEW | LAFL | TMVC | GO | IPCX | IPCX1 |
| MPA | 1.01 | | | | | | | |
| | <i>1.28</i> | | | | | | | |
| DIEW | -4.33 | -4.89 | | | | | | |
| | -3.86 | -4.52 | | | | | | |
| LAFL | 0.98 | 0.20 | 6.21 | | | | | |
| | -1.99 | -4.66 | 3.49 | | | | | |
| TMVC | 3.14 | 3.28 | 6.94 | 3.72 | | | | |
| | -1.17 | -2.45 | 3.17 | <i>0.22</i> | | | | |
| GO | -2.13 | -2.50 | -0.22 | -2.24 | -2.98 | | | |
| | -2.18 | -2.37 | <i>0.44</i> | <i>-1.40</i> | <i>-1.46</i> | | | |
| IPCX | -3.51 | -3.63 | -0.75 | -3.40 | -4.41 | -0.47 | | |
| | -3.80 | -4.27 | <i>-0.64</i> | -3.14 | -3.16 | <i>-1.49</i> | | |
| IPCX1 | -3.53 | -3.76 | 0.48 | -4.06 | -5.55 | 0.45 | 1.13 | |
| | -4.78 | -5.28 | <i>-0.34</i> | -3.72 | -3.36 | <i>-0.77</i> | <i>0.48</i> | |
| IPCX2 | -2.37 | -2.91 | 1.62 | -3.28 | -4.89 | 0.87 | 1.58 | 1.28 |
| | -3.08 | -3.55 | <i>1.00</i> | -2.26 | <i>-1.87</i> | <i>0.14</i> | <i>1.35</i> | <i>1.64</i> |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras en negrita indican que la hipótesis nula de igualdad entre modelos es rechazada con un nivel de confianza de 95%. Los números en cursiva corresponden a un *benchmark* calculado con Henderson-25, mientras para el texto normal el filtro es Hodrick-Prescott.

Así, tras observar los resultados, se aprecia una mayor dominancia estadística por parte de los indicadores presentados en este trabajo sobre las cuatro medidas ya existentes (GO, IPCX, IPCX1 e IPCX2), ya sea con datos sin desestacionalizar o desestacionalizados. A su vez, parecen no existir diferencias significativas entre los nuevos indicadores MPG y MPA, lo cual sugiere que, para el caso de Chile, no hay mayor ganancia al usar precios más desagregados. Además, los resultados indican que el TMVC es predominante sobre la media podada por grupos y por artículos con datos desestacionalizados, situación que tiende a revertirse al utilizar las series originales de precios. Por su parte, las medidas ponderadas por volatilidad (Diewert y Laflèche) son dominadas en la mayoría de los casos por MPA, MPG y TMVC en este sentido.

6. Conclusión

Para los bancos centrales con metas de inflación, es importante tener percepciones precisas y en tiempo real respecto de la inflación subyacente. En este trabajo se han calculado cinco medidas para la economía chilena, que pueden aportar al momento de evaluar el panorama inflacionario. Como punto de partida se calculó una media podada basada en Grünwald y Orellana (2004), donde los componentes podados son subgrupos del IPC, usando series desestacionalizadas, y el criterio de eliminación es el de menores y mayores variaciones mensuales (MPG). Se refinó el cálculo de esta medida para podar los artículos (MPA) y después se presentaron dos medidas que reponderan los artículos según la volatilidad histórica de la tasa de crecimiento mensual. Finalmente, se calculó una media podada donde se utilizó como criterio de eliminación la volatilidad de la tasa de crecimiento

mensual en el período más reciente (TMVC). Los cálculos para todas las medidas anteriores se hicieron con datos tanto no desestacionalizados como desestacionalizados.

Una pregunta de central relevancia cuando se calculan medias podadas es qué porcentaje de los ítems se debería eliminar. En este trabajo las podas son determinadas como solución a un problema de minimización de la distancia medida con la raíz del error cuadrático (RECM) entre el indicador correspondiente y una tendencia calculada alternativamente con filtros de Hodrick-Prescott y de Henderson. Las medidas óptimas, elegidas según la minimización de esta métrica, se evaluaron entre ellas y respecto de las que excluyen componentes fijos (IPCX, IPCX1 e IPCX2) en términos de su capacidad para seguir la tendencia definida y su insesgamiento en relación con el IPC total.

En general, las tres medidas que podan (MPG, MPA y TMVC) tienen mejor comportamiento que las medidas que excluyen componentes fijos. Tanto el IPCX1 como el IPCX2 son sesgados respecto del IPC total, lo mismo en el caso del IPCX con datos no desestacionalizados. Con datos desestacionalizados, las tres medias podadas son insesgadas respecto del IPC total, no así en el caso de MPG y MPA con datos no desestacionalizados. Con datos desestacionalizados, también la medida de Laflèche (1997), que repondera los componentes según su volatilidad histórica, es insesgada, mientras el indicador según Diewert (1995) es sesgado con respecto al IPC total en todos los casos.

