



PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE: UNA VISIÓN SECTORIAL *

Jorge Fornero**

Alberto Naudon***

I. INTRODUCCIÓN

Una curva de Phillips es una relación entre la tasa de inflación y el nivel de actividad (o desempleo) de una economía. En el corto plazo, esta relación refleja un compromiso relevante entre las variables mencionadas. En este trabajo exploramos el rol de las curvas de Phillips en la proyección de la inflación en Chile durante el período 1990-2014 y comparamos su poder predictivo con proyecciones que provienen de modelos de series de tiempo univariados. En línea con la literatura para Chile —y el mundo¹—, encontramos que las ganancias de incorporar la brecha de producto contemporánea son acotadas, pero aumentan a medida que se incluyen más rezagos. A diferencia de otros estudios, consideramos el efecto de la brecha de producto en conjunto con la variación interanual del tipo de cambio real (TCR) como variables explicativas, lo que es natural en una economía tan abierta como la chilena. Encontramos que, en algunos de los casos analizados, la inclusión de esta variable mejora el poder predictivo de las curvas de Phillips.

Unos pocos estudios internacionales avanzan en la estrategia de informar proyecciones de inflación a partir de una visión más desagregada. Para llenar este vacío en la literatura de Chile, enfatizamos que es suficiente estudiar las inflaciones: total, subyacente (inflación total neta de componentes de alimentos y energía, SAE) y una partición de ésta en SAE bienes y SAE servicios. En primer lugar, estimamos curvas de Phillips convencionales para cada componente de inflación. La implementación econométrica se realiza con la ayuda de un algoritmo simple de selección de modelos. En segundo lugar, examinamos si proyectar por separado los componentes SAE de bienes y de servicios, y combinar los pronósticos nos entrega ventajas adicionales para la proyección de esta inflación. Esto es relevante, toda vez que, como reportamos en este trabajo, el comportamiento de estos dos componentes de la inflación subyacente es muy diferente.

* Tanto el contenido como el análisis y las conclusiones de este trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores y no representan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros. Se agradece los comentarios de un árbitro anónimo y a Pablo Pincheira por compartir códigos para la proyección de modelos DESARIMA.

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

*** División Estudios, Banco Central de Chile. E-mail: anaudon@uc.cl

1 Para el caso chileno ver, por ejemplo, Pincheira y Rubio (2010). Evidencia internacional se puede encontrar en Stock y Watson (2009).

Los principales resultados son tres. En primer lugar, encontramos que, en promedio, las curvas de Phillips para la inflación total presentan errores de proyección mayores que los modelos de series de tiempo univariados. Respecto de estos, destacan en la literatura por su simplicidad los modelos autorregresivos (Matheson, 2008) y otros *benchmarks* más exigentes como los modelos DESARIMA (*Driftless Extended Seasonally Autoregressive Integrated and Moving Average*; en adelante, abreviados como DS (Pincheira y Medel, 2012)². Segundo, en promedio las proyecciones de la inflación subyacente obtenidas con curvas de Phillips resultan significativamente mejores que las contrapartes univariadas, para horizontes de proyección de 12 meses. Finalmente, mostramos que el método que combina proyecciones de inflación SAE bienes y SAE servicios mantiene el resultado anterior; es decir, nos entrega pronósticos significativamente mejores que los modelos *DS* y la curva de Phillips agregada de la inflación SAE.

En la literatura se han estudiado los efectos de la agregación en el poder predictivo de los modelos. Más específicamente, el interés subyace en comparar si hay diferencias en el poder predictivo de modelos que usan series agregadas en comparación con la combinación de proyecciones obtenidas a partir de modelos informados con series más desagregadas.³ En principio, no es necesariamente mejor una u otra forma de hacerlo. Lütkepohl (1984), mediante métodos de Montecarlo muestra que, si el proceso generador de datos es conocido, es mejor proyectar el agregado combinando proyecciones de desagregados. En cambio, si el proceso generador de datos es desconocido, lo anterior no se mantiene para muestras pequeñas a causa de la incertidumbre del modelo y de muestreo.

La evidencia más reciente identifica mejoras asociadas a combinar proyecciones con desagregados. Demers y De Champlain (2005), con datos de Canadá, estiman curvas de Phillips y encuentran que proyectar la inflación agregada mediante la combinación de desagregados reduce el error de proyección. Matheson (2008) encuentra un resultado similar para Australia y Nueva Zelanda. En un contexto algo distinto, que destaca la generalidad de este fenómeno, Marcellino, Stock y Watson (2003) encuentran que la proyección de la inflación de la Eurozona que usa las combinaciones de proyecciones de inflación de los países es mejor que la proyección de la inflación para “toda” la Eurozona.

Lo que sigue se estructura de la siguiente forma: la sección II revisa brevemente la evolución de la inflación en Chile. La sección III repasa la metodología a usar. La sección IV presenta los principales resultados, y la sección V concluye.

² Se agradece a un árbitro anónimo la sugerencia de usar los benchmarks *DS2*, *DS4* así como un promedio de estos. Para una definición de estos modelos, ver Pincheira y Medel (2012), tabla 1, pág. 5.

³ Un aspecto relacionado es que la agregación puede afectar la correcta inferencia de los parámetros. El sentido común sugiere no agregar series que tienen diversa densidad espectral. Granger y Newbold (1977) y Granger (1980) destacaron estos problemas con ejemplos sencillos.



II. EVOLUCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE

1. Datos

Todos los índices de precios utilizados en este trabajo se construyen usando datos del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Además del índice de precios al consumidor, IPC, usamos un IPC sin alimentos y energía SAE, y dos subíndices de este último: SAE bienes y SAE servicios. Según la canasta del 2013, el índice SAE representa aproximadamente 72,3% del IPC, mientras el índice SAE de bienes representa 39,6% del índice SAE y el de servicios, 60,4% (ver el apéndice). Si bien es razonable pensar que el índice de bienes es una *proxy* de una agregación de precios de bienes transables y el de servicios una *proxy* de los bienes no transables, en la práctica esto no es del todo correcto, ya que entre los servicios hay un número importante de partidas asociadas a bienes transables como, por ejemplo, el transporte aéreo cuyo precio está muy asociado al costo de los combustibles, y entre los bienes hay importantes costos asociados a salarios o bienes no transables.

La definición de inflación utilizada en el estudio es en doce meses: $\pi = \log(P_t/P_{t-12})$, donde P es el índice de precios relevante. En todos los casos, reportamos la diferencia entre la inflación interanual y la meta de inflación.⁴

En cuanto a la actividad, utilizamos el índice mensual de actividad económica (Imacec) calculado por el Banco Central de Chile, a precios de mercado para estimar la brecha de producto.⁵ Para cada ventana móvil, calculamos la brecha mediante un filtro Hodrick-Prescott (HP) con parámetro de suavización igual a 14400.⁶ Los datos son los últimos disponibles e incluyen todas las revisiones. El TCR es el índice construido por el Banco Central de Chile y se emplea en variaciones en 12 meses. Por lo tanto, los datos muestrales que ocupamos se publican con frecuencia mensual.

2. Evolución de la inflación

El panel (a) del gráfico 1 muestra la evolución de la inflación SAE desde inicios de los años 90 y de sus dos principales componentes: inflación SAE bienes y SAE

⁴ Con anterioridad a la adopción de un esquema completo de metas de inflación existía una inflación objetivo, que se fue ajustando gradualmente a la baja desde cerca de 25% en los noventa hasta niveles de 3% en el 2001. A partir de ese momento, la meta de inflación ha sido igual a 3% en un horizonte de dos años.

⁵ El uso del Imacec total permite que nuestros resultados sean replicables. Sin embargo, los resultados del presente trabajo son robustos a cambiar la medida de Imacec total por el subagregado denominado Imacec resto, que excluye los valores agregados de los sectores minería, electricidad, gas y agua, y agricultura (no público). La exclusión de estos sectores se justifica porque tienen un comportamiento bastante autónomo del resto de la economía. Agradecemos a un árbitro anónimo por sugerir este cambio, pues en una versión previa solo se contempló la brecha Imacec resto.

⁶ Nótese que nuestro ejercicio de proyección es pseudo fuera de muestra: los datos de actividad incluyen todas las revisiones y la desestacionalización la hacemos usando la serie completa, incluyendo los valores que corresponden a la ventana de proyección. Lo anterior reduce las condiciones de incertidumbre y, por tanto, nos obliga a diferir nuestra metodología de un ejercicio en tiempo real. Un ejemplo de este último es Pincheira y Rubio (2010). Estos autores comparan la robustez de los resultados usando datos en tiempo real y la última revisión disponible. Los ejercicios confirman que el bajo poder predictivo de la brecha se mantiene en ambos casos, confirmando la conclusión principal de Stock y Watson (2009).

servicios. A primera vista, se observa que la inflación SAE ha evolucionado cerca de la meta la mayor parte del tiempo. En efecto, en promedio, la inflación SAE ha sido 0,65% menor que la meta, y tal diferencia ha presentado una desviación estándar de 1,57%. Los desalineamientos respecto de la meta de mayor magnitud fueron breves y ocurrieron a fines de los 2000, cuando la inflación llegó a 4%, para luego bajar a casi -4%, y luego evolucionó en terreno negativo por un tiempo prolongado hasta principios del 2014 (cuadro 1).

Detrás del comportamiento relativamente estable de la inflación SAE se esconde una evolución bien diferente de sus dos principales componentes. Por una parte, la inflación de bienes ha sido permanentemente inferior a la meta (promedio -3,5% con desviación estándar de 2,06%) mientras que la de servicios ha estado persistentemente por sobre la meta (promedio 1% con desviación estándar de 1,86%). Este comportamiento dispar es robusto en distintas submuestras. Examinando una muestra reciente, por ejemplo partiendo desde el 2007, la divergencia en las medias de inflación SAE bienes y servicios (netas de la meta) es aun mayor: -4,35% contra 1,54%.

Como muestra el panel (b) del gráfico 1, la correlación contemporánea entre ambas variables es baja (menor que 0,1). Sin embargo, esta se vuelve negativa y tiende a aumentar cuando se consideran más rezagos. En particular, los datos muestran que una inflación de servicios alta tiende a anticipar una inflación de bienes baja, aunque esta correlación cruzada negativa no alcanza gran magnitud. Todo lo anterior nos sugiere que es posible trabajar con curvas de Phillips separadas para SAE bienes y SAE servicios sin pérdida de información. Por otra parte, la correlación en el tiempo entre ambas series aparece como esporádica (panel (c) del gráfico 1), esto es, que pasa de valores muy positivos en algunos períodos a muy negativos en otros, excepto para el lapso posterior a la crisis *Subprime*. En la misma línea, las magnitudes de las correlaciones dependen de manera inversa del tamaño de la ventana, siendo en general menores cuanto mayor es el tamaño de la ventana considerada.

