



NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

UN ANÁLISIS DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA DEL PRECIO DEL COBRE SOBRE LA INFLACIÓN GLOBAL *

Carlos A. Medel**

I. INTRODUCCIÓN

Esta nota utiliza una familia manejable de modelos de series de tiempo para comparar la capacidad predictiva entre un componente principal *ad hoc* de inflación global y el precio del cobre, al predecir la tasa de inflación interna de una muestra de 53 países que cubre períodos mensuales entre 1995 y 2013. Además, se analiza la capacidad predictiva que el precio del cobre puede tener por sobre el factor global utilizándolo de manera conjunta, y finalmente, por sobre el precio del petróleo; también al predecir la inflación interna. Se pone énfasis especial sobre la economía chilena, donde el precio del cobre juega un rol distinto al del resto de las economías analizadas.

La importancia de analizar y comparar la capacidad predictiva del precio del cobre radica en la existencia de abundante literatura que apoya la hipótesis de que los precios de materias primas actúan como predictor de la inflación local. Sin embargo, la tendencia es a referirse como precios de materias primas exclusivamente al precio del petróleo o a una canasta de materias primas, sin una identificación directa del aporte del precio del cobre. Particularmente relevante resulta que estimaciones de curvas de Phillips (de economías abiertas) para la economía chilena entregan resultados robustos sobre la influencia de ambas materias primas —cobre y petróleo— sobre la dinámica inflacionaria¹.

* Se agradecen los comentarios y sugerencias del Comité Editorial de las Notas de Investigación Económica de Economía Chilena, y la asistencia de investigación de Boris Pastén. Las opiniones expresadas en este trabajo no necesariamente corresponden al pensamiento del Banco Central de Chile o sus autoridades. Cualquier error u omisión es responsabilidad del autor.

** Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: cmedel@bcentral.cl.

¹ Estimaciones disponibles en subsección III.1.

Asimismo, la inflación global también resulta robusta y con incidencia mayor que ambas materias primas en la inflación chilena. Los coeficientes asociados a cada una de las materias primas referidas resultan en un orden similar, por lo que su capacidad explicativa (dentro de muestra) sugeriría que es esperable un comportamiento predictivo (fuera de muestra) también similar. Sin embargo, al utilizar estos indicadores globales de manera simultánea, los resultados se alejan de lo esperado por la teoría, haciendo un llamado a desentrañar la verdadera información que el precio del cobre posee sobre la inflación. De esta forma, este estudio indaga sobre la potencial capacidad predictiva que el precio del cobre podría tener por sobre la del petróleo, y comparada con un factor de inflación global utilizando modelos adecuados para este fin. A su vez, se comparan con los resultados de dos grupos de países a los que Chile pertenece.

Los resultados indican que, para el caso de Chile, las ganancias predictivas al utilizar el precio del cobre como predictor de la inflación interna son bajas o inexistentes, especialmente al ser comparadas con las del factor de inflación global, donde particularmente Chile se beneficia más que cualquier otra economía considerada. Para el resto de los países, los resultados sugieren también un rol menor del precio del cobre para predecir las tasas de inflación local y por debajo de lo que aporta el factor global de inflación. Sin embargo, el precio del cobre produce un aporte al ser combinado con el factor inflación global, el cual se destruye si además se considera el precio del petróleo. Existe una alta heterogeneidad de los resultados entre los países considerados, siendo los países caribeños de la muestra los que más se benefician de la información del precio del cobre.

Evidentemente, el cobre ha jugado un importante rol en la historia reciente de Chile sobresaliendo del ámbito puramente económico (Arellano, 2012; Meller, 2013). Asimismo, Chile constituye una de las primeras economías en vincular explícitamente un gasto fiscal contracíclico al precio de esta materia prima, la que abarca 51% de las exportaciones totales (promedio 2003.1-2015.8)². Sin embargo, las ganancias económicas provenientes de la exportación de cobre de las que Chile ha usufructuado durante las últimas cuatro décadas se deben, en último término, a la magnitud del mercado global en la que se transa este recurso. Lo anterior además implica que la dinámica de equilibrio del mercado del cobre queda determinada por la demanda y oferta mundiales, dejando expuestos a disrupciones inesperadas tanto a productores como a consumidores. Dado que el uso del cobre es primordialmente como materia prima, el mecanismo de transmisión de disrupciones en costos y precios internos es directo, y similar al de otras materias primas.³ Otro mecanismo directo de transmisión de ambas materias primas se debe a su uso en el país, cuyas disrupciones en sus precios se reflejan directamente en la inflación. Es importante recalcar que, dentro de una canasta de materias primas altamente transadas globalmente, por

² Ver más detalles en Marcel et al. (2001), Pedersen (2008), y Frankel (2013).

³ Una descripción más detallada del mercado del cobre y la influencia del cobre en la economía chilena se encuentra en Pedersen (2015) y las referencias citadas en ese artículo.

ejemplo, aquella del índice de precios de materias primas del *Fondo Monetario Internacional*, entrega una ponderación de 7,7% al cobre (a noviembre de 2015). Esta es la segunda mayor ponderación otorgada para un producto fuera de la categoría de combustibles⁴.

Así, en un mundo caracterizado por una alta y creciente tasa de comercialización de bienes —especialmente materias primas— y capitales internacionales, resulta valioso cuestionarse: ¿En qué medida el precio del cobre es un predictor de las tasas de inflación interna? ¿Cómo es su rendimiento comparado con el de un indicador de la inflación global y con el precio del petróleo? ¿Existe algún efecto particular para Chile que es distinto para el resto de los países? Los resultados base de este trabajo corresponden a aquellos obtenidos para la economía chilena. Sin embargo, y abstrayéndose de este caso particular, los resultados se comparan con los de dos grupos de países a los que Chile pertenece: la *Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico* (OCDE, 31 países) y al *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos* (CEMLA, 22 países).

El ejercicio compara predicciones provenientes de una familia de diez modelos de series de tiempo sin aumentar versus una versión aumentada que incluye un factor definido como: (i) el primer componente principal de un conjunto de 52 países (53 menos el de referencia), (ii) el precio del cobre, (iii) ambas series anteriores simultáneamente, y (iv) las mismas series anteriores sumadas al precio del petróleo. De esta forma, los resultados indican que el precio del cobre mejora el rendimiento predictivo —aunque en una modesta cuantía—, comparado con el caso sin factor alguno, en al menos un 66% de los países al predecir en uno de los horizontes considerados, siendo estos uno, 12 y 24 meses adelante.

El resto del trabajo continúa de la siguiente manera. En la sección II se presenta una breve revisión de la literatura relacionada, *i.e.* proyección de inflación interna con factores globales. En la sección III se presenta evidencia de la significancia estadística de los factores analizados en una versión de la curva de Phillips neokeynesiana, la metodología econométrica —la familia de modelos predictivos—, así como los procedimientos de evaluación y la base de datos. En la sección IV se presentan los resultados considerando Chile y cuatro macrogrupos, facilitando una comparación entre la extensa muestra de países heterogéneos. Finalmente, se concluye en la sección V.

II. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA RELACIONADA

Un análisis integral reciente sobre la proyección de tasas de inflación local con factores globales se encuentra en Chen et al. (2014). Los autores analizan específicamente el rol de los precios de materias primas en la inflación de cinco economías pequeñas y abiertas que han adoptado metas de inflación, incluyendo

4 La mayor ponderación para un producto fuera de la categoría combustibles es el aluminio, con un 10,5%.

a Chile. Sus resultados indican que la dinámica de precios externos ayuda a predecir diversos indicadores de precios internos, aunque en algunos casos la evidencia es episódica a través del tiempo y de países.

El ejercicio aquí descrito difiere del de Chen et al. (2014) en diversas dimensiones. En particular, el presente estudio considera el precio de solo el cobre y el petróleo (y un factor de inflación global), prescindiendo de otras materias primas. Además, el análisis se realiza con una familia de modelos de series tiempo estacionarias; por lo tanto, sin un vector de cointegración. Finalmente, esta nota analiza 53 países de los cuales solo dos (Canadá y Chile) coinciden con los cinco de la muestra de Chen et al. (2014).

Especialmente después del colapso del banco de inversión *Lehman Brothers* en EE.UU. —que marcó un punto de inflexión en la crisis financiera de 2008-9— se han realizado muchos esfuerzos para comprender las diversas conexiones de cada país con el resto del mundo, de la economía tanto real como financiera. Como resultado, nuevas técnicas de modelamiento incorporan explícitamente un bloque o variable global como nuevo ingrediente de la dinámica macroeconómica nacional. Los mencionados elementos globales no han estado exentos de análisis para la literatura macroeconómica de inflación y su predicción. Ciccarelli y Mojon (2010), por ejemplo, analizan el rol de un factor global al predecir las tasas de inflación interna de 22 países de la OCDE. Sus resultados indican un rol significativo para el factor global utilizando una muestra hasta 2007, obviamente excluyendo el auge del precio de materias primas de 2007-8 y la crisis financiera de 2008-9. Resultados similares se encuentran y confirman en Friedrich (2014) y en Medel et al. (2016) utilizando una muestra más reciente y con un mayor número de países también pertenecientes a la OCDE.

