

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Determinantes de la Inflación de Servicios en Chile

Mario Marcel
Carlos Medel
Jessica Mena

N° 803 Junio 2017

BANCO CENTRAL DE CHILE





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, Santiago, Chile
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

DETERMINANTES DE LA INFLACIÓN DE SERVICIOS EN CHILE *

Mario Marcel
Banco Central de Chile

Carlos Medel
Banco Central de Chile

Jessica Mena
Banco Central de Chile

Abstract

Inflation is measured through price indices for a basket of diverse products and services. However, its various components may follow different paths depending on the pricing mechanisms in each market. This has led to building price sub-indices with a higher degree of homogeneity within them for analytical purposes. This paper focuses its attention on the behavior of prices of services in Chile. The latter are of special interest because they not only account for about half of the Consumer Price Index (CPI), but because their dynamics over time have differed significantly from the prices of goods. Our empirical analysis is based on the estimation of a set of *Hybrid Neokeynesian Phillips Curves* (HNKPC), which allows comparing the value and statistical significance of the estimated elasticities of various CPI components to those obtained for headline.

The results suggest that: (i) HNKPC maintains a high degree of validity as a proxy for inflation determination, with significant values for key elasticities in all of its disaggregations; (ii) the disaggregated HNKPC estimate does not reduce the statistical significance of the results; (iii) Chile's inflationary history explains the high elasticity of lagged inflation and inflation expectations; (iv) the aggregate dynamics of services inflation differs from that of goods in both their adjustment and their response to shocks on its main components, a response that has varied unevenly in the recent period; (v) important differences in the behavior of indexed and non-indexed services by the nature of the covariates and the size of the basic HNKPC coefficients are found; (vi) the disaggregation of services raises its conceptual consistency without jeopardizing the forecasting ability of services inflation as a whole and is superior to other disaggregations of services, and (vii) the construction of indices by collecting prices at producer or provider level makes it difficult to compare the changes in purchasing power resulting from the application of specific taxes or subsidies.

All these results suggest the usefulness of splitting the CPI between large components or sub-indices to improve inflation forecasts, including their insertion in more complex models for macroeconomic analysis.

Resumen

La medición de la inflación se efectúa a través de índices de precios para una canasta diversa de productos y servicios diversos. No obstante, sus distintos componentes pueden seguir trayectorias

*Agradecemos a Jorge Fornero, Miguel Fuentes, Markus Kirchner, y un árbitro anónimo los comentarios y revisiones a versiones preliminares y los comentarios de los participantes del *Seminario Interno de Investigación y Políticas* del Banco Central de Chile. Las opiniones expresadas en este trabajo no necesariamente corresponden al pensamiento del Banco Central de Chile o sus autoridades. Emails: mmarcel@bcentral.cl, cmedel@bcentral.cl y jmena@bcentral.cl.

diferentes dependiendo de los mecanismos de formación de precios en cada mercado. Esto ha llevado a construir subíndices de precios con un mayor grado de homogeneidad a su interior para efectos analíticos. Este trabajo focaliza su atención sobre el comportamiento de los precios de servicios en Chile. Estos últimos revisten especial interés porque no sólo representan cerca de la mitad de la canasta del Índice de Precios al Consumidor (IPC), sino porque su trayectoria en el tiempo ha diferido significativamente de la de los precios de bienes. El análisis empírico construido en este trabajo se basa en la estimación de un conjunto de *Curvas de Phillips Híbridas Neokeynesianas* (CPHNK), las que permiten comparar el valor y significado estadístico de las elasticidades estimadas para diversos componentes del IPC y compararlos con los obtenidos para el IPC general.

Los resultados sugieren que: (i) la CPHNK mantiene un alto grado de validez como representación de la determinación de la inflación, con valores significativos para las elasticidades claves en todas sus desagregaciones; (ii) la estimación desagregada de CPHNK no reduce la significación estadística de los resultados; (iii) la historia inflacionaria de Chile explica una alta elasticidad a la inflación rezagada y a las expectativas de inflación; (iv) la dinámica agregada de la inflación de servicios difiere de aquella de bienes tanto en el ajuste a la CPHNK como en la respuesta frente a *shocks* de sus principales componentes, respuesta que ha variado de manera dispar en el período reciente; (v) existen diferencias importantes en el comportamiento de servicios indexados y no indexados medida por la naturaleza de los covariantes y el tamaño de los coeficientes base de la CPHNK; (vi) la desagregación de servicios eleva su consistencia conceptual sin sacrificar la calidad de la predicción de la inflación de servicios en su conjunto y es superior a otras desagregaciones de servicios, y (vii) la construcción de índices mediante la recolección de precios a nivel de productor o proveedor dificulta la comparación de los cambios en el poder adquisitivo resultante de la aplicación de impuestos o subsidios específicos.

Todo lo anterior sugiere la utilidad de separar al IPC entre grandes componentes o subíndices para mejorar las proyecciones de inflación, incluida su inserción en modelos de mayor complejidad para el análisis macroeconómico.

I. Introducción

La medición de la inflación en Chile, como en todos los países, se efectúa a través de índices de precios para una canasta diversa de productos y servicios diversos. La medida estadística de la inflación es, en consecuencia, un promedio ponderado de variaciones de precios individuales, donde las ponderaciones provienen del peso de cada producto o servicio en una canasta representativa de consumo. No obstante, aunque dicho promedio busque reflejar una tendencia central en el movimiento de precios, sus distintos componentes pueden seguir trayectorias diferentes dependiendo de los mecanismos de formación de precios en cada uno de los correspondientes mercados. De este modo, distintos factores económicos que pueden estar incidiendo sobre la evolución de los precios se combinan para marcar la trayectoria del índice agregado.

La existencia de distintos mecanismos de formación de precios ha llevado a reportar y analizar separadamente subíndices de precios con un mayor grado de homogeneidad a su interior. En la literatura es frecuente encontrar análisis separados para bienes transables y no transables; de consumo habitual o consumo durable; subyacentes o volátiles. La construcción y análisis de subíndices de precios es especialmente importante en países que, habiendo adoptado esquemas de metas de inflación para la conducción de la política monetaria, descansan su implementación en la capacidad para proyectar la inflación a mediano plazo considerando los factores que inciden sobre ella.

Este trabajo focaliza su atención sobre el comportamiento de los precios de servicios. Estos últimos revisten especial interés porque no sólo representan cerca de la mitad de la canasta del Índice de Precios al Consumidor (IPC) en Chile, sino porque su trayectoria en el tiempo ha diferido significativamente de la de los precios de bienes, lo que parece reflejar diferentes determinantes económicos. Así por ejemplo, se estima que cambios en la inflación esperada inciden en la inflación de servicios en más de tres veces de lo estimado para la inflación de bienes. El comportamiento de los precios de servicios es menos sensible a las variaciones del tipo de cambio, pero tampoco parece responder muy directamente a la actividad económica o a los salarios. Es así como pasada la crisis financiera, mientras la inflación de bienes mostró registros negativos por alrededor de cuatro años seguidos, la inflación de servicios bordeó la meta inflacionaria, incluso sobrepasando en ocasiones la inflación de alimentos y energía.

Un examen detallado del componente de servicios en el IPC en Chile revela que éste está fuertemente dominado por el peso de precios administrados y/o indexados a su interior¹. Esto hace que factores de mercado tengan poca incidencia sobre el comportamiento de estos precios en relación a regulaciones y convenciones. Esto hace que el IPC de servicios tenga una dinámica altamente inercial, que lo vuelve poco sensible a otros factores, salvo en virtud de efectos de segunda vuelta. No obstante, una vez que se separa el conjunto de precios administrados e indexados del resto de los servicios, éstos últimos vuelven a comportarse de acuerdo a la teoría. Por último, el carácter administrado de estos precios también los expone a decisiones discrecionales de política, como la imposición de impuestos o subsidios específicos. Dado que la metodología del IPC está diseñada para capturar precios de mercado, ésta no logra reflejar adecuadamente el efecto de estas medidas sobre el consumo de los hogares, enfatizando la diferencia conceptual y empírica entre un índice de precios y una medición de poder adquisitivo.

El análisis empírico construido en este trabajo se basa en la estimación de un conjunto de *Curvas de Phillips Híbridas Neokeynesianas* (CPHNK), que toman como variables independientes la inflación pasada, las expectativas de inflación, el tipo de cambio y la brecha de actividad respecto de su potencial. Junto con evaluar la validez de este marco a nivel desagregado, dominante en la modelación agregada de la inflación,

¹ Ver Anexo I para una descripción detallada de los sectores de servicios en el IPC.

esta metodología permite comparar el valor y significado estadístico de las elasticidades estimadas para diversos componentes del IPC y compararlos con los obtenidos para el IPC general.

En particular, en lo que respecta a la inflación de servicios, el trabajo muestra que los mecanismos automáticos de propagación de inflación del conjunto de precios administrados e indexados (SAI), se reflejan en una fuerte inercia en la inflación total. Por su parte, los demás servicios, o servicios no indexados (SNI), muestran un comportamiento en línea con la teoría macroeconómica sobre no transables, con una respuesta a cambios en la brecha de actividad que excede tanto al IPC sin alimentos y energía (SAE), de bienes como a los SAI, con un limitado traspaso desde el tipo de cambio. De hecho, por la naturaleza de los algoritmos de precios administrados, este último es mayor para el grupo de precios indexados. Por último se constata que la construcción de índices mediante la recolección de precios a nivel de productor o proveedor dificulta la comparación de los cambios en el poder adquisitivo resultante de la aplicación de impuestos o subsidios específicos, lo que adquiere especial significación en la perspectiva de la gratuidad educacional, secundaria y superior.

Cabe hacer notar que las estimaciones contenidas en este trabajo corresponden a formas reducidas de ecuaciones de precios que, en la realidad de una economía compleja, son parte de un equilibrio más general, donde las causalidades son simultáneas y fluyen en distintas direcciones. Este equilibrio general se refleja en los modelos que utiliza el Banco Central de Chile (BCCCh) para proyectar la inflación para la formulación de la política monetaria, donde la relación entre los instrumentos de política y la respuesta de la inflación en el horizonte de proyección es el elemento central. El trabajo no pretende competir con estos esquemas de modelación más complejos, sino identificar el nivel más adecuado al que se debería desagregar la inflación en la operación de estos modelos, la formulación de proyecciones y el seguimiento de la coyuntura.

II. Revisión de la literatura

La modelación de la inflación ha absorbido una parte importante de la agenda de investigación de los bancos centrales, particularmente en aquellos que han adoptado esquemas de metas de inflación. Las proyecciones de inflación juegan un importante rol en la efectividad e implementación de metas de inflación (Svensson, 1997), las que naturalmente provienen de un amplio espectro de modelos disponibles de tipo estructurales, econométricos, o intermedios. La mayor parte de la literatura sobre modelación de inflación puede dividirse entre aquella orientada al entendimiento de las fuerzas subyacentes a la dinámica inflacionaria, que tienden a poseer una rica estructura económica, y modelos menos estructurados y más simples cuyo fin último es la precisión predictiva multihorizonte.²

Cruzando ambos objetivos de la modelación, aunque mayormente cuando ésta persigue fines predictivos, existe un volumen importante del trabajo realizado en el análisis de la inflación por componentes. Tales desagregaciones buscan típicamente mejorar la predictibilidad de la inflación agregada, respondiendo a criterios económicos, con fines de política económica, para mejorar el rendimiento predictivo, estadísticos, o una combinación de estas razones³.

Un caso particular que cubre, en parte, la economía de la dinámica inflacionaria pero es también capaz de proveer proyecciones con relativa precisión, es la CPNK. El ejercicio tradicional (reproducido en este

² Una revisión aplicada de la literatura reciente sobre proyección de inflación se encuentra en Faust y Wright (2013).

³ Cabe hacer notar que la desagregación de variables no necesariamente conduce a una mejora en el ajuste de las estimaciones. Esto se debe a que la desagregación puede elevar la magnitud de errores que podrían haberse cancelado en la estimación agregada, magnificándose el peso de variables omitidas o errores de especificación en las estimaciones desagregadas.

artículo) consiste primero en el diagnóstico econométrico de la CPNK, el que se complementa con comparaciones predictivas con modelos de referencia. Es dentro de este esquema que, coincidiendo un criterio estadístico—mayor volatilidad—con uno de política económica—debido al origen extranjero de esta mayor volatilidad de corto plazo—, la inflación subyacente se torna como el foco de atención para hacedores de política e investigadores.⁴ Naturalmente, existe el valor *per sé* de analizar un agregado mediante sus desagregados para desentrañar efectos que en ocasiones se cancelan y pueden por tanto pasar desapercibidos.

En este artículo, se avanza respecto a la literatura existente en el sentido que va más allá de la separación entre inflación subyacente y total, al desagregar la inflación subyacente entre bienes y servicios y ajustar CPNKs a reagrupaciones dentro del sector de servicios. Un segundo elemento menos presente en la literatura consiste en la proyección multihorizonte a nivel desagregado de tales desagregaciones con una CPHNK; incorporando una medida directa de expectativas de inflación (similar a la metodología de Fuhrer, Olivei, y Tootell, 2012).

Como es esperable, la mayor parte de la literatura empírica se enfoca en economías desarrolladas. En particular, la versión de la CPHNK en la que se basa este artículo se describe en Galí, Gertler, y López-Salido (2001, 2005). Los autores se enfocan en el tamaño y significancia estadística de los coeficientes estimados econométricamente para EEUU, utilizando diversas medidas de inflación agregadas. Ejercicios de robustez posteriores confirman los resultados, reafirmando el precedente de Galí y Gertler (1999).

La proyección de un agregado mediante sus desagregados es una problemática de largo tiempo para el caso de la inflación, y en especial para EEUU. Sin embargo, no siempre se realiza imponiendo la estructura de CPHNK ni mediante una desagregación específica entre subyacente y la inflación restante. Como se indica arriba, desagregar obedece primordialmente a la búsqueda de mejoras predictivas y analíticas.⁵

Los resultados, en general, son dependientes de la metodología aplicada en cada caso y el nivel de desagregación. Por ejemplo, Aron y Muellbauer (2008) utilizan datos mensuales de EEUU divididos entre bienes durables versus habituales para ajustar un modelo de corrección de errores, encontrando evidencia a favor de la desagregación. Ravazzolo y Vahey (2014) utilizan 16 subcomponentes de inflación para ajustar modelos univariados y analizar la densidad predictiva con resultados favorables para la desagregación. En un artículo similar al presentado aquí, Tallman y Zaman (2016) ajustan CPNKs a nivel de servicios subyacentes utilizando el desempleo como medida de holguras de capacidad. Los resultados son auspiciosos dentro de muestra.

Sin embargo, en términos predictivos, las CPNK no aventajan significativamente a modelos ateóricos como lo son (la caminata aleatoria de) Atkeson y Ohanian (2001), y los modelos de componentes inobservados de Stock y Watson (2007) y Stella y Stock (2015). En Stock y Watson (2015) se aplica el modelo (de carácter estadístico) de inflación de tendencia a 17 componentes de inflación, mejorando la capacidad

⁴ Existen otros argumentos sugiriendo que la inflación subyacente debería ser el foco de análisis y preocupación para hacedores de política. Ver Goodfriend (2008) para mayores detalles.

⁵ Existen también motivaciones de carácter teórico para preferir la proyección de un agregado mediante desagregados ("*bottom-up approach*"). Por ejemplo, Clark (2000) sugiere que podrían existir ganancias predictivas al imponer restricciones de cointegración entre los desagregados. Espasa, Poncela, y Senra (2002) explotan la alta persistencia de las series de precios mediante el uso de modelos autoregresivos integrados de medias móviles (ARIMA) para un grupo de indicadores con el fin de capturar mejor el comportamiento cercano a la raíz unitaria. Aún más, Doan, Litterman, y Simo (1984) argumentan que una metodología apropiada para lidiar con sobreparametrización en muestras pequeñas y mejorar la modelación a nivel agregado, es el VAR Bayesiano. Varios ejercicios utilizan este enfoque, por ejemplo, Marcellino, Stock, y Watson (2003) y Benalal *et al.* (2004) para la Euro Zona, y Reis y Watson (2010) para EEUU, aunque los resultados son mixtos favoreciendo modelos univariados para algunos horizontes predictivos.

predictiva notablemente respecto al nivel agregado. Peach, Rich, y Antoniades (2004), mediante un vector de corrección de errores, separando entre bienes y servicios—al igual que en Bryan y Meyer (2010)—, también encuentran ganancias predictivas producto de la desagregación.

La desagregación permite descomponer el mecanismo de transmisión básico del efecto de, por ejemplo, la brecha de producto y las expectativas de inflación, sobre la inflación contemporánea. Al considerarse resultados intermedios, estos no necesariamente son congruentes con aquellos agregados.⁶ Esto da pie para resultados como los de King y Watson (1994), Lee y Nelson (2007), y Stella y Stock (2015), donde se encuentran coeficientes negativos para la brecha de producto dentro del esquema CPNK.

Se destaca que las documentadas ganancias predictivas de la desagregación no responden completamente a mejoras o tratamientos metodológicos. Gran parte de la motivación para desagregar la inflación entre subyacente y resto para EEUU se justifica en la observación de una dinámica distinta para ambas series desde 1994 (Clark, 2004); mientras que Bullard y Pande (2007) argumentan que esta diferencia se exagera desde mediados de los 2000.

Más allá de la evidencia, algunas explicaciones para esta dinámica dispar se presentan en Demers y De Champlain (2005). La hipótesis principal es que los precios de bienes, al considerarse estos como transables, están sujetos a condiciones globales mientras que los de servicios pueden ser insensibles al ciclo mundial.⁷ Peach, Rich, y Linder (2013) encuentran importantes ganancias predictivas al separar el sector sin alimentos ni energía entre bienes y servicios, similar al ejercicio de este trabajo. Al estimar CPNK para cada sector, encuentran que la dinámica de servicios subyacentes está dominada por las expectativas de inflación de largo plazo y holguras de producción. En contraste, los determinantes de bienes sin alimentos ni energía incluyen expectativas de inflación de corto plazo y precios de importación; en línea con los resultados de Aron y Muellbauer (2008) al distinguir bienes durables, habituales, y servicios.

Fuera de EEUU la literatura también es abundante. Para la Euro Zona, ejercicios similares se encuentran en Angelini, Henry, y Mestre (2001), Espasa, Senra, y Albacete (2002), Benalal *et al.* (2004), Hubrich (2005), Hendry y Hubrich (2006, 2011), Birmingham y D'Agostino (2014), Espasa y Mayo-Burgos (2013) (incluyendo también al Reino Unido y EEUU), y Reijer y Vlaar (2003) (incluyendo también a Holanda). Lütkepohl (2010) señala que un nivel alto de desagregación no favorece la capacidad predictiva, mientras que para Marcellino, Stock, y Watson (2003) la agregación sugerida para la Euro Zona es a nivel de países. Para otras economías se encuentran ejercicios similares en Moser, Rumler, y Scharler (2007) y Fritzer, Moser, y Scharler (2002) para Austria, Matheson (2008) y Demers y De Champlain (2005) para Canadá, Le Bihan, y Sédillot (1999) y Bruneau *et al.* (2007) para Francia, Capistrán, Constandse, y Ramos-Francia (2010) e Ibarra (2012) para México, Hargreaves, Kite, y Hodgetts (2006) para Nueva Zelanda, Duarte y Rua (2007) para Portugal, y Gupta y Kabundi (2011) para Sudáfrica, entre otros.

En Chile existen diversas estimaciones de la CPNK, aunque no todas con fines predictivos ni a nivel desagregado. Revisiones recientes sobre la CPNK en Chile se encuentran en Contreras, Giuliano, y Tapia (2016) y Naudon y Vial (2016). Algunas estimaciones con modelos estructurales utilizando la brecha de producto como proceso conductor son Caputo y Liendo (2005), Coble (2007), y Del Negro y Schorfheide (2009). Otros en forma reducida son Agénor y Bayraktar (2009), Morandé y Tejada (2009), Medel (2015, 2016), y De Mello y Moccero (2011), en forma semiestructural. Estimaciones que utilizan medidas de costo marginal como proceso conductor se encuentran en Céspedes, Ochoa, y Soto (2005) y Caputo, Liendo, y Medina (2007).

⁶ Algunas razones por lo cual es posible esperar resultados dispares se resumen en Fuhrer (2010).

⁷ Balke y Wynne (2003) y Bils, Klenow, y Kryvstov (2003) proveen evidencia de este fenómeno para EEUU.

Existe también un buen número de artículos que buscan evaluar la capacidad predictiva de la CPNK en Chile. Nadal de Simone (2001) analiza la CPNK con coeficientes variantes encontrando una evolución inestable del coeficiente de brecha de producto. Las predicciones favorecen la CPNK aunque sujeta a un muy bajo número de observaciones fuera de muestra. Fuentes, Gredig, y Larraín (2008) utilizan diversas medidas de brecha de producto dentro de la CPNK para proyectar la inflación agregada. Los resultados siempre (diferentes modelos y horizontes) son favorables a las especificaciones con cualquier medida de brecha de producto. El artículo enfatiza las estimaciones realizadas en *tiempo real*, esto es, considerando la información disponible al momento en que se genera la proyección (para más detalles, ver Chumacero y Gallego, 2002). Este es precisamente el tema considerado en Pincheira y Rubio (2015). El artículo documenta un ejercicio predictivo con CP simples considerando rezagos de inflación más distintas versiones de la brecha de producto. La particularidad de este trabajo es el uso de estimaciones en tiempo real, utilizando la información contenida en las *revisiones* (diferencia entre el dato publicado en una primera emisión y el mismo dato emisiones más tarde) de los datos del *Índice Mensual de Actividad Económica* (IMACEC). Pese a que las revisiones son sustanciales, no ayudan a mejorar la capacidad predictiva por sobre una estimación *fija* (no es tiempo real) ni sobre modelos estadísticos.

Cobb (2009) utiliza diversos niveles de desagregación de la inflación para después predecir con modelos simples multivariados ateóricos para encontrar sustanciales ganancias predictivas. Más reciente, Fornero y Naudon (2016) ajustan la CPNK para la inflación total, subyacente, y esta a su vez dividida entre bienes y servicios. Utilizando la brecha de producto tradicional, también basada en IMACEC, realizan proyecciones para múltiples horizontes con el método directo, las que se comparan con aquellas provenientes de modelos estadísticos. Los resultados no son favorables para la CPNK a nivel total, aunque mejora a nivel de inflación subyacente. Cabe notar que, al utilizar el método directo, los resultados no son comparables con aquellos obtenidos con proyecciones iterativas, como las de este artículo.

Respecto a la administración de precios e indexación, un volumen contundente sobre la implementación y los efectos macroeconómicos de estabilización en Chile es Lefort y Schmidt-Hebbel (2002). Este documenta las prácticas de indexación y sus efectos, la elección de una unidad de medida nominal cubierta, indexación financiera y de salarios, y a nivel macro la indexación de la deuda pública. Jadresic (2002) provee un importante marco de referencia a algunos de los ejercicios propuestos en este artículo, respecto a la relación entre la mecánica de la indexación y rezagos de una variable de referencia. Gran parte de la economía detrás de la indexación se encuentra en Fischer (1977), Simonsen (1983), y Fischer (1985); revisada en Jadresic (2002) y aplicada a la implementación para el caso chileno. En este artículo, varios ejercicios son novedosos respecto a aquellos de Lefort y Schmidt-Hebbel (2002). En particular, estimaciones de funciones de impulso respuesta para CPHNK a nivel de desagregados dentro de servicios subyacente constituye un elemento nuevo para la literatura.

III. Estimación desagregada de la inflación

La primera parte del ejercicio contempla la estimación de un conjunto de CPHNK, para los mayores agregados, que puedan luego compararse con modelos más desagregados, buscando confirmar estadísticamente la validez de la CPHNK en niveles de confianza convencionales.

Estos agregados corresponden a la inflación total (ponderación canasta 2013: 100%), inflación subyacente ("Inflación SAE"; 72.28%), inflación de alimentos y energía ("Inflación No SAE"; 27.71%), inflación subyacente de bienes ("Inflación Bienes SAE"; 27.85%), e inflación subyacente de servicios ("Inflación Servicios SAE"; 44.42%). Se estiman cuatro especificaciones para cada agregado, siendo la diferencia entre una u otra la medida de expectativas de inflación que el modelo sugiere. Un modelo preferido es utilizado posteriormente con fines predictivos para conformar una proyección agregada a ser comparada con aquella proveniente de desagregaciones. La CPHNK para Inflación No SAE es ampliada con covariantes

específicas, como lo son el precio del petróleo y una canasta de alimentos elaborada por el *Fondo Monetario Internacional* (FMI).

Para la inflación de Servicios SAE se considera una desagregación en que se agrupan servicios con precios administrados e indexados (SAI), por un lado, y el resto de servicios (SNI), por el otro⁸.

De esta manera, y empleando modelos estadísticos de referencia⁹, se obtendrán seis proyecciones de inflación total, provenientes de:

- (i) Inflación Total: CPHNK,
- (ii) Inflación Total: DESARIMA,
- (iii) Inflación Bienes SAE: CPHNK + Inflación Servicios SAE: CPHNK desagregada por afinidad + Inflación No SAE: CPHNK,
- (iv) Inflación Bienes SAE: CPHNK + Inflación Servicios SAE: CPHNK desagregada SAI+SNI + Inflación No SAE: CPHNK,
- (v) Inflación Bienes SAE: DESARIMA + Inflación Servicios SAE: DESARIMA + Inflación No SAE: DESARIMA,
- (vi) Inflación Total: Caminata aleatoria.

De este esquema general, y abstrayéndose de las seis proyecciones de inflación total, es posible comparar tres pares de proyecciones intermedias (para Bienes SAE, Servicios SAE, e Inflación No SAE); siempre correspondiendo a una proyección CPHNK (única o compuesta) versus una DESARIMA. Esto permite evaluar si el poder predictivo sobre el IPC mejora al desagregar sus componentes, incluyendo la diversificación de sus determinantes.

Precios administrados e indexados

El grupo de precios administrados e indexados incluye:

1. Precios que son determinados por la autoridad en base a algoritmos establecidos legal o reglamentariamente y que incluyen la inflación pasada y/o el tipo de cambio entre los factores a considerar. Entre estos servicios se incluyen el suministro de agua y alcantarillado, el servicio de transporte de pasajeros y servicios de telecomunicaciones.
2. Precios libremente determinados, pero cuya reajustabilidad está previamente convenida a factores observables, como la inflación pasada. Este es el caso, por ejemplo, de gastos en Unidades de Fomento (UF), arriendos, peajes, servicios personales (asociados al salario mínimo).
3. Precios libremente determinados, aunque dominados por componentes reajustables. Esto implica precios tácitamente indexados, por el hecho de actualizarse en intervalos largos, donde la inflación

⁸ Una segunda alternativa de desagregación se basa en la reagrupación de las 43 clases que componen la categoría de servicios en el IPC en siete sectores de servicios afines, cuya clasificación obedece a la sensibilidad a covariantes comunes. El análisis de esta variante está contenida en el Anexo II. El análisis comienza con la exposición de seis modelos para cada uno de los siete sectores, seguido de sus diagnósticos dentro de muestra, para después comparar la capacidad predictiva a nivel agregado.

⁹ El modelo estadístico preferido corresponde al Modelo DESARIMA 4 de Pincheira y Medel (2012, 2015), también utilizado en Fornero y Naudon (2016). DESARIMA es un acrónimo del inglés *Driftless Extended Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average*.

pasada es un factor dominante. Estos incluyen, principalmente, servicios médicos y servicios de educación (básica, media, y educación superior).

Este conjunto de precios representa un 31.74% de la canasta total de consumo, y un 71.45% de la canasta de Servicios SAE.

Como puede apreciarse, la existencia de regulaciones de precios y de prácticas arraigadas de indexación no excluyen la influencia de otras variables sobre los precios finales, pero la experiencia de inflación hace que la evolución pasada y previsible del IPC tengan un peso dominante. Las estimaciones econométricas aportarán una importante prueba de esta dominancia.

Metodología de estimación

Datos de base. La muestra total de datos de inflación—sin incluir covariantes—abarca desde 1990.1 hasta 2016.3 (315 observaciones), y corresponde a sucesivos empalmes en reversa de las canastas del IPC elaborados por el *Instituto Nacional de Estadísticas* (INE) para los años 2003, 2008, 2009, y 2013. Así, los ponderadores a nivel de clase (43 en total; Tabla I.1 del Anexo I) son los correspondientes a la canasta 2013. Tanto la base de datos como un detalle estadístico de las desagregaciones de la Inflación Servicios SAE se describen en el Anexo II.

La tasa de inflación (y la mayoría de los covariantes descritos más adelante) corresponde a la tasa de variación anual (estacionaria¹⁰), la cual coincide con la definición de la meta inflacionaria y la transformación en la cual se reportan las expectativas de inflación¹¹. Los horizontes de proyección analizados son $h=\{1,6,12,24\}$ meses adelante; coincidiendo con el horizonte mandado al BCCh para contener la inflación en la meta (3% en 24 meses). La muestra de proyección abarca desde 2010.10 hasta 2016.3 (66 observaciones), es decir, se reúnen las primeras 100 observaciones disponibles para la primera estimación de los modelos (2002.6-2010.9, 100 observaciones)¹², para generar 66 proyecciones un mes adelante, y 60, 54, y 42 observaciones, a 6, 12, y 24 meses adelante, respectivamente.

La especificación base está inspirada en la propuesta de Galí y Gertler (1999) y Galí, Gertler, y López-Salido (2001, 2005). A modo expositivo, asumiendo un esquema de precios tipo Calvo (Calvo, 1983), donde $1 - \theta$ es la fracción de firmas que ajustan sus precios en un período determinado, y $1 - \omega$ de manera óptima mirando hacia adelante. Así, la CPHNK consiste en un promedio ponderado entre valores pasados y futuros de la inflación más un proceso conductor $\tilde{y}_t$, derivando en la especificación base de la CPHNK:

$$\pi_t = \gamma \tilde{y}_t + \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_f \mathbb{E}[\pi_{t,t+h}^f] + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde π_t es la tasa de inflación, $\mathbb{E}[\pi_{t,t+h}^f]$ es la expectativa de inflación del periodo f medida con una proyección realizada h pasos adelante en el periodo t , y $\tilde{y}_t$ es una medida de costo marginal real. $\{\gamma, \lambda_b, \lambda_f, \sigma_\varepsilon^2\}$ son parámetros a ser estimados, y ε_t es un *shock* de costos, $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Cabe notar que esta especificación corresponde a una forma reducida de la CPHNK estructural con $\lambda_b = \omega/\phi$, $\lambda_f = \beta\theta/\phi$,

¹⁰ Los resultados de la Prueba Aumentada de Dickey y Fuller se encuentran disponibles por requerimiento.

¹¹ Una especificación alternativa consiste en definir la tasa de inflación como la primera diferencia logarítmica del IPC. Al utilizar esta especificación, sin embargo, se debe considerar un tratamiento explícito sobre la estacionalidad, lo que en el caso de este artículo se elimina debido a la transformación. Si bien la persistencia de la serie de reduce y se aleja de la raíz unitaria, la dinámica de la serie exacerba el rol de la persistencia, dejando menos espacio para la influencia de covariantes.

¹² Notar que la fecha de inicio está determinada por la disponibilidad de datos de la *Encuesta de Expectativas Económicas* del BCCh.

$\gamma = [(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)]/\phi$, donde β es una tasa de descuento intertemporal, y $\phi = \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]$.

Esta especificación en forma reducida resulta conveniente con fines predictivos y ha sido utilizada con ese propósito, por ejemplo, en Paloviita y Mayes (2005) para 11 países europeos, Nason y Smith (2008) para EEUU, y Jean-Baptiste (2012) para el Reino Unido. Para el caso chileno, utilizando datos de la *Encuesta de Expectativas Económicas y Consensus Forecast*, en Medel (2015, 2016) se analiza su capacidad predictiva para la inflación total y SAE al predecir hasta 24 meses adelante con relativo éxito. A pesar de la amplia utilización de esta especificación, las críticas a su baja robustez persisten, lo que es analizado más adelante. Una revisión comprehensiva para el caso chileno, y las críticas comunes encontradas en la literatura se presenta en Contreras, Giuliano, y Tapia (2016).¹³

Además, siguiendo el planteamiento de Galí y Monacelli (2005), una versión de *economía abierta* de la ecuación (1) puede ser representada por:

$$\pi_t = \bar{\pi} + \gamma \tilde{y}_t + \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_f \mathbb{E}[\pi_{t,t+h}^f] + \kappa q_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

donde q_{t-p} es el tipo de cambio real (TCR) rezagado en p periodos—medido en variación anual del índice, y $\bar{\pi}$ una constante. El fundamento estructural de esta especificación se puede encontrar, por ejemplo, en Lubik y Schorfheide (2007). Para un mejor ajuste a los datos se permiten rezagos del TCR ya que típicamente, su influencia contemporánea resulta no estadísticamente significativa en niveles convencionales de confianza (ver, por ejemplo, las estimaciones de robustez presentadas en Medel (2015 y 2016)). De esta forma, la especificación base preferida en este artículo a nivel de agregados como también desagregados es la ecuación (2).