Cuadro 1

Estadísticas descriptivas: inflaciones interanuales menos meta (%)

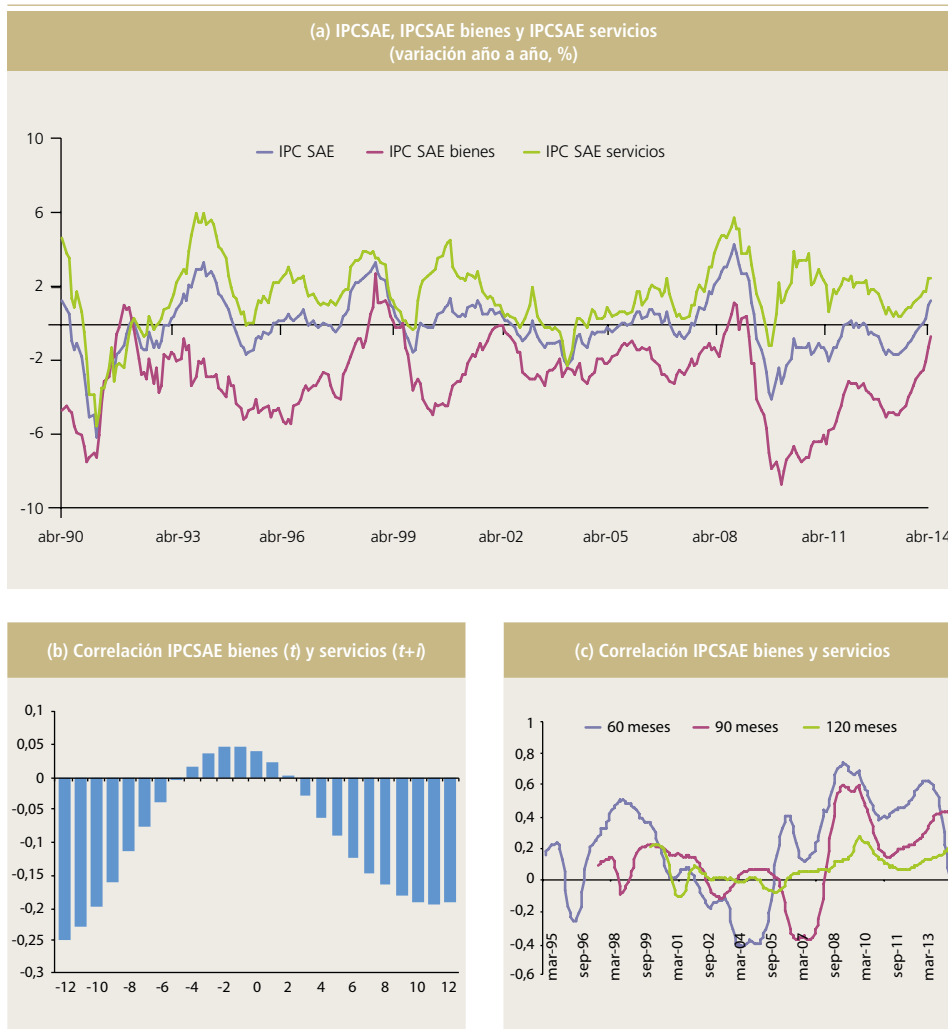
	Estadístico	Total	SAE	SAE bienes	SAE servicios
1990:4 - 2014:5	Promedio	-0,33	-0,65	-3,52	1,02
	D.E.	1,88	1,57	2,06	1,86
1993:1 - 2006:12	Promedio	-0,37	-0,23	-3,00	1,21
	D.E.	1,06	1,16	1,56	1,58
2007:1 - 2014:5	Promedio	0,39	-0,83	-4,35	1,54
	D.E.	2,61	1,73	2,38	1,45

Fuente: Cálculo de los autores a base de información del INE. DE significa desvío estándar. Para la inflación del 2014, se reporta la inflación interanual respecto de la canasta de referencia (2013=100).

Nota: Para la definición de las variables, ver nota al gráfico 1.

Gráfico 1**Evolución de las inflaciones subyacentes en Chile**

(diferencias porcentuales respecto de la meta)



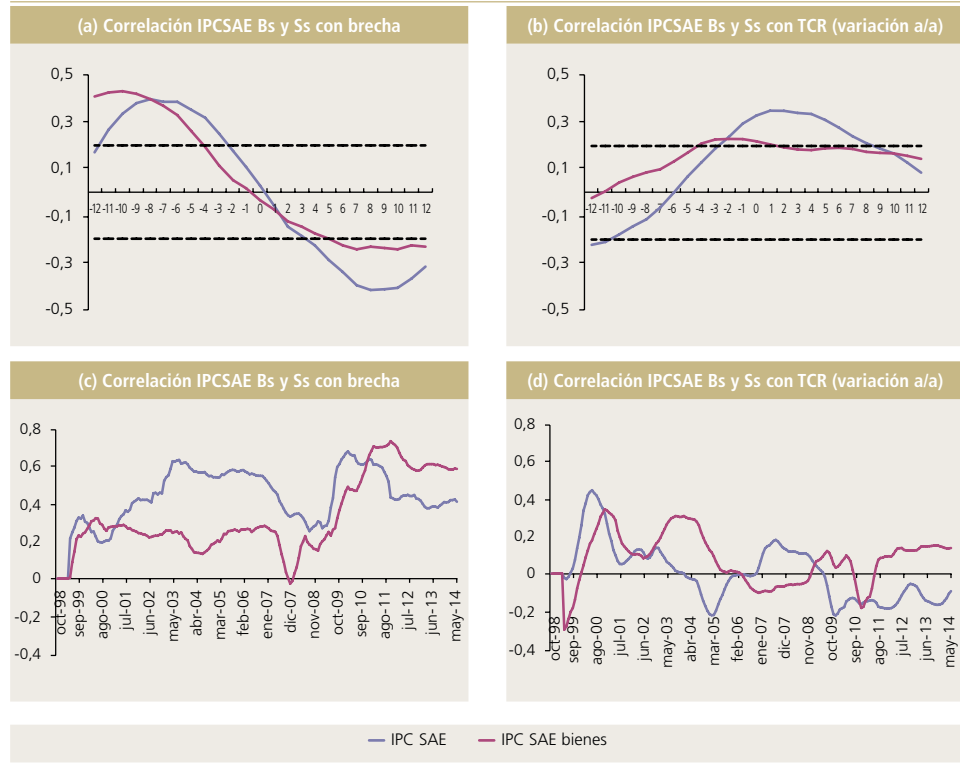
Fuente: Cálculo de los autores a base de información del INE.