Diversos ejercicios se han realizado con la finalidad de averiguar cómo variables globales pueden explicar la dinámica de precios internos en un contexto dentro de muestra⁵. La literatura sobre la *capacidad predictiva* de un factor global de precios sobre tasas de inflación interna, al estilo de Ciccarelli y Mojon (2010), es menor en número. El caso de otra materia prima altamente transada y con baja tasa de sustituibilidad como es el petróleo, es analizado de manera similar en Medel (2015a) para los mismos países de este trabajo. Pasaogullari y Waiwood (2014) presentan un ejercicio simple para la economía de EEUU en particular, prediciendo la inflación interna también haciendo uso del precio del petróleo. Similar a lo encontrado en Medel et al. (2016), la extracción de la información adecuada del factor pareciera ser un tema relevante, considerando que al utilizar el factor con proyección perfecta el ajuste fuera de muestra mejora sustancialmente. Así, Pasaogullari y Waiwood (2014) también encuentran un

⁵ Este es el caso de, por ejemplo, Kose et al. (2003), Wang y Wen (2007), Baglioni y Morana (2009), Beck et al. (2009), Hakkio (2009), Calza (2009), Capistrán y Ramos-Francia (2009), Monacelli y Sala (2009), Ihrig et al. (2010), Milani (2010), Çiçek (2012), Mumtaz et al. (2011), Neely y Rapach (2011), Mumtaz y Surico (2012), y Förster y Tillman (2013).

rol episódico (por país y período) para el precio del petróleo como predictor de inflación interna. De esta forma se señala que este estudio es pionero en el análisis comparado de la capacidad predictiva del precio del cobre de manera sistemática para los dos grupos de países considerados en la muestra.

III. CONFIGURACIÓN ECONOMETRICA

Una descripción compacta del ejercicio econométrico desarrollado en este trabajo es la siguiente. Se realizan y comparan diez proyecciones multihorizonte provenientes de una misma familia de diez modelos univariados. La familia de modelos es introducida en Pincheira y García (2012) y extendida en Pincheira y Medel (2015), denominada DESARIMA⁶. Cada uno de estos modelos es aumentado con un factor exógeno, ya sea: (i) el factor global (*I.Global*), (ii) el precio del cobre (*P(Cobre)*), (iii) la suma del factor global con el precio del cobre (*Factor1*), o (iv) la suma del factor global, el precio del cobre, y el precio del petróleo (*Factor2*). Una vez realizadas las proyecciones con cada uno de los diez modelos DESARIMA con y sin aumentar, se calcula la raíz cuadrada del error cuadrático medio (en adelante, RECM) para cada proyección $h=\{1,12,24\}$ meses adelante.

Un paso final consiste en comparar los correspondientes dos “cocientes RECM” obtenidos de los diez modelos: el cociente entre la RECM obtenido con cualquiera de las versiones aumentadas y la RECM sin factor exógeno. Finalmente, la se aplica la prueba de Clark y West (2007, en adelante CW) a pares de comparaciones promedio con y sin factor exógeno para analizar cuándo es conveniente incluir cualquiera de ambos al predecir la inflación interna. Así, esta comparación se realiza entre un *modelo base y su versión aumentada*. Se aplica una segunda prueba, basada en Diebold y Mariano (1995) y West (1996) (en adelante, DMW) para analizar si *P(Cobre)* es mejor predictor que *I.Global*, por lo que esta comparación se realiza entre las *versiones aumentadas*.

La razón principal para utilizar esta familia de modelos lineales y univariados radica en la sencillez analítica que proveen. En particular, el uso de estos modelos obedece precisamente a que incluyen, bajo una misma especificación, modelos tradicionalmente utilizados para predecir la inflación en países con experiencias inflacionarias distintas, con relativo éxito. Además, y dado que utilizan la información contenida en la propia serie, a través de los diez modelos se prueban distintas formas de extraer la información relevante. De esta forma es identificable de manera directa el aporte predictivo genuino de variables exógenas. Sin embargo, y para este último fin, se analiza primero la significancia estadística dentro de muestra de todos los factores considerados en una especificación de curva de Phillips híbrida neokeynesiana.

6 Acrónimo del inglés *Driftless Extended Seasonal Autoregressive (AR) Integrated Moving Average (MA) model*.

1. Estimaciones de curvas de Phillips para la economía chilena

En esta subsección se presentan los resultados de la estimación de una curva de Phillips híbrida neokeynesiana de economía cerrada (modelo base) y subsecuentes versiones aumentadas de economía abierta con los tres factores exógenos por separado y combinados. La estimación base corresponde a la ecuación (1) (Galí et al., 2005):

$$\pi_t = \bar{\pi} + \lambda x_t + \kappa g_{t-1} + \gamma \pi_{t-1} + (1 - \gamma) E[\pi_{t,t+h}^f] + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde π_t es la inflación en t , x_t es una medida de brecha de producto, g_t es un factor de precios exógeno —ya sea $I.Global$, $P(Cobre)$, $P(Petróleo)$ o combinaciones de estos—, y $E[\pi_{t,t+h}^f]$ es la expectativa de inflación para el período f , medida con una proyección h períodos adelante realizada en el momento t . $\{\bar{\pi}, \lambda, \kappa, \gamma, \sigma_\varepsilon^2\}$, $0 \leq \gamma \leq 1$, son parámetros a estimar suponiendo que $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Dada la endogeneidad de las variables del modelo base, la estimación se realiza mediante el método generalizado de momentos (MGM) y utilizando medidas directas de expectativas de inflación. Así, también se reporta el listado de variables instrumentales (VI), y la inferencia estadística sobre el estadístico J (hipótesis nula: las VI son válidas).

Todas las series se utilizan en frecuencia mensual. Tanto la inflación como los factores exógenos se definen como la variación anual de su serie original en niveles, mientras la medida de brecha de producto, como la diferencia entre el (log) índice mensual de actividad económica (Imacec) y su versión de “producto potencial”, tal como se presenta en Medel (2015b)⁷. Finalmente, la variable de expectativas de inflación corresponde al primer componente principal obtenido entre la expectativa inflacionaria 12 y 24 meses adelante, reportada en la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile. Cabe notar que la disponibilidad de esta serie limita una estimación con una mayor cantidad de observaciones, circunscribiéndose este ejercicio al período 2000.1-2013.3.

Los resultados se presentan en el cuadro 1. Se observa que para las especificaciones base [1]-[4] (la de economía cerrada más las que contienen solo un factor a la vez) coinciden con lo dictado por la teoría. Un aspecto interesante que se observa es que, con respecto a la especificación base ([1]), la introducción del factor de inflación global ([2]) afecta principalmente a la brecha de producto, al ser el coeficiente que más reduce su tamaño. Con los precios de materia primas ([3] y [4]), estadísticamente significativos y de magnitud menor, provocan un reajuste en todos los restantes coeficientes aumentando el rezago y reduciendo el aporte de las expectativas y de la brecha de producto.

⁷ La versión “producto potencial” del Imacec corresponde a la serie de Imacec proyectada 60 pasos adelante con un modelo estadístico, desestacionalizada, y luego filtrada con el filtro Hodrick-Prescott.

Cuadro 1
Estimaciones de curvas de Phillips híbridas neokeynesianas (*)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
Variable dependiente π_t							
π_{t-1}	0,865 [0,000]	0,867 [0,000]	0,984 [0,000]	0,921 [0,000]	0,908 [0,000]	0,696 [0,000]	0,855 [0,000]
$\bar{\pi}_t$	0,134 [0,000]	0,133 [0,000]	0,016 [0,000]	0,079 [0,000]	0,093 [0,000]	0,304 [0,000]	0,145 [0,000]
$\bar{y}_t$	0,223 [0,000]	0,189 [0,000]	0,137 [0,000]	0,061 [0,088]	0,097 [0,014]	0,153 [0,074]	0,193 [0,034]
$I.Global_{t-1}$	-	0,061 [0,071]	-	-	0,056 [0,085]	-	-0,182 [0,071]
$P(Cobre)_{t-1}$	-	-	0,009 [0,000]	-	0,006 [0,076]	-0,020 [0,094]	-0,018 [0,064]
$P(Petróleo)_{t-1}$	-	-	-	0,008 [0,000]	-	-	0,015 [0,009]
$\bar{\pi}$	0,589 [0,000]	0,557 [0,000]	-0,021 [0,902]	0,053 [0,588]	0,307 [0,288]	1,085 [0,123]	0,395 [0,459]
$\bar{R}^2$	0,930	0,938	0,938	0,956	0,941	0,934	0,906
D.E. Regresión	0,601	0,566	0,568	0,485	0,565	0,601	0,705
Estadístico J	2,265	7,443	1,937	5,635	2,663	2,448	1,496
Valor-p	0,322	0,114	0,379	0,130	0,446	0,294	0,473
Variables Instrumentales (rezagos)							
Constante	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
π_{t-p}	(2)	(2)	(2)	(2)	(2), (3)	(2)	(2)
$\bar{\pi}_{t-p}$	(4), (5)	(4), (5)	(4), (5)	(4), (5)	(12)	(3)	(2), (3)
$\bar{y}_{t-p}$	(1)	(3), (4)	(1)	(1)	(1), (7)	(1)	(1)
(G), (C), [P]	-	(2), (9)	(2)	[2], [4]	(2), (3)	{4}, {12}, (3)	(5), {5}, [5]

Fuente: Elaboración propia.

