

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Un Análisis de la Capacidad Predictiva del Precio del Cobre sobre la Inflación Global

Carlos Medel

N.º 786 Mayo 2016

BANCO CENTRAL DE CHILE





BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

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

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

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

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

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180, Santiago, Chile
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

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

Carlos Medel
Banco Central de Chile

Abstract

In this article, I use a family of time-series models to compare the predictive ability between an *ad hoc* global inflation factor and the copper price when forecasting domestic inflation of a sample of 53 countries. Furthermore, I analyse the forecasting ability that the price of copper could provide combined with the global inflation factor and, finally, over the oil price for a monthly sample covering 1995-2013. The countries belong to two groups: the *Organisation for Co-operation and Development* (OECD) and the *Centre for Latin American Monetary Studies* (CEMLA). The results indicate that the copper price show modest predictive gains compared to the forecast made without any factor augmentation for the majority of analysed countries. When analysing the number of times in which the copper price deliver more accurate forecasts than those based on inflation factor, it is found that occur in a low 9, 17, and 28% of cases when predicting at one-, 12-, and 24-months ahead. Hence, when the copper price actually improves forecast accuracy, it is observed in the long run. It is discovered as well that when copper price helps, it is for Caribbean CEMLA countries. The information provided by oil price over inflation factor and copper price enhances forecast accuracy mainly in the long run, and for South American CEMLA countries gains are of a modest magnitude. These results are important since the information that a commodity price contains on future domestic inflation dynamics is of vital importance for policymakers, especially those concerned with imported inflation.

Resumen

En este artículo se utiliza una familia de modelos de series de tiempo para comparar la capacidad predictiva entre un factor *ad hoc* de inflación global y el precio del cobre para predecir la inflación doméstica en una muestra de 53 países. 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 una muestra mensual 1995-2013. Los países pertenecen a dos grupos: la *Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico* (OCDE) y del *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos* (CEMLA). Los resultados indican que el cobre presenta modestas ganancias predictivas con respecto a la proyección sin factor alguno para la mayoría de los países analizados. Al comparar el número de veces en las cuales el precio del cobre entrega una proyección más precisa que la del factor de inflación, se encuentra que ocurre en un bajo 9, 17, y 28% de los casos al predecir a uno, 12, y 24 meses adelante. Así, cuando el precio del cobre aporta información predictiva, lo hace mayormente en el largo plazo. Se observa además que las mayores ganancias predictivas con el precio del cobre se obtienen para países caribeños del CEMLA. La información que agrega el precio del petróleo por sobre el factor y el precio del cobre ayuda mayoritariamente al

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Álvaro Aguirre, Ernesto Pastén, Michael Pedersen, y un árbitro anónimo. 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. Email: cmedel@bcentral.cl.

largo plazo en países sudamericanos del CEMLA, pero es de una modesta magnitud. Estos resultados son importantes dado que la información que el precio de una materia prima contiene sobre la dinámica futura de la tasa de inflación doméstica es de vital importancia para hacedores de política, especialmente aquellos interesados en inflación importada.

1 Introducción

En este artículo 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 tasa de inflación doméstica 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; también al predecir la inflación doméstica. Un énfasis especial se realiza sobre la economía chilena, donde el precio del cobre juega un rol distinto que en el resto de las economías analizadas.

Los resultados sugieren un rol menor del precio del cobre para predecir las tasas de inflación domésticas, 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 se benefician mayormente de la información del precio del cobre. Para el caso de Chile, las ganancias predictivas son menos obvias, especialmente al ser comparadas con las del factor de inflación global, donde particularmente Chile se beneficia más que cualquier otra economía considerada.

Evidentemente, el cobre ha jugado un importante rol en la historia reciente de Chile sobresaliendo el 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).¹ 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 esta materia prima es transada. 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 consumidores. Dado que el uso del cobre es primordialmente como materia prima, el mecanismo de transmisión de disrupciones en costos y precios domésticos es directo, y similar al de otras materias primas, como por ejemplo, el petróleo.

Sin embargo, la cantidad y calidad de investigación económica dedicada al cobre es desproporcionadamente menor que aquella destinada al petróleo, a pesar de existir grandes similitudes en los mecanismos de transmisión de *shocks* de precios. En el caso del cobre, los efectos en precios domésticos pueden tener un ámbito reducido que los del petróleo, afectando costos de construcción y manufactura, principalmente. La investigación económica se (re-)enfocó en materias primas distintas al petróleo después del auge en el precio de materias primas de 2007-8. En particular, la información que el precio de una materia prima contiene sobre la dinámica futura de la tasa de inflación doméstica es de crucial importancia para hacedores de política de países exportadores, especialmente aquellos interesados en inflación importada.² Es importante recalcar que dentro de una canasta de materias primas altamente transadas globalmente, por 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 combustibles.³

Naturalmente, en un mundo caracterizado por una alta y creciente tasa de comercialización de bienes—especialmente materias primas—y capitales internacionales resulta valioso cuestionar ¿En qué medida el

¹Ver más detalles en Marcel *et al.* (2001), Pedersen (2008), y Frankel (2013).

²Una 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.

³La mayor ponderación para un producto fuera de la categoría combustibles es el aluminio, con un 10.5%.

precio del cobre es un predictor de las tasas de inflación domésticas? ¿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 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 de diversas maneras 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 los cuatro factores mejoran el rendimiento predictivo, comparado con el caso cuando no son utilizados, en *al menos* un 79, 66, 77, y 60% de los países al predecir en uno de los horizontes considerados ($h=\{1,12,24\}$ meses adelante).

En promedio, y considerando sólo ganancias predictivas,⁴ el precio del cobre exhibe ganancias predictivas promedio por horizonte de 0.9, 0.8, y 1.6%, mientras que el factor de inflación presenta un promedio de ganancias predictivas para los mismos horizontes de 3.5, 6.0, y 4.7%. Con el primer factor combinado estas cifras alcanzan a 4.2, 6.2, y 5.5% (mayores a las del factor global) mientras que con el segundo factor combinado sólo a 1.0, 1.1, y 1.4%, deshaciendo las ganancias obtenidas con el factor. Las *mayores* ganancias con el precio del cobre alcanzan un 4.1, 4.2, y 8.6% por horizonte (para Aruba, Trinidad y Tobago, y Barbados), mientras que con el factor de inflación a 13.6, 17.9, y 12.6% (para Aruba, y Chile a $h=\{12,24\}$).

Para el caso de Chile, se observa que el factor global por sí solo y combinado con el precio del cobre presenta sustanciales ganancias predictivas respecto al caso sin factor alguno alcanzando un 12.3, 18.0, y 12.6% para los horizontes analizados. Este resultado además corresponde a las mayores ganancias observadas con el factor global y combinado con el precio del cobre considerando todos los países de la muestra. Con el precio del cobre, y combinado con el factor global y el precio del petróleo no se advierten mayores ganancias (1% a $h=1$ en ambos casos), e incluso perjudicando la proyección con factor global a horizontes mayores.

El resto del trabajo continúa de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta una breve revisión de la literatura relacionada, *i.e.* proyección de inflación doméstica con factores globales. En la Sección 3 se describe la metodología econométrica—la familia de modelos predictivos—, así como los procedimientos de evaluación y la base de datos. En la Sección 4 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 5.