Nota: Datos mensuales desde abril de 1990 a mayo del 2014. Los datos se presentan como desviación de la meta de inflación, la que a partir del 2001 ha sido igual a 3% (en un horizonte de dos años). Con anterioridad a la adopción de un esquema completo de metas de inflación existía una inflación objetivo que fue bajando gradualmente desde niveles cercanos a 25% en los años noventa hasta niveles de 3% en el 2001. La inflación SAE excluye alimentos y energía. El apéndice informa sobre la clasificación de los componentes que constituyen bienes y servicios).

El gráfico 2 reporta correlaciones de las inflaciones SAE de bienes y de servicios con la brecha de producto y con la variación interanual del TCR. Los paneles (a) y (b) muestran la correlación con diferentes adelantos y rezagos de ambas variables usando datos de toda la muestra, y los paneles (c) y (d) muestran la correlación contemporánea para ventanas móviles de noventa meses.

Gráfico 2

Correlaciones dinámicas y en el tiempo de las inflaciones SAE bienes y SAE servicios con la brecha de producto y el tipo de cambio real



Fuente: Cálculo de los autores a base de información del INE y del Banco Central de Chile.

Nota: La brecha de producto se calcula aplicando un filtro HP con parámetro de suavización 14400 sobre el logaritmo del Imacec desestacionalizado (X13-ARIMA). Para la definición de las variables de inflación, ver nota al gráfico 1. Las líneas segmentadas denotan el intervalo [-0,2; 0,2]. Si la línea llena sobrepasa tales umbrales, significa que se rechaza H_0 : correlación igual a cero (a nivel de 95% de significancia estadística).

Respecto de la correlación con la brecha de producto, se observa que un aumento en la brecha de producto tiende a preceder un aumento de las inflaciones sobre sus niveles medios; esta regularidad se observa tanto para la inflación de bienes como para la inflación de servicios. En ambos casos la correlación máxima de precedencia tiene lugar entre seis y doce meses. Cabe destacar que también hay una correlación alta con los adelantos de la brecha de producto, pero con signo negativo, quizás porque los aumentos de la inflación hacen que la política monetaria sea más restrictiva para la actividad. La correlación de la inflación con la variación interanual del TCR es más contemporánea y de intensidad similar en ambos componentes. La correlación con la inflación SAE de servicios es algo mayor.

Al considerar la correlación contemporánea en ventanas de noventa meses, se observa una correlación positiva y significativa entre la inflación SAE de servicios y la brecha, tendiendo a permanecer relativamente estable. Antes de

la crisis del 2008, la inflación SAE de bienes se correlacionaba positivamente con la brecha aunque con valores bajos, en el margen, no significativamente distintos de cero. Posteriormente, la correlación aumenta alcanzando valores significativos, lo que es coherente con un ciclo expansivo de demanda y de ingresos. Finalmente, la correlación de ambas inflaciones con variaciones interanuales del TCR ha alcanzado tanto valores positivos como negativos; en general no son significativas.

En resumen, las correlaciones entre la inflación SAE de bienes (servicios) y la brecha de producto evidencian inestabilidad (estabilidad) dependiendo del período muestral. Además, no sorprende que en los datos la inflación SAE de servicios se correlacione más con la brecha. Finalmente, las inflaciones presentan correlaciones inestables con la variación interanual del TCR.

III. METODOLOGÍA

1. Especificación

La curva de Phillips que estimamos tiene la siguiente estructura:

$$\pi_{t+h}^i = \beta_0 + \beta_1(L)\pi_{t-1}^i + \beta_2(L)y_t + \beta_3(L)\bar{q}_t + \varepsilon_{t+h}^i \quad (1)$$

donde $\pi_{t+h}^i \equiv \log(P_{t+h}/P_{t+h-12})$ es la inflación interanual h períodos más adelante respecto del índice de precios i menos la meta: total, SAE, SAE bienes y SAE servicios; y_t es nuestra medida de brecha de producto; $\bar{q}_t \equiv \log(q_{t+h}/q_{t+h-12})$ es la variación interanual del tipo de cambio real, q ; $\beta_1(L)$, $\beta_2(L)$ y $\beta_3(L)$ refieren a polinomios cuya estructura es función del operador de rezagos L y ε_{t+h} es el error de pronóstico⁷. La inflación SAE también se proyecta como

$$\hat{\pi}_{t+h}^{SAE} = \alpha \hat{\pi}_{t+h}^{SAE\text{bienes}} + (1 - \alpha) \hat{\pi}_{t+h}^{SAE\text{servicios}} \quad (2)$$

donde α es la participación del componente bienes en la inflación SAE⁸.

⁷ La ecuación (1) muestra que las proyecciones se realizan por el método directo. En efecto, los estimadores de los parámetros son tales que minimizan el criterio del error cuadrático medio de la proyección h períodos adelante; por tanto, las proyecciones no pueden separarse del proceso de estimación. Por ejemplo, si $h = 6$ meses, cuando se estime (1) automáticamente calculamos la proyección seis meses adelante. Ver Matheson (2008) y Marcellino, Stock y Watson (2006), ecuación (5), p 503. Este método contrasta con la proyección indirecta o por iteración. Nuestra elección sacrifica eficiencia, pero la ventaja es que es más robusto a problemas de especificación. En referencia a la evidencia aportada por Pincheira y Gatty (2014), se explorará la inflación mundial como una extensión natural de este trabajo en el futuro.