(*) Muestra: 2000.1-2013.3. Valor-p del coeficiente en [-]. VI: Rezagos de factor global, precio del cobre, y precio del petróleo en (-), {-}, y [-].

En todas las estimaciones las variables instrumentales resultan válidas. Sin embargo, en las especificaciones que incluyen más de un factor —exceptuando [5], la que incluye *I.Global* y *P(Cobre)*— se obtiene que, si bien las variables son estadísticamente significativas, el signo del coeficiente cambia con respecto a los casos anteriores. En particular, la especificación [6] incluye el precio de ambas materias primas arrojando un coeficiente negativo para *P(Cobre)*, el cual se repite y extiende para *I.Global* en la especificación [7]. La razón principal de este resultado se atribuye a la colinealidad de las variables consideradas de manera conjunta, ya que como se obtiene con las especificaciones [2]-[4], por sí solas son estadísticamente significativas y de un coeficiente similar para *P(Cobre)* y *P(Petróleo)*. La correlación incondicional entre *I.Global* con *P(Petróleo)* es alta y positiva, mientras que de *I.Global* con *P(Cobre)* es baja y negativa, y de *P(Cobre)* con *P(Petróleo)* es positiva pero baja.

Finalmente, la búsqueda de las especificaciones presentadas es robusta a un conjunto de combinaciones de rezagos utilizados como VI, por lo que la falta de una variable instrumental que permita mantener el signo de la especificación

inicial es indicativo de correlaciones robustas entre las variables, sesgando sus coeficientes estimados en una especificación conjunta. Asimismo, la comparación predictiva entre estos modelos apoya estos resultados.

2. Modelos predictivos

La familia de modelos DESARIMA se explica y describe completamente en Pincheira y Medel (2015)⁸. La idea detrás de estos modelos es proveer un marco común para modelos de series de tiempo que han sido tradicionalmente utilizados en macroeconometría con relativo éxito, especialmente para predecir la inflación. La familia DESARIMA explota dos componentes comunes presentes típicamente en series macroeconómicas. En este caso, el IPC: *estacionalidad y tendencia estocástica*. Para controlar el primer efecto se incluye el coeficiente de rezago correspondiente a la frecuencia anual de la serie. Para el segundo efecto se utilizan restricciones específicas, que posteriormente resultan en la imposición de una raíz unitaria en la serie de inflación.

En esta nota se utilizan los diez modelos de la familia DESARIMA, permitiendo aumentarlos con un factor exógeno. Así, definiendo al factor exógeno como f_t , la (ahora) denominada familia DESARIMA aumentada se presenta en el cuadro 2, de manera similar que en Medel (2015a) y Pincheira y Gatty (2016).

En el cuadro 2, $\{\gamma, \rho, \theta, \theta_E, \sigma_\varepsilon^2\}$ son parámetros a estimar, con $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$. El factor f_t es la medida internacional de precios en sus cuatro versiones. Así, la variable f_t se construye como sigue. Para *I.Global*, y considerando el i -ésimo país de un total de $N=53$, se considera la primera diferencia del logaritmo natural del primer componente principal (ψ) del conjunto $\{\pi_t^{(i)}\}$ de $N-1$ países: $f_t^{(i)} = \Delta \ln[\psi(\{\pi_t^{(i)}\})]$, compuesto de los países $j = 1, \dots, 52$ para todo $j \neq i$ (para más detalles sobre el análisis de componentes principales, ver Johnson y Wichern, 1999; Jolliffe, 2002).

Nótese que esta medida de f_t excluye del conjunto $\{\pi_t^{(i)}\}$ el país de referencia i , lo que difiere de Ciccarelli y Mojon (2010). El factor f_t se reestima cada vez que se incluye una observación, siendo más adaptativo a la información disponible⁹. Naturalmente, este método tiene la ventaja de considerar el conjunto de países que contribuye mayormente a la varianza del factor, automáticamente excluyendo la información irrelevante. Una estimación con todos los países y considerando la muestra completa indica que el primer componente principal explica el 32,1% de la varianza total. El 99% de la varianza se explica con el vigésimo noveno componente principal.

⁸ Una completa revisión de las innumerables variaciones y acrónimos utilizados en las especificaciones ARMA, se encuentra en Holan et al. (2000). Una aproximación más directa se encuentra en Granger (1982).

⁹ Especialmente con fines de robustez, el ejercicio se realiza también utilizando una versión promediada (de ponderadores iguales) de $f_t^{(i)} = I.Global = 1/(N-1) \sum_j \pi_{t,j}^{(i)}, j \neq i$; es decir, suponiendo que todas las series contribuyen igualmente a la varianza del factor en la proporción $\omega = 1/(N-1)$. Los resultados no se alteran sustancialmente respecto del caso en que $f_t^{(i)} = I.Global = \Delta \ln \psi(\cdot)$ (resultados disponibles a petición).

Cuadro 2
Familia DESARIMA aumentada

Modelo	Especificación base: $\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_t - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \gamma \varepsilon_{t-3}$	Restricción ($\gamma \neq 0$)
[1]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$	$\rho = \theta_E = \gamma = 0$
[2]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_E \varepsilon_{t-2}$	$\rho = \theta = \gamma = 0$
[3]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2}$	$\rho = \gamma = 0$
[4]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2} + \theta \theta_E \varepsilon_{t-3}$	$\rho = 0$
[5]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2} + \theta \theta_E \varepsilon_{t-3}$	-
[6]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} - \theta_E \varepsilon_{t-2}$	$\gamma = 0$
[7]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta_E \varepsilon_{t-2}$	$\theta = \gamma = 0$
[8]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$	$\theta_E = \gamma = 0$
[9]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \rho (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t$	$\theta = \theta_E = \gamma = 0$
[10]	$\pi_t - \pi_{t-1} = \gamma f_{t-1} + \varepsilon_t$	$\rho = \theta = \theta_E = \gamma = 0$

Fuente: Elaboración propia en base a Pincheira y Medel (2015).

La versión de f_t cuando es utilizado el precio del cobre corresponde a la primera diferencia del logaritmo natural del nivel, $f_t = \Delta \ln P(\text{Cobre})$. El *Factor1* corresponde a $f_t = \alpha_1 (\Delta \ln[\psi(\{\pi_t^{(i)}\})]) + \alpha_2 (\Delta \ln P(\text{Cobre}))$, y el *Factor2* a $f_t = \beta_1 (\Delta \ln[\psi(\{\pi_t^{(i)}\})]) + \beta_2 (\Delta \ln P(\text{Cobre})) + \beta_3 (\Delta \ln P(\text{Petróleo}))$, donde α_j y β_j son parámetros a estimar.

3. Datos

La fuente de los datos de inflación es la base *Estadísticas Financieras Internacionales* (EFI) del FMI, mientras para los precios del petróleo (*Western Texas Intermediate*, *WTI*) y del cobre es *Bloomberg*, correspondiendo este último al precio en dólares estadounidenses por tonelada de cobre de la bolsa *London Metal Exchange*.

La muestra completa comprende desde 1995.1 hasta 2013.3 (219 observaciones) en frecuencia mensual. La estimación se realiza con ventanas rodantes con una ventana de tamaño fijo de $R=100$ observaciones, siguiendo las recomendaciones de Pincheira y Medel (2012, 2015) y Medel y Pincheira (2015). Así, la primera proyección un mes adelante comienza en 2003.5 (hasta 2013.3), y comprende una muestra de evaluación de 119 observaciones. La transformación de los datos preferida para ambos tipos de datos indica estacionariedad de acuerdo a las pruebas tradicionales de raíz unitaria (ver apéndice A). Nótese que para el caso de Austria, la prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) rechaza la hipótesis nula de que no existe raíz unitaria. Sin embargo, la prueba de Phillips-Perron (PP) indica estacionariedad a un 10% de nivel de confianza. Este resultado se debe a la naturaleza no paramétrica de la prueba PP, la que no requiere imponer un nivel de autocorrelación como sí lo necesita la prueba ADF. Así, la prueba PP resulta más apropiada para series de alta persistencia, como es el caso de la inflación austriaca.