Se utilizan dos fuentes para medir las expectativas de inflación: la *Encuesta de Expectativas Económicas* (EEE) y *Consensus Forecast* (CF). La EEE se conduce mensualmente por el BCCh y, entre otras consultas, se reporta la proyección de inflación para 1, 12, y 24 meses adelante.¹⁴ El cuestionario de la EEE se aplica a académicos, consultores, y ejecutivos del sector privado, promediando aproximadamente 35 respuestas por mes. Sin embargo, la información publicada corresponde a la mediana de las respuestas. Una descripción detallada y un análisis de sus resultados se encuentran en Pedersen (2010). Como se señala en Medel (2015), el uso de la EEE se realiza bajo ciertos supuestos implícitos. En particular, se asume que los encuestados son eficientes en el uso de información relevante y en todo momento minimizan el error cuadrático medio de proyección. En Pincheira (2012) se comparan estas proyecciones considerando el momento en el cual son realizadas (a modo de aproximación al conjunto de información relevante), encontrando que el conjunto de proyecciones conformado por modelos de series de tiempo, CF, y la encuesta de *Bloomberg* (ésta última prediciendo sólo un paso adelante), presenta espacio para mejorar la

¹³ En particular, Rudd y Whelan (2005) y Lindé (2005) argumentan que, entre otros problemas, la estimación mediante el *Método Generalizado de Momentos*—que es el utilizado en este artículo para la inflación total—produce resultados sesgados en favor de la significancia del coeficiente de expectativas. Sin embargo, no existe una razón clara ni contundente en favor de otro estimador distinto del MGM. Como señala Cochrane (2001), la elección entre uno u otro estimador implica sopesar costos en lo que no existe consenso. MGM conlleva una mayor sensibilidad a la selección de variables instrumentales, pero reduce el riesgo de especificación de falsos supuestos sobre el término de error.

¹⁴ La EEE también reporta los pronósticos de crecimiento del PIB para el año corriente y siguiente. En Medel (2015) se utilizan estas proyecciones del PIB para la construcción de la brecha de producto, que luego es utilizado en una CPHNK para predecir inflación total. Estos resultados indican que si bien la medida de brecha de producto se torna significativa sólo a nivel de variable instrumental, la capacidad predictiva es ampliamente mejorada a todo horizonte tanto para la inflación total como subyacente.

precisión compartiendo información entre ellas, condicional en el momento en que se realizan. Cabe notar, sin embargo, que la precisión de la EEE en inflación se documenta como superior que aquella proveniente de modelos estadísticos, que es su sustituto natural.¹⁵

Una segunda fuente de expectativas de inflación es CF. Esta encuesta se reporta mensualmente y revela la identidad de la institución que responde, por lo que la proyección de consenso se entiende como el promedio de las respuestas, siendo posible calcular la dispersión de corte transversal y el rango de respuestas. Los horizontes de proyección de CF, sin embargo, difieren de aquellos de la EEE y son fijos (no rodantes): diciembre del año actual y diciembre del año siguiente al cual se presentan los resultados. Por lo anterior, las expectativas de CF se utilizan sólo con fines de robustez y ponderadas de acuerdo al mes en que se publican con los ponderadores presentados en la Tabla 1.

Tabla 1: Ponderadores por mes de las expectativas de *Consensus Forecast* (*)

Año:	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
Actual	92%	83%	75%	67%	58%	50%	42%	33%	25%	17%	8%	0%
Siguiente	8%	17%	25%	33%	42%	50%	58%	67%	75%	83%	92%	100%

(*) Fuente: Elaboración propia.

En Medel (2016) se utilizan las expectativas de CF en una CPHNK tanto de economía cerrada como abierta, con fines predictivos, encontrando que dentro de muestra produce resultados acordes con la teoría para un grupo de países latinoamericanos, incluyendo Chile. La “apertura”, sin embargo, no resulta superior en términos predictivos que la de economía cerrada.

La brecha de producto—definida como la diferencia del producto real y el potencial—es utilizada como indicador de los costos marginales reales. La versión empleada es aquella descrita en Medel (2015, 2016)¹⁶, presentada en el panel II de la Figura II.A.1 en el Anexo II. Existen diversos artículos en los que se prefiere la brecha de producto por sobre otra medida de costos marginales (Rudebusch y Svensson, 1999; Stock y Watson, 1999; Galí, Gertler, y López-Salido, 2005; Canova, 2007a; y Jean-Baptiste, 2012, entre otros). Algunos argumentos para preferir la brecha de producto en vez de la *brecha de desempleo*, que se comparten para el caso chileno, se presentan en Staiger, Stock, y Watson (1997a, 1997b). Stock y Watson (1999) enfatizan que cuando el fin es pronosticar, la brecha de producto ofrece una alternativa conveniente al basarse en estimaciones univariadas y con un conjunto de información manejable.¹⁷

La mayor desventaja de la brecha de producto radica en el carácter inobservable del producto potencial, generando estimaciones inestables en la medida que nuevas observaciones son incorporadas a la muestra. El argumento económico detrás de esta variable considera el estado actual de la economía comparado con aquél donde todos los factores se emplearían en ausencia de *shocks*. Así, una brecha de producto positiva es indicativa de presiones inflacionarias, mientras que una con signo negativo es indicativa del espacio para estimular la economía sin presionar la inflación. Una aproximación generalmente utilizada corresponde a la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott (HP), el que exacerba el *problema al final de la muestra*.

Para aumentar la estabilidad y robustez de esta variable, se estima un modelo ARIMA para el IMACEC (Y_t), con el cual se generan proyecciones iterativas de hasta 60 meses adelante ($\Delta^{12}Y_t^{f=60} = y_t^{f=60}$), para

¹⁵ Otras instancias de mejoras se analizan en Bentancor y Pincheira (2010), sugiriendo una corrección basada en la autocorrelación episódica del error de proyección (sesgo).

¹⁶ La versión de la brecha de producto utilizada—detallada más adelante—se obtiene computando la diferencia entre el IMACEC y el producto potencial, definido este último como una versión desestacionalizada y filtrada del IMACEC que incluye proyecciones auxiliares para aumentar su estabilidad.

¹⁷ Estimaciones más complejas de la brecha de producto no necesariamente redundan en mejoras predictivas, como es el caso de, por ejemplo, Posch y Rumler (2014).

después desestacionalizar la proyección incluyendo los datos históricos con el método X-12-ARIMA ($y_t^{f,sa}$), para recién aplicar el filtro HP ($\tilde{y}_t^{f,sa}$) con $\lambda = 129,600$. Naturalmente, la brecha de producto corresponde al IMACEC menos la serie resultante después de proyectar, desestacionalizar, y filtrar (es decir, la distancia $y_t - \tilde{y}_t^{f,sa}$).¹⁸

El modelo ARIMA utilizado corresponde al *modelo del aeroplano* (Box y Jenkins, 1970) definido como:

$$y_t(1 - \rho L) = c + (1 - \theta L)(1 - \theta_E L^{12})v_t, \quad (3)$$

donde L es un operador de rezagos ($L^j z_t = z_{t-j}$), v_t es un ruido blanco $iidN(0, \sigma_v^2)$, y $\{c, \rho, \theta, \theta_E, \sigma_v^2\}$ son parámetros a ser estimados mediante máxima verosimilitud (método Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno). Los resultados tanto para la primera muestra de proyección como para la muestra completa son los siguientes:

$$y_t(1 - 0.952L) = 0.007 + (1 - 0.352L)(1 - 0.565L^{12})v_t, \quad (4)$$

$\bar{R}^2 = 0.768; DW = 2.010; Muestra: 2002.9 - 2010.12$

$$y_t(1 - 0.974L) = 0.007 + (1 - 0.402L)(1 - 0.734L^{12})v_t. \quad (5)$$

$\bar{R}^2 = 0.785; DW = 2.023; Muestra: 2002.9 - 2016.3$

Todas las estimaciones resultan significativas al 1%. Además, el estadístico Durbin-Watson (DW) indica que la ecuación está bien especificada (≈ 2).

Evaluación y robustez de las estimaciones

Modelos agregados. La evaluación dentro de muestra de los modelos para los principales agregados (Total, No SAE, Bienes SAE, y Servicios SAE) se basa en criterios económicos y estadísticos. El criterio económico es la interpretación de los coeficientes, siendo congruentes tanto en tamaño como en signo con lo propuesto por la teoría. Los criterios estadísticos son bondad de ajuste (R^2) y el error cuadrático medio de proyección (fuera de muestra). Todas las estimaciones se realizan con el método de *Mínimos Cuadrados Ordinarios* (MCO) excepto para la inflación total, donde es más evidente el problema de endogeneidad de los regresores. En ese caso, como se ha mencionado, el método utilizado es el *Método Generalizado de Momentos* (MGM). Las variables instrumentales (VI) utilizadas corresponden a rezagos de las mismas variables utilizadas en la ecuación de la segunda etapa. El problema que el estimador MGM trata de resolver es la condición de ortogonalidad $\mathbb{E}_t[\pi_t' \varepsilon_t] = 0$ que ya no se mantiene. Así, es necesario instrumentalizar la matriz $\pi_t = (1, \tilde{y}_t, \pi_{t-1}, \mathbb{E}[\pi_{t,t+h}^f], q_{t-p}, x_t)'$ con otra, por ejemplo z_t , que contiene ℓ VI ($\ell \geq k_\pi$), y que cumple con:

$$\mathbb{E}_{t-1}[(\pi_t - \bar{\pi} - \gamma \tilde{y}_t - \lambda_b \pi_{t-1} - \lambda_f \mathbb{E}[\pi_{t,t+h}^f] - \kappa q_{t-p} - x_t' \beta) \times z_t] = 0. \quad (6)$$

En este contexto, la inferencia estadística aplicada a la estimación de la inflación total por MGM se realiza mediante el estadístico J de Sargan-Hansen:

$$J(\hat{\Theta}, \hat{w}_T) = \frac{1}{T} (\pi_t - \pi_t' \hat{\Theta})' z_t \hat{w}_T^{-1} z_t' (\pi_t - \pi_t' \hat{\Theta}), \quad (7)$$

¹⁸ Una revisión aplicada al caso chileno de distintas medidas de brecha de producto se encuentra en Fuentes, Gredig, y Larraín (2008).

donde $\hat{\Theta}$ es el vector con todos los coeficientes estimados por MGM, y $\hat{\mathbf{W}}_T$ es una matriz simétrica definida positiva de orden $\ell \times \ell$, que pondera los momentos considerados en las estimaciones. El estimador MGM es, finalmente:

$$\hat{\Theta} = (\pi_t' \mathbf{z}_t \hat{\mathbf{W}}_T^{-1} \mathbf{z}_t' \pi_t) \pi_t' \mathbf{z}_t \hat{\mathbf{W}}_T^{-1} \mathbf{z}_t' \pi_t, \quad (8)$$

el cual minimiza la ecuación (7). La inferencia provista para estas estimaciones se basa en que $\mathbb{J}(\hat{\Theta}, \hat{\mathbf{W}}_T) \sim \chi_{\ell-k}^2$, por lo que también se reporta el valor- p de la hipótesis nula $\mathbb{E}_{t-1}[\mathbb{J}(\hat{\Theta}, \hat{\mathbf{W}}_T)] = 0$. Si el valor- p es mayor a α , las VI son válidas al nivel α de confianza.¹⁹

Una vez encontrada la especificación que satisface los criterios mencionados, se efectúan diversos ejercicios para identificar la dinámica de los distintos componentes del IPC. Frente al reconocido problema de la baja robustez e inestabilidad de la CPHNK (Atkeson y Ohanian, 2001), un primer ejercicio consiste en la estimación recurrente de los coeficientes de las CPHNK para la inflación total, No SAE, y SAE dividida entre Bienes SAE y Servicios SAE, para la muestra 2010.11-2016.3 (muestra de proyección); similar al análisis de Edwards y Lefort (2002).

Un segundo ejercicio sobre la estabilidad de los coeficientes resulta en la estimación de la función de impulso respuesta generalizada, FIRG (Pesaran y Shin, 1998) de *shocks* autónomos (de tamaño una desviación estándar, denotado por +1DE) al grupo de agregados inflacionarios mencionados. También con fines de robustez, para la Inflación SAE, dividida entre bienes y servicios, se estima la FIRG de +1DE a través de la muestra de proyección permitiendo comprobar visualmente el comportamiento de la persistencia inflacionaria de ambas series.

El componente de mayor importancia dentro del esquema de CPHNK es la medida de costos marginales reales. Como se mencionara antes, en este artículo se utiliza una aproximación mediante la brecha de producto. De esta forma, un tercer ejercicio es el análisis de la FIRG frente a *shocks* de +1DE de la brecha de producto para cada una de las cinco series—total, No SAE, SAE, Bienes SAE, y Servicios SAE—(como también para la desagregación de Servicios SAE compuesta por SAI y SNI).

Un ejercicio final con los cinco agregados principales consiste en investigar el origen de los *shocks* autónomos mediante una descomposición de varianza del error de proyección hasta 24 meses adelante (Canova, 2007b).²⁰

¹⁹ La estimación de la matriz de ponderadores $\hat{\mathbf{W}}_T$ se realiza siguiendo las recomendaciones provistas en Hansen (1982), siendo la inversa de la matriz de covarianzas corregida por heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey y West, 1987). La estimación de las matrices de covarianza para las dos etapas utiliza el *Criterio de Información de Schwarz* (BIC) para el ancho de banda, buscando en un máximo de $T^{1/3}$ rezagos.

²⁰ La descomposición de la varianza puede ser fácilmente descrita como sigue. Se considera un modelo *vectorial de medias móviles* (VMA) ortogonalizado proveniente de un VAR(1) invertido: $\mathbf{y}_t = \Theta_0 \boldsymbol{\varepsilon}_t + \Theta_1 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \dots$, con $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim iidN(\mathbf{0}, \mathbf{I})$, donde $\mathbb{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'] = \mathbf{I}$. El error de proyección un paso adelante corresponde a $\mathbf{e}_{t+1} = \mathbf{y}_{t+1} - \mathbb{E}[\mathbf{y}_{t+1}] = \Theta_0 \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$, con varianza $\mathbb{V}_t[\mathbf{e}_{t+1}] = \Theta_0 \mathbb{V}[\boldsymbol{\varepsilon}_t] \Theta_0'$. Así, asumiendo un VAR bivariado:

$$\mathbb{V}_t[\mathbf{e}_{t+1}] = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{21} \\ \theta_{12} & \theta_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}^2 + \theta_{12}^2 & \theta_{11}\theta_{21} + \theta_{12}\theta_{22} \\ \theta_{11}\theta_{21} + \theta_{12}\theta_{22} & \theta_{21}^2 + \theta_{22}^2 \end{bmatrix}_{\sigma_1=\sigma_2=1}.$$

La varianza total de la variable 1 es $\theta_{11}^2 + \theta_{12}^2$. Por lo tanto, θ_{11}^2 se debe a la variable 1, y θ_{12}^2 a la variable 2. Mayores detalles se pueden encontrar en Hamilton (§11.5, 1996).

Modelos desagregados. Con cada uno de los seis modelos para los dos sectores de Servicios SAE (SAI y SNI), como también para una segunda desagregación de Servicios SAE por afinidad, se revisan dos ejercicios de robustez. El primero consiste en el cálculo del coeficiente de bondad de ajuste relativo, que consiste en el cómputo de:

$$\text{Coeficiente } R^2 \text{ Relativo} = \frac{R^2 \text{ Modelo } i}{R^2 \text{ Modelo } 6}, \quad i = \{1, \dots, 5\}, \quad (9)$$

es decir, se compara el ajuste dentro de una muestra recursiva entre cinco modelos con la CPHNK 6, la que es elegida para proyectar. Un segundo criterio (fuera de muestra) es comparar también el error cuadrático medio para los horizontes seleccionados.

Evaluación predictiva

La medida utilizada para evaluar la proyección punto es la *Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio* (RECM), definida como:

$$RECM_h = \left[\frac{1}{T(h)} \sum_{t=1}^{T(h)} (\pi_{t+h|t+h} - \pi_{t+h|t})^2 \right]^{\frac{1}{2}}, \quad (10)$$

donde $\pi_{t+h|t}$ es la proyección h pasos adelante de $\pi_{t+h|t+h}$ realizada en el período t . Hay que notar que este estadístico se computa para un horizonte h , por lo que la diferencia $T - t$ (ventana de evaluación) es variable dependiendo de h .

De acuerdo al esquema de proyecciones presentado en este artículo, existen seis proyecciones para la inflación total, tres para Servicios SAE, y dos para No SAE y Bienes SAE. Para evaluar si las diferencias entre pares de ellas son estadísticamente significativas, se utiliza una versión incondicional de las pruebas de Diebold y Mariano (1995) y West (1996) basada en la prueba de Giacomini y White (2006). Esta prueba tiene la ventaja de comparar *métodos* en vez de *proyecciones* como tal, cuya hipótesis nula es que *el modelo competidor posee una capacidad predictiva superior a la de un modelo base* ($H_N: \mathbb{E}_t[d_h] \leq 0$), frente a la hipótesis alternativa de *superioridad del modelo base* ($H_A: \mathbb{E}_t[d_h] > 0$), donde:

$$d_h = (\pi_{t+h|t+h} - \pi_{t+h|t}^{Base})^2 - (\pi_{t+h|t+h} - \pi_{t+h|t}^{Competidor})^2. \quad (11)$$

El modelo base utilizado para las proyecciones de inflación total es la caminata aleatoria. Para las restantes comparaciones el modelo competidor es la CPHNK (única o compuesta). La hipótesis nula es rechazada si el estadístico t a una cola—utilizando la corrección de Newey y West (1987) para la desviación estándar de d_h —es mayor que $t_{\alpha\%}$, correspondiendo al valor tabulado de una distribución normal con probabilidad $\alpha\%$.

Resultados de los modelos agregados

Las estimaciones de la CPHNK para los cuatro principales agregados se presentan en la Tabla 2. Cabe notar que para las estimaciones de la inflación total el estimador es MGM mientras que las restantes emplean MCO. Las VI corresponden a rezagos de las cuatro variables utilizadas: inflación, expectativas (la versión utilizada en cada caso), brecha de producto, y TCR. Al utilizar las expectativas de CF, éstas corresponden a la versión con horizontes ponderados. Algo similar, aunque con ponderadores fijos e iguales, se realiza con las series de la EEE para obtener una expectativa promedio entre aquellas a 11 y 23 meses adelante, denominada “*EEE: Infl. (11,23)*”.

Tabla 2: Estimaciones Curva de Phillips Híbrida Neo Keynesiana con series agregadas de Inflación Total, Inflación SAE, Inflación Bienes SAE, e Inflación Servicios SAE (†)

Ecuación	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Método	MGM	MGM	MGM	MGM	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Infl. Total	Infl. Total	Infl. Total	Infl. Total	Infl. No SAE	Infl. No SAE	Infl. No SAE	Infl. No SAE
Rezago	0.938*** [0.000]	0.951*** [0.000]	0.930*** [0.000]	0.914*** [0.000]	0.814*** [0.000]	0.832*** [0.000]	0.823*** [0.000]	0.811*** [0.000]
EEE: Infl. (t+11)	0.062*** [0.000]	-	-	-	0.195*** [0.004]	-	-	-
EEE: Infl. (t+23)	-	0.049*** [0.000]	-	-	-	0.168*** [0.000]	-	-
EEE: Infl. (11,23)	-	-	0.070*** [0.000]	-	-	-	0.177*** [0.000]	-
Cons. Fcst. (T,T+1)	-	-	-	0.086*** [0.000]	-	-	-	0.189*** [0.000]
Brecha (rezago)	0.134*** [0.007] (1)	0.096** [0.050] (1)	0.079** [0.088] (1)	0.063** [0.086] (1)	0.209*** [0.007]	0.190*** [0.006]	0.193*** [0.005]	0.195*** [0.004]
TCR (rezago)	-0.034** [0.072] (1)	-0.029** [0.035] (1)	-0.014** [0.080] (3)	-0.011* [0.127] (1)	-	-	-	-
EEE: TCN (t+23)	-	-	-	-	0.047* [0.103]	0.045* [0.111]	0.046* [0.106]	0.048** [0.087]
P. Petróleo (t-1)	-	-	-	-	0.015*** [0.019]	0.015*** [0.023]	0.015*** [0.021]	0.015*** [0.017]
IMF: Food P (t-1)	-	-	-	-	0.033*** [0.000]	0.033*** [0.000]	0.033*** [0.000]	0.033*** [0.000]
Constante	0.049 [0.459]	0.073 [0.191]	0.059 [0.212]	0.061 [0.169]	0.130 [0.403]	0.101 [0.522]	0.115 [0.462]	0.137 [0.383]
Observaciones:	170	174	172	192	163	163	163	163
R-cuadrado:	0.934	0.938	0.944	0.942	0.928	0.927	0.928	0.926
Prob(Estad. J):	0.747	0.372	0.790	0.430	-	-	-	-
Estadístico F:	-	-	-	-	409.701	403.425	406.559	410.982
Prob(Estad. F):	-	-	-	-	0.000	0.000	0.000	0.000
Muestra:	02.2-16.3	01.10-16.3	01.12-16.3	00.4-16.3	02.9-16.3	02.9-16.3	02.9-16.3	02.9-16.3

Ecuación	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE
Rezago	0.974*** [0.000]	0.974*** [0.000]	0.977*** [0.000]	0.977*** [0.000]	0.886*** [0.000]	0.916*** [0.000]	0.899*** [0.000]	0.884*** [0.000]
EEE: Infl. (t+11)	0.026*** [0.000]	-	-	-	0.114*** [0.000]	-	-	-
EEE: Infl. (t+23)	-	0.026*** [0.000]	-	-	-	0.084*** [0.000]	-	-
EEE: Infl. (11,23)	-	-	0.023*** [0.000]	-	-	-	0.101*** [0.000]	-
Cons. Fcst. (T,T+1)	-	-	-	0.023*** [0.000]	-	-	-	0.116*** [0.000]
Brecha (rezago)	0.071*** [0.008]	0.071*** [0.008]	0.072*** [0.008]	0.072*** [0.006]	0.209*** [0.007] (3)	0.034 [0.171] (5)	0.033 [0.189] (5)	0.029 [0.159] (3)
TCR (rezago)	0.015*** [0.001] (1)	0.015*** [0.002] (1)	0.015*** [0.001] (1)	0.015*** [0.000] (1)	-0.016*** [0.008] (6)	-0.018*** [0.001] (6)	-0.018*** [0.002] (6)	-0.012*** [0.026] (6)
Constante	-0.061 [0.377]	-0.061 [0.377]	-0.051 [0.451]	-0.060 [0.388]	0.140*** [0.004]	0.116** [0.023]	0.131*** [0.009]	0.163*** [0.001]
Observaciones:	175	175	175	195	175	175	175	195
R-cuadrado:	0.971402	0.971	0.971	0.969	0.884	0.880	0.882	0.886
Estadístico F:	1936.123	1936.123	1926.61	2044.062	436.187	421.274	427.724	504.293
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Muestra:	01.9-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3

(†) “EEE: Infl. (t+j)” corresponde a la expectativa de inflación de la *Encuesta de Expectativas Económicas* j meses adelante. “EEE: Infl (11,23)” corresponde al promedio entre las expectativas en los horizontes disponibles. “Cons. Fcst. (T,T+1)” corresponde a un promedio ponderado de las expectativas de inflación de *Consensus Forecasts*. Valor-*p* entre [.]
y (*) *p*<15%, (**) *p*<10%, (***) *p*<5%. Rezago entre (.). Fuente: Elaboración propia.

La especificación que utiliza esta medida de expectativas es la que posteriormente se utiliza para proyectar. En todos los casos, y con la finalidad de hacer los resultados comparables, se impone $\lambda_b + \lambda_f = 1$.

Para la inflación total (columnas 1-4), se obtiene que el coeficiente para el rezago fluctúa entre 0.91 y 0.95, en línea con la mayoría de las estimaciones previas para la economía chilena. Respecto a las expectativas, el rango es más amplio, siendo el menor coeficiente igual a 0.049, mientras que el mayor lo supera en un 76% (0.086). El mayor coeficiente se obtiene con las expectativas ponderadas, y como es esperable, el menor proviene de la expectativa al mayor horizonte. En gran medida, este resultado se debe a que a contar de 24 meses las expectativas tienden a anclarse en la meta inflacionaria, salvo periodos de alta turbulencia.

Respecto al coeficiente de la brecha de producto, se obtienen estimaciones que varían entre 0.063 (CF) a 0.134 (*EEE: Infl. (t+11)*). El promedio de este coeficiente es 0.093, el cual se aproxima al equivalente (no reportado) en Contreras, Giuliano, y Tapia (2016) para 11 estudios de la economía chilena. El TCR resulta significativo a partir del primer rezago y con la *EEE* ponderada en el tercero. Sin embargo, sus coeficientes (negativos) son similares al utilizar las expectativas ponderadas, y mayor (en valor absoluto) con las expectativas a un horizonte fijo. La diferencia más dramática se obtiene al comparar la especificación CF versus *EEE: Infl. (t+11)*, presentando esta última un coeficiente tres veces menor (para el mismo rezago). Todas estas estimaciones resultan estadísticamente significativas. El valor-*p* del estadístico *J* (para probar la HN: las VI son válidas) indica que las VI son, en efecto, válidas.

Para la Inflación No SAE (columnas 5-8) se utilizan tres covariantes, los que resultan significativos y robustos con cualquier medida de expectativas. En este caso, el coeficiente caracteriza una serie con mayor volatilidad que la anterior, al presentar un coeficiente de rezago que varía relativamente menos, entre un rango de 0.811 y 0.832. Interesantemente, el coeficiente de expectativas aumenta en alrededor del doble comparado con la inflación total. Si bien parte de la persistencia se traspasa a las expectativas, en términos de tamaño relativo la serie sigue siendo dominada por el rezago. La brecha de producto también presenta un coeficiente mayor, aunque alcanzando un tamaño virtualmente igual al de las expectativas. Un resultado interesante es que los regresores base son significativos contemporáneamente; indicativo de una menor persistencia—posiblemente debido a un mayor número de *shocks*. El TCR no resulta significativo, y los indicadores de precios internacionales son significativos con sólo un rezago. Notablemente, los covariantes son insensibles en tamaño y significancia a la versión de expectativas utilizadas, justificando su inclusión como fundamento.

Las estimaciones de mayor robustez se obtienen para la Inflación Bienes SAE (columnas 9-12); siendo todos sus parámetros significativos a un 95% de significancia. El coeficiente de rezago resulta prácticamente invariante en torno a 0.97 y es el más alto de los cuatro agregados. Los coeficientes de expectativas, por ende, también resultan estables en torno a 0.02 independiente de la versión de expectativas. Estas estimaciones se ubicarían en el extremo izquierdo de la distribución empírica de acuerdo a Contreras, Giuliano, y Tapia (2016).

Este resultado es interesante, ya que constituiría una primera diferencia importante de un desagregado respecto al total. Un segundo hecho relevante es la robustez de la brecha de producto. Este coeficiente, en torno a 0.07, resulta invariante a las medidas de expectativas y le entrega una importancia a la brecha de producto mayor que aquella reportada en, por ejemplo, Céspedes, Ochoa, y Soto (2005), Morandé y Tejada (2009), y De Mello y Moccero (2011) para la inflación total. El TCR resulta positivo y robusto en 0.015, siendo el único de los cuatro agregados donde es positivo y significativo al menos al 5%.

Finalmente, las columnas 13-16 reportan los resultados para la Inflación Servicios SAE. En general, existe cierta consistencia entre las expectativas ponderadas y a horizonte menor en cuanto al tamaño del rezago,

el cual aumenta marginalmente con las expectativas a 23 meses. Este resultado se comparte con los de Peach, Rich, y Linder (2013) para EEUU, al igual que la significancia—a niveles de confianza tradicionales—de la brecha de producto. Esta última es significativa al 1% solo con las expectativas a 11 meses. El TCR resulta significativo y negativo variando entre -0.018 y -0.012, siendo alrededor de la mitad de las estimaciones para la inflación total.

Como se mencionó anteriormente, gran parte de la crítica a la CPHNK subyace a la inestabilidad de las estimaciones econométricas (algunos ejemplos son Estrella y Fuhrer, 2003; y Pagliacci y Barráez, 2010; entre otros). Es con este fin que en la Figura 1 se presentan los coeficientes de las especificaciones 3 (Total), 7 (No SAE), 11 (Bienes SAE), y 15 (Servicios SAE)—las que utilizan expectativas de la EEE ponderadas—de manera recursiva para la muestra de proyección (2010.11-2016.3). Múltiples resultados emergen a raíz de la Figura 1.

La evolución del coeficiente de rezago de la inflación total (panel I) presenta una dinámica muy similar a la dictada por la Inflación No SAE, exceptuando las últimas observaciones de la muestra (desde 2015.10). A partir de la fecha indicada, el rezago de la Inflación No SAE se reduce en 0.07 en un espacio de cinco meses, lo que se compensa con un alza (por definición en la misma cuantía) en el coeficiente de las expectativas para el mismo periodo (panel II).

De modo inverso, el rezago de Bienes SAE aumenta notablemente desde 0.87 hasta 0.97 entre 2014.11 y 2016.3, aumentando la persistencia en un 11.5%, y consecuentemente reduciendo la influencia de las expectativas desde 0.13 hasta 0.03. Las series de inflación efectiva se presentan en la Figura I.1 (Anexo I). Esta figura es interesante ya que explica la inestabilidad de las estimaciones para ambos indicadores. A partir de 2002, la Inflación No SAE experimentó una alta volatilidad, partiendo con el auge de materias primas de 2006-7, pasando por tasas de dos dígitos durante la crisis de 2008-9, turbulencias en el periodo post-crisis. Una vez que la inflación converge a la meta en 2014, las expectativas pasan a pesar más en la dinámica de la serie para el final de la muestra.

Por otro lado, para Bienes SAE, y después de varios meses con una variación anual en el rango -1.6 y 3.6%, se observa un periodo de 56 meses con variaciones negativas, volviendo a la zona positiva en 2014.2 para converger finalmente a la meta inflacionaria. En este contexto, un mecanismo de estabilización que acelere el retorno a la meta implica un peso mayor al rezago con un punto de partida desde la zona negativa.

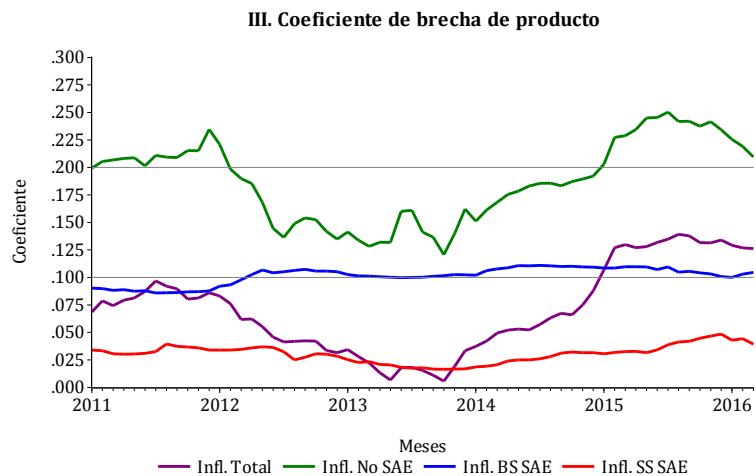
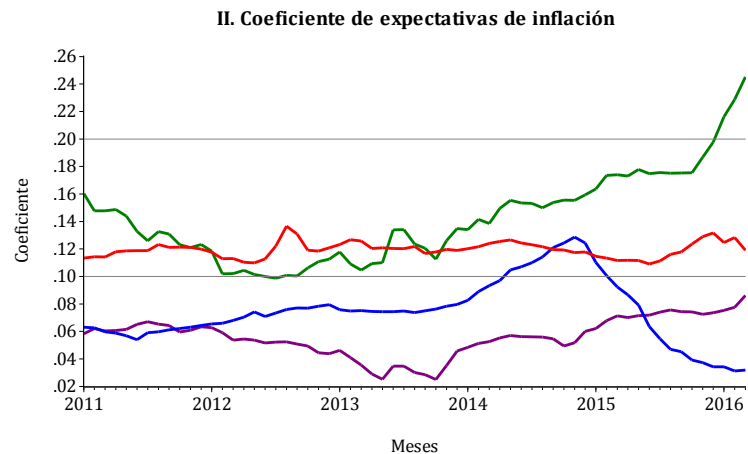
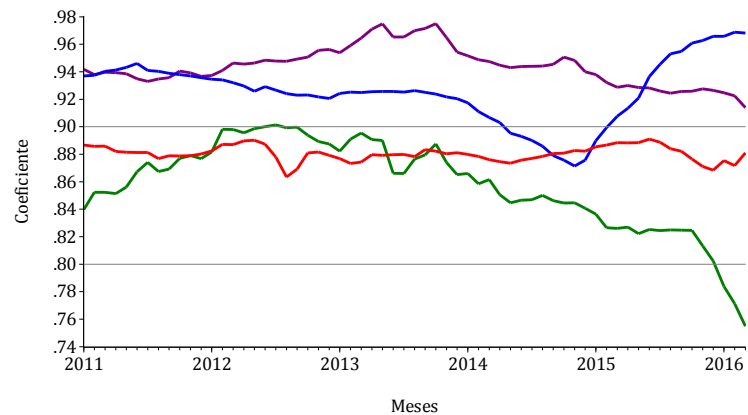
Respecto a la brecha de producto (panel III), se obtiene que la inflación total hereda esta dinámica desde el coeficiente de la Inflación No SAE, siendo la de los componentes SAE relativamente estables en el tiempo.