⁸ A partir del análisis de la canasta del índice con base 2013=100, $\alpha = 39,6\%$. En la sección de resultados, cuando combinemos las proyecciones de inflación y se implemente la ecuación (2), se usarán las ponderaciones efectivas de las canastas del IPC. Esto brinda la mejor aproximación para ponderar las inflaciones. Más específicamente, con la base 1989=100 los bienes representaban 0,38 de la SAE; en la base 1998=100 aumentó a 0,402, luego para la base 2009=100 se ajustó otra vez al alza a 0,46 (la canasta de transición base 2008=100 tenía una participación similar). Nótese que las participaciones se deducen de los índices de precios, no de la variación en 12 meses. Las ponderaciones relativas se aplican a las inflaciones.

Los fundamentos de las ecuaciones (1) y (2) se hallan en modelos Neo-keynesianos estándares que comprenden una forma reducida híbrida para la curva de Phillips (ver Matheson, 2008, nota 2, p. 163).

2. Estimación

Se utiliza mínimos cuadrados ordinarios, MCO, para estimar los parámetros de la ecuación (1). Los resultados principales que reportamos en la sección IV se obtienen ajustando la metodología a ventanas rodantes de 90 meses.⁹ Los rezagos, tanto en el caso de la curva de Phillips, como en los procesos $AR(p)$, se seleccionaron usando el criterio de información de Schwarz (SC), con un máximo de seis rezagos para cada variable. Se estimó todas las combinaciones posibles de modelos. En particular, si se incluye el rezago L también se incluye $L-1, \dots, 1$. Las variaciones interanuales utilizadas no se corrigieron por estacionalidad, por eso en la aplicación econométrica que presentamos más abajo, incorporamos *dummies* estacionales, además de la constante¹⁰. La especificación del modelo $AR(p)$ es similar a Marcellino, Stock y Watson (2006), ecuación 6, p. 503. Los modelos DESARIMA corresponden a los modelos 2 y 4, presentados en la tabla 1 de Pincheira y Medel (2012).

3. Comparación de errores de pronóstico

Los errores de pronóstico cuadrático medio, ECM , de todas las estimaciones se comparan con un conjunto de modelos definido por el índice $j = \{AR(p), DS2, DS4, \text{promedio } DS2 \text{ y } DS4\}$. En particular, para facilitar la exposición se definen ratios:

$$R_{j,CP,h} = \frac{ECM_j(h)}{ECM_{CP}(h)}, \text{ para } h = 1, 4, 6, 12 \text{ meses.} \quad (3)$$

los que serán menores que uno en caso que, en promedio, el modelo j presente menores errores de proyección que el modelo de la ecuación (1) que incluye la brecha y el TCR. Por el contrario, valores mayores que uno favorecen el modelo de curva de Phillips sobre el modelo j . Estos valores de los ratios son informativos *per se*; por ejemplo, se podría ordenar los modelos en orden descendente según la métrica de poder predictivo relativo.

Complementariamente, se aplica una décima de hipótesis para testear estadísticamente si un modelo entrega —en promedio— un menor error de proyección que otro. En particular, usamos el test estadístico condicional propuesto por Giacomini y White (2006). El rasgo saliente del test es que la distribución de los errores de proyección es condicional a una metodología de

⁹ Se mantienen robustos los principales resultados con ventanas de 60 y 120 meses.

¹⁰ Pincheira y Medel (2012) sugieren que, incluso cuando se consideran variaciones en doce meses de la inflación, persiste un componente estacional relevante a la hora de hacer pronósticos.

estimación y proyección, a los datos y a la especificación del modelo. Al menos dos razones justifican el uso de este test: su generalidad y su versatilidad.

¿Cuál modelo predice mejor en $t + h$, donde h es el horizonte determinado de proyección? Se responde a la pregunta planteando una hipótesis nula que establece la igualdad predictiva en $t + h$ condicional del modelo j y del modelo de la curva de Phillips:

$$H_0: E(\mathbf{L}(j, t, t+h) - \mathbf{L}(Phillips, t, t+h) | \mathbf{F}) = 0,$$

donde la $E(\cdot)$ es condicional en el conjunto de información \mathbf{F} que comprende datos pasados $(Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1)$. \mathbf{L} denota una función de pérdida, que suponemos cuadrática en los errores de proyección:

$$\mathbf{L}(k, t, t+h) = (T-h-m_1)^{-1} \sum_{l=1}^{T-h-m_1+1} \left(\hat{\pi}_{t+h,m}^k - \pi_{t+h,m} \right)^2 \quad (4)$$

donde $k = \{AR(p), DS2, DS4, \text{promedio de } DS2 \text{ y } DS4, Phillips\}$. Nótese que el tamaño de la ventana es fijo, $m = 90$; m_1 es la primera ventana. La hipótesis alternativa sugiere que el modelo de la curva de Phillips lo hace mejor:

$$H_1: E(|\mathbf{L}(j, t, t+h) - \mathbf{L}(Phillips, t, t+h)| | \mathbf{F} \geq \delta) > 0,$$