2 Breve revisión de la literatura relacionada

Un análisis comprehensivo reciente sobre proyección de tasas de inflación domésticas con factores globales se encuentra en Chen, Turnovsky, y Zivot (2014). Los autores analizan específicamente el rol de precios de materias primas en la inflación de cinco economías pequeñas y abiertas que han adoptado metas de inflación, incluyendo a Chile. Sus resultados indican que efectivamente la dinámica de precios externos

⁴Las *ganancias predictivas* se miden como el cociente entre una medida puntual de precisión predictiva—*i.e.* la Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio, RECM—que incluye algún factor dividido entre la misma medida sin incluir factor alguno.

ayuda a predecir diversos indicadores de precios domésticos, aunque en algunos casos la evidencia es episódica a través del tiempo y países.

El ejercicio descrito en este artículo difiere del de Chen, Turnovsky, y Zivot (2014) en diversas dimensiones. En particular, este artículo considera el precio de sólo 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, este artículo analiza 53 países de los cuáles solo dos (Canadá y Chile) coinciden con los cinco de la muestra de Chen, Turnovsky, y Zivot (2014).

Especialmente después del colapso del banco de inversión *Lehman Brothers* en EEUU—marcando un punto de inflexión en la crisis financiera de 2008-9—muchos esfuerzos se han realizado para comprender las diversas conexiones de cada país con el resto del mundo, tanto de la economía real como financiera. Como resultado, nuevas técnicas de modelamiento incorporan explícitamente un bloque global como nuevo ingrediente de la dinámica macroeconómica doméstica, así como también la adaptación de metodologías tradicionales en esta dimensión (por ejemplo, el VAR Global de Pesaran, Schuermann, y Weiner, 2004, en Di Mauro y Pesaran, 2013). 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 doméstica 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.

El análisis de Ciccarelli y Mojon (2010) es extendido en Medel, Pedersen, y Pincheira (2014) en cuatro direcciones: (i) agregando un mayor número de países OCDE, (ii) distintas medidas de inflación, (iii) extendiendo el marco econométrico, y (iv) ampliando la muestra hasta 2013.3 (en frecuencia mensual). Los resultados aun favorecen al factor global como predictor de inflación en alrededor de la mitad de 31 países de la OCDE, en línea con Ciccarelli y Mojon (2010). Resultados similares se encuentran y confirman en Friedrich (2014).

Diversos ejercicios se han realizado con la finalidad de averiguar cómo variables globales pueden explicar la dinámica de precios domésticos. Kose, Otrok, y Whiteman (2003) encuentran que un componente mundial común explica entre 25 y 50% de la varianza de una serie de gasto de los hogares en países de la OCDE. Neely y Rapach (2011) también analizan el rol de un componente regional—*i.e.* de un conjunto de países geográficamente relacionados—y otro completamente global. En línea con Kose, Otrok, y Whiteman (2003), Neely y Rapach (2011) encuentran que factores foráneos explican cerca de un 51% de la inflación de 64 países. De este 51%, 16% corresponde a factores regionales, y el remanente a factores mundiales, abriendo una amplia ventana a la transmisión de disrupciones comunes globales.

Con un objetivo similar pero con distinta metodología, un alto número de artículos encuentran un rol significativo—dentro de muestra—a un factor global de precios en la inflación doméstica. Este es el caso de, por ejemplo, Wang y Wen (2007), Bagliano y Morana (2009), Beck, Hubrich, y Marcellino (2009), Hakkio (2009), Calza (2009), Capistrán y Ramos-Francia (2009), Monacelli y Sala (2009), Ihrig *et al.* (2010), Milani (2010), Çiçek (2012), Mumtaz, Simonelli, y Surico (2011), Mumtaz y Surico (2012), Förster y Tillman (2013), y Pincheira y Gatty (2014).

La literatura sobre la *capacidad predictiva* de un factor global de precios sobre tasas de inflación doméstica es menor en número. El caso de otra materia prima altamente transada y con baja tasa de sustituibilidad como lo es el petróleo, es analizado de manera similar en Medel (2015) para los mismos países de este artículo. Pasaogullari y Waiwood (2014) presentan un ejercicio simple para la economía de EEUU en particular, prediciendo la inflación doméstica también haciendo uso del precio del petróleo. Similar a lo

encontrado en Medel, Pedersen, y Pincheira (2014), la extracción de la información adecuada del factor pareciera ser un tema relevante, considerando que al utilizar el factor con previsión perfecta (*perfect foresight*) el ajuste fuera de muestra mejora sustancialmente. Así, Pasaogullari y Waiwood (2014) también encuentran un rol episódico (por país y período) al precio del petróleo como predictor de inflación doméstica.

3 Configuración econométrica

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 DESARIMA (acrónimo del inglés *Driftless Extended Seasonal Autoregressive (AR) Integrated Moving Average (MA) model*). Cada uno de estos modelos es aumentado con un factor exógeno, ya sea: (i) el factor global (*I.Global*), (ii) el precio del cobre ($P(\text{Cobre})$), (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 la comparación de los correspondientes dos "Cuociente RECM" obtenidos de los diez modelos: el cuociente entre la RECM obtenido con cualquiera de las versiones aumentadas y la RECM sin factor exógeno. Finalmente, la prueba de Clark y West (2007, en adelante CW), es aplicada a pares de comparaciones promedio con/sin factor exógeno para analizar cuando es conveniente incluir cualquiera de ambos al predecir la inflación doméstica. Así, esta comparación se realiza entre un *modelo base* y su *versión aumentada*. Una segunda prueba, basada en Diebold y Mariano (1995) y West (1996)– en adelante, DMW–, es aplicada para analizar si $P(\text{Cobre})$ 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.

3.1 Modelos

La familia de modelos DESARIMA se explica y describe completamente en Pincheira y Medel (2015).⁵ La idea detrás de estos modelos es proveer un marco común para modelos de series de tiempo que han sido tradicionalmente utilizados en macroeconomía con relativo éxito, especialmente para predecir la inflación. La familia DESARIMA explota dos componentes comunes presentes típicamente en series macroeconómicas, en este caso, el Índice de Precios al Consumidor (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.

⁵Una completa revisión de las innumerables variaciones y acrónimos utilizados en las especificaciones ARMA, se encuentra en Holan, Lund, y Davis (2000). Una aproximación más directa se encuentra en Granger (1982).

La especificación base DESARIMA corresponde a la Ecuación 1:

$$\Phi(L)\Phi_E(L^S)(1-L)^d(1-L^S)^D \ln(IPC_t) = \delta + \Theta_E(L^S)\Theta(L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

donde $\Phi(L)$, $\Phi_E(L^S)$, $\Theta(L)$, y $\Theta_E(L^S)$ son los polinomios de rezago AR y MA de la parte estacionaria (después de $(1-L)^d$) y desestacionalizada (después de $(1-L^S)^D$) de la serie $\ln(IPC_t)$ (ln es logaritmo natural). Estos cuatro polinomios contienen p , P , q , y Q términos, respectivamente. Notar que el término L corresponde al operador de rezagos $L^i x_t = x_{t-i}$, y S es la frecuencia anual de la serie. Los parámetros d y D son los órdenes de diferenciación para alcanzar estacionariedad y desestacionalización. Se asume que después de controlar por los dos tipos de autocorrelación mediante $\Theta_E(L^S)\Theta(L)$ se obtiene $\varepsilon_t \sim iid\mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Finalmente, los parámetros contenidos en los polinomios mencionados más la constante δ , y la varianza del término estocástico σ_ε^2 , son parámetros a estimar (mediante, por ejemplo, mínimos cuadrados ordinarios).