En síntesis, se obtiene un grado de inestabilidad para la CPHNK con las salvedades que (i) se observan a nivel desagregado (y cuyos efectos tienden a cancelarse en el agregado), y (ii) la inestabilidad se condice con movimientos adaptativos a las variables que modelan. Las estimaciones de la CPHNK para Servicios SAE resultan ser más estables dentro de la ventana, y con la menor elasticidad a la brecha de producto (de tamaño menor a la mitad de aquella con Bienes SAE), lo cual parece contradecir lo que indica la teoría para productos no transables. La hipótesis a evaluar más adelante en este trabajo es que esto se debe en gran medida a que Servicios SAE contiene componentes administrados e indexados insensibles al ciclo económico.

Un segundo ejercicio robustez se presenta en la Tabla 3. Tales estimaciones se realizan de la misma forma que aquellas de la Tabla 2, con la salvedad que la brecha de producto corresponde ahora a una versión media móvil de 12 términos. La idea detrás de este ejercicio radica en que la brecha de producto no necesariamente actúa de manera contemporánea sobre la inflación, sino también mediante una dinámica

más persistente. Así, movimientos seculares de ésta, capturados con el suavizamiento de la medida original, pueden afectar la inflación de manera diferente que aquellos movimientos contemporáneos.

Figura 1: Coeficientes de la CPHNK en ventanas rodantes: rezago, expectativa, y brecha de producto (*)
I. Coeficiente de rezago



(*) Ventanas rodantes de 100 observaciones. Muestra rodante: 2010.11-2016.3.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3: Estimaciones Curva de Phillips Híbrida Neo Keynesiana con series agregadas de Inflación Total, Inflación SAE, Inflación Bienes SAE, e Inflación Servicios SAE. Brecha de producto versión media móvil de 12 términos (†)

Ecuación	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Método	MGM	MGM	MGM	MGM	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Infl. Total	Infl. Total	Infl. Total	Infl. Total	Infl. No SAE	Infl. No SAE	Infl. No SAE	Infl. No SAE
Rezago	0.840*** [0.000]	0.932*** [0.000]	0.919*** [0.000]	0.895*** [0.000]	0.810*** [0.000]	0.831*** [0.000]	0.821*** [0.000]	0.807*** [0.000]
EEE: Infl. (t+11)	0.160*** [0.000]	-	-	-	0.190*** [0.000]	-	-	-
EEE: Infl. (t+23)	-	0.067*** [0.000]	-	-	-	0.169 [0.000]	-	-
EEE: Infl. (11,23)	-	-	0.081*** [0.000]	-	-	-	0.179*** [0.000]	-
Cons. Fcst. (T,T+1)	-	-	-	0.105*** [0.000]	-	-	-	0.193*** [0.000]
Brecha (rezago)	0.324* [0.105] (1)	0.110 [0.392] (1)	0.074* [0.117] (1)	0.069* [0.118] (1)	0.240*** [0.014] (0)	0.228*** [0.021] (0)	0.243*** [0.017] (0)	0.243*** [0.014] (0)
TCR (rezago)	-0.061** [0.067] (1)	-0.034*** [0.030] (1)	-0.017*** [0.034] (1)	0.014** [0.057] (1)	-	-	-	-
EEE: TCN (t+23)	-	-	-	-	0.046*** [0.046] (3)	0.043** [0.060] (3)	0.044** [0.053] (3)	0.047*** [0.039] (3)
P. Petróleo (t-1)	-	-	-	-	0.017*** [0.000] (1)	0.017*** [0.001] (1)	0.017*** [0.001] (1)	0.018*** [0.000] (1)
IMF: Food P (t-1)	-	-	-	-	0.035*** [0.000] (1)	0.035*** [0.000] (1)	0.035*** [0.000] (1)	0.035*** [0.000] (1)
Constante	0.080 [0.554]	0.097 [0.179]	0.075* [0.135]	0.073* [0.057]	0.095 [0.558]	0.064 [0.695]	0.079 [0.627]	0.097 [0.547]
Observaciones:	170	174	172	192	160	160	160	160
R-cuadrado:	0.893	0.932	0.940	0.94	0.928	0.926	0.927	0.928
Prob(Estad. J):	0.487	0.333	0.689	0.699	-	-	-	-
Estadístico F:	-	-	-	-	410.89	403.67	407.24	413.58
Prob(Estad. F):	-	-	-	-	0.000	0.000	0.000	0.000
Muestra:	02.2-16.3	01.10-16.3	01.12-16.3	00.4-16.3	02.12-16.3	02.12-16.3	02.12-16.3	02.12-16.3

Ecuación	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE
Rezago	0.962*** [0.000]	0.967*** [0.000]	0.964*** [0.000]	0.963*** [0.000]	0.880*** [0.000]	0.931*** [0.000]	0.905*** [0.000]	0.881*** [0.000]
EEE: Infl. (t+11)	0.038*** [0.000]	-	-	-	0.120*** [0.000]	-	-	-
EEE: Infl. (t+23)	-	0.033*** [0.000]	-	-	-	0.069*** [0.000]	-	-
EEE: Infl. (11,23)	-	-	0.036*** [0.000]	-	-	-	0.095*** [0.000]	-
Cons. Fcst. (T,T+1)	-	-	-	0.037*** [0.000]	-	-	-	0.119*** [0.000]
Brecha (rezago)	0.074** [0.015] (0)	0.077*** [0.013] (0)	0.076*** [0.014] (0)	0.078*** [0.007] (0)	0.040 [0.273] (3)	0.034 [0.291] (5)	0.037 [0.270] (5)	0.016 [0.594] (3)
TCR (rezago)	0.011** [0.032] (1)	0.011*** [0.035] (1)	0.011*** [0.033] (1)	0.011*** [0.017] (1)	-0.011*** [0.039] (3)	-0.014*** [0.003] (3)	-0.013** [0.010] (3)	-0.013*** [0.013] (6)
Constante	-0.098 [0.213]	-0.080 [0.279]	-0.090 [0.241]	-0.102 [0.204]	0.138** [0.007]	0.092* [0.101]	0.117*** [0.033]	0.169*** [0.000]
Observaciones:	175	175	175	195	175	175	175	195
R-cuadrado:	0.970	0.969	0.969	0.968	0.876	0.871	0.873	0.885
Estadístico F:	1885.4	1862.6	1874.2	2006.8	412.20	394.37	401.870	499.77
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Muestra:	01.9-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3	01.9-16.3	01.96-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3

(†) Ver notas a la Tabla 2. Valor-*p* entre [.] y (*) *p*<15%, (**) *p*<10%, (***) *p*<5%. Rezago entre (.).

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados, en general, se mantienen respecto a la versión original de la brecha de producto. Para la inflación total y No SAE, el coeficiente de la brecha de producto aumenta, aunque para la inflación total pierde significancia. A nivel desagregado SAE, los resultados se mantienen aún más estables en términos de tamaño y significancia. Un resultado importante es que el coeficiente de bondad de ajuste se reduce marginalmente. Por esta razón y otras presentadas en Medel (2016)—que una versión media móvil no es estadísticamente superior fuera de muestra que la versión original de la brecha de producto—, el análisis de la capacidad predictiva de estas estimaciones se propone para futuras investigaciones.

Un tercer ejercicio de robustez consiste en la inclusión de la inflación total rezagada en las estimaciones desagregadas. Los resultados se presentan en la Tabla 4, encontrando que ésta es significativa para todas las estimaciones. Sin embargo, para la Inflación No SAE y de bienes, la inflación total resulta tener una influencia a partir de seis y diez rezagos y no siempre con el signo esperado. Para las estimaciones de la inflación de servicios, la total resulta ser significativa con el primer rezago, mejorando marginalmente el coeficiente de bondad de ajuste respecto al caso que no incluye la inflación total rezagada (Tabla 2). Cabe notar que este resultado no es del todo sorprendente debido a que, como se ha argumentado, esta serie de inflación posee componentes administrados e indexados con alta persistencia, la que es capturada con los dos componentes autoregresivos del modelo. Estos resultados se consideran de carácter exploratorio. Debido a la simultaneidad de la inflación total con el componente modelado, el análisis de su capacidad predictiva multihorizonte requiere de una modelación con retroalimentación más compleja.

Tabla 4: Estimaciones Curva de Phillips Híbrida Neo Keynesiana con series de Inflación SAE, Inflación Bienes SAE, e Inflación Servicios SAE incluyendo Inflación Total rezagada (†)

Ecuación	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Infl. No SAE	Infl. No SAE	Infl. No SAE	Infl. No SAE	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. BS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE
Rezago	0.868*** [0.000]	0.893*** [0.000]	0.884*** [0.000]	0.870*** [0.000]	0.991*** [0.000]	0.999*** [0.000]	0.995*** [0.000]	0.993*** [0.000]	0.832*** [0.000]	0.837*** [0.000]	0.829*** [0.000]	0.830*** [0.000]
Rezago Infl.	-0.161*** [0.033] (7)	-0.162** [0.059] (6)	-0.155** [0.075] (6)	-0.141* [0.106] (6)	-0.049** [0.057] (10)	-0.053*** [0.036] (10)	-0.051*** [0.047] (10)	-0.049*** [0.049] (10)	0.075*** [0.000] (1)	0.107*** [0.000] (1)	0.096*** [0.000] (1)	0.073*** [0.000] (1)
EEE: Infl. (t+11)	0.132*** [0.000]	-	-	-	0.009*** [0.000]	-	-	-	0.168*** [0.000]	-	-	-
EEE: Infl. (t+23)	-	0.107*** [0.000]	-	-	-	0.001*** [0.000]	-	-	-	0.163*** [0.000]	-	-
EEE: Infl. (11,23)	-	-	0.116 [0.000]	-	-	-	0.005*** [0.000]	-	-	-	0.171*** [0.000]	-
Cons. Fcst. (T,T+1)	-	-	-	0.130*** [0.000]	-	-	-	0.007*** [0.000]	-	-	-	0.170*** [0.000]
Brecha (rezago)	0.208*** [0.000] (0)	0.205*** [0.000] (0)	0.210*** [0.000] (0)	0.216*** [0.000] (0)	0.053*** [0.007] (0)	0.052*** [0.008] (0)	0.053*** [0.007] (0)	0.055*** [0.004] (0)	0.004 [0.854] (3)	-0.006 [0.826] (5)	-0.007 [0.781] (5)	-0.010 [0.668]
TCR (rezago)	-	-	-	-	0.016*** [0.000] (1)	0.015*** [0.000] (1)	0.015*** [0.000] (1)	0.015*** [0.000] (1)	-0.011*** [0.046] (3)	-0.015*** [0.005] (3)	-0.013*** [0.015] (3)	-0.013*** [0.028] (6)
EEE: TCN (t+23) (t-3)	0.072*** [0.000] (3)	0.068*** [0.000] (3)	0.069*** [0.069] (3)	0.070*** [0.000] (3)	-	-	-	-	-	-	-	-
P. Petróleo (t-1)	0.012*** [0.041]	0.011** [0.055]	0.012*** [0.048]	0.013*** [0.034]	-	-	-	-	-	-	-	-
IMF: Food P (t-1)	0.036*** [0.000]	0.034*** [0.000]	0.035*** [0.000]	0.034*** [0.000]	-	-	-	-	-	-	-	-
Constante	0.530*** [0.040]	0.496** [0.086]	0.487** [0.093]	0.460* [0.111]	0.151 [0.185]	0.190** [0.077]	0.171 [0.127]	0.150 [0.184]	-0.060 [0.431]	-0.159** [0.062]	-0.122* [0.136]	-0.024 [0.735]
Observaciones:	160	160	160	160	175	175	175	195	175	175	175	195
R-cuadrado:	0.932	0.930	0.931	0.931	0.972	0.972	0.972	0.970	0.884	0.882	0.883	0.891
Estadístico F:	365.25	356.91	359.24	362.94	1519.9	1516.56	1517.53	1601.49	333.13	328.51	331.77	399.41
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Muestra:	02.12-16.3	02.12-16.3	02.12-16.3	02.12-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3	01.9-16.33	01.9-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3

(†) Ver notas a la Tabla 2. Valor- p entre [.] y (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezago entre (.). Fuente: Elaboración propia.

En la Figura 2 se presentan las estimaciones de las FIRG (metodología que será detallada más adelante) frente a *shocks* autónomos de +1DE de cada tipo de inflación. En el panel I se presentan los resultados para la inflación total, No SAE, y SAE. La conclusión de esta figura es clara: la reacción de la Inflación No SAE es desproporcionada con respecto a la de Inflación SAE, y la inflación total recoge principalmente la respuesta de Servicios SAE. Se destaca que un *shock* de Servicios SAE no necesariamente es menos perjudicial que uno de Bienes SAE, ya que persiste por un tiempo mayor. En particular, la *vida media* del *shock* (definida como el tiempo requerido para reducir a la mitad el impacto inicial) de Servicios SAE es prácticamente el doble (7 versus 13) del de Bienes SAE.

En los paneles II y III se presenta la FIRG para dos *shocks* estimados en distintos momentos del tiempo—sólo con fines de robustez. Estos corresponden a +1DE de los dos componentes de Servicios SAE. La primera muestra (panel II) corresponde a una denominada “precrisis” y termina en 2007.12 para aislar el período de mayor volatilidad de la muestra. Posteriormente, se compara con la muestra completa hasta 2016.3. Se observa que, interesantemente, la FIRG de Bienes SAE transita desde una forma convexa con una vida media estimada de 6 periodos a una forma cóncava con una vida media de 21 periodos. Un movimiento menor se observa en la FIRG de Servicios SAE el que se atribuye a una reducción de la incertidumbre paramétrica producto de un mayor número de observaciones.

Haciendo un foco en estos últimos resultados, la Figura 3 presenta la evolución de ambas FIRG a través del tiempo para desentrañar la trayectoria desde antes de la crisis hasta el final de la muestra, especialmente aquella de Bienes SAE. Los resultados indican una notoria estabilidad de la FIRG de Servicios SAE, con una leve caída del efecto contemporáneo en el último año de la muestra. En general, la forma aplanada del manto comienza a partir de un año después del *shock*, tal como lo indica la Figura 2.

Para los Bienes SAE, se obtiene una dinámica con algunos ribetes. El efecto contemporáneo aumenta paulatinamente a través del tiempo, encontrando una dinámica distinta para el 2015, en línea con las estimaciones de la Figura 1. Particularmente en horizontes mayores ($h > 12$), la FIRG no decae a la misma tasa exhibida con anterioridad. Esto es importante ya que una estimación considerada hasta mediados de 2015, exageraría la vida media del *shock* autónomo debido a la estimación por muestra finita. En síntesis, la transición de la FIRG de convexa a cóncava observada en la Figura 2 corresponde a un suave movimiento explicado por las observaciones más recientes de Bienes SAE.

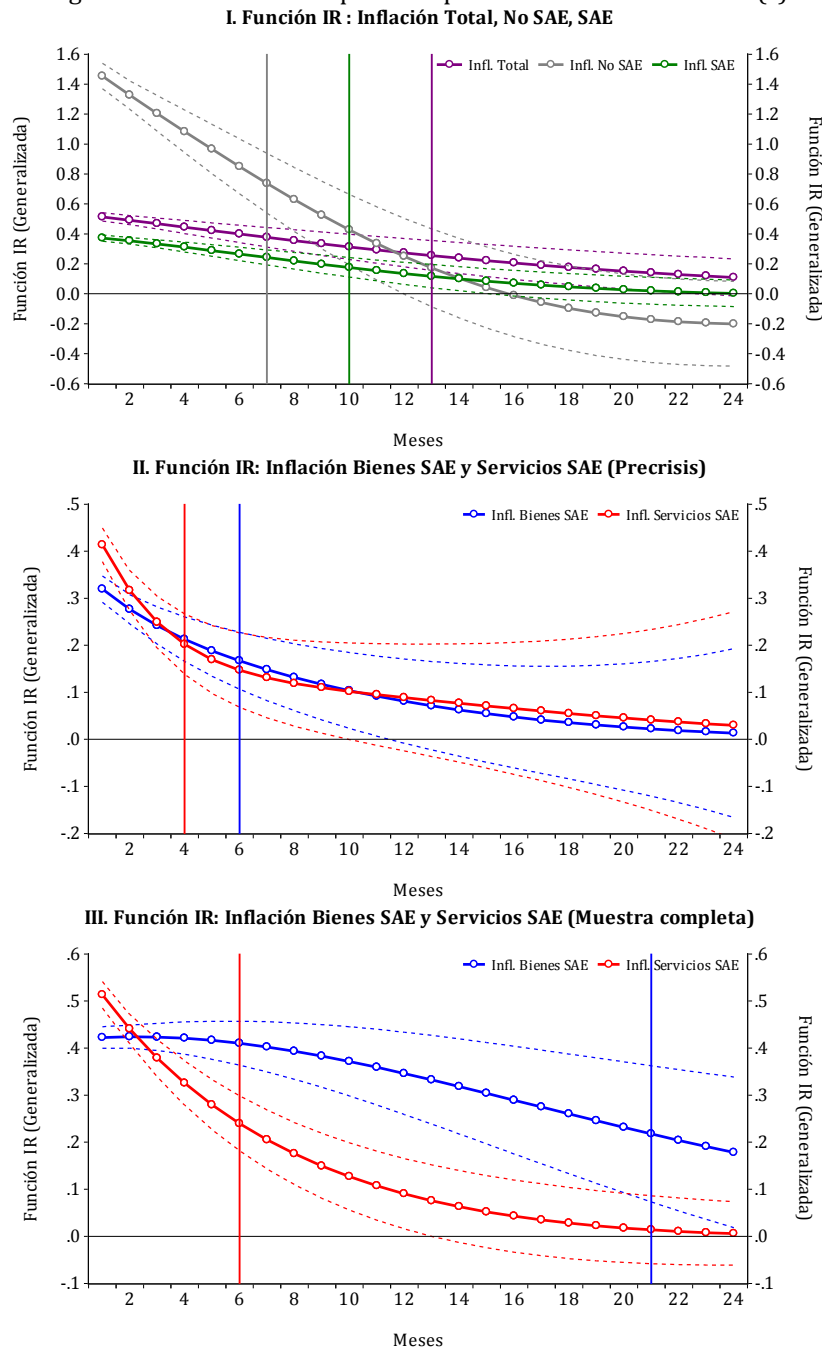
Los resultados de la FIRG debida a un *shock* de +1DE en la brecha de producto para cada estimación se presentan en la Figura 4. En general, se obtiene un resultado donde los agregados corresponden a una estimación intermedia de sus componentes. Esto ocurre con la inflación total, cuyo mayor contribuyente a su FIRG es el componente No SAE, mientras que para el SAE, su mayor contribuyente serían los bienes. Cabe notar que el impacto de un *shock* de la brecha de producto es superior al de un *shock* autónomo sólo para la Inflación No SAE. En los otros casos, el *shock* autónomo más que duplica el impacto inicial.

Al analizar los resultados de las FIRG de distinto origen, cabe cuestionarse sobre el efecto de cada variable de la CPHNK en la varianza del error de proyección multihorizonte, cuya estimación consiste en la descomposición de varianza. Estos resultados se presentan en la Figura 5 y se obtienen con una versión VAR (de orden uno) de la CPHNK donde todas las variables (transformadas) utilizadas en las estimaciones base son incluidas, independiente de la significancia encontrada en el modelo uniecuacional multivariado.

En general, en los horizontes comprendidos dentro de un año, la mayor parte de la varianza del error de proyección (>50%) se explica por la propia persistencia de las series. En segundo lugar, la brecha de producto abarca alrededor de un 20% promedio a partir de un año, mientras que la porción restante es atribuible a las expectativas (aunque cuasi inadvertible para la inflación total). El TCR posee un rol menor, y para horizontes mayores. Sin embargo, para la Inflación No SAE, las influencias son múltiples y

prácticamente todos los covariantes cumplen un rol ($>7\%$) en la varianza del error de proyección. El TCR comienza a tomar participación a contar de horizontes intermedio y su influencia crece con el horizonte en desmedro del índice de precios de alimentos del FMI. El rol del precio del petróleo es constante y bordeando un 8%.

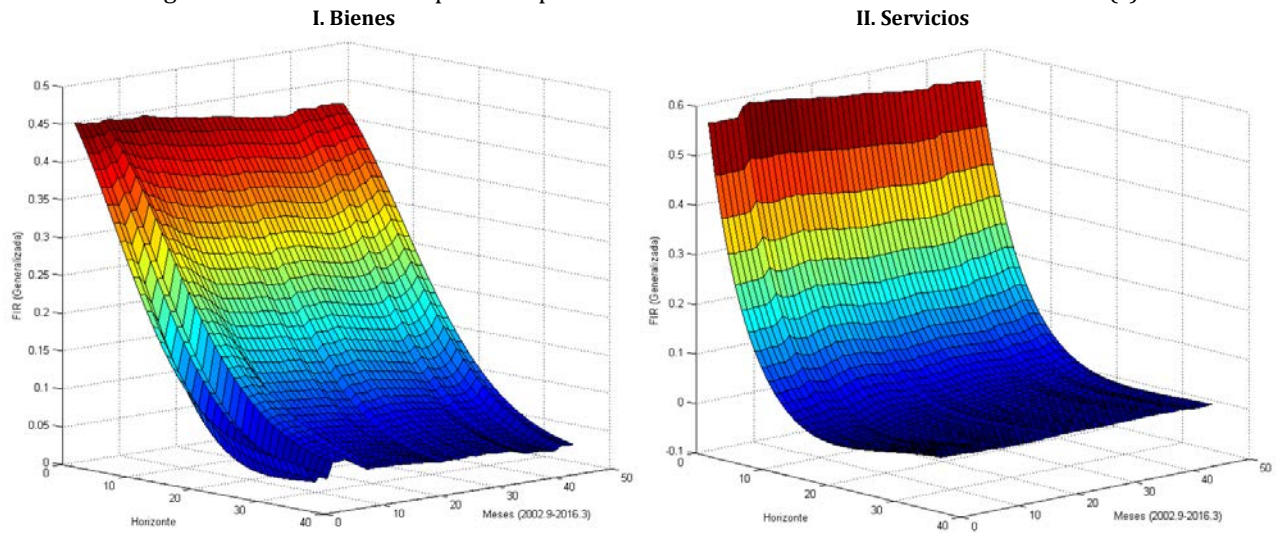
Figura 2: Funciones de impulso respuesta a *shocks* autónomos (*)



(*) Muestra precrisis: 2001.10-2007.12. Función de impulso respuesta generalizada. *Shocks* de +1DE de la serie correspondiente. Muestra de estimación: 2001.10-2016.3. Líneas verticales indican *vida media* del *shock*, definida como el tiempo requerido para reducir a la mitad el impacto inicial del *shock*.

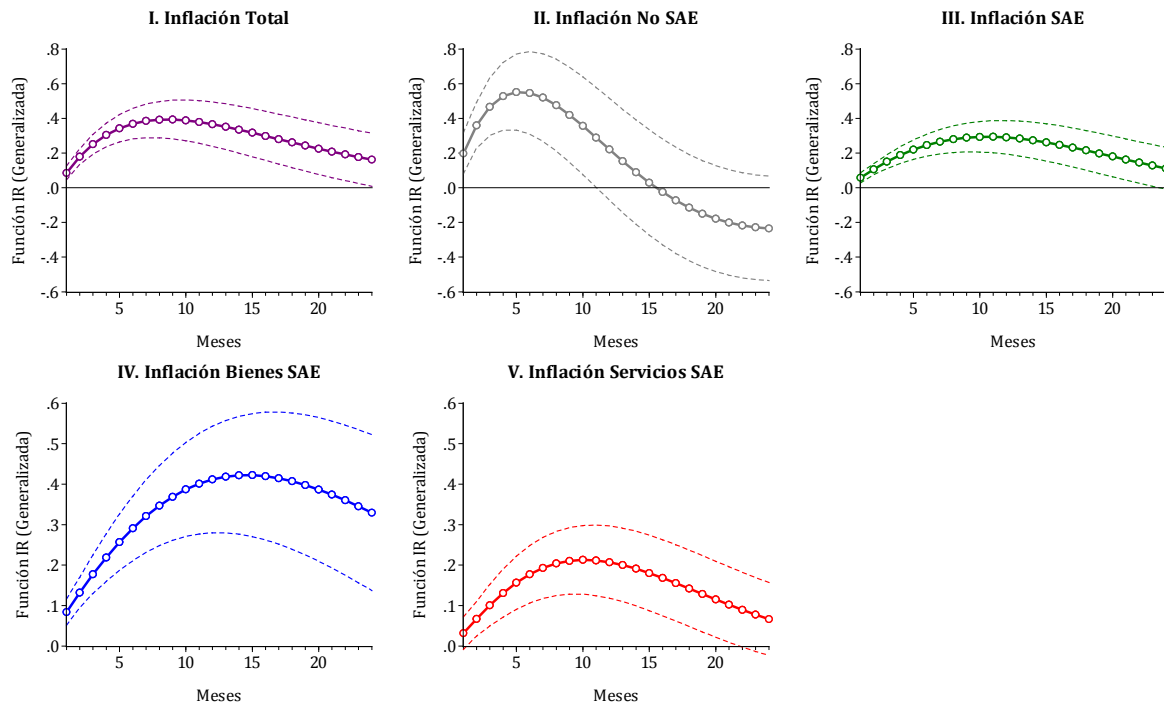
Fuente: Elaboración propia.

Figura 3: Funciones de impulso respuesta a *shocks* autónomos a través de la muestra (*)



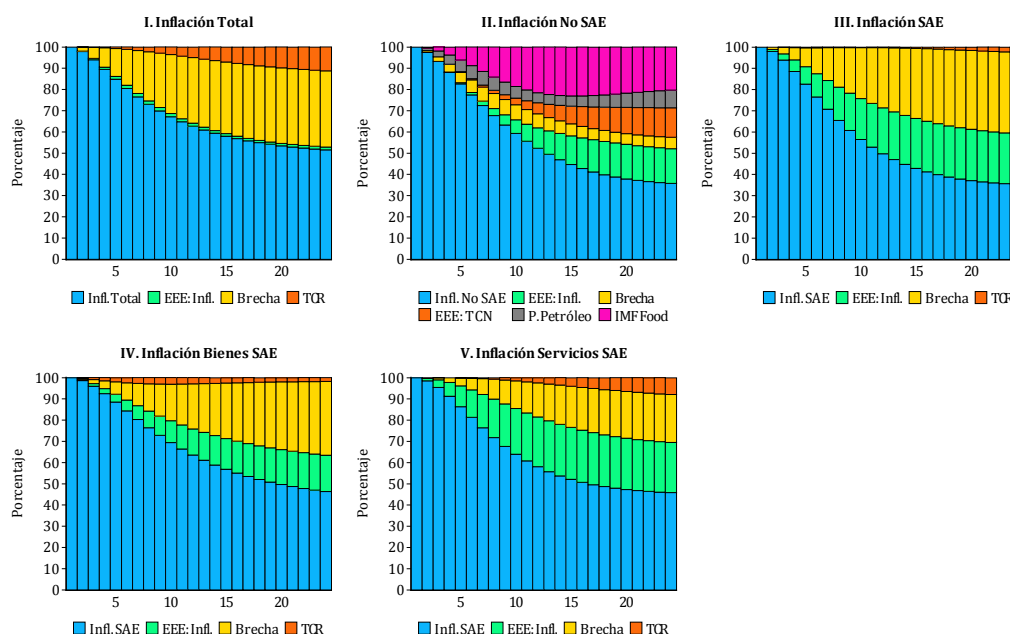
(*) Función de impulso respuesta generalizada. Muestra total: 2002.9-2016.3.
Muestra rodante: 2010.11-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

Figura 4: Funciones de impulso respuesta a *shocks* de brecha de producto (*)



(*) Función de impulso respuesta generalizada. *Shocks* de +1DE de la brecha de producto en cada modelo.
Muestra: 2001.9-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

Figura 5: Descomposición de varianza de *shocks* autónomos (*)



(*) *Shocks* de +1DE inflación. Muestra: 2001.9-2016.3.

Fuente: Elaboración propia.

Una segunda lectura de estos resultados implica la importancia de la brecha de producto como fuente de predictibilidad de la inflación total y desagregada; y en menor medida para Inflación No SAE. Por lo tanto, una futura avenida de mejoras en el entendimiento de la dinámica inflacionaria, radica indudablemente en la mejora de la medición de las holguras de producción.

Estimación de modelos desagregados

En la economía chilena se observan contratos monetarios implícitos o explícitos con cláusulas de indexación con determinados períodos de reajuste, que pueden o no estar regulados por normas legales. La indexación es un procedimiento mediante el cual los valores monetarios se modifican en proporción al cambio experimentado por los precios. Así, la indexación en los contratos busca mantener constante el poder adquisitivo del dinero. Algunos ejemplos de estos contratos son los de trabajo y de arriendo de viviendas, entre otros (INE, 2013). Por otra parte, los precios administrados se refieren a precios de bienes o servicios que no responden a la oferta y la demanda de mercado, ya que son determinados por contratos preestablecidos, o fijados y monitoreados por alguna entidad perteneciente al sector público. Por esta razón, el comportamiento de dichos precios podría tener importantes consecuencias en la persistencia de la inflación agregada.

Esta subsección tiene por objetivo establecer algunos hechos estilizados acerca del comportamiento de los precios de Servicios SAE indexados y administrados, identificando mecanismos automáticos de propagación de inflación que generan una fuente de inercia inflacionaria, también denominados *efectos de segunda ronda*.

La clasificación de los precios indexados y administrados utilizadas en esta subsección considera, en primer lugar, la conceptualización empleada por el INE, que de un total de 321 productos que conforman la canasta del IPC 2013, y 85 que corresponden a Servicios SAE, por construcción el INE considera seis

indexados al IPC, y solamente cuatro como regulados, con un peso relativo dentro del IPC total de 8.03% y 5.12%, respectivamente. En el grupo de tarifas reguladas se encuentran el suministro de agua potable, tarifas de los servicios de telefonía local y móvil, y pasajes del servicio multimodal. Dentro del grupo de precios indexados se encuentran los arriendos, servicio de peaje, revisión técnica del automóvil, seguro de automóvil, servicio de transporte en microbús, y servicios financieros. Por otro lado, el presente trabajo además incorpora otros precios de naturaleza similar a aquellos indexados. Así, a pesar de que el grupo *Salud y Educación* (ver Tabla I.1 en el Anexo I) no se encuentra dentro de la clasificación de indexado, se ha incorporado en este análisis dada la naturaleza del mecanismo del pago o adquisición de estos servicios. Asimismo, se han incorporado los servicios de retiro de basura, servicios relacionados a la circulación del vehículo, servicios domésticos y servicios de transporte de pasajeros por vías urbanas. De esta forma, los servicios indexados considerados corresponden a 33 productos, con un peso relativo de 26.6% dentro del IPC total. Con todo, estos dos grupos de servicios representan un 71.5% del IPC de Servicios SAE.

En el ámbito de los precios regulados, las tarifas del suministro de agua potable (1.86% de la canasta total) que las empresas sanitarias pueden aplicar para cobrar por los servicios que prestan, están sujetas a fijación de tarifas máximas establecidas mediante decretos²¹ del Ministerio de Economía, Fomento y Turismo, a proposición de la Superintendencia de Servicios Sanitarios, producidos a partir de procesos de fijación de tarifas que se realizan cada cinco años (DFL MOP N°382/1989 y Ley 19.549 de 1998). Estas tarifas son el resultado de polinomios diseñados de forma tal, que la estructura de costos sobre la cual se apliquen los coeficientes de variación de los precios de los insumos (IPC, el índice de precios de bienes importados del sector manufacturero, y el índice de precios al productor del sector industria manufacturera) sea representativa de la estructura de costos de una empresa modelo diseñada para la determinación de las tarifas.