El estadístico se deriva siguiendo a Wald usando un argumento de normalidad asintótica, como sigue:

$$T_{m,n,h}^{\mathbf{H}} = n \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right]' \tilde{\Omega}_n^{-1} \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right] \sim \chi_{q,(1-\alpha)}$$

donde $n = T-h-m_1$, \mathbf{H}_t es una función medible que para cada t es un vector 2×1 : $[1, \Delta \mathbf{L}_{m,t}]$. Además, $\Delta \mathbf{L}_{m,t+h} = \mathbf{L}(j, t, t+h) - \mathbf{L}(Phillips, t, t+h)$ y $\alpha = 50\%$. Dado el tamaño de \mathbf{H}_t , la varianza $\tilde{\Omega}_n^{-1}$ es 2×2 y se estima siguiendo a Newey y West (1987):

$$\begin{aligned} \tilde{\Omega}_n^{-1} &= \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right] \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right]' \\ &+ n^{-1} \sum_{l=1}^{h-1} w_{n,l} \left[\begin{aligned} &\left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right] \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h-l} \right]' \\ &+ \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h-l} \right] \left[n^{-1} \sum_{t=m}^{T-h} \mathbf{H}_t \Delta \mathbf{L}_{m,t+h} \right]' \end{aligned} \right] \end{aligned}$$

donde $w_{n,l}$ es una función tal que converge a 1 cuando $n \rightarrow \infty$ para cada $l=1, \dots, h-1$. El test se basa en teoría asintótica, donde, si $T \rightarrow \infty$, también lo hace el límite superior del sumatorio en (4). En este trabajo, la ventana de 90 meses resulta en $n=290-h-90$ observaciones útiles para llevar a cabo el test. En resumen, si $T_{m,n,h}^{\mathbf{H}} > \chi_{2,(0,95)}$, luego se rechaza H_0 , lo que implica que no existe evidencia respecto de diferencias predictivas entre el modelo j y la curva de Phillips.

IV. RESULTADOS

1. Estimaciones

El panel (a) del cuadro 2 muestra los resultados de las estimaciones de la curva de Phillips, ecuación (1). En general, se observa que el criterio de selección de Schwartz utilizado valida la inclusión de la brecha de producto y la variación interanual del TCR. Por ejemplo, en la proyección $h = 6$ meses la brecha se incluye en todas las ventanas examinadas en el caso de la inflación SAE, 89% en el caso de la inflación SAE bienes y 86% en la inflación SAE servicios. En términos generales, se observa que para horizontes muy cortos el poder explicativo de la brecha es menor y, a medida que nos alejamos en el tiempo, este aumenta. En efecto, lo anterior se verifica en que la proporción de las veces que aparece la brecha de producto en las proyecciones va en aumento.

En el caso de la variación interanual del TCR, se selecciona más veces cuando h aumenta. Los datos sugieren que es más relevante para explicar la inflación subyacente que la total. Sin embargo, en cierta medida, y contrario a lo que se esperaba, la variación del TCR aparece más veces en la estimación de la inflación SAE servicios que en la de bienes.

El panel (b) del mismo cuadro muestra el número de rezagos promedio (considerando solo las veces en que la variable es seleccionada) elegido de acuerdo al criterio de Schwartz. Para la inflación SAE, en línea con la evidencia mostrada en la sección II, la brecha aparece con dos y tres rezagos en promedio, mientras que la variación interanual del TCR aparece más contemporánea, con rezagos promedio que van disminuyendo a medida que h aumenta.

Cuadro 2

Hechos notables del ejercicio de estimación de las curvas de Phillips

Inflación a proyectar	Brecha de producto				Variación anual del TCR			
	Horizonte de proyección (h)							
	1	4	6	12	1	4	6	12
a. Proporción de las veces que la variable es incluida								
Total	0,63	0,76	0,66	0,63	0,10	0,39	0,46	0,37
SAE	0,74	0,96	1,00	0,98	0,33	0,65	0,77	0,54
SAE bienes	0,54	0,94	0,89	0,97	0,13	0,42	0,52	0,55
SAE servicios	0,53	0,85	0,86	0,66	0,23	0,57	0,70	0,57
b. Rezago promedio								
Total	1,61	1,44	1,42	3,53	2,95	1,41	1,40	2,68
SAE	2,51	3,33	3,09	1,96	3,57	1,35	1,50	1,40
SAE bienes	2,53	3,59	3,58	2,04	2,38	2,76	1,78	2,55
SAE servicios	1,41	1,42	1,54	2,68	3,22	2,61	2,11	2,19

Fuente: Cálculo de los autores.

Nota: Para la definición de las variables ver nota del gráfico 1. El panel (a) muestra el porcentaje de veces que la brecha producto y/o la variación del TCR es elegida en la ecuación (1). El panel (b) muestra la cantidad promedio de rezagos con que aparece la brecha de producto y/o la variación del TCR condicional a que estas variables sean incluidas.



2. Proyección fuera de muestra

Esta subsección resume los principales resultados:

1. Si se usan curvas de Phillips para explicar la inflación total, se obtienen errores de proyección en promedio mayores que en modelos de series de tiempo univariados.
2. Los pronósticos de la inflación subyacente resultan en promedio mejores si usamos curvas de Phillips, superando las contrapartes univariadas, en un horizonte a 12 meses, y se mantiene que en horizontes cortos los modelos univariados entregan mejores pronósticos.
3. El método de combinación de proyecciones de la inflación SAE construida a partir de agregar los componentes SAE bienes y servicios entrega aun mejores pronósticos a 12 meses para la inflación SAE.

Los cuadros 3A y 3B muestran los resultados comparando el poder predictivo de la curva de Phillips para distintos componentes de la inflación y horizontes, versus modelos $AR(p)$ y promedio de modelos $DS2$ y $DS4$, respectivamente. El panel (a) muestra los resultados obtenidos usando la curva de Phillips, ecuación (1) y el panel (b) los resultados con una curva de Phillips que excluye la variación interanual del TCR. En particular, el modelo de curva de Phillips lo hace mejor si los ratios calculados según la ecuación (3) son (significativamente) mayores que uno.

Nuestras estimaciones muestran que, en línea con lo encontrado en otros trabajos citados más arriba, la brecha de producto y/o en conjunto con la variación interanual del TCR no contribuyen a mejorar la proyección de inflación total. Los ratios aumentan en relación directa con el horizonte de proyección pero, sorprendentemente, para $h = 12$ disminuyen, mostrando inestabilidad de la relación de Phillips. Análogamente, la inestabilidad se evidencia para la inflación subyacente en su componente de servicios.