Dado que la Ecuación 1 representa una expresión no necesariamente parsimoniosa, se imponen ciertas restricciones a algunos parámetros sin pérdida de información. En particular, y sólo con fines de parsimonia, se impone $p=P=q=Q=d=1$ y $D=0$, resultando en la Ecuación 2:

$$(1 - \rho L)(1 - \phi L^{12})(1 - L) \ln(IPC_t) = \delta + (1 - \theta L)(1 - \theta_E L^{12})\varepsilon_t, \quad (2)$$

donde se asume una serie de IPC mensual ($S=12$). Además, siguiendo a Box y Jenkins (1970), Brockwell y Davis (1991), y Harvey (1993), se impone $\phi=1$ para evitar la cancelación con el término $(1 - \theta_E L^{12})$ y dada la dificultad de estimarlo correctamente con muestras pequeñas. Realizando la sustitución $\pi_t \approx \ln(IPC_t) - \ln(IPC_{t-12})$, se obtiene la Ecuación 3:

$$(1 - \rho L)(\pi_t - \pi_{t-1}) = \delta + (1 - \theta L)(1 - \theta_E L^{12})\varepsilon_t, \quad (3)$$

y expandiendo los términos en paréntesis, se obtiene la Ecuación 4:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \delta + \rho(\pi_t - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1} - \theta_E\varepsilon_{t-12} + \theta_3\varepsilon_{t-13}, \quad (4)$$

donde $\theta_3 = \theta\theta_E$. La Ecuación 4 corresponde a un proceso ARIMA(1,1,13) para π_t donde varios coeficientes MA son restringidos a cero. Sin embargo, como se explica en la literatura relevante de selección de modelos—por ejemplo, Clements y Hendry (2001), Pincheira y Medel (2012) y las referencias citadas en esos trabajos—la proyección multihorizonte proveniente de la Ecuación 4 es divergente a través de los horizontes de proyección a menos que $\delta=0$. A pesar de esta restricción, el modelo aun no está habilitado para incluir dos términos MA de orden uno y 12, y al mismo tiempo excluir el término de orden 13. Esto es porque $\theta_3 = \theta\theta_E$ puede ser cero cuando $\theta=0$ o $\theta_E=0$. Sin embargo, es posible prescindir del término de orden 13 debido a su tamaño (muy pequeño), y a la complicación que implica estimarlo correctamente. Para permitir en la Ecuación 4 obtener $\theta \neq 0$ y $\theta_E \neq 0$ con $\theta\theta_E=0$ se especifica la Ecuación 5:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \rho(\pi_t - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1} - \theta_E\varepsilon_{t-12} + \theta_3\Upsilon\varepsilon_{t-13}, \quad (5)$$

donde Υ es una función indicativa que toma el valor cero o uno. Así, la familia DESARIMA consiste en diez modelos generados cuando uno o más parámetros de la Ecuación 5 son restringidos a cero, combinando con el indicador binario Υ (todas las especificaciones son presentadas más adelante). Algunos ejemplos de especificaciones conocidas cuando se imponen algunas restricciones específicas se encuentran en Pincheira y Medel (2015) y las referencias citadas en ese artículo.

En este artículo 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 la Tabla 1; de manera similar que en Medel (2015) y Pincheira y Gatty (2014).

Tabla 1: Familia DESARIMA Aumentada

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

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

En la Tabla 1, $\{\gamma, \rho, \theta, \theta_E, \sigma_\varepsilon^2\}$ son parámetros a ser estimados, con $\varepsilon_t \sim iid\mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$. 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, y Jolliffe, 2002).

Notar 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 adaptativa a la información disponible.⁶ Naturalmente, este método posee la ventaja de considerar el conjunto de países que contribuye mayormente a la varianza del factor; automáticamente excluyendo información no relevante. Una estimación con todos los países y considerando la muestra completa indica que 32.1% de la varianza total es explicada con el primer componente principal. El 99% de la varianza se explica con el vigésimo noveno componente principal.

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.

3.2 Datos

La fuente de los datos de inflación es la base *International Financial Statistics* (IFS) del *Fondo Monetario Internacional* (FMI), mientras que para el precio del petróleo (*Western Texas Intermediate*) y del cobre es *Bloomberg*, correspondiendo este último al precio en dólares estadounidenses por tonelada de cobre de la bolsa *London Metal Exchange*.

⁶Especialmente con fines de robustez, el ejercicio es realizado también utilizando una versión promediada (de ponderadores iguales) de $f_t^{(i)} = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1, j \neq i}^N \Delta \ln \psi(\{\pi_t^{(j)}\})$; es decir, suponiendo que todas las series contribuyen igualmente a la varianza del factor en la proporción $\frac{1}{N-1}$. Los resultados no se alteran sustancialmente respecto al caso cuando $f_t^{(i)} = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1, j \neq i}^N \Delta \ln \psi(\{\pi_t^{(j)}\})$ (resultados disponibles por requerimiento).

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 Medel y Pincheira (2015) y Pincheira y Medel (2012, 2015). Así, la primera proyección un mes adelante comienza en 2003.5 (hasta 2013.3), comprendiendo 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 Anexo A). Notar que para el caso de Austria, la prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) rechaza la hipótesis nula de no existencia de 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 lo necesita la prueba ADF. Así, la prueba PP resulta más apropiada para series de alta persistencia, como lo es el caso de la inflación austríaca.

El número de países incluidos es 53, los que pertenecen a dos grupos: OCDE y CEMLA.⁷ Como una forma de ordenar las conclusiones y considerar la heterogeneidad debido la dispersión geográfica de los países, los resultados se presentan separadamente para Chile, comparando con cuatro subdivisiones (en $[\cdot]$ se presenta el número de países de cada subdivisión):⁸

- *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.

Notar que Belice, Nicaragua (CEMLA) y Estonia (OCDE) son omitidos debido al pequeño tamaño de muestra disponible. Australia y Nueva Zelanda (ambos de OCDE) son excluidos 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.

La Figura 1 presenta las series de tiempo tanto de $P(\text{Cobre})$ como $P(\text{Petróleo})$ (la primera diferencia del logaritmo natural del nivel), junto con el primer componente principal de $I.Global$ considerando todos los países. Además, se presenta la versión promediada de $I.Global$ a modo de referencia. Notar que 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 Anexo 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 la Figura 1.