Para evaluar la capacidad de las medidas siguiendo la tendencia antes mencionada, se realizaron además contrastes de Diebold y Mariano. En todos los casos, las medias podadas dominan o no están dominadas estadísticamente por las medidas que excluyen componentes fijos y las que reponderan los componentes. La comparación entre las medias podadas indica que MPG y MPA son estadísticamente iguales. Esto, junto a los resultados de los tests de insesgamiento, sugiere que no hay mayores ganancias en usar datos más desagregados en el caso de Chile. Calculando la tendencia con el filtro de Henderson-25, la MPG domina el TMVC con datos no desestacionalizados y la MPA lo domina usando datos desestacionalizados. Aplicando el filtro de Hodrick-Prescott para calcular la tendencia, el TMVC domina tanto la MPG como la MPA con datos desestacionalizados.

Es resumen, se encuentra que las medidas presentadas en este documento, que podan los ítems con variaciones extremas o alta volatilidad, son informativas respecto de la evaluación del panorama inflacionario, dado que son insesgadas respecto del IPC cuando se ajusta por estacionalidad y tienen un desempeño superior a las demás siguiendo la tendencia de la inflación total.

La totalidad de las medidas presentadas en este trabajo están evaluadas respecto de *benchmarks* particulares y para un período específico. Así, las podas reportadas están en alguna medida condicionadas por estas elecciones. Si bien es cierto que se han mencionado resultados obtenidos utilizando *benchmarks* alternativos, también lo es que no se ha realizado una evaluación exhaustiva respecto de la sensibilidad de los hallazgos al intervalo temporal elegido. Por lo anterior, es posible que las podas óptimas sean susceptibles de alguna variación en el tiempo a medida que se agregan nuevas observaciones a la muestra. Un análisis de robustez para las podas óptimas respecto de la muestra elegida se plantea como un elemento relevante en investigaciones futuras.

Referencias

- Australian Bureau of Statistics (2003). *A Guide to Interpreting Time Series – Monitoring Trends*.
- Bryan, M.F. y S.G. Cecchetti (1994). “Measuring Core Inflation”, en N.G. Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press.
- Diebold, F. y R. Mariano (1995). “Comparing Predictive Accuracy”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-65.
- Diewert, W.E. (1995). “On the Stochastic Approach to Index Numbers” *UBC Departmental Archives 95-31*, UBC Department of Economics.
- Edgeworth, F.Y. (1887). “Measurement of Change in Value of Money I”, reimpresso como pp. 198-259 en *Papers Relating to Political Economy*, Vol. I, Nueva York: Burt Franklin. 1925.
- Grünwald, M.C. y E. Orellana (2004). “Medidas Alternativas de Inflación Subyacente”, *Economía Chilena*, 7(1): 93-101.
- Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1997). “Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1): 1-16.
- Hogan, S., M. Johnson y T. Laflèche (2001). *Technical Report No. 89*, Bank of Canada.
- Laflèche, T. (1997). “Statistical Measures of the Trend Rate of Inflation” *Bank of Canada Review*, vol. 1997, issue Autumn, 29-47.
- Lefort, F. (1997). “Shocks de Precios Relativos e Inflación: La Mediana Ponderada como Medida de Inflación Subyacente en Chile” *Documentos de Trabajo N°001*, Banco Central de Chile.
- Mankikar, A. y J. Paisley (2002). “What do measures of core inflation really tell us?”, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Winter.
- Pedersen, M. (2006). “An Alternative Measure of Core Inflation”, *Documentos de Trabajo N°366*, Banco Central de Chile.
- Silver, M. (2006). “Core Inflation Measures and Statistical Issues in Choosing Among Them”, *IMF Working Paper WP/06/97*.
- Vega, J.-L. y M.A. Wynne (2003). “A first Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area”, *German Economic Review*, 4(3): 269-306.

Anexo A

En este anexo se muestra que normalmente hay diferencias entre la inflación calculada con un promedio ponderado de los índices de los artículos y con un promedio ponderado de las tasas de inflación de cada artículo.