En contraste, para la inflación subyacente total y subyacente de bienes, los ratios aumentan como es de esperar y son significativos, lo que revela que las curvas de Phillips estimadas resultan competitivas, independientemente de si incluimos o no el tipo de cambio real, paneles (a) o (b) del cuadro 3A.

Resumiendo, en el muy corto plazo, es decir proyectando un mes, siempre son mejores los modelos $AR(p)$, para todos los agregados considerados de inflación. Para un horizonte de corto a mediano plazo, $h = 4, 6$ y 12 , la curva de Phillips para SAE y SAE bienes sugiere ser mejor que el modelo $AR(p)$, aunque no siempre el resultado es significativo (es mejor para SAE cuando se utiliza la brecha junto con el TCR y mejor para SAE bienes sin TCR; esta última evidencia no es esperada “a priori”). Para la inflación SAE servicios la curva de Phillips es episódicamente mejor que los modelos $AR(p)$.

Respecto al rol del TCR, no parece ayudar significativamente a predecir la inflación. De hecho, al incluir la variación del TCR, panel (a), el modelo de curva de Phillips lo hace marginalmente peor que solo con brecha.

Cuadro 3

Razón de errores cuadráticos medios (R):

	A. Relativo a curva de Phillips			
	Horizonte de proyección (h)			
	1	4	6	12
Inflación a proyectar				
a. Modelo con TCR y brecha				
Total	0,952**	0,982**	1,058**	0,918*
SAE	0,906**	1,093**	1,195*	1,076*
SAE bienes	0,884**	1,126**	1,311	1,381
SAE servicios	0,972**	1,026**	0,993**	0,848*
b. Modelo con brecha				
Total	0,944**	1,011**	1,125**	0,994**
SAE	0,969**	1,147**	1,316	1,131
SAE bienes	0,897**	1,200**	1,369	1,510*
SAE servicios	0,983**	1,039**	1,083*	0,981**

Fuente: Cálculo de los autores.

Nota: Para la definición de las variables, ver nota del gráfico 1. Los números en los paneles (a) y (b) son las razones entre ECM de las proyecciones producidas con el AR y las correspondientes a las curvas de Phillips. Un número significativamente mayor que uno significa que el modelo de curva de Phillips lo hace mejor. En el panel (a) se usa la curva de Phillips de la ecuación (1) y en el panel (b) se usa la misma ecuación, pero excluyendo la variación interanual del TCR. Los símbolos * denotan que el ratio es distinto de uno al 10% y ** al 5%. Test de Giacomini y White (2006). Los detalles de nuestra implementación se hallan en la sección III.

Por otro lado, el cuadro 3B compara los modelos de curvas de Phillips con un *benchmark* más exigente: un promedio de los modelos *DS2* y *DS4*. Ahora, los errores de proyección de las curvas de Phillips son significativamente mayores que en el *benchmark*, sobre todo en los horizontes de proyección menores o iguales a $h = 6$ meses. Las máximas diferencias se aprecian en horizontes más cortos: a un mes los modelos univariados *DS* presentan, en promedio, un error de la mitad del tamaño del que entregan las curvas de Phillips.

Si bien los ratios mejoran monótonicamente a medida que el horizonte de proyección es más largo, es un resultado alentador que las proyecciones de las curvas de Phillips de la inflación subyacente lo hagan significativamente mejor que los *benchmarks*, en especial el promedio de los modelos *DS2* y *DS4* (ratio es significativamente mayor que uno a 12 meses). En la misma dirección, el componente de inflación SAE bienes para $h = 12$ exhibe un ratio mayor que uno, aunque no es estadísticamente significativo. Los resultados se mantienen si se contemplan como *benchmarks* cada uno de los modelos *DS* por separado.



Cuadro 3 (continuación)

Razón de errores cuadráticos medios (R):

B. Promedio $DS2$ y $DS4$ relativo a curva de Phillips				
	Horizonte de proyección (h)			
	1	4	6	12
Inflación a proyectar				
a. Modelo con TCR y brecha				
Total	0,493**	0,719**	0,812**	0,828**
SAE	0,437**	0,625**	0,735**	1,044**
SAE bienes	0,531**	0,672*	0,861**	1,273
SAE servicios	0,505**	0,552**	0,604**	0,796*
b. Modelo con brecha				
Total	0,489**	0,745**	0,865**	0,895**
SAE	0,467**	0,655**	0,783**	1,102**
SAE bienes	0,539**	0,714**	0,900**	1,398
SAE servicios	0,510**	0,560**	0,639**	0,909**

Fuente: Cálculos de los autores.

Nota: Ver notas del gráfico 1 y cuadro 3. El *benchmark* es un promedio de modelos DESARIMA2 y DESARIMA4 ($DS2$ y $DS4$) como los presentados en la tabla 1 de Pincheira y Medel (2012). Símbolos * y ** denotan que el ratio es distinto de uno al 10% y 5%. Test de Giacomini y White (2006).

Finalmente, usamos la mejor estimación (en cada ventana) y proyección de los componentes bienes y servicios de la inflación SAE. Así, se combinan las proyecciones de los componentes siguiendo la ecuación (2) y se obtiene una proyección de la inflación subyacente consistente. El cuadro 4 reporta nuevamente los ratios (3) donde en el denominador se utiliza la combinación de los componentes con: (i) la curva de Phillips para la inflación SAE agregada, que surge de la ecuación (1) y (ii) los modelos de series de tiempo $AR(p)$ y DS .