Como en toda proyección multihorizonte realizada con el método iterativo (no directo), sumado al hecho que el factor entra en la ecuación base solamente con un rezago, se requiere de una proyección auxiliar

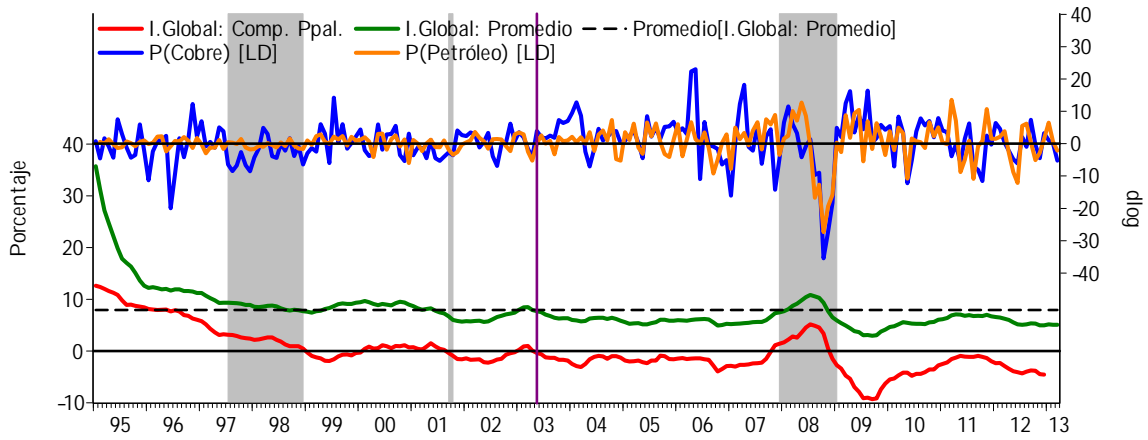
⁷La lista de todos los países analizados se encuentra en el Anexo A, junto con los estadísticos descriptivos de todas las series consideradas.

⁸Además, 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 sólo con fines de claridad en la exposición.

de f_t . Basado 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 Anexo 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 "General a Específica" (GETS, por sus siglas en inglés *General-to-Specific*), 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 completa. Posteriormente, el primer modelo que cumpla con los requisitos (comenzando de una especificación (12,12,12)) es probado fuera de muestra, donde el criterio final de aceptación es presentar un Cuociente RECM < 1 comparado con una caminata aleatoria.

Figura 1: Series de tiempo de $P(Cobre)$, $P(Petróleo)$, e $I.Global$ (componente ppal. y promedio) (*)



(*) 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 (2007.12-2009.6).

Fuente: Elaboración propia basada en datos de *FMI IFS* y *Bloomberg*.

3.3 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 Cuociente RECM, (ii) inferencia estadística de estas mismas proyecciones mediante la prueba CW, utilizando el promedio de Cuociente RECM a través de los diez modelos, y (iii) prueba de superioridad predictiva entre factores mediante la prueba DMW, también utilizando el promedio.

3.3.1 Cuociente RECM

Esta medida es típicamente utilizada dada su directa interpretación al comparar dos proyecciones punto. En este caso, formalmente corresponde a la Ecuación 6:

$$Cuociente \square ECM = \frac{\square ECM_h^{Factor}}{\square ECM_h^{Base}} = h \frac{\frac{1}{P(h)} \mathbf{P}_R^{T+1-h} (\pi^{t+h} - \pi_t^{h,f})^2 i^{\frac{1}{2}}}{\frac{1}{P(h)} \mathbf{P}_R^{T+1-h} (\pi^{t+h} - \pi_t^{h,Base})^2 i^{\frac{1}{2}}}, \quad (6)$$

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. $\square ECM_h$ se computa como el promedio de los diez modelos considerando la familia con el factor f . Naturalmente, valores menores a uno implican un mejor ajuste fuera de muestra de la proyección considerando f , representando una "ganancia predictiva" de $(1-\text{Cuociente RECM})\%$ comparado con la proyección base sin factor.

Notar 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 $R=100$.

3.3.2 Prueba de Clark-West

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 un parámetro—que debiera ser igual a cero bajo la hipótesis nula—es estimado. El estadístico principal (*core statistic*) de la prueba CW proviene del valor esperado de la variable descrita en la Ecuación (7):

$$CW_h = (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base})^2 - [(\pi_{t+h} - \pi_t^{h,f})^2 - (\pi_t^{h,Base} - \pi_t^{h,f})^2], \quad (7)$$

que es equivalente a la Ecuación (8):

$$\square ECM \text{ Ajustada}_h = \frac{2}{T} \sum_{t+h} (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base}) [(\pi_{t+h} - \pi_t^{h,Base}) - (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,f})]. \quad (8)$$

De esta forma, este estadístico es computado para probar la hipótesis nula de *igual capacidad predictiva*, $\square N: E(\square ECM \text{ Ajustada}_h)=0$, contra la hipótesis alternativa $\square A: E(\square ECM \text{ Ajustada}_h)>0$, siguiendo una tradicional prueba t . Clark y West (2007) presentan mayores detalles metodológicos, y Medel, Pedersen, y Pincheira (2014) una aplicación similar a la de este artículo. Las hipótesis $\square N: E(\square ECM \text{ Ajustada}_h)=0$ versus $\square A: E(\square ECM \text{ Ajustada}_h)>0$ analizadas en este artículo corresponden a las versiones con versus sin factor global, y las de un factor aumentado versus un factor base:

1. $CW \square f=I.Global$ y Base=sin factor,
2. $CW \square f=P(Cobre)$ y Base=sin factor,
3. $CW \square f=Factor1$ y Base= $P(Cobre)$, y
4. $CW \square f=Factor2$ y Base= $Factor1$.

Un cuidado especial con respecto al uso de esta prueba se debe al apropiado uso en horizontes mayores a un período (ver Corradi y Distaso, 2013). Sin embargo, y debido a la falta de una alternativa más apropiada, los resultados para $h=\{12,24\}$ son presentados de igual forma.

3.3.3 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 $\square N:$

$E(d_h) \leq 0$, contra la hipótesis alternativa $E(d_h) > 0$, donde d_h corresponde al término de la Ecuación 9:

$$d_h = (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,I.Global})^2 - (\pi_{t+h} - \pi_t^{h,P(Cobre)})^2. \quad (9)$$

El procedimiento se completa siguiendo una prueba t tradicional a una cola para $E(d_h)$, utilizando la corrección por heteroscedasticidad y autocorrelación (HAC) propuesta por Newey y West (1987) para la estimación de 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 ($I.Global$).

Obviamente, se debe considerar que ambas pruebas tienen distintos propósitos. Por lo tanto, se esperan resultados diferentes e independientes.

4 Resultados

En esta sección se presentan los resultados en términos de la distribución de Cuociente RECM generada por los diez modelos DESARIMA. Para ello se emplean diagramas de caja (*boxplots*) desplegados para los tres horizontes con los cuatro factores empleados.⁹ La ventaja principal de los diagramas de caja es la disposición completa de la distribución de los Cuociente RECM proveyendo la dispersión a modo de robustez. Notar que, sin embargo, la inferencia estadística no se realiza sobre la distribución sino sobre el promedio de Cuocientes RECM. Además, la inferencia se realiza a nivel de países, y no de macrogrupos. Los resultados comentados a continuación se basan principalmente en el promedio.