Para mantener la notación simple, se considera solo el caso con dos artículos, con índices de precios $P_{j,t}$ ($j = 1, 2$). La ponderación del artículo 1 es α ($0 < \alpha < 1$), y $1 - \alpha$ para el artículo 2. El índice de precios entonces es:

$$P_t = \alpha P_{1,t} + (1 - \alpha) P_{2,t}.$$

La tasa de inflación se calcula con el índice ponderado como:

$$\tilde{\pi}_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 = \frac{\alpha P_{1,t} + (1 - \alpha) P_{2,t}}{\alpha P_{1,t-1} + (1 - \alpha) P_{2,t-1}} - 1. \quad (\text{A1})$$

Las tasas de inflación para los dos artículos son:

$$\pi_{j,t} = \frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}} - 1, \quad j = 1, 2.$$

La tasa de inflación calculada como un promedio ponderado de las tasas de inflación es:

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= \alpha \Delta P_{1,t} + (1 - \alpha) \Delta P_{2,t} = \frac{\alpha P_{1,t}}{P_{1,t-1}} - \alpha + \frac{(1 - \alpha) P_{2,t}}{P_{2,t-1}} - (1 - \alpha) \\ &= \frac{\alpha P_{1,t} P_{2,t-1} + (1 - \alpha) P_{1,t-1} P_{2,t}}{P_{1,t-1} P_{2,t-1}} - 1. \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

Igualando (A1) y (A2) se encuentra:

$$\begin{aligned} \frac{\alpha P_{1,t} + (1 - \alpha) P_{2,t}}{\alpha P_{1,t-1} + (1 - \alpha) P_{2,t-1}} &= \frac{\alpha P_{1,t} P_{2,t-1} + (1 - \alpha) P_{1,t-1} P_{2,t}}{P_{1,t-1} P_{2,t-1}} \quad \Leftrightarrow \\ \alpha^2 P_{1,t} P_{1,t-1} P_{2,t-1} + \alpha(1 - \alpha)(P_{1,t-1}^2 P_{2,t} + P_{1,t} P_{2,t-1}^2) + (1 - \alpha)^2 P_{1,t-1} P_{2,t} P_{2,t-1} \\ &= \alpha P_{1,t} P_{1,t-1} P_{2,t-1} + (1 - \alpha) P_{1,t-1} P_{2,t} P_{2,t-1} \quad \Leftrightarrow \\ P_{1,t-1}^2 P_{2,t} + P_{1,t} P_{2,t-1}^2 - P_{1,t} P_{1,t-1} P_{2,t-1} - P_{1,t-1} P_{2,t} P_{2,t-1} &= 0 \quad \Leftrightarrow \\ P_{2,t} (P_{1,t-1}^2 - P_{1,t-1} P_{2,t-1}) + P_{1,t} (P_{2,t-1}^2 - P_{1,t-1} P_{2,t-1}) &= 0. \end{aligned} \quad (\text{A3})$$

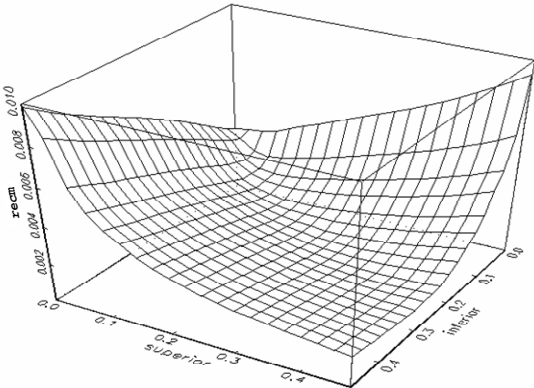
Las soluciones para (A3) son:

$$\begin{aligned} (i) \quad & P_{1,t-1} = P_{2,t-1} \\ (ii) \quad & (P_{1,t-1}, P_{2,t-1}) = (P_{1,t}, P_{2,t}) \\ (iii) \quad & P_{1,t} = P_{2,t} = 0 \\ (iv) \quad & \frac{P_{1,t}}{P_{2,t}} = -\frac{P_{1,t-1}^2 - P_{1,t-1}P_{2,t-1}}{P_{2,t-1}^2 - P_{1,t-1}P_{2,t-1}}, \quad (P_{2,t} \neq 0, P_{1,t-1} \neq P_{2,t-1}). \end{aligned}$$

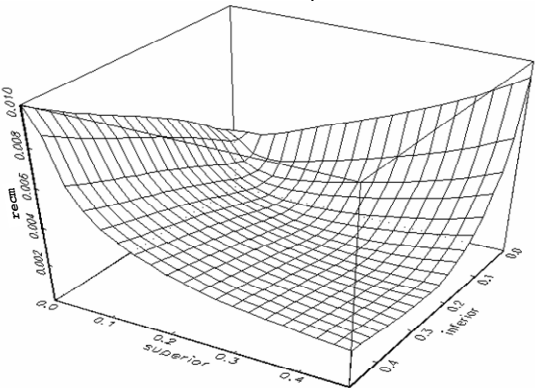
La solución (iii) no es relevante en este caso, ya que los índices que se consideran están en base 100. Solo en tres casos las tasas de inflación calculadas con (A1) y (A2) son iguales: cuando los valores de los índices iniciales son iguales; si no hay inflación ni en artículo 1 ni en el artículo 2; y si las razones en (iv) son iguales.