El número de países incluidos es 53, los que pertenecen a dos grupos: OCDE y CEMLA¹⁰. Como una forma de ordenar las conclusiones y considerar la heterogeneidad debida a la dispersión geográfica de los países, los resultados se presentan separadamente para Chile, comparando con cuatro macrogrupos (entre [·] se presenta el número de países que conforman cada grupo):¹¹

- *OCDE Europa* [23]: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, Eslovaquia, Eslovenia, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Hungría, Irlanda, Islandia, Italia, Luxemburgo, Noruega, Polonia, Portugal, República Checa, Reino Unido, Suecia y Suiza;
- *OCDE No Europa* [8]: Canadá, Chile, Corea del Sur, Israel, Estados Unidos, Japón, México y Turquía;
- *CEMLA Sur* [12]: Argentina, Aruba, Bolivia, Brasil, Colombia, Ecuador, Guyana, Paraguay, Perú, Surinam, Uruguay y Venezuela,
- *CEMLA Caribe* [10]: Bahamas, Barbados, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, Jamaica, República Dominicana y Trinidad y Tobago.

Cabe destacar que Belice, Nicaragua (CEMLA) y Estonia (OCDE) han sido omitidos debido al pequeño tamaño de muestra disponible. Australia y Nueva Zelanda (ambos de OCDE) se excluyen debido a que la frecuencia oficial de sus datos de inflación es trimestral. Chile y México pertenecen a ambos macrogrupos, pero son considerados como *OCDE No Europa* precisamente debido a que su rendimiento macroeconómico sobrepasa los estándares regionales.

El gráfico 1 presenta las series de tiempo tanto de $P(\text{Cobre})$ como de $P(\text{Petróleo})$ (la primera diferencia del logaritmo natural del nivel), junto con el primer componente principal de $I.Global$ considerando todos los países. Además, presenta la versión promediada de $I.Global$ a modo de referencia. Si bien esta es la especificación de $I.Global$ obtenida de manera similar para cada país, la familia DESARIMA modela la primera diferencia de esta serie. Así, su dinámica —y unidad de medida— coincide con la de $P(\text{Cobre})$ y $P(\text{Petróleo})$. En el apéndice A, junto con los estadísticos descriptivos se presentan las “cargas factoriales” (*factor loadings*, bajo la columna “Carga”)—, en conjunto con los de las cuatro series de el gráfico 1.

10 La lista de todos los países analizados se encuentra en el apéndice A, junto con los estadísticos descriptivos de todas las series consideradas.

11 Además, cabe notar que la primera categoría —OCDE Europa— además se divide en dos: mayor y menor PIB per cápita medido a precio de paridad de poder de compra (PPC) de 2013. El punto de corte es arbitrario, y no obedece a algún fundamento económico sino que se realiza solo con fines de claridad en la exposición.

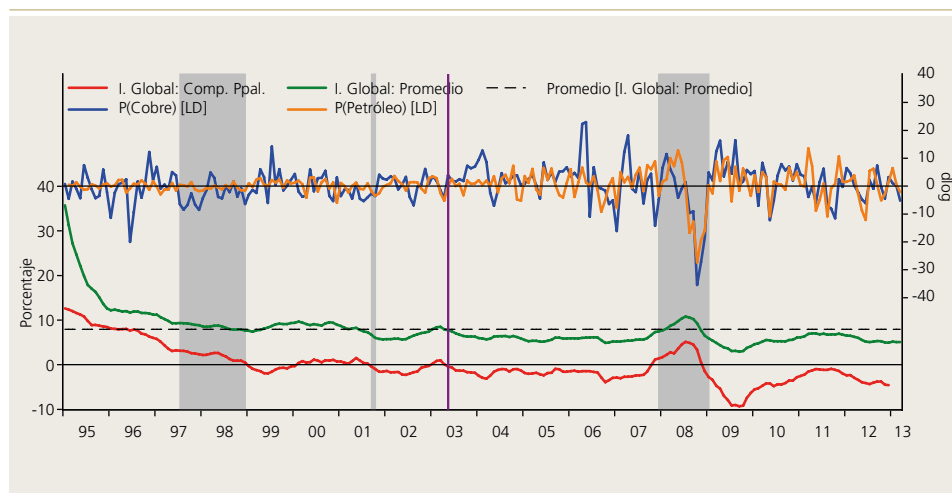
Como en toda proyección multihorizonte realizada con el método iterativo (no directo), sumado al hecho de que el factor entra en la ecuación base solamente con un rezago, se requiere de una proyección auxiliar de f_t . Basada en su ajuste dentro de muestra, la proyección auxiliar proviene de un modelo SARMA de orden $(p,q,s)=(2,1,12)$ (con términos saltados, siendo una versión del *modelo del aeroplano* de Box y Jenkins, 1970) para $I.Global$, y de un modelo AR(1) para $P(Cobre)$ y $P(Petróleo)$. En el apéndice B se reportan los diagnósticos de las estimaciones dentro de muestra de los modelos escogidos para dos ventanas muestrales: la muestra completa (1995.1-2013.3) y la muestra de estimación (1995.1-2003.4).

La selección de estos modelos se realiza mediante la estrategia de “general a específica”, utilizando como criterios de aceptación la significancia estadística, a un 10% de nivel de confianza, de todos los coeficientes del modelo tanto con la muestra de estimación como con la muestra completa. Posteriormente, el primer modelo que cumple con los requisitos (comenzando de una especificación (12,12,12)) es probado fuera de muestra, donde el criterio final de aceptación es presentar un cociente RECM<1 comparado con una caminata aleatoria.

Gráfico 1

Series de tiempo para precio del cobre, precio del petróleo y factor global

$P(Cobre)$, $P(Petróleo)$, e $I.Global$ (componente ppal. y promedio) (*)



Fuente: Elaboración propia basada en datos de las EFI del FMI y de Bloomberg.

(*) Línea vertical=2003.5 (inicio muestra de evaluación). Como referencia, las áreas sombreadas indican Crisis Asiática (1997.7-1998.12), septiembre 2001, y Crisis Financiera Global (2007.12-2009.6).

4. Inferencia estadística

El análisis de la capacidad predictiva involucra tres estadísticos: (i) la comparación de la proyección punto entre el modelo base y los modelos aumentados a través del cociente RECM, (ii) inferencia estadística de estas mismas proyecciones mediante la prueba CW, utilizando el promedio del cociente RECM a través de los diez modelos, y (iii) prueba de superioridad predictiva entre factores mediante la prueba DMW, también utilizando el promedio.

Cociente RECM

Esta medida se utiliza típicamente gracias a su directa interpretación al comparar dos proyecciones punto. En este caso, formalmente corresponde a la ecuación (2):

$$\text{Cociente } RECM_h = \frac{RECM_h^{Factor}}{RECM_h^{Base}} = \frac{\left[\frac{1}{P(h)} \sum_R^{T+1-h} (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,f})^2 \right]^{\frac{1}{2}}}{\left[\frac{1}{P(h)} \sum_R^{T+1-h} (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base})^2 \right]^{\frac{1}{2}}} \quad (2)$$

para comparaciones de proyecciones h meses adelante, donde $\pi_t^{h,f}$ es la predicción de π_{t+h} realizada en el período t para el horizonte h considerando la familia con el factor $f = \{I.Global; P(Cobre); Factor1; Factor2\}$. “Base” se refiere al modelo sin incorporar algún factor exógeno. $RECM_h$ se computa como el promedio de los diez modelos considerando la familia con el factor f . Naturalmente, valores menores que uno implican un mejor ajuste fuera de muestra de la proyección considerando f , representando una “ganancia predictiva” de (1-cociente RECM)% comparado con la proyección base sin factor¹².

Prueba de Clark-West

Tanto esta como la siguiente prueba estadística se realiza a nivel de países, y no de macrogrupos, con el fin de hacer más comparables los resultados para la economía chilena. La prueba de CW realiza una comparación ajustada entre $RECM$ debido al anidamiento de los modelos, *i.e.* a que comparten información común. Intuitivamente, el estadístico remueve un término que introduce ruido cuando se estima un parámetro que debería ser igual a cero bajo la hipótesis nula. Así, el estadístico bajo análisis corresponde a:

$$RECM \text{ Ajustado}_h = \frac{2}{T} \sum_{t+h}^T (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base}) \left[(\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base}) - (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,f}) \right]. \quad (3)$$

¹² Cabe señalar que el largo de muestra utilizada en la evaluación, $P(h)$, no es constante para todo h . En vez, corresponde a la función: $T+1-h$, por lo que el número de proyecciones con las que se computa la RECM es $P(h) = T + 2 - h - R$, con $R=100$.