Notar que todos estos resultados provienen de los modelos utilizados de los que se espera sean *per sé* (sin aumentar) una buena representación de la dinámica inflacionaria de cada país. Con fines de diagnóstico econométrico dentro de muestra, en la Tabla C1 (Anexo C) se presenta el coeficiente de bondad de ajuste corregido y el estadístico Durbin-Watson de cada especificación para cada país, utilizando la muestra de estimación. Estos resultados indican que particularmente los modelos DESARIMA 5 y 6 constituyen una adecuada representación de la (primera diferencia) de la tasa de inflación. El mejor ajuste promedio se obtiene para los países de *CEMLA Sur*; y menos favorable para *OCDE Europa*. En general los modelos resultan bien especificados, excepto los modelos DESARIMA 2, 10, y en menor medida el 3.

4.1 Chile y macrogrupos

En la Figura 2 se presentan los resultados para Chile comparado con 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 $P(Cobre)$ es sustancialmente menor que aquella con $I.Global$. Sin embargo, y sólo en el caso de Chile, se registran dos valores atípicos que más bien 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 Cuociente RECM de $P(Cobre)$ en los países *CEMLA Caribe* alcanza un 2.1%, y constituye el grupo con mayores ganancias con $P(Cobre)$.

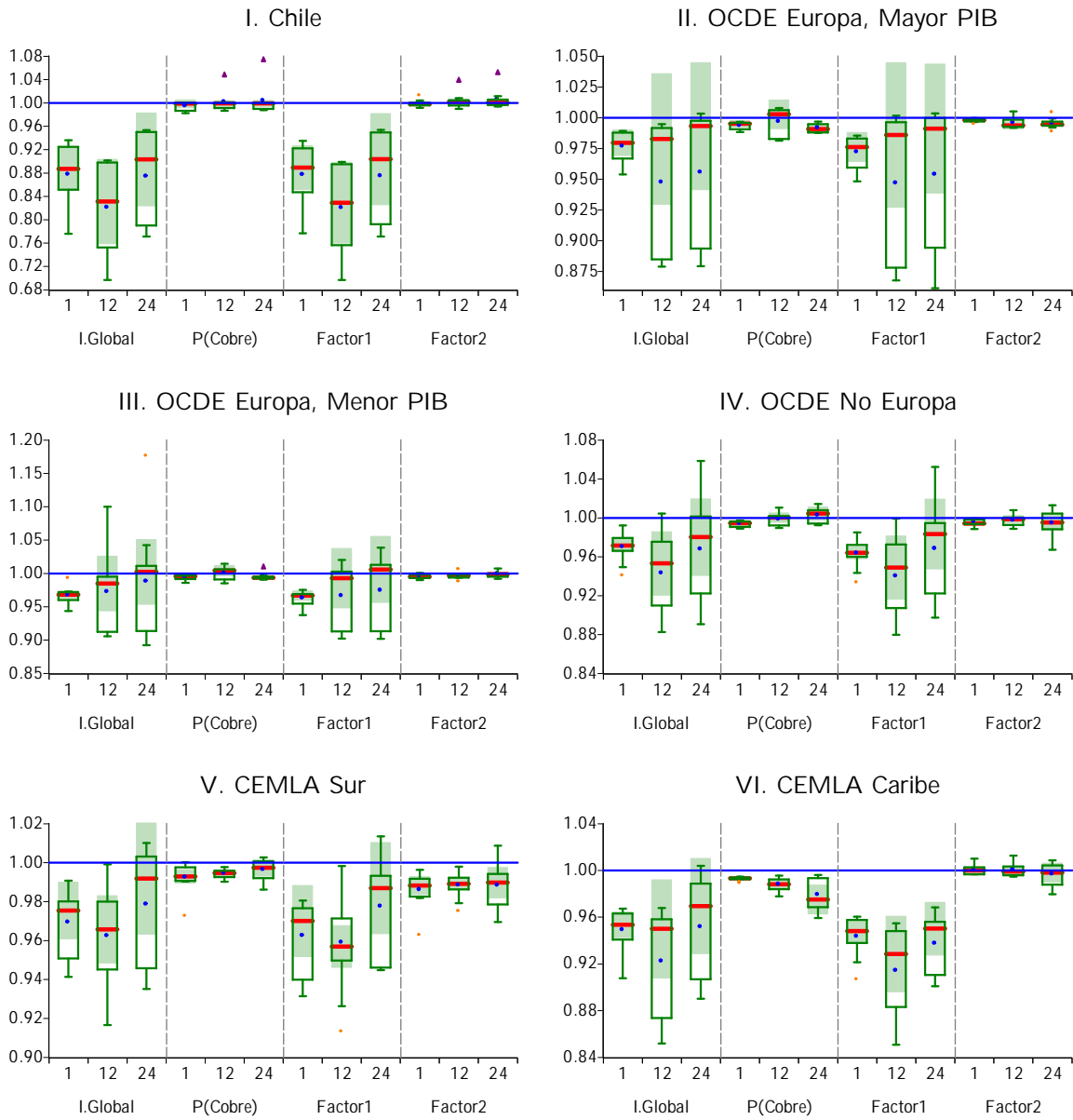
⁹El diagrama de caja analizado presenta con un punto azul el promedio, una línea roja la mediana, y una caja verde el tercer y primer cuartil. La línea verde en \square indica en sus extremos el tercer cuartil (C_3) más 1.5 veces el rango intercuartil ($\square \in C_3 - C_1$), y el primer cuartil (C_1) menos 1.5 veces el $\square \in C_3 - C_1$. El área sombreada indica la mediana $\square \in 1.5 \theta \square \in C_3 - C_1$. Finalmente, puntos anaranjados indican *valores atípicos próximos* ($< 3 \theta \square \in C_3 - C_1$) y triángulos violeta *valores atípicos lejanos* ($> 3 \theta \square \in C_3 - C_1$).

2. El promedio Cuociente RECM del factor que contiene $I.Global$, en comparación a $P(Cobre)$, se observan robustos en todos los paneles de la Figura 2, aunque en menor medida para países de *OCDE Europa Menor PIB*. Notar que, sin embargo, existe una mayor dispersión con los resultados de $I.Global$, por lo que no necesariamente todos los modelos DESARIMA aumentados son superiores a su versión aumentada con $P(Cobre)$.
3. La influencia de $P(Petróleo)$ por sobre $I.Global$ y $P(Cobre)$ 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 $I.Global$, se obtienen para el caso de Chile. El promedio Cuociente RECM corresponde a un 12.3, 18.0, y 12.6% a través de los tres horizontes. Esto redundaría en un exigente parámetro de comparación para $P(Cobre)$. Notar además que son las ganancias más altas considerando todos los países de la muestra.

De esta forma, 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 $P(Cobre)$, y de una baja influencia predictiva.