En el agregado *Transportes y Comunicaciones* (ver Tabla I.1 en el Anexo I), los servicios de telefonía local y móvil (1.97% de la canasta) se encuentran sujetos a un proceso de fijación de tarifas a través de mecanismos de indexación que se determinan sobre la base de un modelo de empresa eficiente (Ley N° 18.168 de 1982)²². Actualmente, los polinomios de indexación se componen por el IPC, índice de precios de bienes importados del sector manufacturero, y el índice de precios al productor del sector industria manufacturera.²³

Asimismo, el servicio de transporte multimodal (1.29% de la canasta total) que corresponde al sistema de transporte integrado formado por buses de acercamiento, buses troncales, y tren subterráneo, que funcionan en Santiago desde febrero de 2007, es otro ítem de tarifas reguladas y que además, están sujetas a un mecanismo de subsidio para el transporte público (Ley N°20.378 de 2009). La tarifa es administrada por un *Panel de Expertos del Transporte Público*, que tiene como función ratificar o proponer mensualmente modificaciones al ajuste de tarifas del sistema de transporte público. Las variables que se consideran en el polinomio de indexación son el IPC, precio del petróleo diésel, el índice costo mano de obra nominal, valor de lubricantes, valor de neumáticos nuevos, tipo de cambio para el dólar estadounidense observado, tipo de cambio para el euro, e índice promedio de productos importados del sector industrial. Estos ajustes pueden materializarse trimestralmente de acuerdo a la fórmula de indexación (Decreto Supremo N° 140 de 2009)²⁴. Además, la Ley del Subsidio al Transporte Público establece que los aumentos de tarifas que

²¹ *Decretos Tarifarios Vigentes*. Recuperado de <http://www.siss.gov.cl>.

²² La metodología y el procedimiento utilizado para fijar tarifas se encuentran establecidos en el *Título V: De las Tarifas* (artículos 29° al 30°).

²³ *Nota Técnica*. Ministerio de Transportes y Telecomunicaciones Subsecretaría de Telecomunicaciones. Disponible en <http://www.subtel.gob.cl/inicio-concesionario/procesos-tarifarios/reemplazo-ipm/>.

²⁴ Recuperado de <http://www.paneldeexpertostarifas.cl>.

proponga el Panel no pueden exceder en 5% del valor que determinen la variación de costos (Ley N° 20.378 de 2009).

En lo que se refiere a los servicios no regulados indexados al IPC, en el agregado *Servicios de Vivienda* (Tabla I.1, Anexo I), se encuentran: (i) el arriendo (4.17% de la canasta total), donde la indexación se utiliza en general en contratos de arriendo de oficinas, a nivel industrial y propiedades particulares, (ii) el servicio de retiro de basura²⁵ (0.14% de la canasta total), (iii) las tarifas de peaje (0.28% de la canasta total)²⁶, (iv) la licencia de conducir (0.03% de la canasta total) y, (v) la tarifa de la revisión técnica del automóvil (0.07% de la canasta total) que pagan los automovilistas.²⁷

En el agregado *Servicios Personales* (Tabla I.1, Anexo I), se encuentra el servicio doméstico (2.65% de la canasta total). De acuerdo a la Encuesta CASEN del año 2015, la proporción de los empleados del servicio doméstico que ganan un salario mínimo o menos alcanza a un 51%, y menos de dos, un 96%. En este contexto, si bien no hay un mecanismo establecido de reajuste del salario mínimo, existe un consenso tácito que el reajuste incorpore una compensación por inflación y productividad laboral.²⁸

En el agregado *Transportes y Comunicaciones* (Tabla I.1, Anexo I), se encuentran las tarifas de servicios de transporte en microbús (0.62% de la canasta total). Éstas se reajustan de acuerdo a la estructura de costos de los servicios de transporte público de pasajeros sobre la base del precio del petróleo diésel, índice costo mano de obra nominal, valor de reposición de bus e índice de valor neumáticos. También en *Transportes y Comunicaciones* se encuentra la tarifa de taxis básicos (0.24% de la canasta) que está compuesta por una parte fija, denominada “*bajada de bandera*”, y una parte variable, denominada “*cobro variable*”, que depende de la longitud del recorrido y del tiempo de espera. Tanto el valor de la “*bajada de bandera*” como los límites del “*cobro variable*”, se reajustan de acuerdo a un polinomio definido por la Secretaría Regional Ministerial de Transportes y Telecomunicaciones cada seis meses, en enero y julio de cada año. Las variables que se consideran en el polinomio de indexación son el IPC, precio de un automóvil nuevo, precio de la gasolina, precio de los neumáticos y llantas y, el precio del servicio de reparación del automóvil (Resolución Exenta N° 2098/2012). El resto de servicios de transporte de pasajeros por vías urbanas (1.03%)—taxis colectivos, transporte escolar y servicio transfer—también se encuentran indexadas al IPC. También se encuentra dentro de este grupo, el monto de la prima bruta de seguros de automóviles (0.48% de la canasta total), el que es expresado en UF—a menos que los contratos respectivos se pacten en moneda extranjera con arreglo a las disposiciones legales vigentes—al momento del pago efectivo de las mismas (DFL N°251/1931, artículo 10°).

Finalmente, las tarifas de servicios de telecomunicaciones (2.62% de la canasta total)—servicio de conexión internet, banda ancha móvil, y paquete de telecomunicaciones—se encuentran bajo el amparo de la Ley General de Telecomunicaciones de 1982, que consagra como regla general el principio de libertad tarifaria y excepcionalmente, el régimen de fijación de tarifas para los casos que expresamente establece la Ley, o bien, cuando las condiciones de mercado no sean suficientes para garantizar un régimen de libertad tarifaria. En consecuencia, las empresas que provean este tipo de servicios poseen el derecho a reajustar las tarifas libremente y, lo hacen, principalmente, de acuerdo a la variación que experimente el IPC.

²⁵ INE (2013), *Documento Metodológico Índice de Precios al Consumidor (IPC). Base Anual 2013*, p. 17. Recuperado de <http://www.ine.cl>.

²⁶ Indexadas al IPC según lo establecido en los contratos de concesión con el Ministerio de Obras Públicas (DFL MOP N° 164/1991)²⁶ cuyas tarifas se reajustan, por lo general, a inicios de cada año en Enero, y el factor que considera es la inflación pasada. Recuperado de <http://www.paneldeexpertostarifas.cl>.

²⁷ Cuyo reajuste se realiza automáticamente el primer día hábil de cada año de acuerdo a la variación que experimente el IPC en los 12 meses anteriores. Modificaciones incorporadas en el D.S. 147/2004. Recuperado de <http://mtt.gob.cl>.

²⁸ *Salario Mínimo: Caracterización y Comparación Internacional*. División de Estudios (abril 2013). Ministerio de Economía, Fomento y Turismo. Recuperado de <http://www.economia.gob.cl>.

En cuanto a los servicios financieros (2.42% de la canasta total), la mayor parte de sus tarifas están indexadas al IPC, al formularse en UF.²⁹ Sin embargo, su índice de precios también se ve afectado directamente por variaciones del Impuesto de Timbres y Estampillas.

De este modo, vemos que existe un número significativo de servicios con precios indexados y administrados que exhiben un grado importante de rigideces nominales, determinados por sus mecanismos de indexación. Esto tiene importantes implicancias sobre la persistencia de la inflación total, particularmente en su comportamiento de servicios.

En la Tabla 5 se presentan las estimaciones de CPHNK para ambas desagregaciones de Servicios SAE, dependiendo si se agrupan precios administrados o indexados y los sectores restantes.

Tabla 5: Estimaciones Curva de Phillips Híbrida Neo Keynesiana con series desagregadas de Inflación Servicios SAE, Administrados e Indexados (SAI) y Resto (SNI) (†)

Ecuación	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE	Infl. SS SAE
	No Administrados ni Indexados				Administrados e Indexados				Administrados e Indexados			
Rezago	0.868*** [0.000]	0.897*** [0.000]	0.883*** [0.000]	0.864*** [0.000]	0.849*** [0.000]	0.887*** [0.000]	0.868*** [0.000]	0.870*** [0.000]	-	-	-	-
Rezago Infl.	-	-	-	-	-	-	-	-	0.290*** [0.000]	0.447*** [0.000]	0.338*** [0.000]	0.324*** [0.000]
EEE: Infl. (t+11)	0.132*** [0.000]	-	-	-	0.151*** [0.000]	-	-	-	0.710*** [0.000]	-	-	-
EEE: Infl. (t+23)	-	0.103*** [0.000]	-	-	-	0.113*** [0.000]	-	-	-	0.553*** [0.000]	-	-
EEE: Infl. (11,23)	-	-	0.117*** [0.000]	-	-	-	0.132*** [0.000]	-	-	-	0.662*** [0.000]	-
Cons. Fcst. (T,T+1)	-	-	-	0.136*** [0.000]	-	-	-	0.130*** [0.000]	-	-	-	0.676*** [0.000]
Brecha (rezago)	0.1333*** [0.001] (0)	0.133*** [0.003] (0)	0.133*** [0.002] (0)	0.126** [0.001] (0)	0.0006 [0.979] (0)	0.024 [0.398] (0)	0.007 [0.762] (0)	-0.016 [0.500] (1)	-0.257*** [0.000] (0)	-0.241*** [0.000] (5)	-0.254*** [0.000] (0)	-0.299*** [0.000] (1)
TCR (rezago)	0.021*** [0.022] (0)	0.019*** [0.041] (0)	0.020*** [0.030] (0)	0.020** [0.016] (0)	-0.009** [0.088] (0)	-0.012*** [0.023] (0)	-0.010** [0.051] (0)	-0.014 (6) [0.018] (6)	-0.028*** [0.017] (6)	-0.027*** [0.013] (6)	-0.035*** [0.002] (6)	-0.027*** [0.003] (8)
Constante	0.208*** [0.002]	0.172*** [0.016]	0.190*** [0.000]	0.201*** [0.001]	0.135*** [0.014]	0.115*** [0.046]	0.125*** [0.030]	0.156*** [0.003]	0.787*** [0.000]	0.807*** [0.000]	0.809*** [0.000]	0.961*** [0.000]
Observaciones:	175	175	175	195	175	175	175	195	175	175	175	195
R-cuadrado:	0.909	0.907	0.908	0.908	0.809	0.803	0.806	0.840	0.409	0.406	0.428	0.387
Estadístico F:	576.112	558.592	566.98	633.754	242.143	233.713	237.370	342.12	39.477	39.073	42.777	40.230
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Muestra:	01.9-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	01.9-16.3	00.1-16.3

(†) Ver notas a la Tabla 2. Valor-*p* entre [.] y (*) *p*<15%, (**) *p*<10%, (***) *p*<5%. Rezago entre (.). Fuente: Elaboración propia.

Existen dos resultados comunes entre ambas series. El primero es que el rezago es significativo y de tamaño similar en ambos casos. El segundo es la influencia de las expectativas de inflación. En ambos casos las expectativas cumplen un rol robusto y de tamaño considerable en la dinámica contemporánea de ambas series.

Un primer elemento distintivo es el rol de la brecha de producto, la que pierde su significancia en el sector administrado, y es de una magnitud considerable y robusto para los precios no administrados. Un segundo elemento distintivo, y que le entrega mayor valor al análisis diferenciado por sector, es la sensibilidad al tipo de cambio, donde en los precios administrados se torna negativo y de una magnitud (en valor absoluto) menor que el sector sin precios administrados. Este resultado indica que mientras los bienes nacionales se encarecen respecto a los extranjeros, la inflación de servicios administrados aumenta.

²⁹ Durante 2015, la UF promedió \$25,023, correspondientes al 11.36% del promedio del sueldo mínimo para el mismo período (\$220,083).

Estos resultados son comparables con los reportados en la Tabla 2 para los agregados principales. En particular, comparando con las estimaciones de Servicios SAE (columnas 13-16), se encuentra que el agregado se encuentra mayormente influenciado por el sector administrado, minimizando el rol de la brecha de producto. Por otro lado, el sector Servicios SNI actúa como un sector de transables, similar a la Inflación Bienes SAE de las columnas 9-12 de la Tabla 2. De esta forma, un importante resultado es que la Inflación Servicios SAE se compone de categorías con comportamientos disímiles frente a cambios en la actividad y el tipo de cambio.³⁰

La idea de indexación se asocia a la determinación actual de un precio basándose en valores pasados del mismo o, alternativamente, del índice general. Las columnas 9-12 de la Tabla 5 recogen esta idea, al reemplazar el rezago de la variable dependiente (Inflación SAI) por el primer rezago de la inflación total. Si bien la estimación presentada se realiza con MCO, los coeficientes estimados con MGM, que corrige la simultaneidad entre la brecha de producto y el rezago de inflación, arrojan resultados numéricamente similares. Estos resultados apoyan la hipótesis que el índice general rezagado es un determinante de los servicios indexados, al ser significativos a niveles tradicionales de confianza.

Sin embargo, desde un punto de vista estadístico, el rezago de la inflación total no ajusta mejor el modelo que el rezago de la variable dependiente, lo que se comprueba comparando el (menor) tamaño del coeficiente y la bondad de ajuste. De esta forma, existe espacio para que tanto la brecha de producto como el TCR sean significativos (aunque con signo negativo). Este resultado se refuerza más adelante con la estimación de seis CPHNK alternativas para Inflación SAI con el rezago de la inflación total, las que sistemáticamente presentan un menor ajuste dentro y fuera de muestra. De esta forma, existen varias razones estadísticas por las cuales se mantiene el rezago de la propia serie en vez del de la inflación total: mejor ajuste dentro y fuera de muestra, la necesidad de contar con proyecciones auxiliares de la inflación total al predecir a horizontes mayores al rezago considerado, y facilitar ejercicios de simulación y escenarios macroeconómicos con los desagregados.

Estimación de funciones de impulso respuesta generalizadas

Con el objeto de profundizar sobre las dinámicas de precios, particularmente el tamaño y grado de persistencia de la respuesta a *shocks* específicos, se calculan las FIRG ante *shocks* en la brecha de producto de +1DE, mediante una versión VAR de la CPHNK, dividiendo los Servicios SAE entre SAI y SNI.

La FIRG corresponde a un tipo de función de impulso respuesta insensible al ordenamiento de las variables en el VAR. Esta característica es particularmente deseable cuando la teoría no es clara en cuanto a un mecanismo específico de transmisión de *shocks* de una variable hacia otra del VAR. La propuesta de FIRG permite obtener funciones de impulso respuesta únicas, las cuales coinciden si la matriz de covarianzas es diagonal.

Se considera el VAR(p) invertible $\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1\mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p\mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\varphi}(L)\boldsymbol{\varepsilon}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\varphi}_i\boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}$, donde $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim iidN(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$, y L es un operador de rezagos ($L^j z_t = z_{t-j}$). El elemento $\varphi_{jk,i}$ representa la respuesta de la variable j a un impulso de tamaño unitario en la variable k realizada en el periodo i previo. Sea $\mathbf{P}$ una matriz triangular inferior tal que $\boldsymbol{\Sigma} = \mathbf{P}\mathbf{P}'$. Entonces, el VAR(p) puede ser escrito como $\mathbf{y}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\theta}_i\mathbf{w}_{t-i}$, donde $\boldsymbol{\theta}_i = \boldsymbol{\varphi}_i\mathbf{P}$, $\mathbf{w}_t = \mathbf{P}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$, y $\mathbb{E}[\mathbf{w}_t\mathbf{w}_t'] = \mathbf{I}$. Sea $\mathbf{D}$ una matriz diagonal de $\mathbf{P}$ y $\mathbf{W} = \mathbf{P}\mathbf{D}^{-1}$. Haciendo las

³⁰ Al comparar estos resultados con los del Anexo II agrupados por afinidad, se encuentra que en la mayoría de los siete sectores la brecha de producto y alguna medida de precios externos son estadísticamente significativos, aunque de un tamaño reducido. En todos los sectores el tamaño del coeficiente de la brecha de producto es de un orden similar al de la Inflación Servicios SAI, excepto para *Transportes y Comunicaciones* (donde es de un orden similar al de Inflación SNI), y para *Servicios Financieros* donde es significativo con signo negativo.

sustituciones correspondientes, se obtiene $\mathbf{y}_t = \mathbf{B}_0 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{B}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{v}_t$, donde $\mathbf{v}_t \sim iidN(\mathbf{0}, \Sigma_v)$, $\mathbf{B}_0 = \mathbf{I}_k - \mathbf{W}^{-1}$ (una matriz diagonal inferior con 0 en la diagonal), y $\mathbf{B}_i = \mathbf{W}^{-1} \mathbf{A}_i$.

Se define la función de impulso respuesta ortogonalizada $\tau_j^0(n) = \varphi_n \mathbf{P} \mathbf{e}_j$, $n = 0, 1, \dots$, donde $\mathbf{e}_j$ es vector de orden m con un 1 en la posición j y 0 en cualquier otra posición. La FIRG corresponde a:

$$FIRG = \mathbb{E}[\mathbf{y}_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, \boldsymbol{\alpha}_{t-1}] - \mathbb{E}[\mathbf{y}_{t+n} | \boldsymbol{\alpha}_{t-1}], \quad (12)$$

donde el primer término corresponde al valor esperado de la variable $\mathbf{y}_t$ en el periodo $t + n$ a un *shock* de δ_j en el periodo t . El segundo término corresponde al valor esperado de la variable $\mathbf{y}_t$ en el periodo $t + n$ dada la información existente hasta el periodo previo ($t - 1$). Asumiendo que $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ está normalmente distribuido:

$$\mathbb{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j] = (\boldsymbol{\sigma}_{1j}, \boldsymbol{\sigma}_{2j}, \dots, \boldsymbol{\sigma}_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \sum_{j=1}^p e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j. \quad (13)$$

La FIRG sin estandarizar corresponde a:

$$\left(\frac{\varphi_n \sum_{j=1}^p e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left(\frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right), \quad n = 0, 1, \dots \quad (14)$$

Al definir $\delta_j = \sqrt{\sigma_{jj}}$, es posible re-escalar la ecuación (14) para encontrar la FIRG:

$$\tau_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-\frac{1}{2}} \varphi_n \sum_{j=1}^p e_j, \quad n = 0, 1, \dots \quad (15)$$

Así, en vez de controlar por la correlación de los residuos, la FIRG considera una función no lineal y computa los impulsos sin considerar otros *shocks*.

Los resultados de estimación de las FIRG para un *shock* de brecha de PIB de +1DE se presentan en la Figura 6. Se observa que las series de Bienes SAE—presentadas como referencia—, exhiben una respuesta más pronunciada y que decae más lentamente que aquella de la inflación de los Servicios SAE. Interesantemente, las estimaciones de las FIRG en los paneles inferiores de la Figura 6 revelan que existe una relación dispar entre los dos subgrupos de Servicios SAE. Específicamente, el *shock* de actividad se traduce en un impacto mayor para la inflación de Servicios SNI y un impacto menos perceptible en Servicios SAI. La FIRG de Inflación SNI, además, alcanza dentro de un año, una estimación mayor que aquella de Bienes SAE; un efecto imperceptible al mirar Servicios SAE agregado.

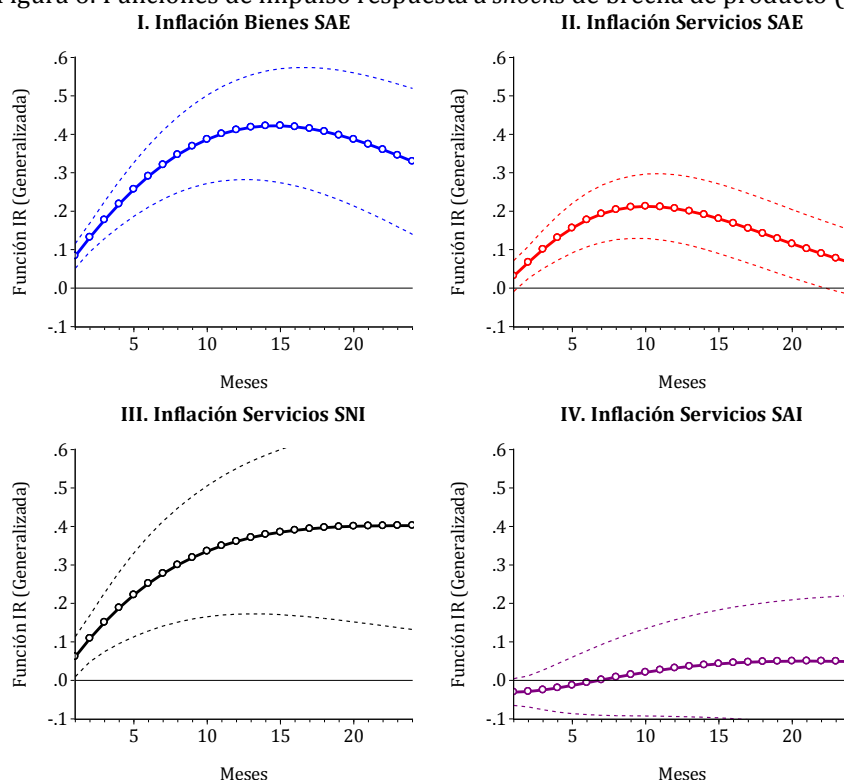
De este modo, la evaluación de las respuestas frente a un impulso común de la brecha de producto, indica el efecto estabilizador de introducir la indexación y administración de precios en la economía.

A modo de resumen, en la Tabla 6 se presentan los resultados de la capacidad predictiva de las seis proyecciones consideradas, obtenidas ya sea mediante la proyección directa del agregado o compuesta mediante la proyección desagregada. Los resultados se presentan en términos de la RECM y la prueba de Giacomini y White (2006). A nivel agregado se encuentra que la proyección DESARIMA agregada resulta con la mayor capacidad predictiva, seguida de la CPHNK agregada, la proyección DESARIMA desagregada, la CPHNK distinguiendo entre Inflación SAI y SNI, luego la CPHNK desagregada por afinidad, y finalmente la

caminata aleatoria.³¹ Sin embargo, se destaca que en el caso de la proyección por desagregados con la CPHNK, la mayor fuente del error de proyección agregado es la Inflación No SAE, mientras que los Servicios SAE presentan una RECM de una magnitud similar a la de la mejor proyección de esa variable (0.355 versus 0.320).

Los resultados deben ser entendidos dentro de un contexto económico más amplio. Esto es, si bien los modelos de inflación de servicios desagregados por afinidad no presentan el mejor rendimiento predictivo, su ámbito y significancia económica excede al de aquellos modelos agregados. Esto se debe a que permiten predecir o analizar escenarios en aquellos componentes donde las decisiones de política afectan con mayor impacto y de manera distinta que el agregado.

Figura 6: Funciones de impulso respuesta a *shocks* de brecha de producto (*)



(*) Función de impulso respuesta generalizada. *Shocks* de +1DE de la brecha de producto en cada modelo. Muestra: 2001.9-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

Precios administrados e intervenciones de política

Aun en una economía de mercado existen mecanismos económicos a través de los cuales el Estado puede influir sobre el precio de ciertos bienes y/o servicios. Además de los casos de tarifas reguladas descrito más arriba, el Estado puede influir sobre los precios a través de impuestos y subsidios. La existencia de estos mecanismos influye sobre el patrón de consumo de la población. Estos cambios de precios no solo no

³¹ Mayores detalles a nivel desagregado se presentan en la Tabla II.B.8 del Anexo II. Las proyecciones para Servicios SAE desagregados entre SAI y SIN se realizan con el modelo (6) de las Tablas I.2 y I.3 del Anexo I, los que, de acuerdo a la Figura I.2, además poseen relativamente un buen ajuste dentro de muestra. En la Tabla I.4 se presentan los modelos de Inflación SAI considerando el rezago de la inflación total. Como se señaló anteriormente, estas especificaciones no ajustan mejor que sus homólogas con la Inflación SAI rezagada. Además, su capacidad predictiva es inferior por especificación y horizonte.

responden a los determinantes económicos de la inflación, sino que en algunos casos pueden no reflejarse en la medición del IPC. Esto ocurre porque el IPC es concebido como un índice de precios y no como una medición de la capacidad de consumo. En el caso extremo, si el Estado establece un subsidio a la demanda o la provisión gratuita de un servicio, ello no influiría en IPC en la medida que no altera los precios demandados por el proveedor.

Los servicios se mantienen especialmente expuestos a estos escenarios en la medida que una proporción significativa de ellos son provistos directamente por el Estado o bajo una regulación pública. Al mismo tiempo, existe una potencial mayor volatilidad en la tributación de ciertos servicios.

Tabla 6: Resumen estimaciones de la Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio (*)

		Raíz del Error Cuadrático Medio			
Agregado	Modelo/Método	<i>h</i> =1	<i>h</i> =6	<i>h</i> =12	<i>h</i> =24
Proyección 1					
Agregado	CPHNK	0.467	0.470	0.481	0.478
Proyección 2					
Agregado	DESARIMA	0.340	0.342	0.325	0.472
Proyección 3					
Agregado	Compuesto	0.770	0.785	0.821	0.840
Bienes SAE	CPHNK	0.405	0.424	0.442	0.474
Servicios SAE	CPHNK (afinidad)	0.355	0.363	0.371	0.416
Inflación No SAE	CPHNK	1.089	1.096	1.178	1.054
Proyección 4					
Agregado	Compuesto	0.646	0.655	0.637	0.609
Bienes SAE	CPHNK	0.405	0.424	0.442	0.474
Servicios SAE	CPHNK (SAI+SNI)	0.231	0.233	0.187	0.185
Inflación No SAE	CPHNK	1.089	1.096	1.178	1.054
Proyección 5					
Agregado	Compuesto	0.529	0.550	0.563	0.566
Bienes SAE	DESARIMA	0.314	0.350	0.388	0.400
Servicios SAE	DESARIMA	0.320	0.304	0.287	0.298
Inflación No SAE	DESARIMA	1.081	1.146	1.182	1.162
Proyección 6					
Agregado	Caminata Aleatoria	0.443	1.186	1.912	2.154

(*) CPHNK=Curva de Phillips Híbrida Neo Keynesiana. DESARIMA=modelos estadísticos de referencia. Celdas enmarcadas indican rechazo de la HN de la prueba de Giacomini y White (2006) al 10% de nivel de confianza. Muestra de evaluación: 2010.10-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

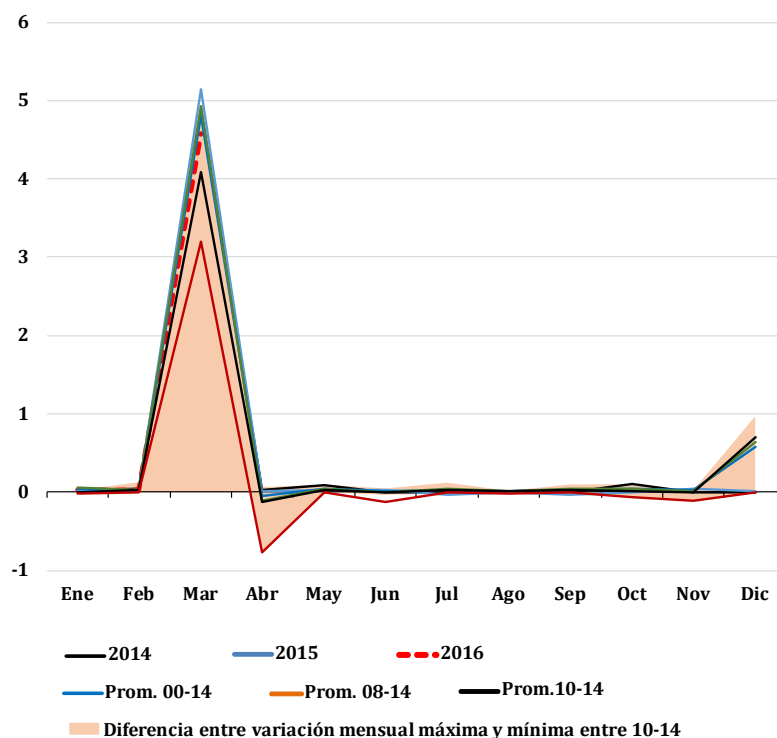
Para ilustrar el efecto de medidas tributarias o de gasto público que influyen sobre el IPC consideramos dos casos recientes: (a) el aumento del Impuesto de Timbres y Estampillas, y (b) los subsidios y gratuidad para estudiantes de educación superior. En el caso de la educación superior, evaluamos el efecto que tendría la incorporación de las transferencias estatales a través de becas y gratuidad en la medición de la inflación entre 2009 y 2016. Para esto se introduce el supuesto de que estas transferencias corresponden a un subsidio no discriminatorio, para luego evaluar su efecto sobre la dinámica inflacionaria.³²

³² En el caso de la gratuidad en educación, el Estado ha dispuesto su incorporación en forma gradual, comenzando en el año 2016. Actualmente, estará dirigido a aquellos estudiantes que pertenezcan a los cinco primeros deciles

Metodológicamente, los servicios de educación superior se miden a través de una cuenta tipo, que incluye la matrícula y la mensualidad. Así, para obtener el precio (pago) de este servicio se recurre a la suma de la matrícula y el arancel, valorando una cuenta tipo por establecimiento, por lo que la agregación para la obtención del índice producto se realiza mediante media geométrica (INE, 2013). Los valores correspondientes son obtenidos por el INE consultando directamente a los establecimientos educacionales.

El peso relativo del servicio de enseñanza universitaria en el IPC ha aumentado con la actualización de la canasta de consumo. Junto con esto, también ha cambiado la fecha de recolección de datos y de su imputación³³, lo que conlleva a un cambio en el patrón estacional de la serie (ver Figura 6).

Figura 7: Estacionalidad en la serie de inflación de *Servicios de Educación* (*)



(*) Fuente: Elaboración propia basada en datos del INE.

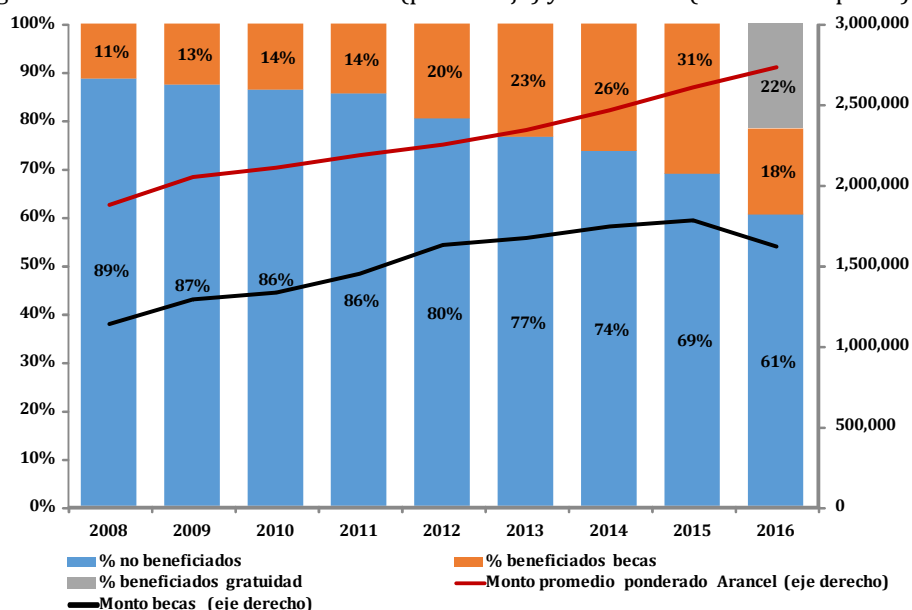
El IPC de *Servicios de Educación Universitaria* se calcula considerando la variación del precio en el mes de marzo de cada año. Se define como *producto* el servicio de enseñanza universitaria, y como *variedad* las carreras ofrecidas por cada establecimiento. Como *precio* se considera el costo anual promedio ponderado por el número total de estudiantes anual por programa publicado por el Ministerio de Educación. Además, se consideraron en el cálculo del IPC los beneficios otorgados por el Estado para financiar el acceso a la educación universitaria.³⁴

socioeconómicos de la población y estar matriculados en carreras de pregrado presenciales, diurnas o vespertinas, dictadas en las instituciones elegibles. Este beneficio incluirá tanto a los alumnos nuevos como a los que ya se encuentran cursando alguna carrera o programa académico en los planteles que cumplen con los requisitos (Ministerio de Educación, 2016).

³³ Ver más detalles en Anexo III.A.

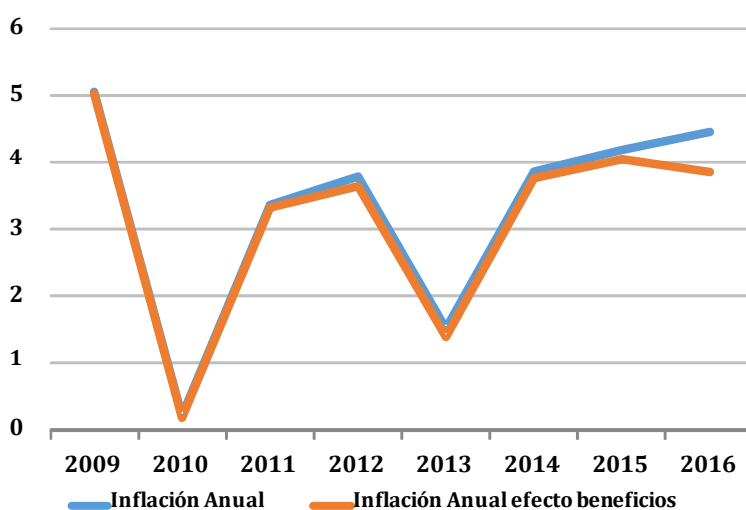
³⁴ Información anual de becas y gratuidad proporcionada por el Ministerio de Educación.