De esta forma, este estadístico es computado para probar la hipótesis nula de igual capacidad predictiva, $HN: E(RECM Ajustado_h) = 0$, contra la hipótesis alternativa $HA: E(RECM Ajustado_h) > 0$, siguiendo una tradicional prueba t . Clark y West (2007) presentan mayores detalles metodológicos, y Medel et al. (2016) una aplicación similar a la de este artículo. Las hipótesis $HN: E(RECM Ajustado_h) = 0$ versus $HA: E(RECM Ajustado_h) > 0$ analizadas aquí corresponden a las versiones con versus sin factor global, y las de un factor aumentado versus un factor base:

1. CW1: $f = I.Global$ y $Base = \text{sin factor}$,
2. CW2: $f = P(Cobre)$ y $Base = \text{sin factor}$,
3. CW3: $f = Factor1$ y $Base = P(Cobre)$ y
4. CW4: $f = Factor2$ y $Base = Factor1$.

Se debe tener un cuidado especial en la interpretación de esta prueba para horizontes mayores a un periodo. En particular, Corradi y Distaso (2013) sugieren que esta prueba es apropiada para comparar modelos anidados en vez de proyecciones a múltiples horizontes. Sin embargo, y a falta de una alternativa más apropiada, los resultados para $h = \{12, 24\}$ son presentados de igual forma.

Prueba de Diebold-Mariano-West

Esta prueba se incluye para proveer inferencia estadística sobre superioridad predictiva (a una cola) de un factor sobre el otro. La prueba se utiliza en el sentido de Giacomini y White (2006), dado que el interés está en evaluar la capacidad predictiva de métodos en vez de modelos. La hipótesis nula consiste en $HN: E(\widehat{d}_h) \leq 0$, contra la hipótesis alternativa $HA: E(\widehat{d}_h) > 0$, donde $(\widehat{d}_h)$ corresponde al término de la ecuación (4):

$$d_h = \left(\pi_{t+h} - \pi_t^{h, I.Global} \right)^2 - \left(\pi_{t+h} - \pi_t^{h, P(Cobre)} \right)^2. \quad (4)$$

El procedimiento se completa siguiendo una prueba t tradicional a una cola para $E(\widehat{d}_h)$, utilizando la corrección por heterocedasticidad y autocorrelación (HAC) propuesta por Newey y West (1987) para la estimación de $\hat{\sigma}^2[\widehat{d}_h]$. La hipótesis nula postula que una proyección “competidora” ($P(Cobre)$) provee una proyección de al menos igual precisión que aquella proveniente de un modelo base ($I.Global$).

IV. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados en términos del promedio, valores máximos y mínimos del cociente RECM generado por los diez modelos DESARIMA. Sin embargo, la inferencia estadística se realiza sobre el promedio de cocientes RECM a nivel de países, y no de macrogrupos. Los resultados comentados a continuación se basan principalmente en el promedio. Los detalles a nivel de países se presentan en la versión documento de trabajo de la presente nota (Medel, 2016).

1. Chile y macrogrupos

En el gráfico 2 se presentan los resultados para Chile comparado con el promedio de cuatro macrogrupos: países *OCDE Europa (Mayor PIB y Menor PIB)*; *OCDE No Europa* (incluyendo a Chile), *CEMLA Sur*, y *CEMLA Caribe*. Cuatro resultados merecen una especial atención:

1. La dispersión de los resultados que incluyen $P(\text{Cobre})$, aproximada por la diferencia entre el valor máximo y mínimo, es sustancialmente menor que aquella con $I.\text{Global}$. Sin embargo, y solo en el caso de Chile, se registran valores atípicos que ultiman la capacidad predictiva del cobre sobre la inflación. Los resultados para los macrogrupos son similares y contienen valores atípicos los grupos *OCDE Europa Menor PIB*, *CEMLA Sur*, y *CEMLA Caribe*. Se destaca además el promedio cociente RECM de $P(\text{Cobre})$ en los países *CEMLA Caribe* alcanza un 2,1%, y constituye el grupo con mayores ganancias con $P(\text{Cobre})$.
2. El promedio cociente RECM del factor que contiene $I.\text{Global}$, en comparación a $P(\text{Cobre})$, se observa robusto en todos los paneles de el gráfico 2, aunque en menor medida para países de *OCDE Europa Menor PIB*. Cabe señalar que, sin embargo, existe una mayor dispersión con los resultados de $I.\text{Global}$, por lo que no necesariamente todos los modelos DESARIMA aumentados son superiores a su versión aumentada con $P(\text{Cobre})$.
3. La influencia de $P(\text{Petróleo})$ por sobre $I.\text{Global}$ y $P(\text{Cobre})$ es baja o nula. Al considerar que la diferencia entre Factor1 y Factor2 es el precio del petróleo, se obtiene que su influencia, al menos de la forma considerada en el Factor2 , empeora cualquier ganancia obtenida con el Factor1 .
4. Las mayores ganancias predictivas obtenidas con $I.\text{Global}$, se obtienen para el caso de Chile. El promedio cociente RECM corresponde a 12,3; 18,0 y 12,6% a través de los tres horizontes. Esto redundo en un exigente parámetro de comparación para $P(\text{Cobre})$. Vale mencionar además que son las ganancias más altas considerando todos los países de la muestra.

Gráfico 2

Resultados cociente RECM: Chile, OCDE y CEMLA (*)



Fuente: Elaboración propia.

(*) Línea horizontal: Cociente RECM=1. Valores por sobre la unidad indican un peor rendimiento promedio del modelo aumentado.

Cuadro 3

Chile: cociente RECM de la familia DESARIMA (*)

<i>h=1</i>	<i>I.Global</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>Factor1</i>	<i>Factor2</i>	Promedio
Modelo 1	0,943	0.995†	0.942†	0,998	0,970
Modelo 2	0,993	1.000†	0.993†	1,007	0,998
Modelo 3	0,987	1.000†	0.987†	0,989	0,991
Modelo 4	0,994	1.000†	0.994†	0,999	0,997
Modelo 5	1,033	1.000†	1.033†	0,994	1,015
Modelo 6	1,004	1.000†	1.005†	1,009	1,004
Modelo 7	0,996	1.000†	0.996†	1,000	0,998
Modelo 8	0,972	0.999†	0.972†	0,995	0,985
Modelo 9	0,943	0.996†	0.943†	1,004	0,972
Modelo 10	0,947	0.994†	0.947†	0,988	0,969
Promedio	0,981	0.998†	0.981†	0,998	0,990
<i>h=12</i>	<i>I.Global</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>Factor1</i>	<i>Factor2</i>	Promedio
Modelo 1	0,817	0.986†	0.815†	0.998†	0,904
Modelo 2	0,980	0,998	0,979	1.006†	0,991
Modelo 3	0,971	0.998†	0.968†	0.990†	0,982
Modelo 4	0,984	0,997	0,982	1.003†	0,992
Modelo 5	1,040	1,000	1,040	1.005†	1,021
Modelo 6	0,977	0,998	0,978	0.974†	0,982
Modelo 7	0,986	0,997	0,984	1.006†	0,993
Modelo 8	0,852	0.999†	0.849†	0.993†	0,923
Modelo 9	0,816	0.986†	0.814†	1.009†	0,906
Modelo 10	0,838	0.983†	0.838†	0.980†	0,910
Promedio	0,926	0,994	0,925	0,996	0,960
<i>h=24</i>	<i>I.Global</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>Factor1</i>	<i>Factor2</i>	Promedio
Modelo 1	0.837†	0.988†	0.837†	0,995	0,914
Modelo 2	0,986	0,995	0,981	1,011	0,993
Modelo 3	0.973†	0.996†	0.969†	0,987	0,981
Modelo 4	0,987	0,994	0,983	1,002	0,991
Modelo 5	1,010	1,002	1,011	1,005	1,007
Modelo 6	0,975	0,995	0.977†	0,966	0,978
Modelo 7	0,988	0,993	0,984	1,004	0,993
Modelo 8	0.821†	0.995†	0,821	0,990	0,907
Modelo 9	0,835	0.988†	0.835†	1,009	0,917
Modelo 10	0.860†	0.987†	0,861	0,982	0,923
Promedio	0,927	0,993	0,926	0,995	0,960

Fuente: Elaboración propia.

(*) "†" indica rechazo de la prueba CW al 10% de nivel de significancia.

Celdas sombreadas indican los dos menores cocientes RECM.

Considerando los 53 países —de acuerdo a los detalles presentados en Medel (2016)—, se encuentra que en los casos en que el factor $P(\text{Cobre})$ resulta favorable (cociente RECM <1), las ganancias predictivas alcanzan un 0,9; 0,8; y 1,6% a través de los horizontes. Las mismas cifras para $I.\text{Global}$ son mayores, alcanzando a 3,5; 6,0; y 4,7%. Con el Factor1 corresponden a 4,2; 6,2; y 5,5%, y con el Factor2 a 1,0; 1,1 y 1,4%. La proporción de países que se beneficia con el uso de cualquiera de los factores considerados es siempre alto, alcanzando a lo más un 96,2% con $I.\text{Global}$, 86,8% con $P(\text{Cobre})$, 96,2% con Factor1 , y un 69,8% con Factor2 , todos para $h=1$. Sin embargo, al considerar marginalmente cuánta información agrega $P(\text{Cobre})$ por sobre $I.\text{Global}$, la proporción se reduce a 9,4; 17,0; y 28,3%. Al hacerlo de manera conjunta, es decir, cuando el Factor1 agrega información por sobre $I.\text{Global}$, se encuentra que ocurre en un 98,1; 88,7 y 81,1%, aunque las ganancias adicionales son de tamaño reducido. Finalmente, al considerar $P(\text{Petróleo})$ con el Factor1 ($=\text{Factor2}$) por sobre el Factor1 , los aumentos marginales ocurren en un 15,1; 18,9 y 24,5% de los casos, notando que en algunos casos la reducción no alcanza a reducir el cociente RECM por debajo de la unidad.