Los resultados son relevantes, pues muestran que agregar las proyecciones de curvas de Phillips sectoriales es significativamente mejor que usar una curva de Phillips agregada. En particular, cuando comparamos respecto de los modelos DS , la curva de Phillips lo hace significativamente mejor que el promedio solo cuando $h=12$. Ahora, cuando los *benchmarks* son menos exigentes como, por ejemplo, los modelos $AR(p)$, la curva de Phillips entrega mejores pronósticos para todos los horizontes.

El resultado es interesante, pues revela una mejora potencial en los pronósticos causada por la combinación de proyecciones de inflación SAE de bienes y de servicios.

Cuadro 4

Razón de ECMs (R): Modelos alternativos para la Inflación SAE versus curva de Phillips SAE agregada, Ec. (2)

	Horizonte de proyección (h)			
	1	4	6	12
Modelo a comparar				
Curva de Phillips SAE	1,199*	1,144**	1,271**	1,189**
AR(p)	1,087**	1,250**	1,518*	1,279
DS2	0,528**	0,730**	0,929**	1,199
DS4	0,528**	0,720**	0,929**	1,290
Promedio DS2 y DS4	0,524**	0,716**	0,918**	1,231*

Fuente: Cálculos de los autores.

Nota: Los números en este cuadro son las razones entre el ECM de las proyecciones de los modelos indicados (AR, curva de Phillips para la inflación SAE, DS2, DS4 y promedio de estos para la inflación SAE) relativo al ECM de la inflación SAE usando la combinación de los componentes de bienes y de servicios, de modo que un número significativamente mayor que uno significa que el modelo sectorial (ecuación (2)) lo hace mejor. Símbolos * y ** denotan ratios distintos de uno al 10% y 5%; test de Giacomini y White (2006).

V. CONCLUSIONES

En este trabajo exploramos la importancia de incluir variables macroeconómicas en las proyecciones de la inflación en Chile. En primer lugar, encontramos que las curvas de Phillips para la inflación total presentan errores de proyección en promedio mayores que los modelos de series de tiempo univariados. Esto está en línea con la literatura previa para Chile y el mundo. En segundo lugar, resultan mejores los pronósticos de curvas de Phillips únicamente para la proyección de la inflación subyacente en un horizonte de 12 meses. En los modelos estimados resultan relevantes tanto la brecha como la variación interanual del TCR.

Tercero, la proyección de la inflación SAE construida a partir de agregar las proyecciones de sus componentes bienes y servicios es significativamente mejor que todos los modelos considerados solo en el horizonte a 12 meses. Esto sugiere que la combinación de proyecciones para la inflación SAE a 12 meses es relevante, porque brinda sustento a su implementación en modelos de proyección estructurales de mediano plazo.



REFERENCIAS

Demers, F. y A. De Champlain (2005). “Forecasting Core Inflation in Canada: Should We Forecast the Aggregate or the Components?” Documento de Trabajo 05-44, Banco Central de Canadá.

Giacomini, R. y H. White (2006). “Tests of Conditional Predictive Ability”. *Econometrica* 74(6): 1545–78.

Granger, C.W.J. (1980). “Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models”. *Journal of Econometrics* 14(2): 227–38.

Granger, C.W.J. y P. Newbold (1977). *Forecasting Economic Time Series*. New York, NY: New York Academic Press.

Lütkepohl, H. (1984). “Forecasting Contemporaneously Aggregated Vector ARMA Processes”. *Journal of Business & Economic Statistics* 2(3): 201-14.

Marcellino, M., J. Stock, y M. Watson (2006). “A Comparison of Direct and Iterated Multistep AR Methods for Forecasting Macroeconomic Time Series”. *Journal of Econometrics* 135(1–2): 499–526.

Marcellino, M., J. Stock, y M. Watson (2003). “Macroeconomic Forecasting in the Euro Area: Country-specific versus Area-wide Information”. *European Economic Review* 47(1): 1–18.

Matheson, T. D. (2008). “Phillips Curve Forecasting in a Small Open Economy”. *Economics Letters* 98(2): 161–6.

Newey, W. y K. West (1987). “A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”. *Econometrica* 55: 703–8.

Pincheira, P. y H. Rubio (2010). “El Escaso Poder Predictivo de Simples Curvas de Phillips en Chile: Una Evaluación en Tiempo Real”. Documento de Trabajo N°559, Banco Central de Chile.

Pincheira, P. y C. Medel (2012). Forecasting Inflation with a Simple and Accurate Benchmark: A Cross-country Analysis”. Documento de Trabajo N°677, Banco Central de Chile.

Pincheira P. y A. Gatty (2014). “Forecasting Chilean Inflation with International Factors”. Documento de Trabajo N°723, Banco Central de Chile.

Stock J. y M.W. Watson (2009). “Phillips Curve Inflation Forecasts”. En: J. Fuhrer, Y. Kodrzycki, J. Little, G. Olivei: Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy. Cambridge: MIT Press: 99–202.

APÉNDICE

COMPONENTES DE LA INFLACIÓN SAE

Inflación SAE servicios incluye:

Arriendos, servicios públicos como agua potable, transporte aéreo y terrestre, servicio de telefonía, etc., servicios relacionados con la recreación, servicios médicos, servicios educacionales, servicios relacionados con la alimentación, servicios de reparación y mantenimiento de la vivienda y del automóvil, juegos de azar, servicios personales, gastos financieros, seguros y servicios prestados por profesionales (notarial y otros).

Inflación SAE bienes comprende:

Bebidas, vino y cervezas, vestuario y calzado, artículos de reparación de la vivienda, artículos de línea blanca del hogar, artículos de limpieza, medicamentos, vehículos nuevos y usados y gastos en bienes asociados, artículos electrónicos del hogar, computadores, bienes de entretenimiento para niños, diarios y otras publicaciones, tabaco y artículos de cuidado e higiene personal.