Figura 8: Evolución anual del arancel (porcentaje) y beneficios (millones de pesos) (*)



(*) Fuente: Elaboración propia basada en datos del Ministerio de Educación.

Figura 9: Inflación total anual efectiva y contrafactual (*)



(*) Inflación anual de marzo de cada año. Fuente: Elaboración propia basada en datos del INE y Ministerio de Educación.

Entre 2012 y 2015, se registró un incremento significativo del costo de acceso a la educación universitaria. Pese a que el valor de las becas ofrecidas por el Estado se mantuvo relativamente estable, el porcentaje de estudiantes que fueron beneficiados con becas otorgadas por el Estado aumentó en un 11% (ver Figura 8). Esto, habría reducido en 3.5 puntos porcentuales promedio el costo total del servicio de la educación universitaria. Dado que el peso de este producto en la canasta del IPC total hasta el 2013 era de un 2.56% (2014 en adelante: 4.05%), su incidencia en el IPC total es de 0.12 puntos porcentuales, aproximadamente.

En 2016, los beneficios otorgados por el Estado se tornan más importantes al incorporar gradualmente la gratuidad. En este contexto, pese a reducir el valor y número de becas, aparece un porcentaje de estudiantes con acceso a la gratuidad, lo que reduciría el costo total de los servicios educativos en la canasta del IPC cuya variación pasaría de un 4.45% anual en marzo 2016 a un 3.86%³⁵ (ver Figura 9).

No obstante, dada la frecuencia de actualización de la canasta del IPC (cinco años), el efecto de esta política sólo será capturada por la Encuesta de Presupuestos Familiares cuando ésta se actualice en 2017, mediante una reducción del gasto en educación compensado por el incremento de otros ítemes. Sin embargo, dado que el IPC sólo se empalma hacia adelante, este cambio de ponderación no corregirá mediciones anteriores de la inflación.

Aunque este primer análisis posee limitaciones, su virtud es proporcionar una aproximación del impacto de las transferencias fiscales en la inflación y, en consecuencia sobre la distribución de la riqueza y el patrón de consumo de la población. Extensiones futuras de este ejercicio podrían complementar, profundizar y perfeccionar esta metodología para hacerla extensiva al ítem de servicios de salud.

El segundo ejemplo atañe al Impuesto de Timbres y Estampillas, cuando el INE contabilizó su reducción transitoria (desde 1.2% a 0.0%) en febrero 2009. En esa ocasión, se reflejó una disminución del IPC de este grupo pasando de 100 hasta cerca de 60 puntos, manteniéndose en torno a ese nivel durante todo el año 2009. Al respecto, en la Tabla 7, se observa que en los últimos siete años han existido numerosos cambios en la tasa de este impuesto. La última modificación tuvo lugar con la Reforma Tributaria (2014), incrementando la tasa desde 0.4% a 0.8%, a fin de operar como un sustituto del Impuesto al Valor Agregado a los servicios financieros. La ley estableció al 1 de enero de 2016 como fecha para su entrada en vigencia³⁶ (Ley N°20.780 de 2014).

A la luz del panel VII de la Figura II.1 (Anexo II), sobre la serie de tiempo de Servicios Financieros, y la Figura I.1 (Anexo I) sobre la inflación de Servicios SAE, se observa que, en efecto, las modificaciones del Impuesto de Timbres y Estampillas influyeron en la dinámica de Servicios SAE otorgándole una forma jorobada. Ésta se registra particularmente durante 2010, cuando la tasa impositiva se modificó también describiendo un perfil jorobado de aumentos seguido por disminuciones en tramos de igual tamaño.

Es así como el análisis de los determinantes de la inflación de servicios administrados arroja resultados robustos sobre su influencia en la inflación agregada. A su vez, éstos no necesariamente corresponden a determinantes tradicionales como la brecha de producto, sino también a factores de política.

Tabla 7: Impuesto de Timbres y Estampillas (*)

Fecha	Cambio en la tasa del Impuesto de Timbres y Estampillas
Febrero 2009	De 1.2% a 0.0%
Enero 2010	De 0.0% a 0.6%
Julio 2010	De 0.6% a 1.2%
Agosto 2010	De 1.2% a 0.6%
Enero 2013	De 0.6% a 0.4%
Enero 2016	De 0.4% a 0.8%

(*) Fuente: Servicio de Impuestos Internos.

³⁵ Ver más detalles en Anexo III.B.

³⁶ *Ley sobre Impuesto de Timbres y Estampillas* (2014), Servicios de Impuestos Internos. Recuperado de <http://www.sii.cl>.

IV. Resumen y conclusiones

Este trabajo focaliza su atención sobre el comportamiento de los precios de servicios en Chile. Estos últimos revisten especial interés porque no sólo representan cerca de la mitad de la canasta del IPC, sino porque su trayectoria en el tiempo ha diferido significativamente de la de los precios de bienes, lo que parece reflejar diferentes determinantes económicos.

El análisis detallado revela que la inflación de servicios está fuertemente dominada por el peso de precios administrados y/o indexados a su interior. Esto hace que factores de mercado tengan poca incidencia sobre el comportamiento de estos precios en relación a regulaciones y convenciones. Dentro de estos factores destaca la inflación pasada, entregando a la inflación de servicios una dinámica altamente inercial y dejando poca sensibilidad a otros factores. No obstante, una vez que se separa el conjunto de precios administrados e indexados del resto de los servicios, los últimos vuelven a comportarse de acuerdo a la teoría. El carácter administrado de estos precios también los expone a decisiones de política, como la imposición de impuestos o subsidios específicos al consumidor final. Sin embargo, dado que la metodología del IPC está diseñada para capturar precios de mercado, ésta no logra reflejar adecuadamente el efecto de estas medidas sobre el poder adquisitivo de los hogares, enfatizando la diferencia conceptual y empírica con un índice de precios.

El análisis empírico construido en este trabajo se basa en la estimación de un conjunto de CPHNK. Junto con evaluar la validez de este marco a nivel desagregado, dominante en la modelación agregada de la inflación, esta metodología permite comparar el valor y significado estadístico de las elasticidades estimadas para diversos componentes del IPC y compararlos con los obtenidos para el IPC general.

Los resultados de este ejercicio sugieren que: (i) la CPHNK mantiene un alto grado de validez como representación de la determinación de la inflación, con valores significativos para las elasticidades claves en todas sus desagregaciones; (ii) la estimación desagregada de CPHNK no reduce la significación estadística de los resultados; (iii) la historia inflacionaria de Chile explica una alta elasticidad a la inflación rezagada y a las expectativas de inflación; (iv) la dinámica agregada de la inflación de servicios difiere de aquella de bienes tanto en el ajuste a la CPHNK como en la respuesta frente a *shocks* de sus principales componentes, respuesta que ha variado de manera dispar en el período reciente; (v) existen diferencias importantes en el comportamiento de servicios indexados y no indexados medida por la naturaleza de los covariantes y el tamaño de los coeficientes base de la CPHNK; (vi) la desagregación de servicios eleva su consistencia conceptual sin sacrificar la calidad de la predicción de la inflación de servicios en su conjunto y es superior a otras desagregaciones de servicios, (vii) la fuente de mayores errores de proyección es la inflación de alimentos y energía, seguido de la inflación de bienes; y (viii) la construcción de índices mediante la recolección de precios a nivel de productor o proveedor dificulta la comparación de los cambios en el poder adquisitivo resultante de la aplicación de impuestos o subsidios específicos.

Todo lo anterior sugiere la utilidad de separar al IPC entre grandes componentes o subíndices para mejorar las proyecciones de inflación, incluida su inserción en modelos de mayor complejidad para el análisis macroeconómico.

Referencias

1. Agénor, P. y N. Bayraktar (2009), "Contracting Models of the Phillips Curve: Empirical Estimates for Middle-Income Countries," *Journal of Macroeconomics* **32**: 555-570.
2. Angelini, E., J. Henry, y R. Mestre (2001), "Diffusion Index-Based Inflation Forecasts for the Euro Area," Documento de Trabajo 61, Banco Central Europeo.
3. Aron, J. y J. Muellbauer (2008), "New Methods for Forecasting Inflation and its Subcomponents: Application to the USA," Discussion Paper 406, Departamento de Economía, Universidad de Oxford.
4. Atkeson, A. y L.E. Ohanian (2001), "Are Phillips Curves useful for Forecasting Inflation?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* **25**(1): 2-11.
5. Balke, N.S. y M.A. Wynne (2003), "The Relative Price Effects of Monetary Shocks," Documento de Trabajo 0306, Banco de la Reserva Federal de Dallas.
6. Benalal, N., J.L. Díaz del Hoyo, B. Landau, M. Roma, y F. Skudelny (2004), "To Aggregate or Not to Aggregate? Euro Area Inflation Forecasting," Documento de Trabajo 374, Banco Central Europeo.
7. Bentancor, A. y P. Pincheira (2010), "Predicción de Errores de Proyección de Inflación en Chile," *El Trimestre Económico* **LXXVII**(1): 129-154.
8. Bermingham, C. y A. D'Agostino (2014), "Understanding and Forecasting Aggregate and Disaggregate Price Dynamics," *Empirical Economics* **46**(2): 765-788.
9. Bils, M., P.J. Klenow, y O. Kryvtsov (2003), "Sticky Prices and Monetary Policy Shocks," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* **27**: 2-9.
10. Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco, EEUU.
11. Bruneau, C., O. De Bandt, A. Flageollet, y E. Michaux (2007), "Forecasting Inflation using Economic Indicators: The Case of France," *Journal of Forecasting* **26**: 1-22.
12. Bryan, M.F. y B. Meyer (2010), "Are Some Prices in the CPI more Forward Looking than Others? We Think So," *Economic Commentary* 2010-2.
13. Bullard, J.B. y G. Pande (2007), "Energy Prices: In the Mix or Swept Under the Rug?" *National Economic Trends*, abril 2007.
14. Calvo, G.A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics* **12**(3): 383-398.
15. Canova, F. (2007a), "G-7 Inflation Forecasts: Random Walk, Phillips Curve or What Else?" *Macroeconomic Dynamics* **11**: 1-30.
16. Canova, F. (2007b), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, EEUU.
17. Capistrán, C., C. Constandse, y M. Ramos-Francia (2010), "Multi-Horizon Inflation Forecasts using Disaggregated Data," *Economic Modelling* **27**: 666-677.
18. Caputo, R. y F. Liendo (2005), "Monetary Policy, Exchange Rate and Inflation Intertia in Chile: A Structural Approach," Documento de Trabajo 352, Banco Central de Chile.
19. Caputo, R., F. Liendo, y J.P. Medina (2007), *New Keynesian Models for Chile in the Inflation-Targeting Period*, en F.S. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel (editores), *Monetary Policy under Inflation Targeting*, Banco Central de Chile.
20. Céspedes, L.F., M. Ochoa, y C. Soto (2005), "The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile," Documento de Trabajo 355, Banco Central de Chile.
21. Chumacero, R. y F. Gallego (2002), "Trends and Cycles in Real-Time," *Estudios de Economía* **29**(2): 211-229.
22. Clark, T. (2000), "Forecasting and Aggregate of Cointegrated Dissagregates," *Journal of Forecasting* **19**(1): 1-21.
23. Clark, T. (2004), "An Evaluation of the Decline in Goods Inflation," *Economic Review* **89**(2): 19-52.
24. Cobb, M. (2009), "Forecasting Chilean Inflation from Disaggregate Components," Documento de Trabajo 545, Banco Central de Chile.

25. Coble, D. (2007), "*Dinámica de Inflación y el Canal de Costos: Una Aplicación para Chile*," Documento de Trabajo 431, Banco Central de Chile.
26. Cochrane, J. (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press, EEUU.
27. Contreras, G., F. Giuliano, y M. Tapia (2016), "*La Curva de Phillips en Chile*," minuta citada en Informe de Política Monetaria (IPoM) de julio 2016, Banco Central de Chile.
28. De Mello, L. y D. Moccero (2011), "Monetary Policy and Macroeconomic Stability in Latin America: The Cases of Brazil, Chile, Colombia, and Mexico," *Journal of International Money and Finance* **30**: 229-245.
29. Del Negro, M. y F. Schorfheide (2009), *Inflation Dynamics in a Small Open Economy under Inflation Targeting: Some Evidence from Chile*, en K. Schmidt-Hebbel y C.E. Walsh (editores), *Monetary Policy under Uncertainty and Learning*, Banco Central de Chile.
30. Demers, F. y A. De Champlain (2005), "*Forecasting Core Inflation in Canada: Should We Forecast the Aggregate of the Components?*" Documento de Trabajo 2005-44, Banco de Canadá.
31. Diebold, F.X. y R. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economics Statistics* **13**(3): 253-263.
32. Doan, T., R. Litterman, y C. Simo (1984), "Forecasting and Conditional Projection using Realistic Prior Distributions," *Econometric Review* **3**(1): 1-100.
33. Duarte, C. y A. Rua (2007), "Forecasting Inflation through a Bottom-Up Approach: How Bottom is Bottom?" *Economic Modelling* **24**(6): 941-953.
34. Edwards, S. y F. Lefort (2002), *Stabilization, Persistence, and Inflationary Convergence: A Comparative Analysis*, en F. Lefort y K. Schmidt-Hebbel (editores), *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, Banco Central de Chile.
35. Espasa, A., P. Poncela, y E. Senra (2002), "*Forecasting Monthly US Consumer Price Indexes through a Dissaggregated I(2) Analysis*," Working Paper 02-03, Statistics and Econometric Series 01, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III.
36. Espasa, A., E. Senra, y R. Albacete (2002), "Forecasting Inflation in the European Monetary Union: A Disaggregated Approach by Countries and by Sectors," *European Journal of Finance* **8**(4): 402-421.
37. Espasa, A. y I. Mayo-Burgos (2013), "Forecasting Aggregates and Disaggregates with Common Features," *International Journal of Forecasting* **29**: 718-732.
38. Estrella, A. y J. Fuhrer (2003), "Monetary Policy Shifts and the Stability of Monetary Policy Models," *Review of Economics and Statistics* **85**(1): 94-104.
39. Faust, J. y J. Wright (2013), *Forecasting Inflation*, en G. Elliott y A. Timmermann (editores), *Handbook of Economic Forecasting*, Volume 2A, Elsevier, Holanda.
40. Fischer, S. (1977), "Wage Indexation and Macroeconomic Stability," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* **5**: 107-148.
41. Fischer, S. (1985), *Contracts, Credibility, and Disinflation*, en J.W. Neville y V. Argy (editores), *Inflation and Unemployment*, George Allen and Unwin, Londres, Reino Unido.
42. Fornero, J. y A. Naudon (2016), "Proyección de la Inflación en Chile: Una Visión Sectorial," *Economía Chilena* **19**(1): 4-19.
43. Fritzer, F., G. Moser, y J. Scharler (2002), "*Forecasting Austria HICP and its Components using VAR and ARIMA Models*," Documento de Trabajo 73, Banco Nacional de Austria.
44. Fuentes, R., F. Gredig, y M. Larraín (2008), "La Brecha de Producto en Chile: Medición y Evaluación," *Economía Chilena* **11**(2): 7-30.
45. Fuhrer, J.C. (2010), *Inflation Persistence*, en B.M. Friedman y M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics*, Volume 3A, Elsevier, Holanda.
46. Fuhrer, J.C., G.P. Olivei, y G.M.B. Tootell (2012), "Inflation Dynamics when Inflation is Near Zero," *Journal of Money, Credit, and Banking* **44**(1): 703-708.
47. Galí, J. y M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics* **44**(2): 195-222.

48. Galí, J., M. Gertler, y J.D. López-Salido (2001), "European Inflation Dynamics," *European Economic Review* **45**(7): 1237-1270.
49. Galí, J., M. Gertler, y J.D. López-Salido (2005), "Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Monetary Economics* **52**(6): 1107-1118.
50. Galí, J. y T. Monacelli (2005), "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy," *Review of Economics Studies* **72**: 707-734.
51. Giacomini, R. y H. White (2006), "Tests of Conditional Predictive Ability," *Econometrica* **74**(6): 1545-1578.
52. Goodfriend, M. (2008), "The Case for Price Stability with a Flexible Exchange Rate in the New Neoclassical Synthesis," *Cato Journal* **28**(2): 247-254.
53. Gupta, R. y A. Kabundi (2011), "A Large Factor Model for Forecasting Macroeconomic Variables in South Africa," *International Journal of Forecasting* **27**: 1076-1088.
54. Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, EEUU.
55. Hansen, L.P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* **50**(4): 1029-1054.
56. Hargreaves, D., H. Kite, y B. Hodgetts (2006), "Modelling New Zealand Inflation in a Phillips Curve," *Reserve Bank of New Zealand: Bulletin* **69**(3).
57. Hendry, D.F. y K. Hubrich (2006), "Forecasting Aggregates by Disaggregates," Documento de Trabajo 589, Banco Central Europeo.
58. Hendry, D.F. y K. Hubrich (2010), "Combining Disaggregate Forecasts of Combining Disaggregate Information to Forecast and Aggregate," Documento de Trabajo 1155, Banco Central Europeo.
59. Hubrich, K. (2005), "Forecasting Euro Area Inflation: Does Aggregating Forecasts by HICP Component Improve Forecast Accuracy?" *International Journal of Forecasting* **21**: 119-136.
60. Ibarra, R. (2012), "Do Disaggregated CPI Data Improve the Accuracy of Inflation Forecasts?" *Economic Modelling* **29**: 1305-1313.
61. Instituto Nacional de Estadísticas (2013), "Documento Metodológico Índice de Precios al Consumidor (IPC) Base Anual 2013," disponible en <http://www.ine.cl>.
62. Jadresic, E. (2002), *The Macroeconomic Consequences of Wage Indexation Revisited*, en F. Lefort y K. Schmidt-Hebbel (editores), *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, Banco Central de Chile.
63. Jean-Baptiste, F. (2012), "Forecasting with the New Keynesian Phillips Curve: Evidence from Survey Data," *Economics Letters* **117**(3): 811-813.
64. King, R.G. y M.W. Watson (1994), "The Post-War US Phillips Curve: A Revisionist Econometric History," *Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy* **41**: 157-219.
65. Le Bihan, H. y F. Sédillot (1999), "Quatre indicateurs d'inflation sous-jacente: application et interpretation," Documento de Trabajo 69, Banco de Francia.
66. Lee, J. y C.R. Nelson (2007), "Shifting Endpoints in the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Monetary Economics* **47**: 613-652.
67. Lefort, F. y K. Schmidt-Hebbel (editores; 2002), *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, Banco Central de Chile.
68. Lindé, J. (2005), "Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach," *Journal of Monetary Economics* **52**(6): 1135-1149.
69. Lubik, T.A. y F. Schorfheide (2007), "Do Central Banks Responds to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation," *Journal of Monetary Economics* **54**: 1069-1087.
70. Lütkepohl, H. (2010), "Forecasting Non-Linear Aggregates and Aggregates with Time-Varying Weights," Documento de Trabajo 2010/11, Universidad del Instituto Europeo.
71. Marcellino, M., J.H. Stock, y M.W. Watson (2003), "Macroeconomic Forecasting in the Euro Area: Country Specific versus Area-Wide Information," *European Economic Review* **47**: 1-18.
72. Matheson, T.D. (2008), "Phillips Curve Forecasting in a Small Open Economy," *Economics Letters* **98**(2): 161-166.

73. Medel, C.A. (2015), "Inflation Dynamics and the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: The Case of Chile," *Monetaria* **III**(1): 25-69.
74. Medel, C.A. (2016), "Forecasting Chilean Inflation with the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: Globalisation, Combination, and Accuracy," Documento de Trabajo 791, Banco Central de Chile.
75. Ministerio de Educación (2016), "Reforma Educacional," disponible en <http://www.gratuidad.cl>.
76. Morandé, F. y M. Tejada (2009), *Sources of Uncertainty for Conducting Monetary Policy in Chile*, en K. Schmidt-Hebbel y C.E. Walsh (editores), *Monetary Policy under Uncertainty and Learning*, Banco Central de Chile.
77. Moser, G., F. Rumler, y J. Scharler (2007), "Forecasting Austrian Inflation," *Economic Modelling* **24**(3): 470-480.
78. Nadal de Simone, F. (2001), "Proyección de la Inflación en Chile," *Economía Chilena* **4**(3): 59-85.
79. Nason, J.M. y G.W. Smith (2008), "Identifying the New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Applied Econometrics* **23**(5): 525-551.
80. Naudon, A. y J. Vial (2016), "The Evolution of Inflation in Chile since 2000," BIS Papers 89, Bank of International Settlements.
81. Newey, W.K. y K.D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* **55**(3): 703-708.
82. Pagliacci, C. y Barráez, D. (2010). "A Markov-Switching Model of Inflation: Looking at the Future During Uncertain Times," *Análisis Económico* **XXV**(25): 25-46.
83. Paloviita, M. y D. Mayes (2005), "The Use of Real-Time Information in Phillips-Curve Relationships for the Euro Area," *The North American Journal of Economics and Finance* **16**(3): 415-434.
84. Peach, R., R. Rich, y A. Antoniadis (2004), "The Historical and Recent Behavior of Goods and Services Inflation," *Economic Policy Review* **10**(3): 18-31.
85. Peach, R., R. Rich, y M.H. Linder (2013), "The Parts are More Than the Whole: Separating Goods and Services to Predict Core Inflation," *Current Issues in Economics and Finance* **19**(7): 1-8.
86. Pedersen, M. (2010), "Una Nota Introductoria a la Encuesta de Expectativas Económicas," Estudio Económico Estadístico 82, Banco Central de Chile.
87. Pesaran, M.H. y J. Shin (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters* **58**(1): 17-29.
88. Pincheira, P. (2012), "Un Test Conjunto de Superioridad Predictiva para los Pronósticos de Inflación Chilena," *Economía Chilena* **15**(3): 4-39.
89. Pincheira, P. y C.A. Medel (2012), "Forecasting Inflation with a Simple and Accurate Benchmark: A Cross-Country Analysis," Documento de Trabajo 677, Banco Central de Chile.
90. Pincheira, P. y C.A. Medel (2015), "Forecasting Inflation with a Simple and Accurate Benchmark: The Case of the US and a Set of Inflation Targeting Countries," *Czech Journal of Economics and Finance* **65**(1): 2-29.
91. Pincheira, P. y H. Rubio (2015), "El Escaso Poder Predictivo de Simples Curvas de Phillips en Chile," *Revista de la CEPAL* **116**: 177-202.
92. Posch, J. y F. Rumler (2014), "Semi-Structural Forecasting of UK Inflation Based on the Hybrid New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Forecasting* **34**(2): 145-162.
93. Ravazzolo, F. y S. Vahey (2014), "Forecast Densities for Economic Aggregates from Disaggregate Ensembles," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* **18**(4): 367-381.
94. Reijer, A.H.J. y P.J.G. Vlaar (2003), "Forecasting Inflation: An Art as well as a Science!," mimeo, Banco de los Países Bajos.
95. Reis, R. y M.W. Watson (2010), "Relative Goods' Prices, Pure Inflation, and the Phillips Correlation," *American Economic Journal: Macroeconomics* **2**: 128-157.
96. Rudd, J. y K. Whelan (2005), "New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve," *Journal of Monetary Economics* **52**(6): 1167-1181.
97. Rudebusch, G.D. y L.E.O. Svensson (1999), *Policy Rules for Inflation Targeting*, en J.B. Taylor (editor), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, EEUU.

98. Simonsen, M.H. (1983), "Indexation: Current Theory and the Brazilian Experience," en R. Dornbusch y M.H. Simonsen (editores), *Inflation, Debt, and Indexation*, MIT Press, EEUU.
99. Staiger, D., J.H. Stock, y M.W. Watson (1997a), *How Prices are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?*, en C. Romer y D. Romer (editors), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press, EEUU.
100. Staiger D., J.H. Stock, y M.W. Watson (1997b), "The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy," *Journal of Economic Perspectives* **11**(1): 33-49.
101. Stella, A. y J.H. Stock (2015), *A State-Dependent Model for inflation Forecasting*, en S.J. Koopman y N. Shephard (editores), *Unobserved Components and Time Series Econometrics*, Oxford University Press, Reino Unido.
102. Stock, J.H. y M.W. Watson (1999), "Forecasting Inflation," *Journal of Monetary Economics* **44**(2): 293-335.
103. Stock, J.H. y M.W. Watson (2007), "Why has US Inflation become Harder to Forecast?" *Journal of Money, Credit, and Banking* **39**(1): 3-33.
104. Stock, J.H. y M.W. Watson (2015), "Core Inflation and Trend Inflation," NBER Working Paper 21282.
105. Svensson, L.E.O. (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets," *European Economic Review* **41**: 1111-1146.
106. Tallman, E.W. y S. Zaman (2016), "Forecasting Inflation: Phillips Curve Effects on Services Price Measures," Working Paper 15-19R, Banco de la Reserva Federal de Cleveland, EEUU.
107. West, K. (1996), "Asymptotic Inference About Predictive Ability," *Econometrica* **64**(5): 1067-1084.

Anexo I. Estimaciones desagregadas de servicios administrados e indexados y resto

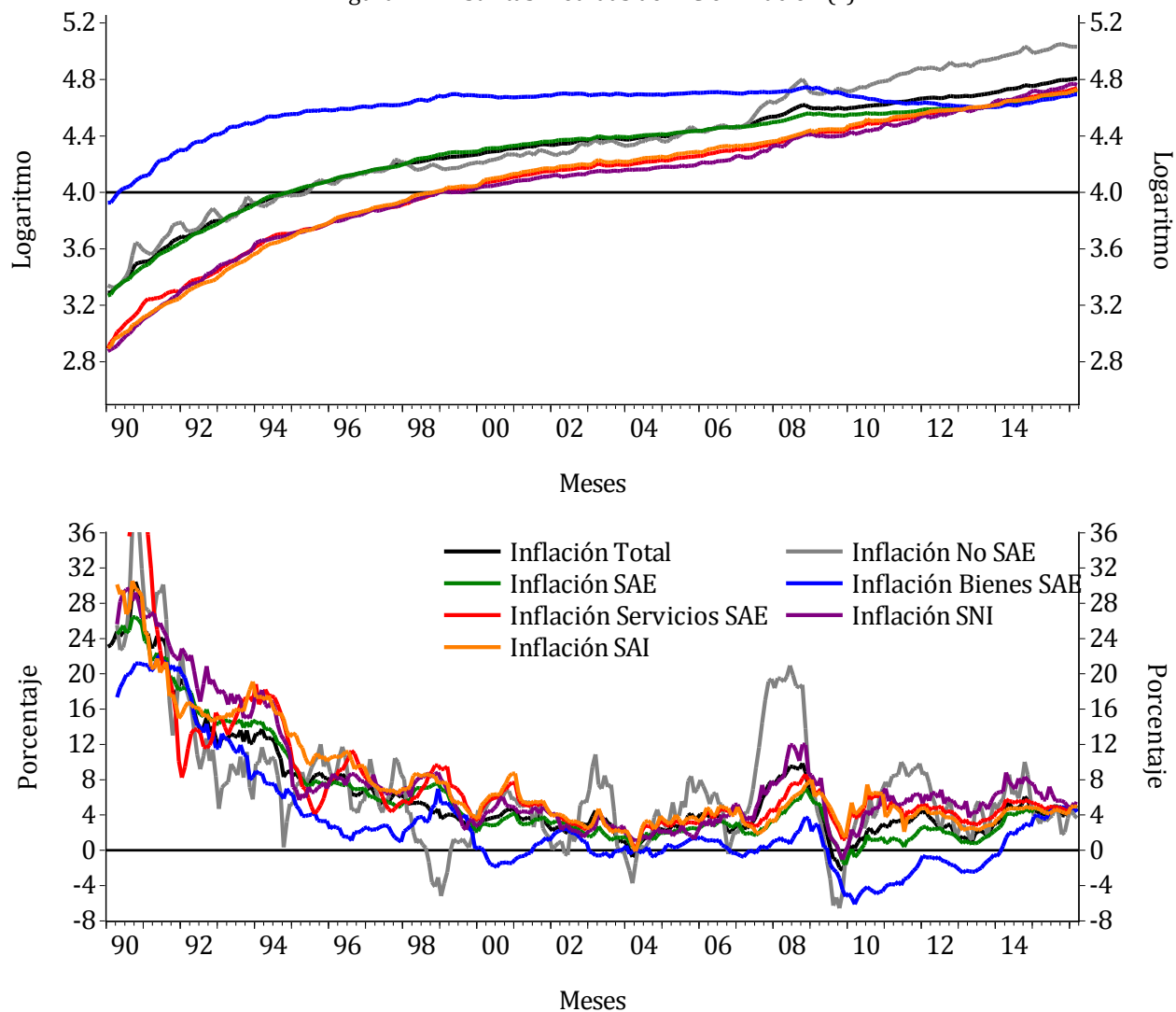
Las desagregaciones de la Tabla I.1 corresponden a la clasificación entre servicios administrados e indexados versus resto. A su vez, se reclasifican en distintos sectores por afinidad, lo que es analizado posteriormente en detalle en el Anexo II.

Tabla I.1: Desagregaciones Inflación de Servicios SAE por tipo administrado e indexado versus resto (*)

No.	Sector	Pond. IPC 2013
1	Precios Indexados y/o Administrados	31.74%
	Servicios de vivienda	6.53%
	ARRIENDO EFECTIVO	4.166
	SUMINISTRO DE AGUA Y ALCANTARILLADO	1.856
	SERVICIO DE RETIRO DE BASURA	0.135
	SERVICIOS RELACIONADOS A LA CIRCULACIÓN DEL VEHÍCULO	0.372
	Servicios personales	2.65%
	SERVICIOS DOMÉSTICOS	2.645
	Transportes	3.66%
	SERVICIOS DE TRANSPORTE DE PASAJEROS POR VÍAS URBANAS	1.886
	SERVICIOS DE TRANSPORTE COMBINADO DE PASAJEROS	1.295
	SEGUROS RELACIONADOS CON EL TRANSPORTE	0.481
	Comunicaciones	4.59%
	SERVICIOS DE TELECOMUNICACIONES	4.591
	Salud y Educación	11.89%
	SERVICIOS MÉDICOS	1.216
	SERVICIOS DENTALES	0.997
	SERVICIOS DE LABORATORIOS DE ANÁLISIS MÉDICOS, DE DIAGNOSTICO Y RADIOLOGICOS	0.616
	SERVICIOS DE OTROS PROFESIONALES DE LA SALUD	0.255
	SERVICIOS DE HOSPITALIZACIÓN	0.826
	SERVICIOS DE EDUCACIÓN PRE - ESCOLAR Y ENSEÑANZA BÁSICA	2.110
	SERVICIOS DE EDUCACIÓN DE LA ENSEÑANZA MEDIA	0.754
	SERVICIOS DE PRE UNIVERSITARIO	0.110
	SERVICIOS DE EDUCACIÓN SUPERIOR	5.011
	Servicios Financieros	2.42%
	GASTOS EN ADMINISTRACIÓN DE LOS SERVICIOS FINANCIEROS	2.421
2	Resto de Servicios SAE	12.68%
	Servicios de vivienda	3.50%
	SERVICIOS PARA LA CONSERVACIÓN Y REPARACIÓN DE LA VIVIENDA	0.975
	OTROS SERVICIOS RELACIONADOS CON LA VIVIENDA	0.109
	GASTOS DE COPROPIEDAD	0.952
	SERVICIOS DE MANTENCIÓN Y REPARACIÓN DEL AUTOMÓVIL	0.852
	SERVICIOS DE ESTACIONAMIENTO	0.215
	SERVICIOS DE TELEVISIÓN	0.394
	Servicios personales	2.01%
	SERVICIOS DE REPARACION DE CALZADO	0.076
	SERVICIO DE REPARACIÓN DE MUEBLES	0.041
	SERVICIOS DE REPARACIÓN DE LÍNEA BLANCA Y ELECTRODOMÉSTICOS	0.053
	SERVICIOS VETERINARIOS	0.106
	SERVICIOS PRESTADOS POR RECINTOS DE RECREACIÓN Y DEPORTIVOS	0.612
	CLASES DEPORTIVAS Y RECREATIVAS	0.189
	SERVICIOS PRESTADOS POR ESTABLECIMIENTOS CULTURALES	0.394
	SERVICIOS FOTOGRÁFICOS	0.024
	SERVICIOS DE ENSEÑANZA NO ATRIBUIBLE A NINGÚN NIVEL	0.106
	SERVICIOS DE PELUQUERÍA Y CUIDADO PERSONAL	0.406
	Transportes	1.11%
	SERVICIOS DE TRANSPORTE DE PASAJEROS POR CARRETERAS	0.591
	SERVICIOS DE TRANSPORTE DE PASAJEROS POR VÍA AÉREA	0.521
	Restaurantes y hoteles	5.21%
	ALIMENTOS Y BEBESTIBLES CONSUMIDOS FUERA DEL HOGAR	3.133
	ALIMENTOS PREPARADOS PARA LLEVAR	0.820
	JUEGOS DE AZAR	0.047
	SERVICIOS DE VIAJES CON TODO INCLUIDO	0.787
	SERVICIOS DE ALOJAMIENTO	0.421
	Otros	0.86%
	OTROS SERVICIOS	0.859

(*) Fuente: Elaboración propia en base a INE.