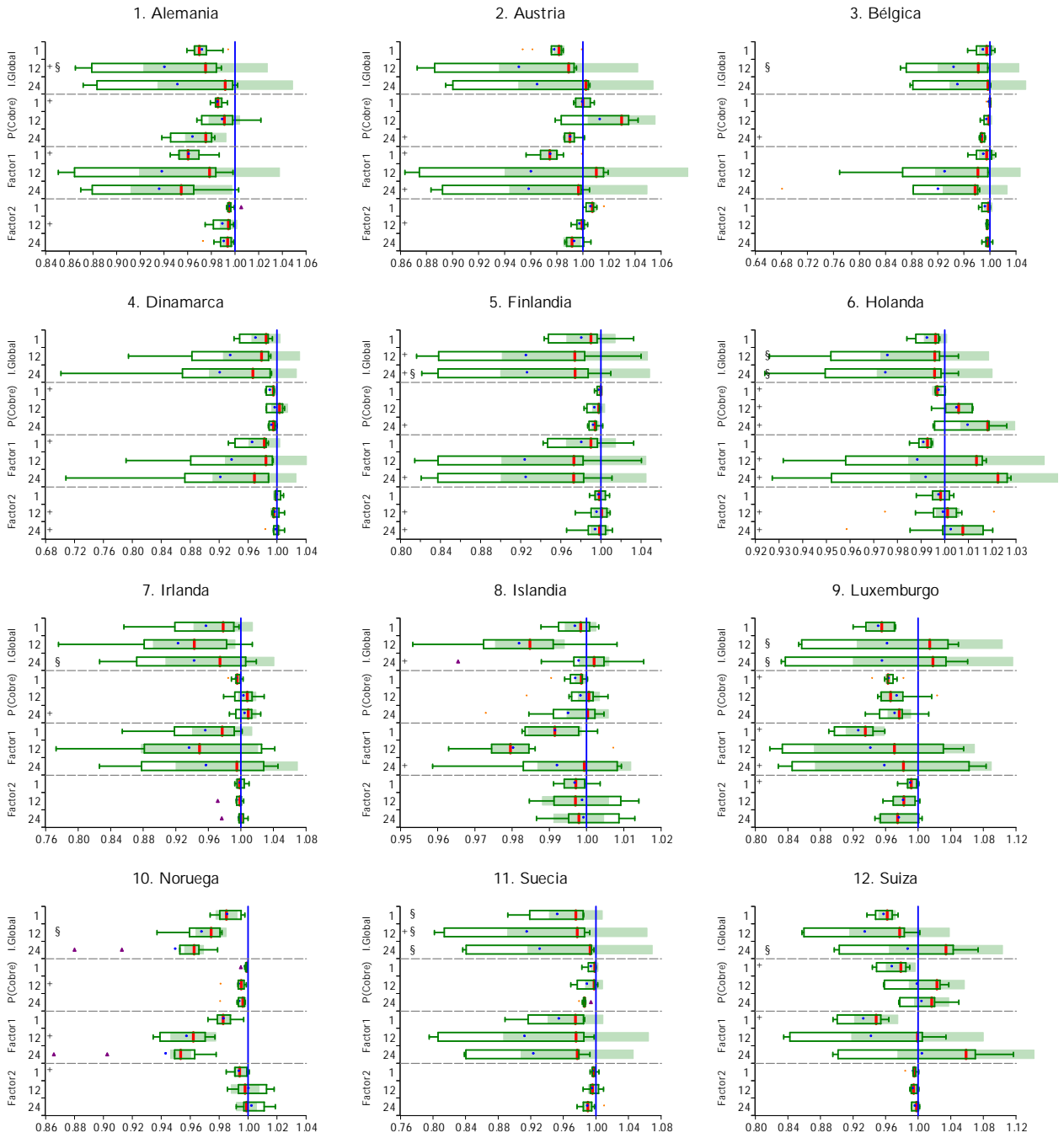
En la Tabla D1 se presentan los resultados ampliados de Cuociente RECM para Chile. En particular, se destaca que el modelo DESARIMA 5 no presenta resultados predictivos favorables para el uso de factores dado que dentro de muestra (como se advierte la Tabla C1) captura mejor la dinámica de la serie. De esta misma forma, en 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. Notar 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 $I.Global$ y $Factor1$ para los tres horizontes, y en particular de los modelos 1 y 9.

Figura 2: Resultados Cuociente RECM Promedio. Chile, OCDE, y CEMLA (*)



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

Figura 3: Resultados Cuociente RECM. OCDE Europa Mayor PIB per cápita (*)