Anexo B - RECM como función de las podas en MPA

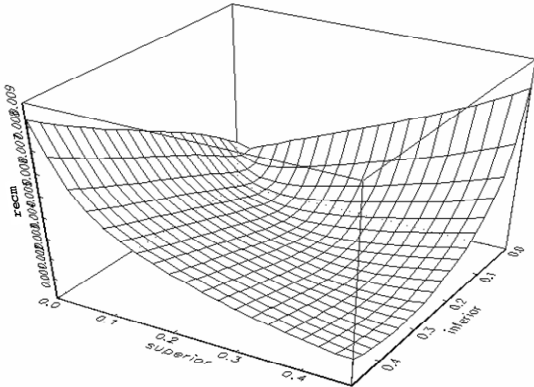
NSA, HP



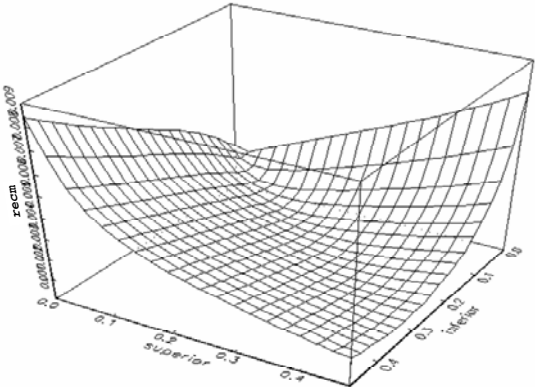
NSA, H-25



SA, HP



SA, H-25



Fuente: Elaboración propia.

**Documentos de Trabajo
Banco Central de Chile**

**Working Papers
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.

- | | |
|---|------------|
| DTBC-470 Trade Liberalization and Industry Dynamics: A Difference in Difference Approach Roberto Álvarez y Ricardo A. López | Mayo 2008 |
| DTBC-469 Assessing Inflation Targeting in Latin America with a DSGE Model John McDermott y Peter McMenamin | Mayo 2008 |
| DTBC-468 Compensación Inflacionaria en Chile Rómulo Chumacero y Luis Opazo | Mayo 2008 |
| DTBC-467 Estimation of a Dynamic Panel Data: The Case of Corporate Investment in Chile Rodrigo Alfaro | Abril 2008 |
| DTBC-466 Impactos Económicos y Sociales de Shocks Energéticos en Chile: Un Análisis de Equilibrio General Raúl O`Ryan, Carlos de Miguel, Mauricio Pereira y Camilo Lagos | Abril 2008 |
| DTBC-465 Exchange Rate Pass-Through Into Import Prices: The Case of Chile Roberto Álvarez, Patricio Jaramillo y Jorge Selaive | Abril 2008 |
| DTBC-464 Inference Using Instrumental Variable Estimators Rodrigo Alfaro | Abril 2008 |

| | |
|---|----------------|
| DTBC-463 | Abril 2008 |
| Nonlinear Dynamic in the Chilean Stock Market: Evidence from Returns and Trading Volume | |
| Rodrigo Aranda y Patricio Jaramillo | |
| DTBC-462 | Abril 2008 |
| Medidas de Volatilidad de Índices Accionarios: El Caso del IPSA | |
| Rodrigo Alfaro y Carmen Gloria Silva | |
| DTBC-461 | Marzo 2008 |
| Medidas Extendidas de Restricciones a Los Flujos de Capitales | |
| Jorge Selaive, Beatriz Velásquez y José Miguel Villena | |
| DTBC-460 | Marzo 2008 |
| External Imbalances, Valuation Adjustments and Real Exchange Rate: Evidence of Predictability in an Emerging Economy | |
| Pablo Pincheira y Jorge Selaive | |
| DTBC-459 | Febrero 2008 |
| Combining Tests of Predictive Ability Theory and Evidence for Chilean and Canadian Exchange Rates | |
| Pablo Pincheira | |
| DTBC-458 | Diciembre 2007 |
| Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile | |
| Juan Pablo Medina y Claudio Soto | |
| DTBC-457 | Diciembre 2007 |
| The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model | |
| Juan Pablo Medina y Claudio Soto | |
| DTBC-456 | Diciembre 2007 |
| Is Ownership Structure a Determinant of Bank Efficiency? | |
| Rodrigo Fuentes y Marcos Vergara | |
| DTBC-455 | Diciembre 2007 |
| Estimating the Output Gap for Chile | |
| Rodrigo Fuentes, Fabián Gredig y Mauricio Larraín | |
| DTBC-454 | Diciembre 2007 |
| Un Nuevo Marco Para la Elaboración de los Programas de Impresión y Acuñación | |
| Rómulo Chumacero, Claudio Pardo y David Valdés | |