Figura I.1: Distintas medidas de IPC e Inflación (*)



(*) Muestra: 1990.1-2016.3. Fuente: Elaboración propia en base a INE.

Tabla I.2: Estimaciones “Inflación Servicios Administrados e Indexados (SAI)” (†)						
Inflación SAI	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	SAI-Ec. 1	SAI-Ec. 2	SAI-Ec. 3	SAI-Ec. 4	SAI-Ec. 5	SAI-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Inflación SAI	Inflación SAI	Inflación SAI	Inflación SAI	Inflación SAI	Inflación SAI
Rezago	0.828*** [20.307]	0.824*** [20.608]	0.831*** [20.345]	0.839*** [22.009]	0.876*** [20.789]	0.827*** [20.389]
EEE: Infl. (t+11)	0.317*** [5.204]	0.263*** [4.328]	- -	- -	- -	0.287*** [4.312]
EEE: Infl. (t+23)	-	-	0.961*** [4.349]	-	0.688*** [3.746]	-
EEE: Infl. (11,23)	-	-	-	0.483*** [5.423]	-	-
Brecha (t-1)	-0.009 [-0.356]	-	-	-	-	-
TCR	-	-	0.019*** [2.142]	-	-	-
TCR (t-1)	0.003 [0.354]	-	-	-	-	-
TCR (t-4)	-	-	-	-	-0.011*** [-1.942]	-
TCR (t-6)	-	-0.016*** [-2.662]	-	-	-	-0.022*** [-3.673]
Reajustes Sec. Pub. (t-4)	-	0.047*** [1.767]	-	-	-	-
Tasa Prime (t-8)	-	-	-0.055** [-1.622]	-	-	-
EEE: PIB (T)	-	-	-	-	-	-0.053*** [-1.796]
Constante	-0.310** [-1.453]	-0.390*** [-1.909]	-1.965*** [-3.072]	-0.851*** [-2.785]	-1.595*** [-2.924]	0.016 [0.058]
Observaciones:	175	175	146	175	175	175
R-cuadrado:	0.811	0.822	0.804	0.809	0.805	0.821
Estadístico F:	182.03	195.84	144.44	364.83	235.69	194.47
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h=1	0.442	0.438	0.440	0.445	0.439	0.435
h=6	0.453	0.449	0.448	0.452	0.443	0.443
h=12	0.308	0.311	0.290	0.299	0.277	0.291
h=24	0.278	0.310	0.280	0.275	0.261	0.284

(†) Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.).

Muestra: 2001.9-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

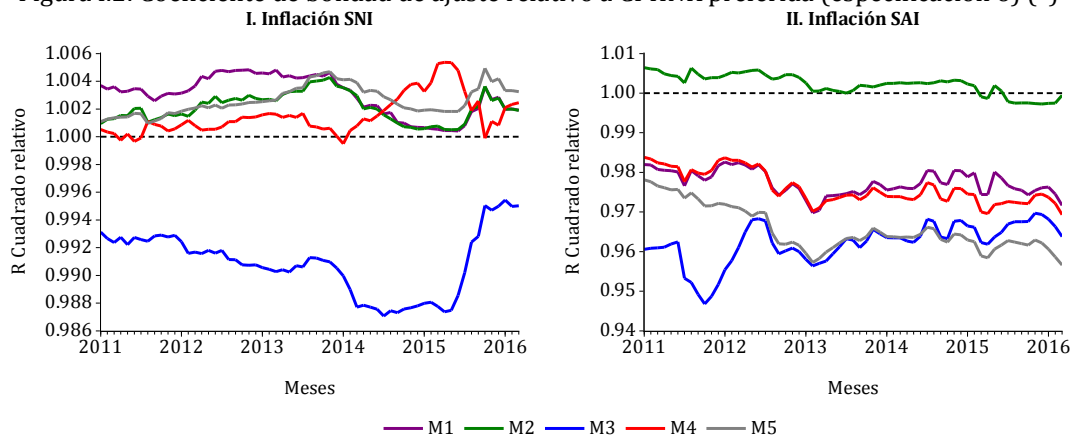
Tabla I.3: Estimaciones “Inflación Servicios No Indexados (SNI)” (†)

Inflación SNI	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	SAE-Ec. 1	SAE-Ec. 2	SAE-Ec. 3	SAE-Ec. 4	SAE-Ec. 5	SAE-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Inflación SAE	Inflación SAE	Inflación SAE	Inflación SAE	Inflación SAE	Inflación SAE
Rezago	0.840*** [27.057]	0.805*** [22.679]	0.884*** [28.776]	0.896*** [24.732]	0.837*** [24.928]	0.871*** [28.439]
EEE: Infl. (t+11)	0.533*** [3.832]	0.488*** [3.509]	-	0.455*** [2.677]	0.454*** [3.466]	-
EEE: Infl. (t+23)	-	-	0.673** [1.596]	-	-	-
EEE: Infl. (11,23)	-	-	-	-	-	0.667*** [2.941]
Brecha	0.117*** [3.390]	0.145*** [3.962]	0.132*** [3.057]	-	0.118*** [3.381]	0.105*** [3.255]
TCR	0.026*** [2.546]	0.026*** [3.098]	0.018*** [1.905]	-	0.020*** [2.203]	-
TCR (t-2)	-	-	-	-0.014** [-1.629]	-	-
IReM (t-2)	0.084*** [1.889]	-	-	-	-	-
Reajustes Sec. Pub.	-	0.062*** [1.792]	-	-	-	-
Constante	-1.110*** [-2.797]	-0.983*** [-2.670]	-1.500* [-1.230]	-0.918*** [-2.055]	-0.652*** [-1.872]	-1.438*** [-2.325]
Observaciones:	175	175	175	175	175	175
R-cuadrado:	0.915	0.915	0.908	0.907	0.913	0.910
Estadístico F:	363.67	363.12	420.57	554.05	447.33	575.57
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h=1	0.740	0.735	0.740	0.728	0.734	0.732
h=6	0.738	0.752	0.737	0.725	0.745	0.732
h=12	0.758	0.780	0.758	0.747	0.770	0.751
h=24	0.747	0.782	0.744	0.736	0.764	0.749

(†) Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.).

Muestra: 2001.9-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

Figura I.2: Coeficiente de bondad de ajuste relativo a CPHNK preferida (especificación 6) (*)



(*) Un valor mayor a uno es indicativo de un mejor ajuste del modelo alternativo por sobre el preferido. Estimación con ventanas rodantes. Muestra: 2010.10-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

Tabla I.4: Estimaciones “Inflación Servicios Administrados e Indexados (SAI)”: rezago de la inflación total (†)

Inflación SAI	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	SAI-Ec. 1	SAI-Ec. 2	SAI-Ec. 3	SAI-Ec. 4	SAI-Ec. 5	SAI-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Inflación SAI	Inflación SAI	Inflación SAI	Inflación SAI	Inflación SAI	Inflación SAI
Rezago Infl.	0.350*** [3.243]	0.216*** [1.813]	0.287*** [3.183]	0.227*** [1.780]	0.283*** [3.165]	0.236*** [2.130]
EEE: Infl (t+11)	- [1.091]	0.497** [1.435]	- [1.524]	- [1.678]	- [1.711]	0.527*** [1.673]
EEE: Infl (t+11)(t-1)	0.382* [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]
EEE: Infl. (t+23)	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	1.213*** [1.711]	- [1.091]
EEE: Infl. (t+23)(t-1)	- [1.091]	- [1.091]	1.293** [1.524]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]
EEE: Infl (11,23)(t-1)	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	1.008*** [1.678]	- [1.091]	- [1.091]
Brecha (t-1)	-0.253*** [-3.381]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]
TCR	- [1.091]	- [1.091]	0.049*** [2.405]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]
TCR (t-2)	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	0.022 [0.993]	- [1.091]
TCR (t-3)	- [1.091]	0.026** [1.406]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]
TCR (t-6)	-0.036*** [-1.963]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	-0.038*** [-2.003]
Reajustes Sec. Pub. (t-4)	- [1.091]	0.225*** [3.593]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]
Tasa Prime (t-7)	- [1.091]	- [1.091]	-0.151 [-0.940]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]
EEE: PIB (T)	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	- [1.091]	-0.236*** [-2.473]	- [1.091]
Constante	1.614*** [1.988]	0.332 [0.386]	-0.153 [-0.066]	0.100 [0.066]	-0.682 [-0.338]	2.497*** [2.842]
Observaciones:	174	175	147	174	175	175
R-cuadrado:	0.442	0.442	0.393	0.346	0.337	0.395
Estadístico F:	33.485	33.612	22.958	45.264	28.98	27.734
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h=1	0.662	0.672	0.727	0.759	0.712	0.671
h=6	0.642	0.578	0.744	0.702	0.706	0.675
h=12	0.588	0.527	0.659	0.645	0.645	0.641
h=24	0.556	0.452	0.759	0.624	0.572	0.522

 (†) Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.).

Muestra: 2001.9-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

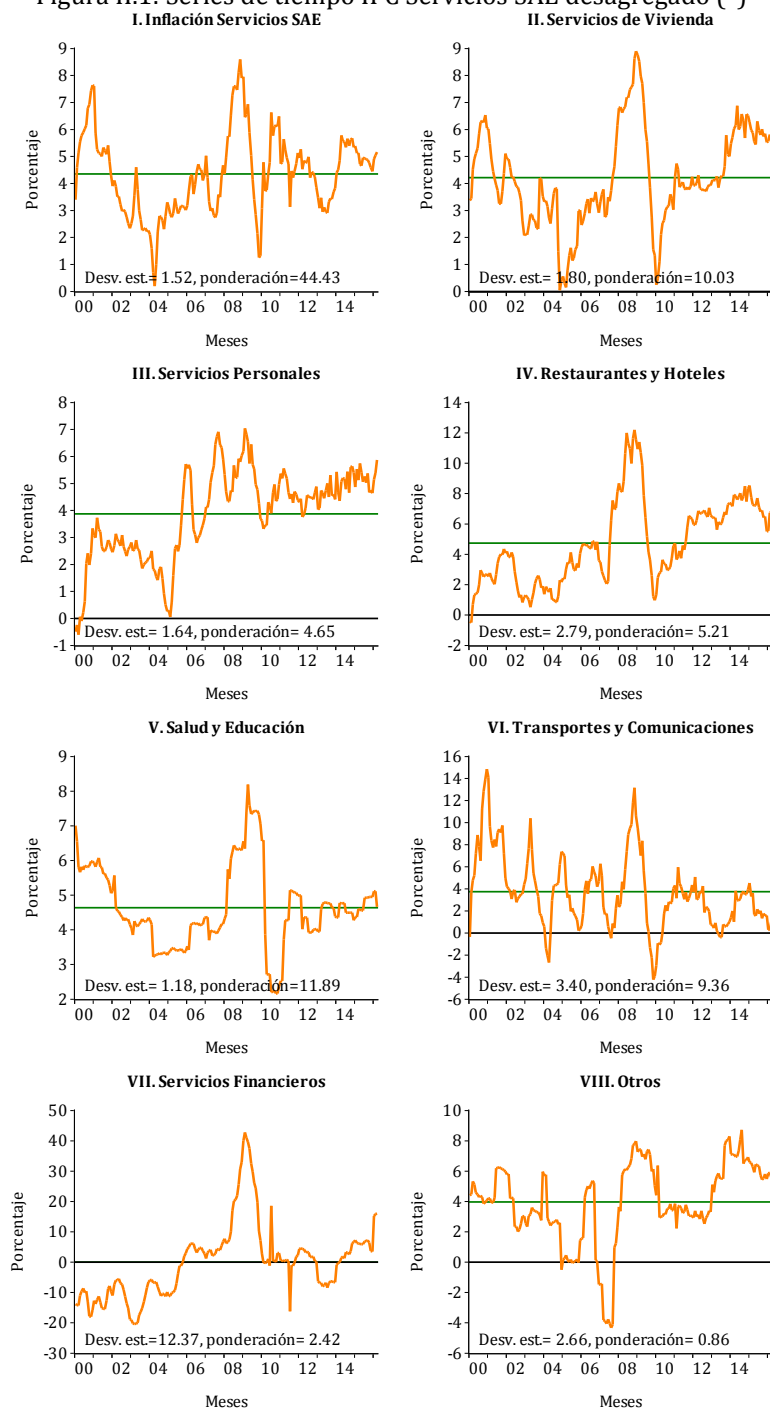
Anexo II. Estimaciones desagregadas de servicios agrupados por afinidad

Tabla II.1: Desagregaciones Inflación de Servicios SAE (*)

No.	Sector	Pond. IPC 2013
1	Servicios de vivienda	10.03%
	ARRIENDO EFECTIVO	4.166
	SERVICIOS PARA LA CONSERVACIÓN Y REPARACIÓN DE LA VIVIENDA	0.975
	SUMINISTRO DE AGUA Y ALCANTARILLADO	1.856
	SERVICIO DE RETIRO DE BASURA	0.135
	OTROS SERVICIOS RELACIONADOS CON LA VIVIENDA	0.109
	GASTOS DE COPROPIEDAD	0.952
	SERVICIOS DE MANTENCIÓN Y REPARACIÓN DEL AUTOMÓVIL	0.852
	SERVICIOS DE ESTACIONAMIENTO	0.215
	SERVICIOS RELACIONADOS A LA CIRCULACIÓN DEL VEHÍCULO	0.372
	SERVICIOS DE TELEVISIÓN	0.394
2	Servicios personales	4.65%
	SERVICIOS DE REPARACION DE CALZADO	0.076
	SERVICIO DE REPARACIÓN DE MUEBLES	0.041
	SERVICIOS DE REPARACIÓN DE LÍNEA BLANCA Y ELECTRODOMÉSTICOS	0.053
	SERVICIOS DOMÉSTICOS	2.645
	SERVICIOS VETERINARIOS	0.106
	SERVICIOS PRESTADOS POR RECINTOS DE RECREACIÓN Y DEPORTIVOS	0.612
	CLASES DEPORTIVAS Y RECREATIVAS	0.189
	SERVICIOS PRESTADOS POR ESTABLECIMIENTOS CULTURALES	0.394
	SERVICIOS FOTOGRÁFICOS	0.024
	SERVICIOS DE ENSEÑANZA NO ATRIBUIBLE A NINGÚN NIVEL	0.106
	SERVICIOS DE PELUQUERÍA Y CUIDADO PERSONAL	0.406
3	Restaurantes y hoteles	5.21%
	ALIMENTOS Y BEBESTIBLES CONSUMIDOS FUERA DEL HOGAR	3.133
	ALIMENTOS PREPARADOS PARA LLEVAR	0.820
	JUEGOS DE AZAR	0.047
	SERVICIOS DE VIAJES CON TODO INCLUIDO	0.787
	SERVICIOS DE ALOJAMIENTO	0.421
4	Salud y Educación	11.89%
	SERVICIOS MÉDICOS	1.216
	SERVICIOS DENTALES	0.997
	SERVICIOS DE LABORATORIOS DE ANÁLISIS MÉDICOS, DE DIAGNOSTICO Y RADIOLÓGICOS	0.616
	SERVICIOS DE OTROS PROFESIONALES DE LA SALUD	0.255
	SERVICIOS DE HOSPITALIZACIÓN	0.826
	SERVICIOS DE EDUCACIÓN PRE - ESCOLAR Y ENSEÑANZA BÁSICA	2.110
	SERVICIOS DE EDUCACIÓN DE LA ENSEÑANZA MEDIA	0.754
	SERVICIOS DE PRE UNIVERSITARIO	0.110
	SERVICIOS DE EDUCACIÓN SUPERIOR	5.011
5	Transportes y Comunicaciones	9.36%
	SERVICIOS DE TRANSPORTE DE PASAJEROS POR VÍAS URBANAS	1.886
	SERVICIOS DE TRANSPORTE DE PASAJEROS POR CARRETERAS	0.591
	SERVICIOS DE TRANSPORTE DE PASAJEROS POR VÍA AÉREA	0.521
	SERVICIOS DE TRANSPORTE COMBINADO DE PASAJEROS	1.295
	SERVICIOS DE TELECOMUNICACIONES	4.591
	SEGUROS RELACIONADOS CON EL TRANSPORTE	0.481
6	Servicios Financieros	2.42%
	GASTOS EN ADMINISTRACIÓN DE LOS SERVICIOS FINANCIEROS	2.421
7	Otros	0.86%
	OTROS SERVICIOS	0.859

(*) Fuente: Elaboración propia en base a INE.

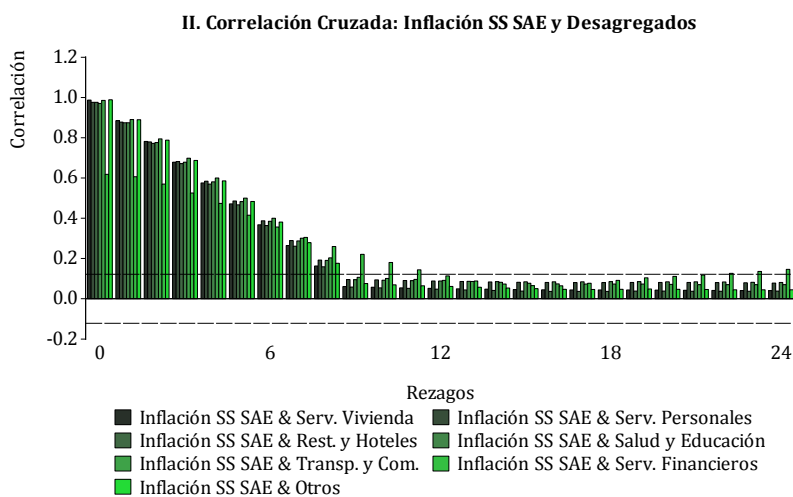
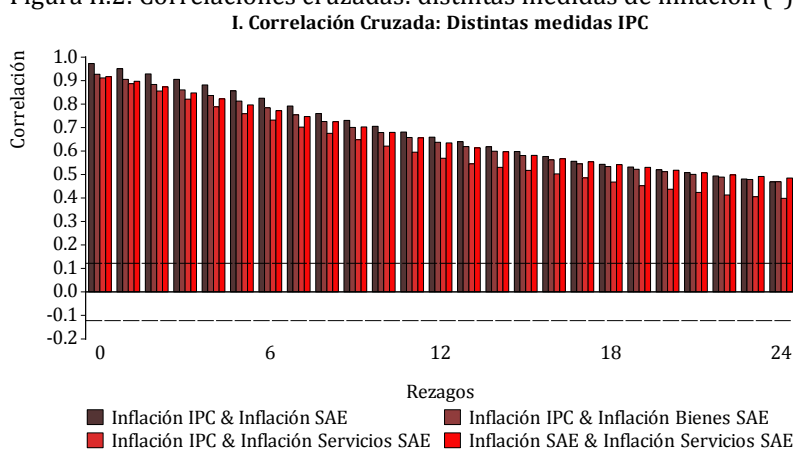
Figura II.1: Series de tiempo IPC Servicios SAE desagregado (*)



(*) Muestra: 2000.1-2016.3. Línea horizontal=promedio.

Fuente: Elaboración propia en base a INE.

Figura II.2: Correlaciones cruzadas: distintas medidas de inflación (*)



(*) Muestra: 1990.1-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

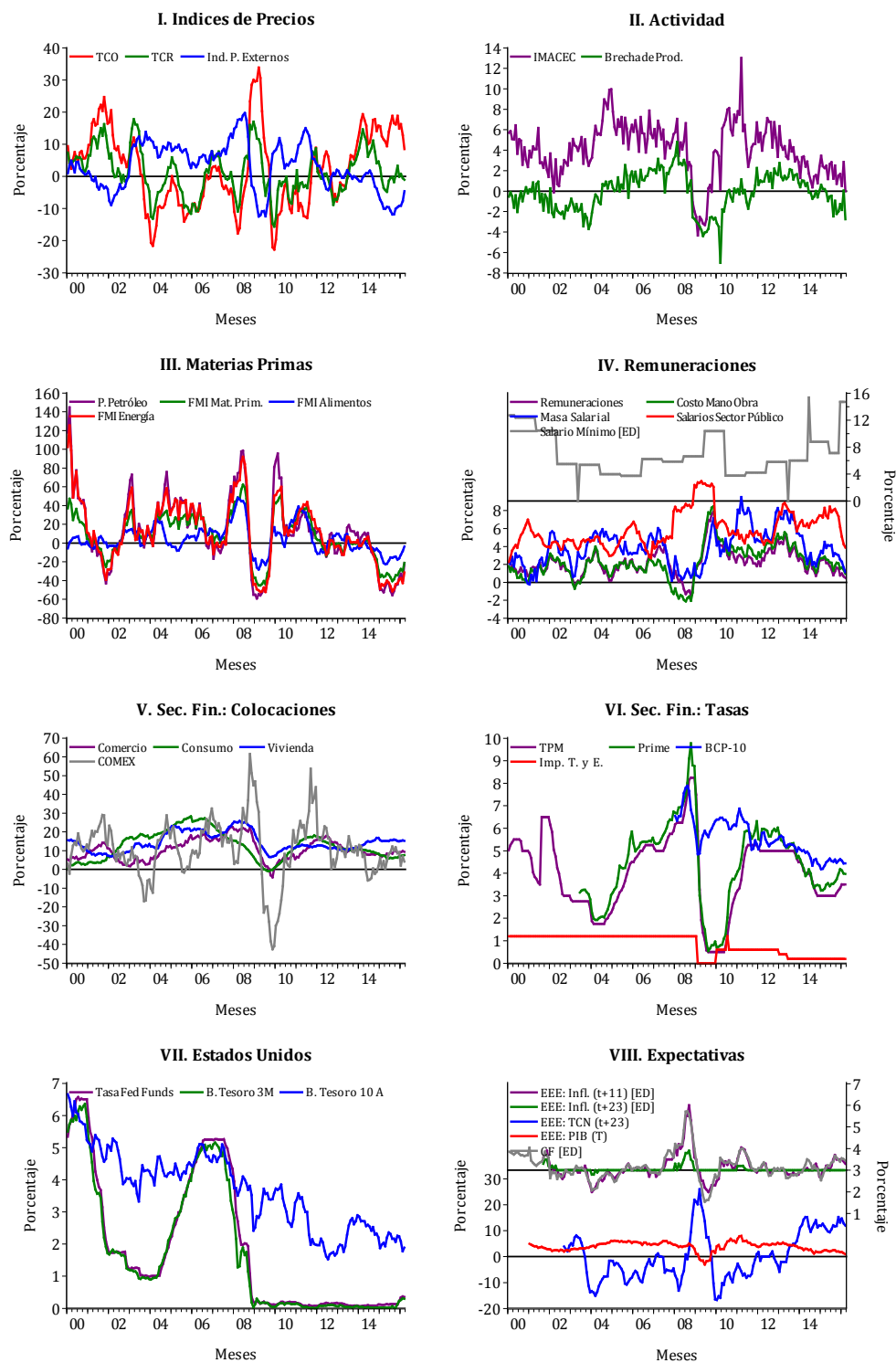
Tabla II.2: Matriz de correlaciones (*)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
[1] Infl. Total	1.00	0.80	0.51	0.68	0.63	0.35	0.65	0.19	0.52	0.31	0.16	0.33
[2] Infl. SAE	0.80	1.00	0.80	0.70	0.74	0.28	0.61	0.36	0.57	0.40	0.36	0.07
[3] Infl. BS SAE	0.51	0.80	1.00	0.15	0.45	0.14	0.39	0.17	0.18	0.23	0.20	0.00
[4] Infl. SS SAE	0.68	0.70	0.15	1.00	0.70	0.33	0.56	0.37	0.67	0.42	0.41	0.04
[5] Serv. Vivienda	0.63	0.74	0.45	0.70	1.00	0.49	0.72	0.50	0.36	0.51	0.58	0.01
[6] Serv. Personales	0.35	0.28	0.14	0.33	0.49	1.00	0.72	0.11	-0.19	0.70	0.17	0.13
[7] Restaurantes y Hoteles	0.65	0.61	0.39	0.56	0.72	0.72	1.00	0.26	0.10	0.69	0.44	0.23
[8] Salud y Educación	0.19	0.36	0.17	0.37	0.50	0.11	0.26	1.00	0.28	0.37	0.52	-0.33
[9] Transportes y Comunicaciones	0.52	0.57	0.18	0.67	0.36	-0.19	0.10	0.28	1.00	-0.06	0.13	0.00
[10] Serv. Financieros	0.31	0.40	0.23	0.42	0.51	0.70	0.69	0.37	-0.06	1.00	0.28	-0.11
[11] Otros	0.16	0.36	0.20	0.41	0.58	0.17	0.44	0.52	0.13	0.28	1.00	-0.32
[12] Brecha de Producto	0.33	0.07	0.00	0.04	0.01	0.13	0.23	-0.33	0.00	-0.11	-0.32	1.00

(*) Muestra total: 2000.1-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

A. Covariantes

Figura II.A.1: Variables fundamentales utilizadas en las estimaciones (*)



(*) Muestra: 2000.1-2016.3. Fuentes: BCCh, CF, FMI, e INE.

B. Modelos desagregados por afinidad

Como se señala arriba, las estimaciones para las siete desagregaciones de Servicios SAE consisten en el ajuste de la CPHNK base, aumentada con los covariantes de la Figura II.A.³⁷ Los criterios de búsqueda de especificaciones plausibles—totalizando seis para cada índice—se basan en el método *general a específico* considerando inicialmente al menos una serie de cada uno de los grupos de covariantes. Posteriormente, al eliminar las variables no significativas a un nivel máximo de confianza de 15%, la regresión se reestima en la búsqueda de un sentido económico utilizando la vecindad de rezagos primero de los covariantes y después de las variables base de la CPHNK. Una vez obtenida la primera CPHNK posible, las siguientes corresponden a variaciones con covariantes dentro del mismo grupo con el propósito de, después de acumular cinco CPHNK posibles, encontrar aquella que cumpla con los criterios estadísticos y económicos de significancia, y tamaño o signo. Algunos elementos finales una vez obtenidas las seis especificaciones es su diagnóstico sobre bondad de ajuste y (fuera de muestra) la RECM para los horizontes analizados. Si bien se computa la RECM para todas las ecuaciones y horizontes, la CPHNK preferida para proyectar siempre corresponde a la ecuación (6); es decir, es la utilizada para conformar la proyección agregada. Finalmente, y al constituir modelos predictivos, también es deseable que el modelo sea parsimonioso—esto es, el menor número de coeficientes sin sacrificar bondad de ajuste.

Las estimaciones (y para comodidad en la exposición) se presentan en las Tablas II.B.1-7. En la Figura II.B.1, sin embargo, se sintetiza el diagnóstico de cada CPHNK al comparar el coeficiente R^2 de cada uno de los primeros cinco modelos con el preferido. Un valor mayor a uno es indicativo de un mejor ajuste del modelo alternativo por sobre el preferido. Esta estimación a su vez evalúa la estabilidad en el tiempo mediante estimaciones en ventanas rodantes para la muestra 2010.10-2016.3.

Servicios de Vivienda (Tabla II.B.1). El panel I de la Figura II.B.1 devela tres tipos de modelos, dos de los cuales poseen un mejor ajuste que la CPHNK 6. En particular, la especificación (4) que incluye el Índice de Remuneraciones (*IRem*) no mejora el ajuste respecto al caso que lo excluye. Un segundo modelo, la especificación (5), cuyo covariante distintivo es el Salario Mínimo, mejora el ajuste creciente en el tiempo, aunque sólo marginalmente. De esta forma se encuentra que las especificaciones (1-3) explican mejor, especialmente desde 2012, la dinámica de este desagregado, teniendo como variable explicativa común las Colocaciones Totales. Las expectativas de crecimiento a un año (*EEE: PIB (T)*) ayudan a explicar la dinámica específicamente durante el año 2012, para luego parecer no jugar un rol relevante. La CPHNK preferida además posee la mejor capacidad predictiva que los restantes modelos.

Servicios Personales (Tabla II.B.2). El panel II de la Figura II.B.1 indica que la CPHNK preferida posee una buena capacidad explicativa del agregado en la mayoría muestra, sobrepasado al final de la muestra por las especificaciones (1) y (3) basadas en la Tasa Prime, Índice de Costo de Mano de Obra (*Ind. Costo M.O.*), y el Salario Mínimo. Se advierten dos especificaciones que pierden notablemente el ajuste relativo a la especificación (6). Estos son los modelos (2) y (5), los cuales no permiten extraer la información conjunta de las expectativas de inflación a 23 meses, de la Masa Salarial, el Índice de Costo de Mano de Obra, y del TCR eficientemente. La capacidad predictiva de los modelos es similar, en gran medida porque hasta 2015 el ajuste dentro de muestra es también similar.

Restaurantes y Hoteles (Tabla II.B.3). Para este desagregado existen múltiples opciones que se asoman como superiores respecto a la CPHNK preferida, según se observa en el panel III de la Figura II.B.1. Sólo la

³⁷ La serie de tiempo de estos siete sectores se presenta en la Figura II.1, mientras que la correlación entre ellos y algunos covariantes base en la Tabla II.2. La Figura II.2, por su parte, da cuenta de la correlación cruzada entre los subsectores con su agregado, describiendo un comportamiento distinto por separado que en el agregado.

especificación (3), basada en una medida de Brecha de Inflación³⁸, presenta un ajuste similar al de la especificación (6). Es particularmente relevante el ajuste superior de la especificación (2), la que se basa en el Índice de Precios de Alimentos del FMI (*FMI Ind. Alimentos*) y la Masa Salarial. Sin embargo, y excluyendo la Brecha de Inflación y Masa Salarial, la especificación (6) presenta el mejor rendimiento predictivo para cada uno de los horizontes considerados. Interesantemente, la especificación (5), levemente superada en términos predictivos, mejora el ajuste dentro de muestra notablemente al incluir la Tasa de Política Monetaria (*TPM*) como variable explicativa.

Salud y Educación (Tabla II.B.4). El panel IV de la Figura II.B.1 indica que solo la especificación (3) presenta un ajuste inferior que aquél obtenido con (6). Para el resto de los modelos, las ganancias de ajuste relativas alcanzan un modesto 1%. La mejor especificación en términos predictivos es la (5). Sin embargo, al tratar servicios de característica no transable, y que dicha especificación se basa en el TCR, se opta por una más parsimoniosa que sustituye al TCR y la Tasa Prime por la brecha de producto. Un análisis posterior de este desagregado se realiza en el contexto de precios administrados e indexados. En esa línea, se destaca que resultan significativos los Reajustes del Sector Público; una serie con una baja frecuencia de cambios (ver Figura II.A.1, panel IV).

Transportes y Comunicaciones (Tabla II.B.5). En este caso, el panel V de la Figura II.B.1 indica que los modelos presentan un ajuste relativamente similar, excepto la especificación (2) que excluye una medida del Premio por Plazo (*P. Plazo: Chile*) a pesar de compartir los restantes covariantes con las otras especificaciones. Cabe señalar que al final de la muestra esta especificación converge al ajuste del modelo preferido, proveyendo resultados robustos en conjunto. Interesantemente, el modelo posee una capacidad predictiva por sobre sus competidores debido a su parsimonia. Sin embargo, escoger esta especificación es implausible debido a que las restantes disponibles son por un largo periodo mejores en capacidad explicativa.

Servicios Financieros (Tabla II.B.6). El panel VI de la Figura II.B.1 sugiere cierta convergencia hacia el ajuste provisto por el modelo preferido. Se identifican dos grupos compuestos por las especificaciones (2) y (5) y los restantes (1), (3), y (4), aunque no se identifique un discriminador claro entre ambos grupos. Todos los modelos incluyen la tasa del Impuesto de Timbres y Estampillas (*Impuesto TyE*) el que resulta ser significativo en todos los modelos. No todas las estimaciones resultan congruentes con lo esperado por la teoría, por lo que el modelo preferido obedece más a un criterio económico. Como se verá más adelante, este sector es el que más contribuye al error de proyección de Servicios SAE, debido particularmente a un número indeseado de valores atípicos originados presumiblemente por cambios regulatorios a la industria.