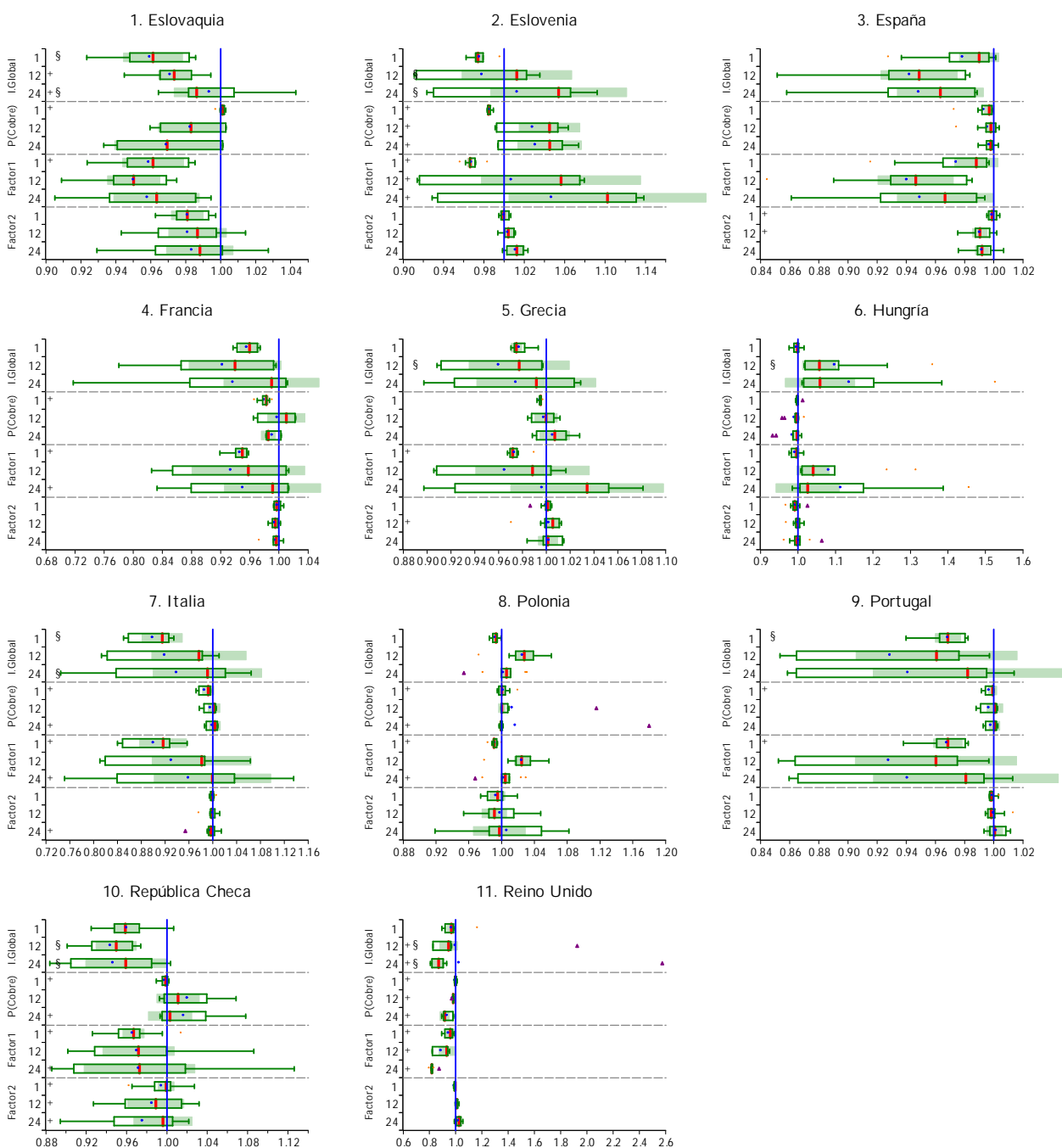


(*) Línea vertical: Cuociente RECM=1. Frente al horizonte de cada factor, el símbolo "+" indica que en al menos cinco modelos DESARIMA, la HN de la prueba CW es rechazada, favoreciendo el uso del factor correspondiente (modelo ampliado). A continuación, el símbolo "\$" indica que en al menos cinco modelos DESARIMA, la HN de la prueba DMW es rechazada, favoreciendo la proyección con $P(Cobre)$ por sobre $I.Global$ (presentado con los resultados de $I.Global$). Fuente: Elaboración propia.

4.2 Países OCDE y CEMLA

En esta subsección se presentan de manera similar los resultados anteriores pero a nivel desagregado por país. Considerando los 53 países, se encuentra que en los casos en que el factor $P(\text{Cobre})$ resulta favorable (Cuociente 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 un 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%

Figura 4: Resultados Cuociente RECM. OCDE Europa Menor PIB per cápita (*)



(*) Ver notas de la Figura 3. Fuente: Elaboración propia.

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.Global*, 86.8% con *P(Cobre)*, 96.2% con *Factor1*, y un 69.8% con *Factor2*, todos para $h=1$. Sin embargo, al considerar marginalmente cuanto información agrega *P(Cobre)* por sobre *I.Global*, la proporción se reduce un 9.4, 17.0, y un 28.3%. Al hacerlo de manera conjunta, es decir, cuando el *Factor1* agrega información por sobre *I.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(Petróleo)* con el *Factor1* ($=Factor2$) por sobre el *Factor1*, los aumentos marginales ocurren en un 15.1, 18.9, y un 24.5% de los casos, notando que en algunos casos la reducción no alcanza a reducir el Cuociente RECM por debajo de la unidad.

Los resultados para los países *OCDE Europa Mayor PIB* se presentan en la Figura 3. En este grupo las ganancias promedio con *I.Global* alcanzan un 2.6, 5.3, y un 4.5%, siendo Luxemburgo, Suecia, y Dinamarca los países que presentan los mayores beneficios (4.8, 8.4, y 7.8%). Por su parte, las ganancias promedio con *P(Cobre)* son 0.9, 0.3, y 0.8%, siempre por debajo de *I.Global*. Los países con mayores ganancias son Luxemburgo para $h=\{1,12\}$ y Alemania, con un 3.6, 2.5, y 3.5%; también, siempre por debajo de los máximos valores obtenidos con el factor de inflación. Con el *Factor1* las ganancias promedio son similares a las de *I.Global*, aunque mayor para $h=1$, llegando a 3.2, 5.3, y 4.6%. Nuevamente, la mayor ganancia para $h=\{1,12\}$ se obtiene para Luxemburgo (7.2%) y Suecia (8.6%). Para $h=24$ el mejor resultado se obtiene para Bélgica (7.8%). Finalmente, el peor rendimiento se obtiene con el *Factor2*: 0.3, 0.4, y 0.5%, con ganancias máximas de sólo 0.9, 1.7, y 2.3%, todos para Luxemburgo. De esta forma, Luxemburgo es la economía que más se beneficia del uso de factores globales, aunque no representa la de mayor ganancia dentro de todos los países considerados. Salvo Noruega e Irlanda, no se observan valores atípicos que pueden complicar una inferencia basada en el promedio.

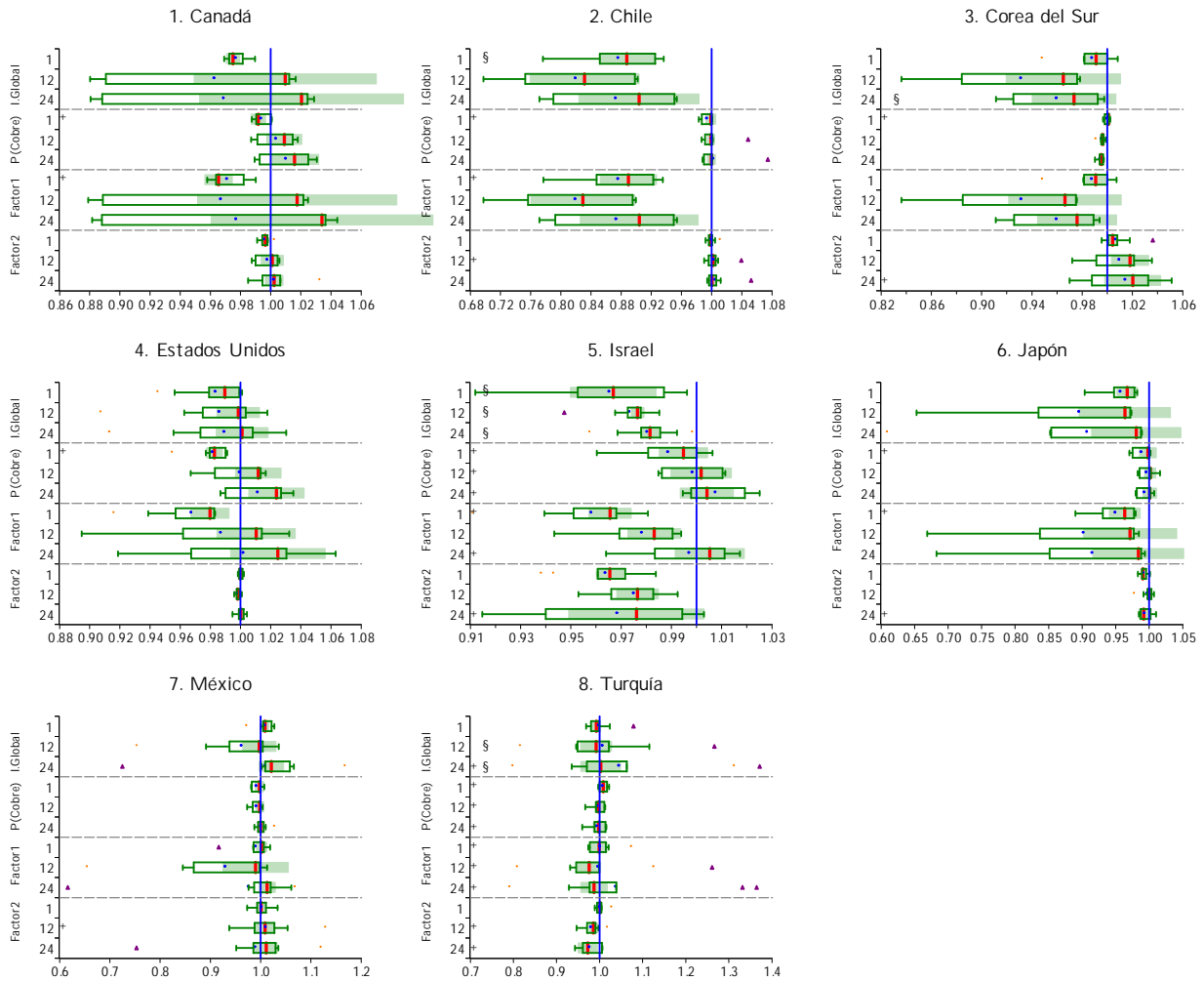
Los resultados para los países *OCDE Europa Menor PIB* per cápita (siendo el de menor PIB Hungría con USD 23,152 medido a precios PPC de 2013; mientras que Chile alcanza a USD 22,460) se presentan en la Figura 4. Con *I.Global* se obtienen ganancias promedio de 3.3, 2.8, y 1.2%, siendo las más altas de 10.0, 8.0, y 6.3% para Italia ($h=\{1,12\}$) y Francia ($h=24$). El *Factor1* sigue de cerca estos resultados (3.7, 3.4, y 2.6%) alcanzando máximos de 9.9 (Italia, $h=1$), 10.8 y 17.7% para el Reino Unido a $h=\{12,24\}$. Este último resultado, una ganancia de 17.7%, es la mayor registrada para el *Factor1* al largo plazo. Con *P(Cobre)* el promedio alcanza a 0.6, 0.0, y 0.5%, siendo similares al *Factor2*: 0.4, 0.4, y 0.1%. Esto es indicativo que la dinámica futura de la inflación en este grupo queda suficientemente capturada con el factor de inflación; dejando espacio sólo para *P(Cobre)* a $h=1$. Polonia y el Reino Unido presentan algunos valores atípicos para *P(Cobre)* e *I.Global*, respectivamente, mientras que Hungría lo hace con ambos factores.