Los resultados para el grupo de países *OCDE No Europa* —donde se ubica Chile— indican que con $I.\text{Global}$ las ganancias promedio alcanzan a 3,0; 5,7 y 3,3%. Curiosamente, las mayores ganancias siempre se obtienen para Chile: 12,3; 17,9 y 12,6%, siendo para $h=\{12,24\}$ (17,9 y 12,6%) las más altas de $I.\text{Global}$ para esos horizontes. Con $P(\text{Cobre})$ se obtienen ganancias promedio solo para $h=\{1,12\}$ de 0,6 y 0,2%. Cuando $P(\text{Cobre})$ es utilizado en conjunto con $I.\text{Global}$, las ganancias promedio y máximas se mantienen cuantitativamente, aunque la ganancia promedio para $h=24$ es ahora positiva y alcanza un 3,2%.

Finalmente, al considerar la influencia del precio del petróleo, se encuentran ganancias promedio de baja magnitud. Así es como se encuentra que la inflación chilena presenta un particular comportamiento predictivo al utilizar el factor global de inflación comparado con otras economías. Este comportamiento, en cambio, se encuentra similar al de otros países al utilizar el $P(\text{Cobre})$, y de una baja influencia predictiva.

En el cuadro 3 se presentan los resultados detallados del cociente RECM para Chile. En particular, se destaca que el modelo DESARIMA 5 no presenta resultados predictivos favorables para el uso de factores, dado que captura de mejor manera la dinámica de la serie dentro de muestra. Así, los modelos que presentan un ajuste menor poseen mayor espacio para mejoras predictivas provenientes de algún factor global. Esto ocurre con los modelos 1-2 y 7-10. Cabe destacar que los modelos con un número relativamente alto de parámetros (a excepción del modelo 5), son los que entregan mayor precisión en el largo plazo. Las mayores ganancias predictivas provienen de $I.\text{Global}$ y Factor1 para los tres horizontes, y en particular de los modelos 1 y 9.

2. Inferencia estadística

Los resultados de las pruebas estadísticas se presentan en el apéndice A, a nivel de países. En este se presentan los horizontes para los cuales la hipótesis

nula de cada prueba es rechazada (favoreciendo el modelo ampliado). Se debe considerar que estos resultados se presentan como un rechazo de la hipótesis nula siempre y cuando ocurra con cinco o más modelos de la familia dado uno de los factores f_i , utilizando un 10% de nivel de confianza. Un análisis más completo en la comparación de familias de modelos predictivos —y distinto a distribuciones predictivas— es un tema abierto, especialmente para un número grande y desigual de modelos dentro de cada familia (Corradi y Distaso, 2013). Así, los resultados del cuadro A1 se presentan como referencia, pues se comparan los diez modelos uno contra uno, y se imponen cinco veces de rechazo como regla general¹³.

Con respecto a la prueba CW, se observa que en el corto plazo ($h=1$), solo en dos casos *I.Global* (ambos para *CEMLA Caribe*) produce resultados estadísticamente significativos de acuerdo a la regla empleada. En los plazos mayores, $h=\{12,24\}$, se observan 15 casos significativos, destacando seis para *CEMLA Caribe* a $h=24$ ¹⁴.

Con *P(Cobre)* se encuentran resultados más robustos, lo que es resultado de la baja dispersión de los resultados con *P(Cobre)*. Sin embargo, para $h=12$ se encuentran solo seis casos significativos para países OCDE, comparado con 12 de CEMLA. Considerando *I.Global* y *P(Cobre)*, los países de *CEMLA Caribe* son los que exhiben mayor robustez con ambos factores, y *CEMLA Sur* con *P(Cobre)*. Al considerar los factores de manera conjunta, el *Factor1* provee los resultados de mayor robustez considerando las cuatro hipótesis analizadas. Nótese que, sin embargo, para $h=12$ los resultados son similares a *P(Cobre)*, proveyendo menor significancia que en los restantes horizontes. Finalmente, con el *Factor2* los resultados se debilitan con respecto al *Factor1*, excepto en algunos casos para $h=12$ y $h=24$ países *OCDE No Europa*. De esta forma se confirma que el uso de factores globales es mayormente beneficioso para países del CEMLA que de la OCDE, en especial *P(Cobre)* para países de *CEMLA Sur*, e *I.Global* para países de *CEMLA Caribe*.

Los resultados de la prueba GW comprueban cuantitativamente el hallazgo de que *I.Global* resulta más beneficioso para países del CEMLA, mientras que *P(Cobre)* para países OCDE, especialmente en horizontes mayores ($h=\{12,24\}$). En el corto plazo, los resultados favorecen por igual el uso de *I.Global* o *P(Cobre)*.

13 En este tipo de comparaciones pueden existir diversas alternativas que consideren de mejor manera el hecho de que una familia compuesta de, por ejemplo, el doble de modelos que otra debiera exhibir un mejor rendimiento predictivo. Este hecho podría deberse tanto a un esquema de combinaciones de proyección, desde aquella propuesta en Bates y Granger (1969), como a un esquema de promedio bayesiano (Hoeting et al., 1999). Asimismo, una prueba estadística que considere diversas asimetrías entre las familias que generan una proyección, está aún por desarrollarse.

14 Cabe notar, sin embargo, que la forma de conducción de esta inferencia basada en promedios de cociente RECM requiere que los resultados sean robustos modelo a modelo. Así, por ejemplo, para un país en particular donde solo cuatro modelos son significativos al 1% mientras los restantes seis lo son al 11%, se señala como no significativo. Los resultados modelo a modelo se encuentran disponibles a petición.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

¿En qué medida el precio del cobre es un predictor de las tasas de inflación interna? ¿Cómo es su rendimiento comparado con el de un indicador de la inflación global y con el precio del petróleo? ¿Existe algún efecto particular para Chile que sea distinto para el resto de los países? En esta nota se utiliza una familia manejable de modelos de series de tiempo para comparar la capacidad predictiva entre un componente principal ad hoc de inflación global y el precio del cobre, al predecir la inflación interna de una muestra de 53 países cubriendo un período mensual 1995-2013. Además, se analiza la capacidad predictiva que el precio del cobre puede tener por sobre el factor global utilizándolo de manera conjunta, y finalmente, por sobre el precio del petróleo.

Para el caso de Chile se observa que el precio del cobre por sí solo o combinado con los otros factores considerados no genera ganancias predictivas importantes, e incluso perjudican la proyección con el factor global a horizontes mayores. Por otro lado, la inflación global por sí sola o combinada con el precio del cobre presenta sustanciales ganancias predictivas por sobre el caso sin factor. Este resultado además corresponde a las mayores ganancias observadas para ambos factores considerando todos los países de la muestra. Considerando todos los países de la muestra y solo ganancias predictivas, el precio del cobre exhibe ganancias promedio por horizonte de 0,9; 0,8 y 1,6%, mientras la inflación global presenta un promedio de ganancias predictivas para los mismos horizontes de 3,5; 6,0 y 4,7%. Con la combinación del factor y el precio del cobre estas cifras alcanzan a 4,2; 6,2 y 5,5%, mientras que con los tres factores combinados, a 1,0; 1,1 y 1,4%, deshaciendo las ganancias del factor.

Todos estos resultados deben ser leídos dentro del esquema econométrico en el que se presentan, es decir, evidencia provista por modelos simples no estructurados de series de tiempo, lineales y univariados. Además, y sobrepasando el ámbito de este artículo, la discriminación de uno u otro mecanismo de transmisión de interrupciones inesperadas debe realizarse con un modelo con mayor estructura económica. Para tales fines, es recomendable el uso de, por ejemplo, el modelo estocástico dinámico de equilibrio general presentado en Medina y Soto (2007) para la economía chilena. Esto es particularmente relevante para el caso chileno, en el cual el precio del cobre juega un rol distinto que para otra economía menos intensiva en la exportación de esta materia prima, donde además es un ancla para las finanzas públicas.

REFERENCIAS

Arellano, J.P. (2012). “El Cobre como Palanca de Desarrollo para Chile”. *Estudios Públicos* 127: 123–59.

Bagliano, F.C. y C. Morana (2009). “International Macroeconomic Dynamics: A Factor Vector Autoregressive Approach”. *Economic Modelling* 26(2): 432–44.