Otros (Tabla II.B.7). Para este sector, el panel VII de la Figura II.B.1 revela la existencia de dos grupos de modelos, en uno de los cuales la especificación (6) resulta prácticamente indistinguible de las restantes de su grupo. Un segundo grupo está conformado notoriamente por las especificaciones (1) y (3), las que se basan en variables de diferentes grupos de covariantes que no resultan significativas. El modelo (6) es el de mayor parsimonia y su capacidad predictiva no está alejada de los mejores modelos predictivos.

³⁸ La Brecha de Inflación (*Brecha Infl. (t+j)*) corresponde a la diferencia entre la inflación esperada *j* meses adelante y la variación anual de la canasta de precios de materias primas del FMI.

Tabla II.B.1: Estimaciones “Servicios de Vivienda” (†)

Servicios de Vivienda	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	Agr. 1-Ec. 1	Agr. 1-Ec. 2	Agr. 1-Ec. 3	Agr. 1-Ec. 4	Agr. 1-Ec. 5	Agr. 1-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Agr. 1	Agr. 1	Agr. 1	Agr. 1	Agr. 1	Agr. 1
Rezago	0.919*** [27.138]	0.926*** [45.420]	0.922*** [46.612]	0.923*** [47.343]	0.902*** [48.864]	0.918*** [44.273]
EEE: Infl (t+11)	0.240*** [2.248]	0.254*** [3.198]	0.221*** [2.510]	0.296*** [4.161]	0.225*** [3.061]	0.284*** [3.681]
Brecha	0.021 [0.750]	0.003 [0.148]	0.029* [1.160]	0.038*** [1.842]	0.068*** [2.831] (6)	0.040*** [1.784]
TCR	0.009*** [1.896]	0.016*** [3.576] (2)	0.009*** [1.896]	0.014*** [3.361] (2)	0.007*** [1.833] (1)	0.011*** [2.766] (2)
Brecha Infl. (t+11)	0.000 [-0.414]	- -	- -	- -	- -	- -
Salario Mínimo	-0.002 [-0.107]	- -	0.020** [1.446] (6)	- -	0.022*** [1.856] (6)	- -
IRem	- -	0.070*** [1.908] (4)	- -	0.039* [1.264] (5)	- -	- -
Coloc. Totales	0.007 [0.602]	0.020** [1.344]	0.010 [0.701]	- -	- -	- -
EEE: PIB (T)	-0.005 [-0.111]	- -	- -	- -	- -	- -
Constante	-0.510*** [-1.820]	-0.880*** [-3.202]	-0.599*** [-2.576]	-0.690*** [-2.818]	-0.420*** [-1.824]	-0.538*** [-2.392]
Observaciones:	111	111	111	111	111	111
R-cuadrado:	0.953	0.952	0.953	0.950	0.952	0.942
Estadístico F:	260.078	414.767	257.899	277.518	414.212	343.951
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h =1	0.381	0.383	0.384	0.383	0.397	0.382
h =6	0.389	0.389	0.388	0.378	0.395	0.377
h =12	0.422	0.416	0.415	0.400	0.410	0.400
h =24	0.484	0.471	0.476	0.449	0.455	0.450

(†) Brecha Infl. (t+j) corresponde a la diferencia entre la inflación esperada j meses adelante y la variación anual de la canasta de precios de materias primas del FMI (IMF: *Commodity Price Index*). Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.). Muestra: 2001.9-2016.3.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla II.B.2: Estimaciones “Servicios Personales” (†)

Servicios Personales	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	Agr. 2-Ec. 1	Agr. 2-Ec. 2	Agr. 2-Ec. 3	Agr. 2-Ec. 4	Agr. 2-Ec. 5	Agr. 2-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Agr. 2	Agr. 2	Agr. 2	Agr. 2	Agr. 2	Agr. 2
Rezago	0.877*** [19.532]	0.890*** [28.841]	0.879*** [27.297]	0.918*** [35.983]	0.920*** [34.178]	0.913*** [25.575]
EEE: Infl (t+11)	0.178*** [1.766]	0.163*** [2.050]	-	0.170*** [2.345]	0.273*** [2.296]	0.105*** [1.865]
EEE: Infl. (t+23)	-	-	-	-	-0.783*** [-2.317]	-
Brecha	0.021 [0.875]	0.069*** [2.616] (5)	-	0.039** [1.597] (5)	0.038** [1.615] (5)	0.031** [1.520] (4)
TCR	0.010** [1.467]	-	0.007* [1.156] (2)	-	0.007** [1.420] (6)	-
Ind. Costo M.O.	0.118*** [2.356]	0.090*** [2.475]	-	-	-	-
Salario Mínimo	-	-	0.065*** [3.005] (4)	-	-	-
Masa Salarial	-0.085*** [-2.407]	-0.068*** [-2.519]	-	-	-	-
IRem (t-1)	-	-	-	0.078*** [1.934]	-	-
IRem (t-4)	-	-	-	-0.045** [-1.506]	-	-
Coloc. Consumo	0.004 [0.289]	-	-	-	-	-
Tasa Prime	0.052** [1.520]	-	0.086*** [4.037] (1)	-	-	-
EEE: TCN (t+23)	-	-	-	-	-	0.008*** [1.847]
Constante	-0.222 [-0.458]	0.029 [0.105]	-0.225* [-1.079]	-0.247 [-0.921]	1.876*** [2.455]	0.056 [0.277]
Observaciones:	111	111	111	111	111	111
R-cuadrado:	0.942	0.940	0.940	0.938	0.941	0.941
Estadístico F:	180.683	232.458	326.337	318.536	334.99	421.964
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h=1	0.416	0.417	0.408	0.411	0.412	0.416
h=6	0.416	0.426	0.417	0.424	0.421	0.421
h=12	0.439	0.441	0.440	0.442	0.441	0.443
h=24	0.490	0.488	0.491	0.490	0.492	0.492

(†) Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.). Muestra: 2001.9-2016.3.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla II.B.3: Estimaciones “Restaurantes y Hoteles” (†)

Restaurantes y Hoteles	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	Agr. 3-Ec. 1	Agr. 3-Ec. 2	Agr. 3-Ec. 3	Agr. 3-Ec. 4	Agr. 3-Ec. 5	Agr. 3-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Agr. 3	Agr. 3	Agr. 3	Agr. 3	Agr. 3	Agr. 3
Rezago	0.876*** [32.243]	0.967*** [91.116]	0.965*** [86.857]	0.967*** [28.661]	0.940*** [56.990]	0.970*** [89.293]
EEE: Infl (t+11)	0.147 [0.787]	- -	- -	- -	- -	- -
Brecha	0.074*** [2.069]	0.059*** [2.286]	0.058*** [2.098]	0.148*** [3.658] (4)	0.140*** [4.174] (4)	0.065*** [2.471]
TCR	0.002 [0.249]	0.014*** [2.052]	0.016*** [2.549]	0.013** [1.325] (5)	0.012*** [1.878] (5)	0.017*** [2.699]
Brecha Inflación	-0.005*** [-3.286] (11)	-0.002** [-1.499] (10)	-0.002** [-1.528] (10)	- -	- -	- -
IMF Ind. Alimentos	-0.005** [-1.406]	0.007*** [2.093]	0.007*** [1.880]	0.010*** [2.956] (3)	0.012*** [4.082] (3)	0.008*** [2.828]
Masa Salarial	- -	-0.053*** [-1.771]	- -	- -	- -	- -
Masa Salarial (t-3)	- -	0.042** [1.458]	- -	- -	- -	- -
IRem	-0.144*** [-2.049]	- -	- -	- -	- -	- -
Coloc. Consumo	-0.012* [-1.127]	- -	- -	- -	- -	- -
Tasa Prime	- -	- -	- -	-0.089*** [-2.224] (5)	- -	- -
TPM	- -	- -	- -	- -	-0.045*** [-2.016]	- -
Constante	0.103 [0.134]	0.124* [1.207]	0.091** [1.427]	0.537*** [3.381]	0.431*** [3.097]	0.093** [1.386]
Observaciones:	111	111	154	111	111	154
R-cuadrado:	0.905	0.905	0.893	0.905	0.900	0.891
Estadístico F:	121.588	121.675	204.282	121.861	156.218	241.609
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h=1	0.501	0.498	0.513	0.489	0.487	0.482
h=6	0.470	0.483	0.451	0.463	0.455	0.451
h=12	0.466	0.534	0.463	0.454	0.446	0.444
h=24	0.487	0.624	0.486	0.476	0.475	0.473

(†) Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.). Muestra: 2001.9-2016.3 (111); 1999.2-2016.3 (154). Fuente: Elaboración propia.

Tabla II.B.4: Estimaciones “Salud y Educación” (†)

Salud y Educación	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	Agr. 4-Ec. 1	Agr. 4-Ec. 2	Agr. 4-Ec. 3	Agr. 4-Ec. 4	Agr. 4-Ec. 5	Agr. 4-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Agr. 4	Agr. 4	Agr. 4	Agr. 4	Agr. 4	Agr. 4
Rezago	0.901*** [25.722]	0.941*** [31.921]	0.969*** [32.242]	0.956*** [31.522]	0.865*** [20.811]	0.952*** [45.261]
EEE: Infl. (t+11)	-0.010 [-0.125]	- -	0.093*** [1.950] (1)	- -	- -	- -
Brecha	0.056** [1.339]	0.054* [1.165]	0.033* [1.041]	0.035 [0.849]	- -	0.063*** [2.936]
TCR	-0.003 [-0.638]	0.001 [0.160]	- -	- -	0.008* [1.103] (4)	- -
IRem	-0.100*** [-2.414] (6)	-0.082*** [-2.175] (6)	- -	-0.068*** [-1.897] (6)	- -	- -
Reajustes Sec. Público	- -	- -	- -	- -	0.057*** [3.496]	0.048*** [2.283]
Coloc. Consumo	-0.018*** [-2.120]	- -	- -	- -	- -	- -
Coloc. Totales	- -	-0.021** [-1.559]	- -	- -	- -	- -
Tasa Prime	0.021 [0.752]	0.053** [1.644]	- -	0.014 [0.476]	0.058*** [2.368] (2)	- -
Constante	0.866*** [1.798]	0.489*** [1.889]	-0.148* [-1.160]	0.297** [1.621]	-0.008 [-0.061]	-0.040 [-0.465]
Observaciones:	154	154	174	154	152	264
R-cuadrado:	0.927	0.924	0.911	0.922	0.925	0.980
Estadístico F:	263.542	298.503	579.309	439.047	452.035	4303.247
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h=1	0.289	0.292	0.286	0.293	0.267	0.288
h=6	0.239	0.244	0.241	0.237	0.233	0.242
h=12	0.216	0.225	0.223	0.215	0.211	0.218
h=24	0.167	0.176	0.176	0.173	0.177	0.176

(†) Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.). Muestra: 2003.6-2016.3 (154); 2001.10-2016.3 (174); 2003.8-2016.3 (152); 1994.4-2016.3 (264). Fuente: Elaboración propia.

Tabla II.B.5: Estimaciones “Transportes y Comunicaciones” (†)

Transportes y Comunic.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	Agr. 5-Ec. 1	Agr. 5-Ec. 2	Agr. 5-Ec. 3	Agr. 5-Ec. 4	Agr. 5-Ec. 5	Agr. 5-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Agr. 5	Agr. 5	Agr. 5	Agr. 5	Agr. 5	Agr. 5
Rezago	0.718*** [12.462]	0.713*** [19.475]	0.745*** [18.893]	0.776*** [17.205]	0.698*** [16.044]	0.700*** [15.880]
EEE: Infl (t+11)	-	0.601*** [3.519]	0.384*** [2.596]	-	0.691*** [5.678]	0.770*** [6.379]
EEE: Infl. (t+23)	1.141** [1.363]	-	-	-	-	-
Brecha	-	-0.086** [-1.390] (5)	0.141*** [2.596] (1)	0.152*** [2.699] (1)	0.156*** [2.395] (1)	0.118*** [1.926] (1)
TCR	-	0.039*** [2.139]	-	-	0.050*** [3.318]	0.057*** [3.773]
Ind. P. Externos	-0.035* [-1.049]	-	-	-	-	-
P. Petróleo	0.004 [0.544]	0.007*** [2.698] (6)	0.013*** [4.477] (2)	0.016*** [6.018] (2)	0.008*** [2.998] (7)	0.007*** [2.456] (7)
Ind. Costo M.O.	-0.209*** [-2.824]	-	-	-	-	-
Salario Mínimo	-	-	-	-	0.057** [1.622]	-
EEE: PIB (T)	0.065 [1.011]	-	-	-	-	-
EEE: TCN (t+23)	-	-	0.052*** [4.155]	0.053*** [3.925]	-	-
Coloc. Comex	0.025*** [3.155]	0.022*** [2.795]	0.036*** [4.909]	0.038*** [4.678]	0.025*** [2.458]	0.017*** [2.181]
BCP-10	0.057 [0.173]	-	-	-	-	-
P. Plazo: Chile	-	-	0.269*** [4.084]	0.261*** [4.193]	0.232*** [2.599]	0.189*** [2.356]
Tasa TBill 10 años	0.295** [1.298]	-	-	-	-	-
Constante	-3.615*** [-1.808]	-1.321*** [-2.569]	-1.339*** [-2.715]	-0.209** [-1.358]	-2.328*** [-5.133]	-2.079*** [-5.23]
Observaciones:	99	175	99	99	99	99
R-cuadrado:	0.926	0.885	0.928	0.925	0.929	0.928
Estadístico F:	123.443	214.605	166.383	188.579	147.752	167.873
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h=1	0.944	0.928	0.979	0.989	0.973	0.978
h=6	1.079	0.880	1.140	1.141	1.042	1.053
h=12	1.231	0.908	1.293	1.304	1.136	1.153
h=24	1.203	0.859	1.313	1.324	1.137	1.193

(†) “P. Plazo: Chile” corresponde a la diferencia entre la tasa BCP-10 y Prime. Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.). Muestra: 2008.1-2016.3 (99); 2001.9-2016.3 (175). Fuente: Elaboración propia.

Tabla II.B.6: Estimaciones “Servicios Financieros” (†)

Servicios Financieros	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	Agr. 6-Ec. 1	Agr. 6-Ec. 2	Agr. 6-Ec. 3	Agr. 6-Ec. 4	Agr. 6-Ec. 5	Agr. 6-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Agr. 6	Agr. 6	Agr. 6	Agr. 6	Agr. 6	Agr. 6
Rezago	0.661*** [6.388]	0.907*** [23.643]	0.808*** [13.083]	0.699*** [5.477]	0.966*** [34.491]	0.700*** [8.108]
EEE: Infl. (t+11)	2.753*** [2.577] (3)	0.862*** [2.002] (11)	- -	- -	- -	- -
EEE: Infl. (t+23)	- -	- -	10.721*** [1.979] (t-4)	6.671*** [1.863]	- -	5.370*** [1.729] (5)
Brecha	-0.758*** [-2.327] (2)	-0.566*** [-2.580] (1)	-0.603*** [-2.138] (2)	-0.986*** [-2.756] (1)	0.274*** [2.062] (1)	-0.627*** [-2.471] (2)
TCR	0.193*** [2.311]	0.051** [1.537]	0.137*** [1.928] (4)	- -	0.059** [1.531]	0.129*** [2.680]
Impuesto TyE	2.982** [1.475]	-1.593** [-1.495] (1)	-4.020* [-1.058] (1)	8.746*** [1.831]	0.896** [1.574]	8.048*** [3.377]
IMF Comm. P. Ind.	- -	- -	- -	-0.050* [-1.079] (2)	-0.027*** [-1.954]	- -
Coloc. Totales	0.326*** [1.975] (3)	0.317*** [3.476]	0.716*** [2.335]	- -	- -	- -
P. Plazo: Chile	1.125*** [1.862]	- -	1.012* [1.254] (1)	-0.817*** [-2.148] (1)	- -	-0.528*** [-2.420] (3)
P. Plazo: EEUU	-1.292** [-1.325] (5)	- -	- -	- -	- -	- -
EEE: PIB (T)	-0.772*** [-2.182]	- -	- -	-1.120*** [-2.421] (1)	- -	-1.288*** [-2.413] (1)
Constante	-7.325** [-1.487]	-4.963*** [-4.399]	-38.647*** [-2.140]	-17.604** [-1.618]	-0.632** [-1.302]	-13.11** [-1.511]
Observaciones:	99	174	98	98	279	96
R-cuadrado:	0.923	0.934	0.907	0.914	0.925	0.923
Estadístico F:	118.327	395.614	125.646	136.993	671.498	151.64
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
h=1	3.496	3.349	3.532	3.768	3.585	3.820
h=6	3.736	3.465	3.515	4.339	3.719	4.296
h=12	3.049	2.212	2.181	4.470	2.208	4.115
h=24	3.628	2.606	2.732	5.896	2.435	5.375

(†) “P. Plazo: EE.UU.” corresponde a la diferencia de la tasa de bonos del Tesoro americano a 10 años y tres meses. Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.). Muestra: 2008.1-2016.3 (99); 2001.10-2016.3 (174); 2008.2-2016.3 (98), 2008.2-2016.3 (98); 1993.1-2016.3 (279); 2008.4-2016.3 (96).

Fuente: Elaboración propia.

Tabla II.B.7: Estimaciones “Otros” (†)

Otros	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación	Agr. 8-Ec. 1	Agr. 8-Ec. 2	Agr. 8-Ec. 3	Agr. 8-Ec. 4	Agr. 8-Ec. 5	Agr. 8-Ec. 6
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Var. Dep.	Agr. 8	Agr. 8	Agr. 8	Agr. 8	Agr. 8	Agr. 8
Rezago	0.892*** [16.541]	0.943*** [25.557]	0.929*** [26.478]	0.937*** [26.012]	0.940*** [26.012]	0.951*** [55.626]
EEE: Infl (t+11)	0.183* [1.235]	-	-	-	-	-
EEE: Infl. (t+23)	-	0.865*** [2.340]	0.500** [1.448]	0.822*** [2.172]	0.747*** [2.396]	-
Brecha	0.155*** [1.942]	0.027 [0.484]	0.078** [1.544]	0.042 [0.668]	0.031 [0.569]	0.092*** [2.287]
TCR	0.012 [0.693]	-0.010 [-0.940]	-	-	-	-
Brecha Infl. (t+11)	0.005** [1.623]	-	-	-	-	-
IRem	0.025 [0.388]	-	-	-	-	-
Coloc. Totales	-0.031 [-0.850]	-	-	-0.006 [-0.387]	-	-
P. Plazo: Chile	-0.054 [-0.866]	-	-0.025 [-0.752]	-	-	-
Constante	1.119* [1.207]	-2.406*** [-2.141]	-1.074 [-1.036]	-2.177*** [-2.095]	-2.036*** [-2.187]	0.273*** [2.238]
Observaciones:	99	175	99	175	175	307
R-cuadrado:	0.853	0.887	0.849	0.886	0.886	0.959
Estadístico F:	65.028	332.552	132.028	330.679	443.184	3590.677
Prob(Estad. F):	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio						
$h=1$	0.640	0.639	0.644	0.639	0.638	0.631
$h=6$	0.578	0.610	0.595	0.609	0.606	0.592
$h=12$	0.622	0.658	0.630	0.657	0.651	0.630
$h=24$	0.651	0.768	0.645	0.759	0.748	0.706

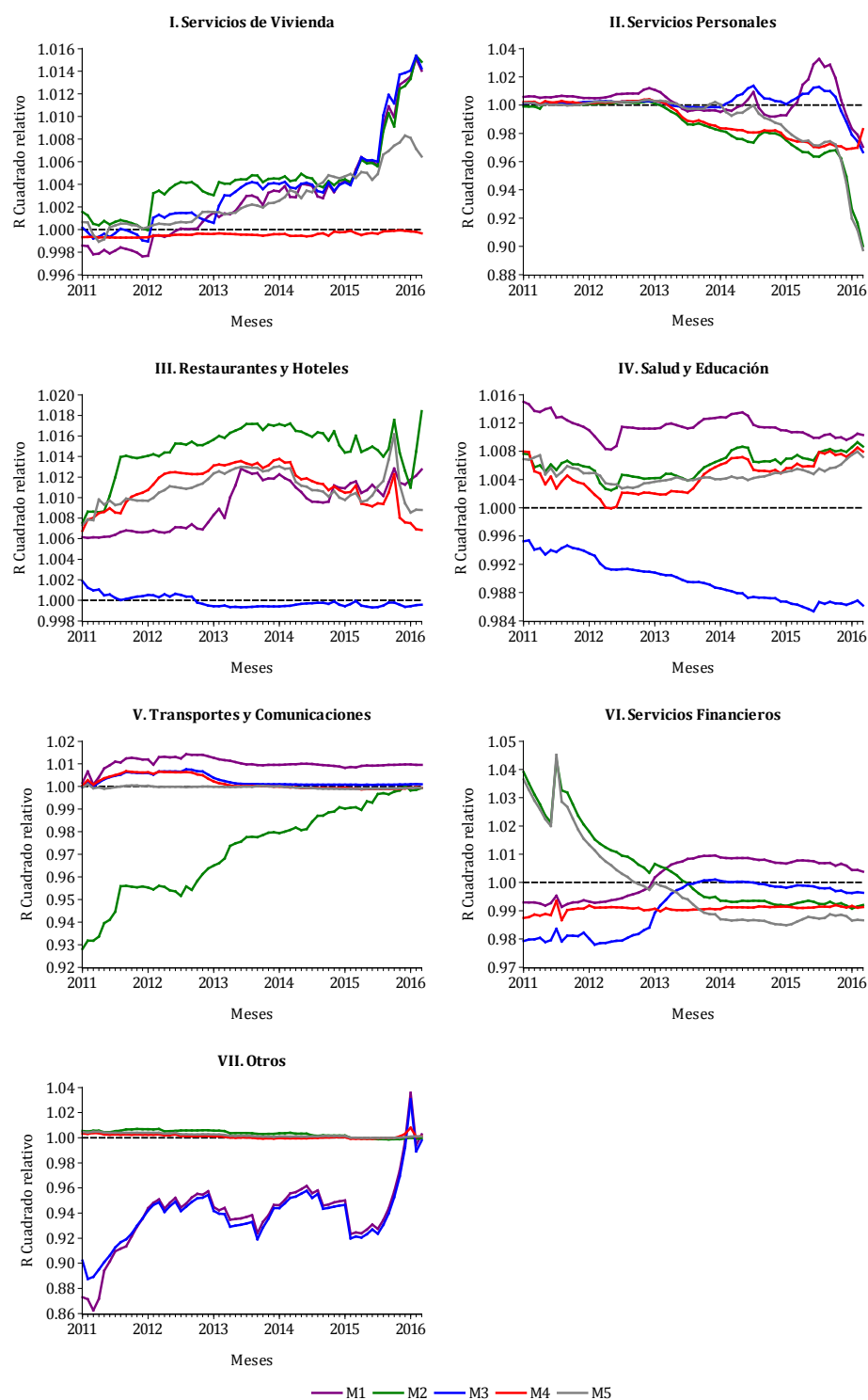
(†) Desviación estándar entre [.]. (*) $p < 15\%$, (**) $p < 10\%$, (***) $p < 5\%$. Rezagos entre (.). Muestra: 2008.1-2016.3 (99); 2001.9-2016.3 (175); 1990.9-2016.3 (307). Fuente: Elaboración propia.

Resultados capacidad predictiva

Los resultados de la comparación del rendimiento fuera de muestra de las distintas proyecciones para la inflación total, y las tres proyecciones de subagregados se presenta esquemáticamente en la Tabla II.B.8. Estas se computan para la muestra de evaluación que abarca desde 2010.10 hasta 2016.3. Dado el carácter iterativo de esta metodología, para cada covariante se utilizó una proyección auxiliar basada en un modelo AR(1) cuando así se requiriera.

De la Tabla II.B.8 es posible observar que la proyección de mayor precisión para la inflación total se obtiene con el modelo DESARIMA para cada horizonte (proyección 2). Para $h=1$, le sigue la caminata aleatoria (proyección 5), seguido de la CPHNK (proyección 1), una proyección compuesta utilizando modelos DESARIMA (proyección 4), y finalmente la proyección compuesta utilizando las CPHNK de Servicios SAE (proyección 3). Notar que existe un segundo cálculo que excluye *Servicios Financieros* tanto de Bienes SAE como del total. Obviamente, la RECM se reduce, especialmente para $h=24$ al pasar desde 0.416 hasta 0.286, aunque en el agregado aun no suficiente para sobrepasar al competidor más cercano que si incluye *Servicios Financieros* (0.710 versus 0.566).

Figura II.B.1: Coeficiente de bondad de ajuste relativo a CPHNK preferida (especificación 6) (*)



(*) Un valor mayor a uno es indicativo de un mejor ajuste del modelo alternativo por sobre el preferido. Estimación con ventanas rodantes. Muestra: 2010.10-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

Para los horizontes $h > 1$ se encuentra nuevamente que tanto la proyección DESARIMA como la CPHNK resultan superiores, seguida por la proyección compuesta de modelos DESARIMA, luego las desagregaciones de Servicios SAE entre SAI y SNI, seguida de la desagregación por afinidad, y en último término la CA, que desde $h > 1$ presenta un comportamiento errático. Existe una reducción importante de la RECM de Servicios SAE debida a la exclusión de *Servicios Financieros*, aunque la mayor fuente de error en el agregado es la proyección del componente No SAE (con una RECM siempre mayor a 1; proyecciones 3.2 y 4.2). Además, para Servicios SAE, la desagregación entre SAI y SNI entrega mejores resultados que la desagregación por afinidad para todos los horizontes.

Los errores de proyección a través del tiempo, para los cuatro horizontes analizados, se presentan en la Figura II.C.1, de donde se puede verificar visualmente por qué existe evidencia significativa en favor de la CPHNK agregada y DESARIMA agregado. También se observa que la dinámica de estas series es cercana al ruido blanco que deben representar, donde ningún patrón es advertido *a priori* para algún horizonte, y que los errores no contienen valores atípicos que dominen el promedio.

De la Tabla II.B.8 es claro notar que una fuente de imprecisiones importante es la proyección de la Inflación No SAE. Interesantemente, el rendimiento del modelo DESARIMA es similar al de la CPHNK, indicando la dificultad de obtener ganancias predictivas con modelos tradicionales para esta serie. La RECM es también siempre superior a la de los componentes de Servicios SAE en todos los horizontes, excepto $h=24$. Los errores de proyección a través del tiempo se presentan en la Figura II.C.2. De la figura es posible inferir que pueden existir espacios de mejora de esta proyección en especial para las observaciones de fines de 2014 para los casos $h > 1$. Es altamente probable que el bajo rendimiento está dominado por unas pocas observaciones, por lo que correcciones basadas en el error, como la propuesta en Bentancor y Pincheira (2010), podrían repercutir en ganancias predictivas a nivel agregado.

La situación para los Bienes SAE (proyección 3.3 versus 4.3), indica que la CPHNK presenta para cualquier horizonte una RECM levemente por sobre la de DESARIMA, produciéndose la mayor diferencia en el más corto de los horizontes. Ambos perfiles están siempre por debajo de aquél de la inflación total, confirmando de manera robusta que es la proyección de Inflación No SAE la mayor fuente de imprecisiones. Aun mas, los errores de proyección a través del tiempo, presentados en la Figura II.C.3 sugieren que al menos en horizontes $h=\{12,24\}$ el error se concentra en observaciones dentro del 2014, por lo que sus resultados son más robustos que los obtenidos para Inflación No SAE y la inflación total basada en desagregados. Notar que las diferencias entre estas proyecciones no son estadísticamente significativas.

A nivel de comparaciones intermedias, los resultados son más auspiciosos para las CPHNK desagregadas de Servicios SAE (proyecciones 3.4 y 4.4). La comparación más directa se realiza con el modelo DESARIMA (proyección 5.4), la cual se ubica entre ambas proyecciones compuestas. Si bien la proyección mediante sectores por afinidad arroja RECM por sobre la de los modelos DESARIMA, la diferencia máxima es de sólo 0.118 a $h=24$ (para una serie con una desviación estándar igual a 1.515), y ninguna es estadísticamente superior en cualquier horizonte. Para este sector, proyección más precisa se logra mediante la desagregación SAI con SNI. Los errores de proyección a través del tiempo de presentan en la Figura II.C.4. Si bien la CPHNK desagregada presenta interrupciones durante 2011 y a fines de 2013, un hecho relevante resulta ser la autocorrelación observada en los primeros años de la muestra para $h=\{12,24\}$ con la CPHNK agregada. Este resultado es favorable para una modelación por desagregados, sumado al hecho que es posible hacer un mejor seguimiento al mecanismo de transmisión sector por sector.

Es además con este fin que en la Figuras II.D.1-4 se presentan los errores a través del tiempo, por horizonte, de todos los modelos desagregados para las siete desagregaciones por afinidad de Servicios SAE. Además, se reporta el cociente entre la RECM del modelo 6 y los restantes modelos posibles. En general, no existen

evidentes desacoples de modelos particulares respecto a la CPHNK preferida, aunque sí se advierten casos en que sistemáticamente el error de proyección se incremente en algunos periodos de tiempo determinados. En general, el panel VIII de cada figura indica que la mayoría de los modelos se encuentra en una vecindad de RECM donde no es evidente que exista un modelo estadísticamente dominante en cada caso. Para *Servicios Financieros* estos resultados son menos evidentes, aunque como se observa en cada panel VI, la RECM estaría dominada por valores atípicos en 2011 y fines de 2015.