Bates, J.M. y C.W.J. Granger (1969). “The Combination of Forecasts”. *Operational Research Quarterly* 20(4): 451–68.

Beck, G.W., K. Hubrich y M. Marcellino (2009). “Regional Inflation”. *Economic Policy* (Enero): 141–84.

Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis. Forecasting and Control*, Holden-Day, EEUU.

Calza, A. (2009). “Globalization, Domestic Inflation and Global Output Gaps: Evidence from the Euro Area”. *International Finance* 12(3): 301–20.

Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2009). “Inflation Dynamics in Latin America”. *Contemporary Economic Policy* 27(3): 349–62.

Chen, Y.-C., S.J. Turnovsky y E. Zivot (2014). “Forecasting Inflation using Commodity Price Aggregates”. *Journal of Econometrics* 183(1): 117–34.

Clark, T.E. y K.D. West (2007). “Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models”. *Journal of Econometrics* 138(1): 291–311.

Ciccarelli, M. y B. Mojon (2010). “Global Inflation”. *Review of Economics and Statistics* 92(3): 524–35.

Çiçek, S. (2012). “Globalization and Flattening of Phillips Curve in Turkey between 1987 and 2007”. *Economic Modelling* 29(5): 1655–61.

Corradi, V. y W. Distaso (2013). *Multiple Forecast Model Evaluation*, en M.P. Clements y D.F. Hendry Editores). *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*, Oxford University Press, Reino Unido.

Diebold, F.X. y R. Mariano (1995). “Comparing Predictive Accuracy”. *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3): 253–263.

Förster, M. y P. Tillmann (2013). “*Local Inflation: Reconsidering the International Comovement of Inflation*”. Joint Discussion Paper Series in Economics 03–2013.

Frankel, J. (2013). *A Solution to Fiscal Procyclicality: The Structural Budget Institutions Pioneered by Chile*, en L.F. Céspedes y J. Galí (Editores). *Fiscal Policy and Macroeconomic Performance*, Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies, Volume 17, Banco Central de Chile.

Friedrich, C. (2014). “*Global Inflation Dynamics in the Post-Crisis Period: What Explains the Twin Puzzle?*” Documento de Trabajo 14-36, Banco de Canadá.

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): 1107–18.

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

Granger, C.W.J. (1982). “Acronyms in Time Series Analysis (ATSA)”. *Journal of Time Series Analysis* 3(2): 103–7.

Hakkio, C. (2009). “*Global Inflation Dynamics*”. Documento de Investigación 09-01, Banco de la Reserva Federal de Kansas.

Hoeting, J.A., D. Madigan, A.E. Raftery y C.T. Volinsky (1999). “Bayesian Model Averaging: A Tutorial”. *Statistical Science* 14(4): 382–417.

Holan, S.H., R. Lund y G. Davis (2010). “The ARMA Alphabet Soup: A Tour of ARMA Model Variants”. *Statistics Survey* 4: 232–74.

Ihrig, J., S.B. Kamin, D. Lindner y J. Márquez (2010). “Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis”. *International Finance* 13(3): 343–75.

Johnson, R. y D. Wichern (1999). *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Cuarta Edición, Prentice Hall, Englewood Cliffs, Nueva Jersey, EE.UU.

Jolliffe, I.T. (2002). *Principal Component Analysis*, Segunda Edición, Springer Series in Statistics, Nueva York, EE.UU.

Kose, M., C. Otrok y C.H. Whiteman (2003). “International Business Cycles: World, Region and Country-Specific Factors”. *American Economic Review* 93(4): 1216–39.

Marcel, M., M. Tokman, R. Valdés y P. Benavides (2001). “Balance Estructural del Gobierno Central, Metodología y Estimaciones para Chile: 1987-2000”. *Economía Chilena* 4(3): 5–27.

Medel, C.A. (2015a). “Fuelling Future Prices: Oil Price and Global Inflation”. *Nottingham Economic Review* 16: 22–25.

Medel, C.A. (2015b). “Inflation Dynamics and the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: The Case of Chile”. *Monetaria* III(1): 25–69.

Medel, C.A. (2016). “Un Análisis de la Capacidad Predictiva del Precio del Cobre sobre la Inflación Global”. Documento de Trabajo N°786, Banco Central de Chile.

Medel, C.A., M. Pedersen y P.M. Pincheira (2016). “The Elusive Predictive Ability of Global Inflation”. *International Finance* 19(2): 120–146.

Medel, C.A. y P.M. Pincheira (2015). “The Out-of-sample Performance of an Exact Median-Unbiased Estimator for the Near-Unity AR(1) Model”. *Applied Economics Letters* 23(2): 126–31.

Medina, J.P. y C. Soto (2007). “Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile”. Documento de Trabajo 458, Banco Central de Chile.

Meller, P. (2013). “El Rol del Cobre para que Chile Alcance el Pleno Desarrollo – Una Nueva Mirada Sobre el Desarrollo de Chile”. Mimeo, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Milani, F. (2010). “Global Slack and Domestic Inflation Rates: A Structural Investigation for G-7 Countries”. *Journal of Macroeconomics* 32(4): 968–81.

Monacelli, T. y L. Sala (2009). “The International Dimension of Inflation: Evidence from Dissaggregated Consumer Price Data”. *Journal of Money, Credit and Banking* 41(S1): 101–20.

Mumtaz, H., S. Simonelli y P. Surico (2011). “International Comovements, Business Cycle and Inflation: A Historical Perspective”. *Review of Economic Dynamics* 14(1): 176–98.

Mumtaz, H. y P. Surico (2012). “Evolving International Inflation Dynamics: World and Country-Specific Factors”. *Journal of the European Economic Association* 10(4): 716–734.

Neely, C.J. y D.E. Rapach (2011). “International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics”. *Journal of International Money and Finance* 30(7): 1471–90.

Newey, W.K. y K.D. West (1987). “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”. *Econometrica* 55(3): 703–8.

Pasaogullari, M. y P. Waiwood (2014). “Do Oil Prices Predict Inflation?” *Economic Commentary* 2014-01.

Pedersen, M. (2008). “*The Chilean Fiscal Rule*”. Documento de Trabajo N°57, Banco Central de Dinamarca.

Pedersen, M. (2015). “*The Impact of Commodity Price Shocks in a Major Producing Economy. The Case of Copper and Chile*”. Documento de Trabajo N°753, Banco Central de Chile.

Pincheira, P.M. y A. García (2012). “En Busca de un Buen Marco de Referencia Predictivo para la Inflación en Chile”. *El Trimestre Económico* LXXIX(313): 85–123.

Pincheira, P.M. y A. Gatty (2016). “Forecasting Chilean Inflation with International Factors”. Por aparecer en *Empirical Economics*.

Pincheira, P.M. y C.A. Medel (2012). “*Forecasting Inflation with a Random Walk*”. Documento de Trabajo N°669, Banco Central de Chile.

Pincheira, P.M. 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.

Wang, P. y Y. Wen (2007). “Inflation Dynamics: A Cross-Country Investigation”. *Journal of Monetary Economics* 54(7): 2004–31.

West, K.D. (1996). “Asymptotic Inference About Predictive Ability”. *Econometrica* 64(5): 1067–84.

APÉNDICE A

CUADRO A1

Estadísticos descriptivos y resultados de inferencia estadística (*)

	País	Media	DE	Máx.	Mín.	valor-p		Carga	CW1	CW2	CW3	CW4	DMW
						PP	ADF		CW				
									OCDE Europa				
1	Alemania	1,726	1,105	6,084	-0,466	0,009	0,007	0,091	12	1	1	-	12
2	Austria	1,894	0,860	3,785	-0,279	0,052	0,193	0,000	-	24	1,24	12	-
3	Bélgica	1,968	1,149	5,716	-1,653	0,040	0,013	0,055	-	24	-	-	12
4	Dinamarca	1,924	1,124	4,175	-3,526	0,056	0,088	0,075	-	1	1	12,24	-
5	Eslovaquia	2,264	12,622	15,349	-49,992	0,012	0,006	0,112	12,24	1	1	-	1,24
6	Eslovenia	2,100	12,158	10,811	-48,760	0,009	0,001	0,205	-	1,12,24	1,12,24	-	12,24
7	España	2,034	2,993	5,148	-10,709	0,015	0,007	0,158	-	-	-	1,12	-
8	Finlandia	1,916	1,560	7,235	-1,563	0,031	0,034	0,024	12,24	24	24	12,24	24
9	Francia	1,702	0,883	4,215	-0,658	0,038	0,026	0,089	-	1	1,24	-	-
10	Grecia	2,184	5,867	8,525	-24,383	0,005	0,005	0,213	-	-	1	12	12
11	Holanda	1,774	1,517	4,332	-5,148	0,061	0,063	0,056	-	1,12,24	12,24	12,24	12,24
12	Hungría	3,043	20,528	25,300	-90,164	0,002	0,001	0,203	-	-	-	-	12
13	Irlanda	1,689	3,820	6,725	-11,510	0,106	0,065	0,088	-	24	-	-	24
14	Islandia	3,792	5,525	17,017	-16,175	0,111	0,094	-0,083	24	-	24	-	-
15	Italia	1,912	1,806	5,352	-6,216	0,002	0,000	0,196	-	1,24	1,24	24	1,24
16	Luxemburgo	2,006	1,035	4,691	-1,295	0,031	0,065	0,016	-	1	1,24	1	12,24
17	Noruega	1,796	1,249	5,371	-2,296	0,036	0,002	0,065	-	12	12	-	12
18	Polonia	2,261	14,270	19,164	-60,266	0,003	0,002	0,205	-	1,24	1,24	-	-
19	Portugal	1,874	2,953	4,998	-10,576	0,031	0,020	0,138	-	1	1	-	1
20	R. Checa	2,131	7,044	12,652	-26,298	0,010	0,002	0,187	-	1,24	1,24	1,12,24	12,24
21	R. Unido	2,224	1,082	5,115	0,538	0,116	0,080	0,021	12,24	1,12,24	1,12,24	-	12,24
22	Suecia	1,676	2,274	10,414	-1,855	0,033	0,021	0,080	12	-	-	-	1,12,24
23	Suiza	1,263	2,552	12,077	-1,248	0,010	0,010	0,133	-	1	1	-	24
OCDE No Europa													
24	Canadá	1,772	1,079	4,578	-2,052	0,026	0,011	0,066	-	1	1	-	-
25	Chile	2,389	5,574	9,367	-21,160	0,008	0,003	0,205	-	1	1	12	1
26	Corea del Sur	2,225	4,789	9,120	-17,598	0,011	0,004	0,129	-	1	-	24	24
27	Israel	2,064	6,133	12,157	-22,284	0,013	0,006	0,170	-	1,12,24	1,24	24	1,12,24
28	EE.UU.	1,963	2,146	5,382	-6,669	0,027	0,012	0,115	-	1	-	-	-
29	Japón	1,006	4,655	21,598	-2,567	0,004	0,004	0,111	-	1	1	24	-
30	México	2,695	24,304	41,820	-114,005	0,001	0,000	0,181	-	-	-	12	-
31	Turquía	4,248	94,025	70,351	-399,268	0,005	0,000	0,168	24	1,12,24	1,12,24	12,24	12,24

Fuente: Elaboración propia.

(*) Muestra: 1995.1-2013.3 (219 observaciones). DE=desviación estándar. PP se refiere a la prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron; HN: la serie contiene una raíz unitaria. ADF se refiere a la prueba de Dickey-Fuller Aumentada; HN: la serie contiene una raíz unitaria. "Carga" se refiere a la ponderación dentro del componente principal. Valores bajo columnas CW/DMW indica el horizonte para el cual se rechaza la HN de la prueba CW/DMW (favoreciendo el uso del modelo aumentado/P (Cobre)).

CUADRO A1 (continuación)

Estadísticos descriptivos y resultados de inferencia estadística (*)

	País	Media	DE	Máx.	Mín.	valor-p			CW1	CW2	CW3	CW4	DMW
						PP	ADF	Carga	CW				
CEMLA Sur													
32	Argentina	3,165	15,571	34,321	-55,833	0,042	0,012	-0,062	-	12,24	1,12	12	12,24
33	Aruba	2,218	4,132	11,921	-11,521	0,059	0,021	0,099	-	1	1	1	1
34	Bolivia	3,599	8,121	15,971	-29,772	0,009	0,003	0,152	12	1,12,24	1,12,24	-	12,24
35	Brasil	3,031	15,248	19,875	-66,700	0,002	0,001	0,107	-	1,12	1,12	-	1,24
36	Colombia	2,681	21,601	19,789	-93,038	0,003	0,002	0,199	-	1,24	1,24	-	24
37	Ecuador	2,810	57,959	73,177	-233,554	0,011	0,006	0,067	-	1,12,24	1,12,24	12,24	1,12,24
38	Guyana	3,175	9,363	13,872	-36,771	0,007	0,007	0,129	-	-	-	12	24
39	Paraguay	3,567	16,674	18,941	-67,335	0,008	0,004	0,136	-	12	-	12,24	-
40	Perú	2,223	6,830	11,284	-27,307	0,004	0,002	0,204	-	1,12,24	1,12,24	24	1,24
41	Surinam	4,312	54,628	82,746	-226,571	0,007	0,002	0,137	24	1,12,24	1,12,24	-	12,24
42	Uruguay	3,932	24,232	29,157	-105,990	0,002	0,001	0,186	-	24	-	-	24
43	Venezuela	9,607	64,516	76,629	-269,049	0,006	0,000	0,168	-	1,12,24	1,12,24	12	12,24
CEMLA Caribe													
44	Bahamas	2,041	1,092	5,852	0,296	0,039	0,091	0,014	1,12,24	1,12,24	1,12,24	-	12,24
45	Barbados	3,373	3,681	10,641	-6,368	0,043	0,046	-0,012	1,12,24	1,12,24	1,24	12,24	12,24
46	Costa Rica	4,128	23,796	17,782	-99,052	0,006	0,003	0,200	24	1	1	-	1
47	El Salvador	2,376	5,240	11,503	-20,501	0,003	0,002	0,192	-	1,12	1	12	12
48	Guatemala	3,250	13,997	13,240	-56,751	0,009	0,003	0,168	-	1	1	12	1,12,24
49	Haití	4,141	36,986	35,387	-153,137	0,008	0,004	0,133	24	1	1	-	-
50	Honduras	3,566	24,342	24,245	-105,794	0,003	0,001	0,221	-	1,12,24	1,24	12,24	12,24
51	Jamaica	5,109	22,572	27,110	-92,643	0,006	0,001	0,153	-	-	-	-	12
52	R. Dominicana	3,457	25,831	50,254	-97,929	0,026	0,015	0,008	24	-	-	24	24
53	Trin. y Tobago	4,296	7,333	15,044	-24,864	0,016	0,003	-0,049	12,24	12,24	24	-	12,24
CEMLA Caribe													
I.Global: CP		0,000	4,115	12,630	-9,321	0,079	0,092	-	-	-	-	-	-
I.Global: Prom.		7,934	4,091	35,730	2,940	0,000	0,000	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln P$ (Cobre)		0,430	6,898	-35,415	22,982	0,000	0,000	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln P$ (Petróleo)		0,344	4,847	13,550	-27,330	0,000	0,000	-	-	-	-	-	-

Fuente: Elaboración propia.

(*) Muestra: 1995.1-2013.3 (219 observaciones). DE=desviación estándar. PP se refiere a la prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron; HN: la serie contiene una raíz unitaria. ADF se refiere a la prueba de Dickey-Fuller Aumentada; HN: la serie contiene una raíz unitaria. "Carga" se refiere a la ponderación dentro del componente principal. Valores bajo columnas CW/DMW indica el horizonte para el cual se rechaza la HN de la prueba CW/DMW (favoreciendo el uso del modelo aumentado/ P (Cobre)).

APÉNDICE B

CUADRO B1

Modelos de proyección auxiliar: diagnósticos dentro de muestra (*)

Especificación: $\Delta y_t = \rho_1 \Delta y_{t-1} + \rho_2 \Delta y_{t-2} + (1 - \theta_1 L)(1 - \theta_2 L^2) v_t$						
Var. dep.:	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
	ME	MC	ME	MC	ME	MC
	I.Global	I.Global	P(Cobre)	P(Cobre)	P(Petróleo)	P(Petróleo)
ρ_1	-	-	0,190	0,399	0,159	0,254
	-	-	[0,096]	[0,000]	[0,085]	[0,016]
ρ_2	0,486	0,452	-	-	-	-
	[0,002]	[0,000]	-	-	-	-
θ_1	0,754	0,693	-	-	-	-
	[0,000]	[0,000]	-	-	-	-
θ_2	-0,673	-0,775	-	-	-	-
-	[0,000]	[0,000]	-	-	-	-
R^2	0,354	0,596	0,010	0,153	0,021	0,055
Estadístico D-W	2,111	2,045	1,985	1,997	1,915	2,012
Suma cuad. residuales	10.089	28.676	2.275,432	8.738,858	6.519,972	14.005,24
Muestra	95.2-03.4	95.2-12.12	95.1-03.4	95.1-13.3	95.1-03.4	95.1-13.3
N° de observaciones	99	215	100	219	100	219
Cociente RECM	-	0,807	-	0,876	-	0,840

Fuente: Elaboración propia.
(*) ME indica Muestra de Estimación (1995.1-2003.4). MC indica Muestra Completa (1995.1-2013.3) $v_t \sim iidN(0, \sigma_v^2)$. Entre [·] se presenta el valor-p. D-W corresponde al estadístico Durbin-Watson. Cociente RECM calculado entre la especificación elegida y la caminata aleatoria a un mes adelante.