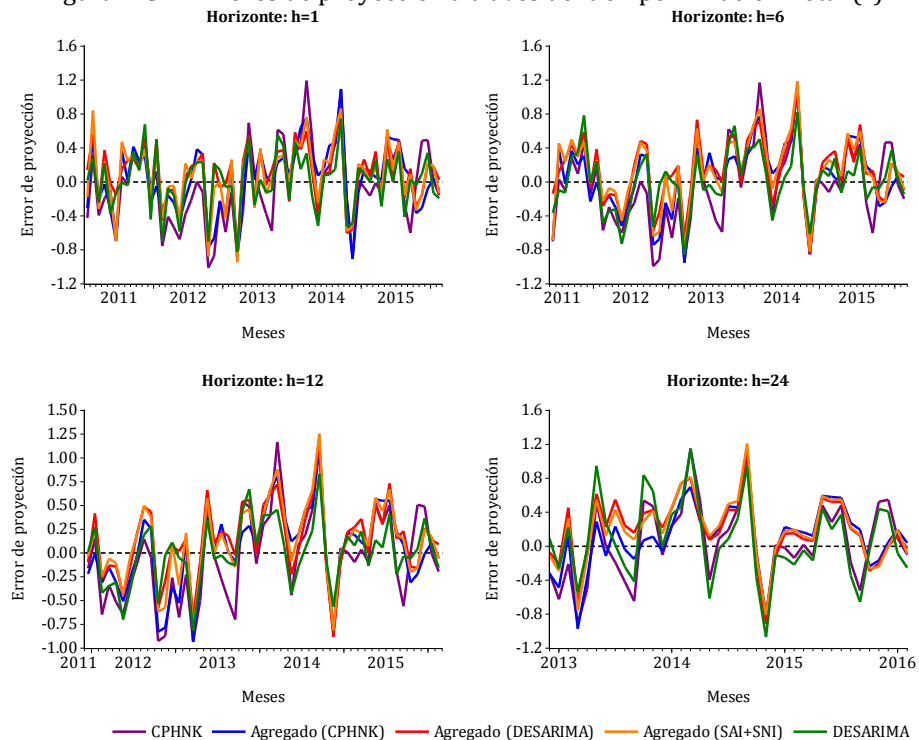
Tabla II.B.8: Esquema de las Proyecciones Agregadas y Desagregadas (*)

		Raíz del Error Cuadrático Medio			
		h=1	h=6	h=12	h=24
Proyección 1					
Total	→ CPHNK	0.467	0.470	0.481	0.478
(100%)					
Proyección 2					
Total	→ DESARIMA	0.340	0.342	0.325	0.472
(100%)					
Proyección 3					
Total		0.677	0.681	0.721	0.710
(100%)		0.770	0.785	0.821	0.840
[3.1] Inflación SAE	(72.28%)	0.405	0.424	0.442	0.474
[3.3] Bienes SAE	(27.85%)				
[3.5] CPHNK					
[3.4] Servicios SAE		0.263	0.259	0.272	0.286
[3.6] Fundamentales	(10.03%)	0.382	0.377	0.400	0.450
[3.7] Fundamentales	(4.65%)	0.416	0.421	0.443	0.492
[3.8] Fundamentales	(5.21%)	0.482	0.451	0.444	0.473
[3.9] Fundamentales	(11.89%)	0.288	0.242	0.218	0.176
[3.10] Fundamentales	(9.36%)	0.978	1.053	1.153	1.193
[3.11] Fundamentales	(2.42%)	3.820	4.296	4.115	5.375
[3.12] Fundamentales	(0.86%)	0.631	0.592	0.630	0.706
[3.2] Inflación No SAE	(27.71%)	1.089	1.096	1.178	1.054
[3.13] CPHNK					
Proyección 4					
Total		0.646	0.655	0.637	0.609
(100%)		0.405	0.424	0.442	0.474
[4.1] Inflación SAE	(72.28%)				
[4.3] Bienes SAE	(27.85%)				
[4.5] CPHNK					
[4.4] Servicios SAE		0.231	0.233	0.187	0.185
[4.7] Fundamentales	(31.72%)	0.435	0.443	0.291	0.284
[4.8] Fundamentales	(12.68%)	0.732	0.732	0.751	0.749
[4.2] Inflación No SAE	(27.71%)	1.089	1.096	1.178	1.054
[4.6] CPHNK					
Proyección 5					
Total		0.529	0.550	0.563	0.566
(100%)		0.314	0.350	0.388	0.400
[5.1] Inflación SAE	(72.28%)				
[5.3] Bienes SAE	(27.85%)				
[5.5] DESARIMA					
[5.4] Servicios SAE	(44.42%)	0.320	0.304	0.287	0.298
[5.6] DESARIMA					
[5.2] Inflación No SAE	(27.71%)	1.081	1.146	1.182	1.162
[5.7] DESARIMA					
Proyección 6					
Total	→ Caminata aleatoria	0.443	1.186	1.912	2.154
(100%)					

(*) CPHNK=Curva de Phillips Híbrida Neo Keynesiana. Números en (·) indican ponderación en Canasta IPC 2013. Celdas enmarcadas indican rechazo de la HN de la prueba de Giacomini y White (2006) al 10% de nivel de confianza. Muestra de evaluación: 2010.10-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

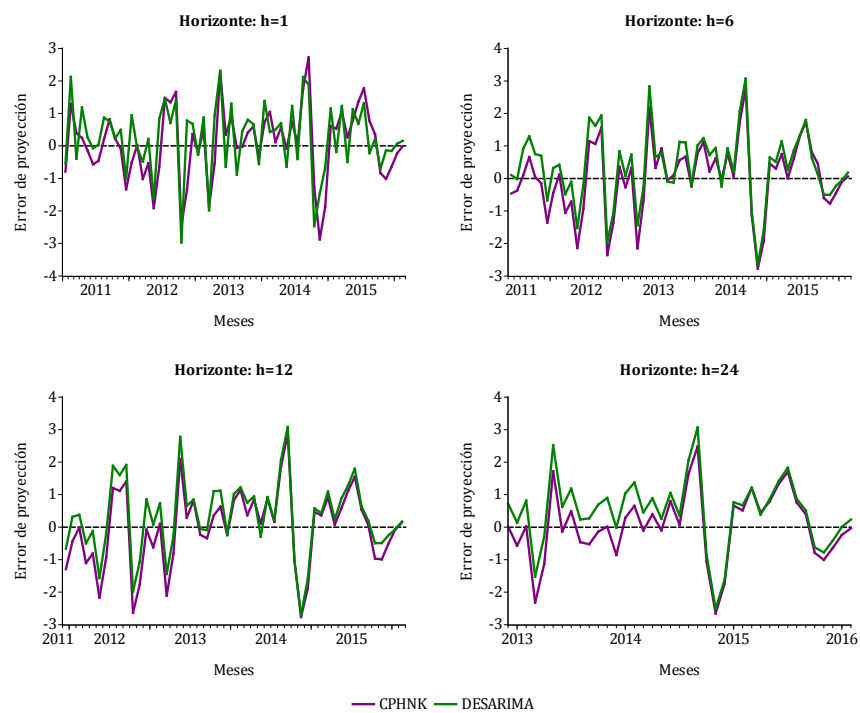
C. Errores de proyección fuera de muestra: modelos agregados

Figura II.C.1: Errores de proyección a través del tiempo: Inflación Total (*)



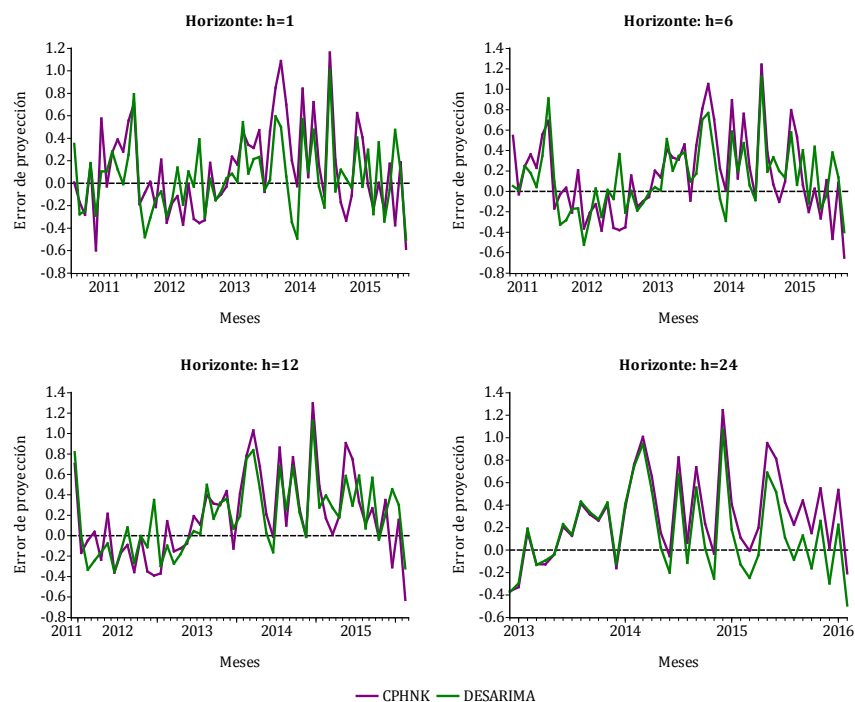
(*) Muestra de evaluación: 2010.10-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

Figura II.C.2: Errores de proyección a través del tiempo: Inflación No SAE (*)



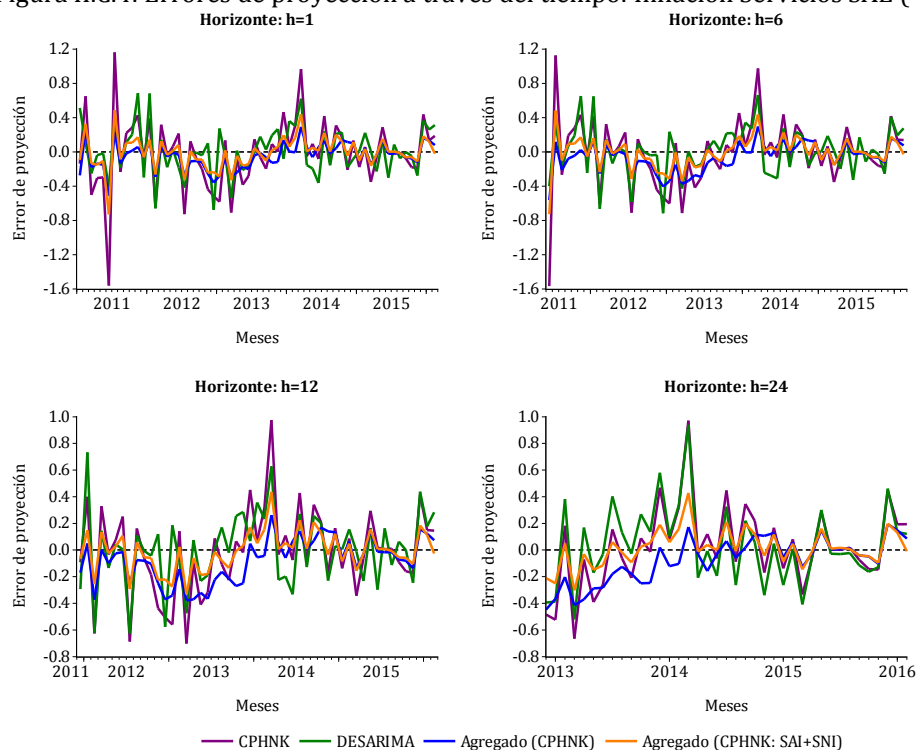
(*) Muestra de evaluación: 2010.11-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

Figura II.C.3: Errores de proyección a través del tiempo: Inflación Bienes SAE (*)



(*) Muestra de evaluación: 2010.11-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

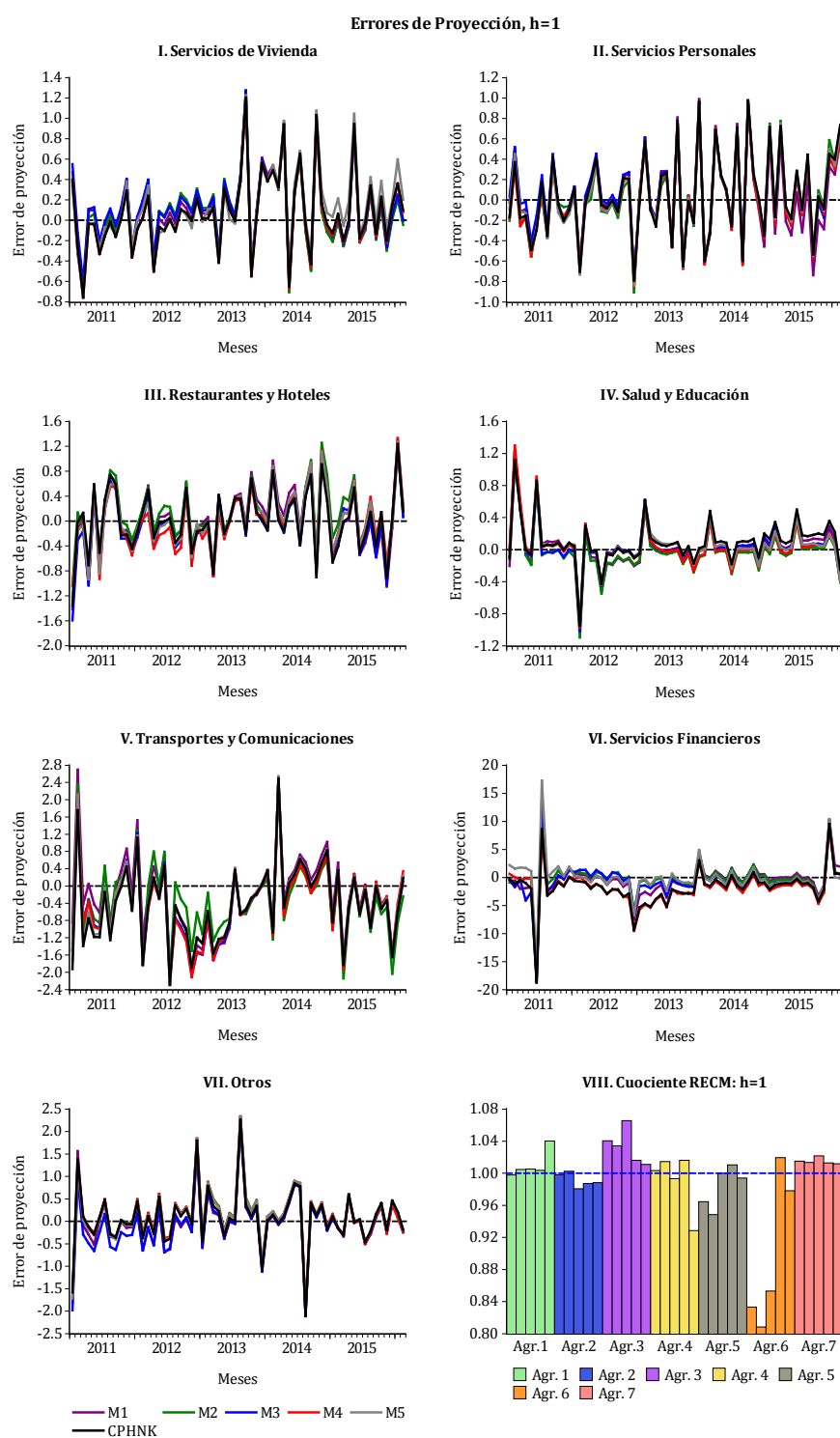
Figura II.C.4: Errores de proyección a través del tiempo: Inflación Servicios SAE (*)



(*) Muestra de evaluación: 2010.11-2016.3. Fuente: Elaboración propia.

D. Errores de proyección fuera de muestra: modelos desagregados

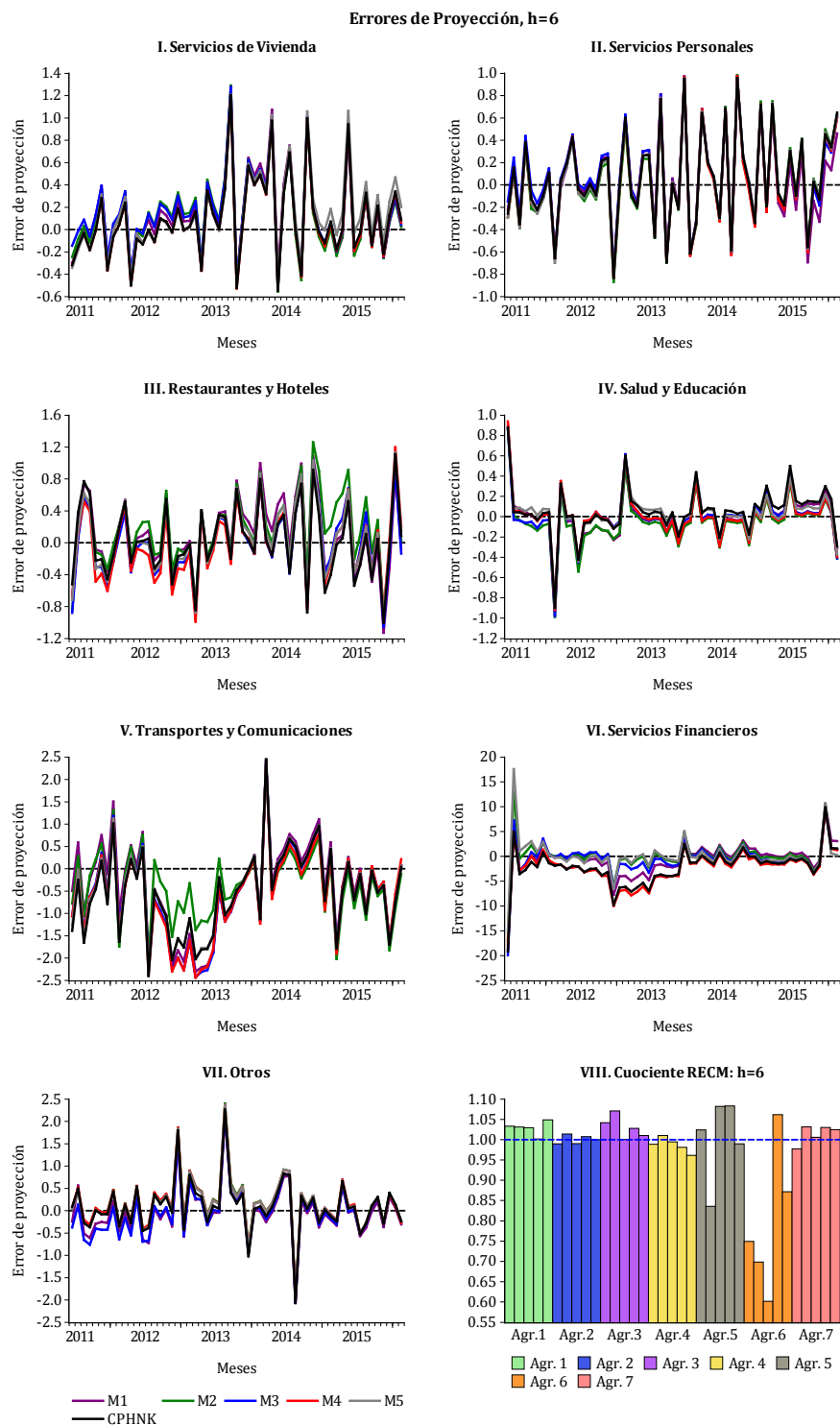
Figura II.D.1: Errores de proyección a través del tiempo: Desagregaciones Servicios SAE, $h=1$ (*)



(*) Muestra de evaluación: 2010.11-2016.3. Cuociente RECM=(RECM Modelo i)/(RECM CPHNK).

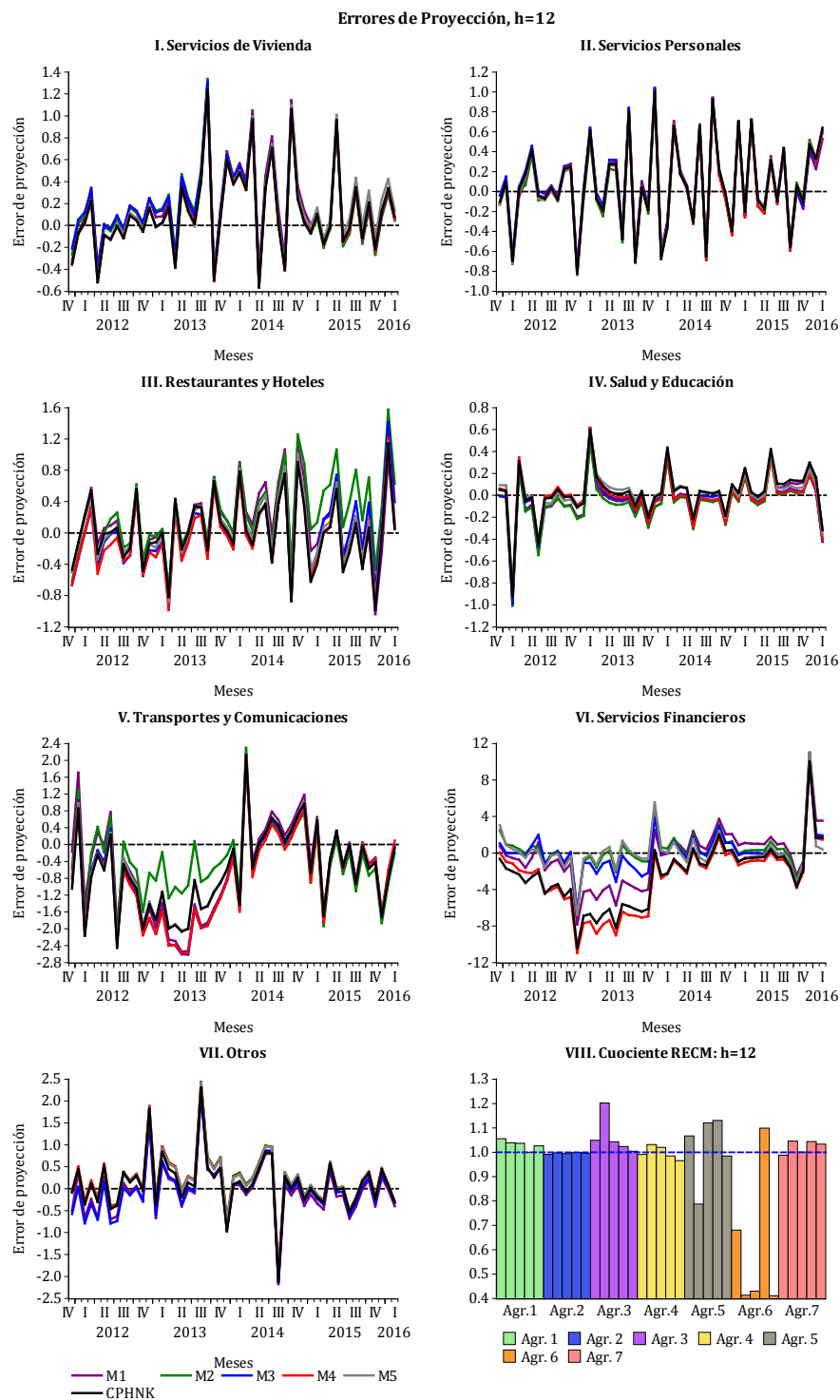
Fuente: Elaboración propia.

Figura II.D.2: Errores de proyección a través del tiempo: Desagregaciones Servicios SAE, $h=6$ (*)



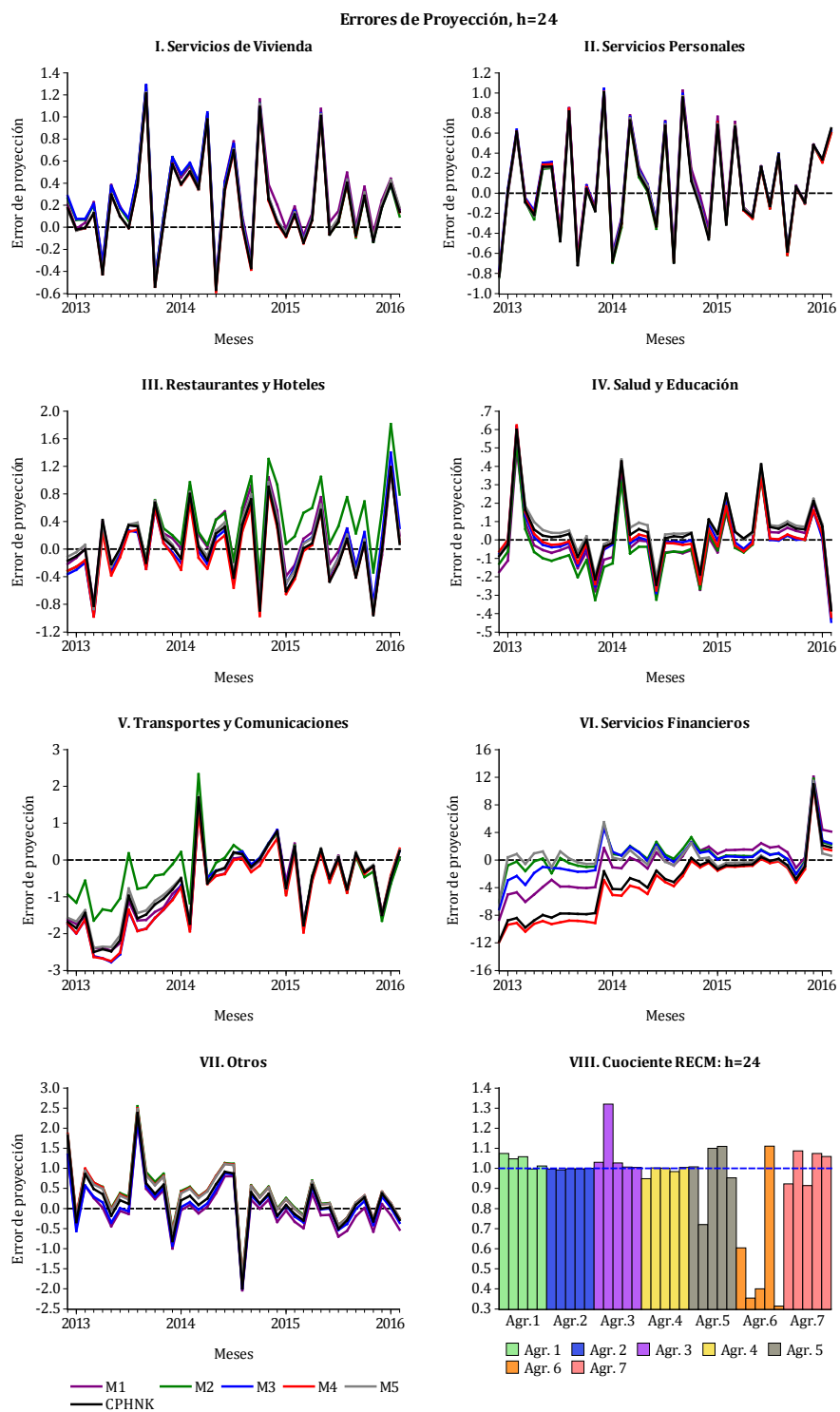
(*) Muestra de evaluación: 2010.11-2016.3. Cuociente RECM=(RECM Modelo i)/(RECM CPHNK)
Fuente: Elaboración propia.

Figura II.D.3: Errores de proyección a través del tiempo: Desagregaciones Servicios SAE, $h=12$ (*)



(*) Muestra de evaluación: 2010.11-2016.3. Cuociente RECM=(RECM Modelo i)/(RECM CPHNK)
Fuente: Elaboración propia.

Figura II.D.4: Errores de proyección a través del tiempo: Desagregaciones Servicios SAE, $h=24$ (*)



(*) Muestra de evaluación: 2010.11-2016.3. Cuociente RECM=(RECM Modelo i)/(RECM CPHNK)
Fuente: Elaboración propia.

Anexo III. Estimación del efecto de becas y gratuidad universitaria

Para la construcción del IPC, el INE sólo incluye los gastos monetarios, por lo que se exceptúa cualquier tipo de transferencia social, y los gastos no monetarios (INE, 2013).

Por otra parte, a través de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), el INE recoge información para elaborar y actualizar la canasta de bienes y servicios empleada para calcular el IPC, utilizado para medir la variación de precios de diversos productos y servicios.

La primera EPF se realizó en los años 1956-1957, y sus siguientes versiones se aplicaron con una periodicidad aproximada de diez años, hasta la VI versión 2006-2007. Desde la VII versión de la encuesta (2011-2012), su periodicidad cambió y su realización es cada cinco años. Entre julio de 2016 y junio de 2017, el INE se encontrará realizando la VIII Encuesta de Presupuestos Familiares y sus resultados serán publicados durante el año 2017. El cambio de canasta para el IPC se concretará el 2018.

En este contexto, si bien en el cálculo del IPC se excluyen las transferencias sociales, éstas estarían siendo capturadas en los ponderadores de cada ítem del IPC Total.

A. Aspectos metodológicos de la construcción del IPC Servicio de Educación Universitaria

Tabla III.A.1: Cambio ponderación IPC de *Servicios de Educación Superior* (*)

División	Período de levantamiento	Ponderación Canasta (%)		
		2008	2009	2013
<i>Servicios de Educación Superior</i>		3.09	3.10	5.01
Producto				
<i>Centro de Formación Técnica</i>	Diciembre-Marzo (Base=2008, Base=2009)			
	Diciembre (Base 2013=100)	0.20	0.19	0.09
<i>Instituto Profesional</i>	Diciembre-Marzo (Base=2008, Base=2009)			
	Diciembre (Base 2013=100)	0.36	0.35	0.76
<i>Universidad</i>	Diciembre-Marzo (Base=2008, Base=2009)			
	Diciembre (Base 2013=100)	2.53	2.50	4.04

(*) Fuente: Documento Metodológico Índice de Precios al Consumidor (IPC) Base Anual 2008, 2009, y 2013, INE.

Tabla III.A.2: Cambio metodológico IPC de *Servicios de Educación Superior* (*)

Producto	Incluyen	Cobertura	Fuente de información	Período de levantamiento
<i>Centro de Formación Técnica</i>	Matrícula y mensualidad	Muestra de establecimientos	Establecimientos	Canasta 2008 y 2009: Matrícula (Diciembre), Mensualidad (Marzo) Canasta 2013: Diciembre
<i>Instituto Profesional</i>	Matrícula y mensualidad	Muestra de establecimientos	Establecimientos	Canasta 2008 y 2009: Matrícula (Diciembre), Mensualidad (Marzo) Canasta 2013: Diciembre
<i>Universitaria</i>	Públicas y Privadas Matrícula y	Muestra de establecimientos	Establecimientos	Canasta 2008 y 2009: Matrícula (Diciembre), Mensualidad (Marzo) Canasta 2013: Diciembre

(*) Fuente: Documento Metodológico Índice de Precios al Consumidor (IPC) Base Anual 2008, 2009, y 2013, INE.

B. Antecedentes de beneficios estatales a la educación universitaria

Tabla III.B.1: Aranceles y beneficios estatales a la educación universitaria (*)

Año	Monto promedio ponderado arancel (1)	Monto becas (2)	Monto gratuidad	Arancel que pagan becados (1-2)	Arancel que pagan con gratuidad
2008	1,874,320	1,134,582	-	739,738	-
2009	2,047,507	1,289,367	-	758,141	-
2010	2,105,881	1,332,278	-	773,603	-
2011	2,183,873	1,450,931	-	732,943	-
2012	2,249,522	1,631,268	-	618,254	-
2013	2,340,323	1,675,601	-	664,723	-
2014	2,463,606	1,747,812	-	715,794	-
2015	2,605,981	1,786,228	-	819,753	-
2016	2,730,871	1,621,568	2,730,871	1,109,303	0

(*) Elaboración propia basada en datos del INE y Ministerio de Educación.

Tabla III.B.2: Número de estudiantes en carrera universitarios y estudiantes que reciben beneficios estatales (*)

Año	Número total de alumnos matriculados	Número total de alumnos matriculados con becas	Número total de alumnos matriculados con gratuidad	Número total de alumnos matriculados sin beneficios
2008	504,885	57,374	-	447,511
2009	533,113	67,285	-	465,828
2010	564,966	77,324	-	487,642
2011	602,591	86,961	-	515,630
2012	620,111	121,265	-	498,846
2013	625,086	146,183	-	478,903
2014	636,633	167,523	-	469,110
2015	642,073	198,883	-	443,190
2016	636,222	113,055	137,724	385,443

(*) Fuente: Elaboración propia basada en datos del Ministerio de Educación.

Tabla III.B.3: Porcentaje de estudiantes en carreras universitarias y estudiantes que reciben beneficios estatales (*)

Año	Porcentaje total de alumnos matriculados (1)	Porcentaje total de alumnos matriculados con becas (2)	Porcentaje total de alumnos matriculados con gratuidad (3)	Porcentaje total de alumnos matriculados sin beneficios (1)-(2)-(3)
2008	100%	11%	-	89%
2009	100%	13%	-	87%
2010	100%	14%	-	86%
2011	100%	14%	-	86%
2012	100%	20%	-	80%
2013	100%	23%	-	77%
2014	100%	26%	-	74%
2015	100%	31%	-	69%
2016	100%	18%	22%	61%

(*) Fuente: Elaboración propia basada en datos del Ministerio de Educación.

Tabla III.B.4: Incidencia de inflación de Servicio de Enseñanza Universitaria en la inflación total (*)

Año	Inflación anual efectiva	Incidencia de la diferencia en la inflación anual	Inflación anual considerando beneficios
2009	5.05	0.03	5.02
2010	0.23	0.02	0.20
2011	3.37	0.03	3.33
2012	3.79	0.13	3.65
2013	1.53	0.13	1.40
2014	3.86	0.10	3.76
2015	4.18	0.13	4.05
2016	4.45	0.59	3.86

(*) Fuente: Elaboración propia basada en datos del INE y Ministerio de Educación.

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.	Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper.
Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de Ch\$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: +56 2 26702231 o a través del correo electrónico: bcch@bcentral.cl.	Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for order inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: +56 2 26702231 or by email: bcch@bcentral.cl.

DTBC – 802

Banks' Lending Growth in Chile: The Role of the Senior Loan Officers Survey

Alejandro Jara, Juan-Francisco Martínez y Daniel Oda

DTBC – 801

Pruebas de Tensión Bancaria del Banco Central de Chile: Actualización

Juan-Francisco Martínez, Rodrigo Cifuentes y J. Sebastián Becerra

DTBC – 800

Unemployment Dynamics in Chile: 1960-2015

Alberto Naudon y Andrés Pérez

DTBC – 799

Forecasting Demand for Denominations of Chilean Coins and Banknotes

Camila Figueroa y Michael Pedersen

DTBC – 798

The Impact of Financial Stability Report's Warnings on the Loan to Value Ratio

Andrés Alegría, Rodrigo Alfaro y Felipe Córdova

DTBC – 797

Are Low Interest Rates Deflationary? A Paradox of Perfect-Foresight Analysis

Mariana García-Schmidt y Michael Woodford

DTBC – 796

Zero Lower Bound Risk and Long-Term Inflation in a Time Varying Economy

Benjamín García

DTBC – 795

An Analysis of the Impact of External Financial Risks on the Sovereign Risk Premium of Latin American Economies

Rodrigo Alfaro, Carlos Medel y Carola Moreno

DTBC – 794

Welfare Costs of Inflation and Imperfect Competition in a Monetary Search Model

Benjamín García

DTBC – 793

Measuring the Covariance Risk Consumer Debt Portfolios

Carlos Madeira

DTBC – 792

Reemplazo en Huelga en Países Miembros de la OCDE: Una Revisión de la Legislación Vigente

Elías Albagli, Claudia de la Huerta y Matías Tapia

DTBC – 791

Forecasting Chilean Inflation with the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: Globalisation, Combination, and Accuracy

Carlos Medel

DTBC – 790

International Banking and Cross-Border Effects of Regulation: Lessons from Chile

Luis Cabezas y Alejandro Jara

DTBC – 789

Sovereign Bond Spreads and Extra-Financial Performance: An Empirical Analysis of Emerging Markets

Florian Berg, Paula Margaretic y Sébastien Pouget

DTBC – 788

Estimating Country Heterogeneity in Capital-Labor substitution Using Panel Data

Lucciano Villacorta



BANCO CENTRAL
DE CHILE