Los resultados para el grupo de países *OCDE No Europa* se presentan en la Figura 5. Se obtiene que con *I.Global* las ganancias promedio alcanzan un 3.0, 5.7, y 3.3%. Interesantemente, 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.Global* para esos horizontes. Con *P(Cobre)* se obtienen ganancias promedio sólo para $h=\{1,12\}$ de 0.6 y 0.2%. Las mayores ganancias corresponden a 1.8 y 0.7% para EEUU y México, muy por debajo de aquellas obtenidas con el factor de inflación global. Cuando *P(Cobre)* es utilizado en conjunto con *I.Global* las ganancias promedios 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. Sin embargo, se destaca que Israel es el país con los mejores resultados alcanzando un 3.6, 2.5, y 3.1%. México y Turquía presentan un alto número de valores atípicos, dificultando la inferencia estadística para esos casos.

Las Figuras 6 y 7 presentan los resultados para países de CEMLA, divididos en los grupos *CEMLA Sur* y *CEMLA Caribe*. En la Figura 6 se presentan los resultados para *CEMLA Sur*, de donde es posible

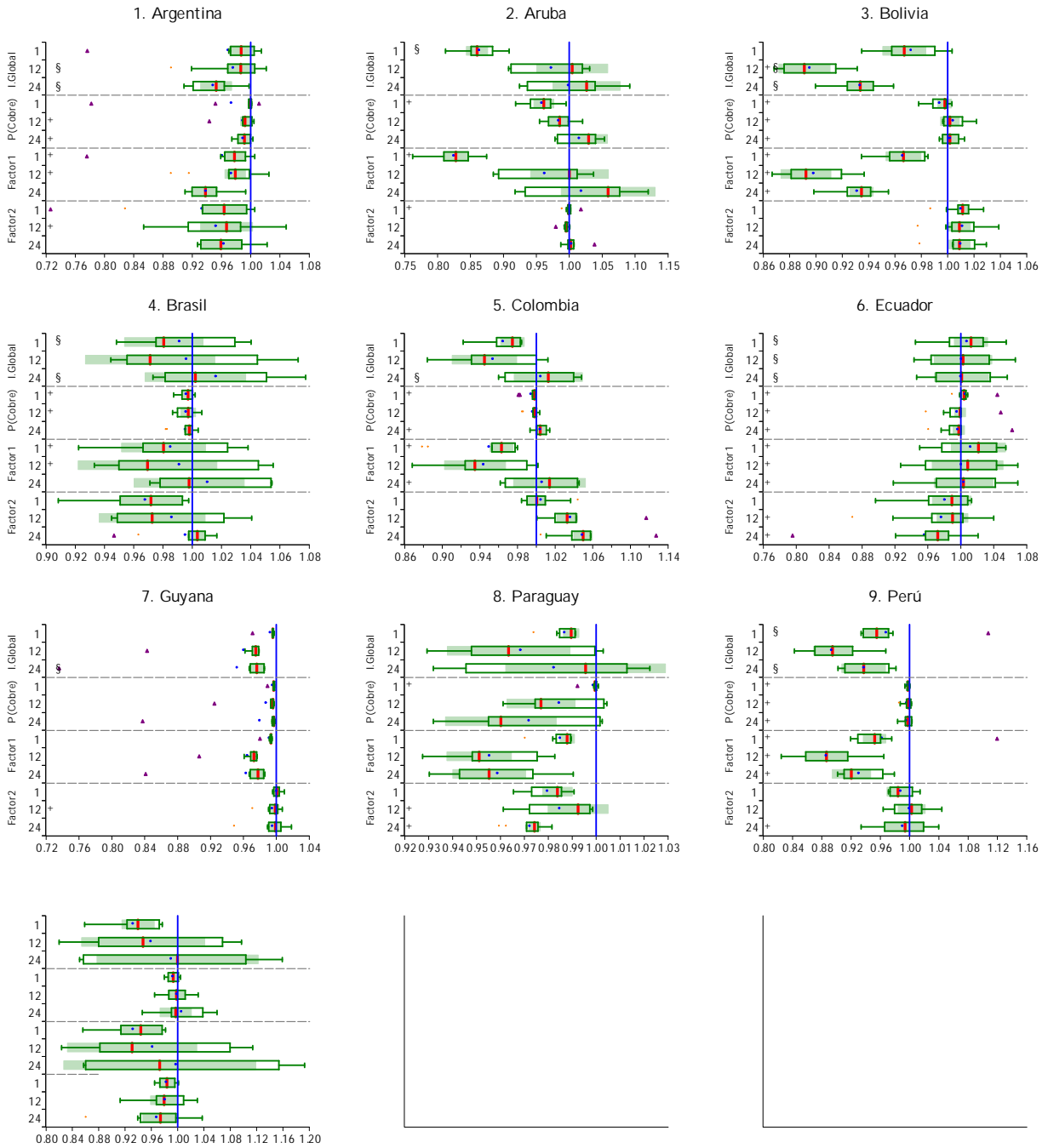
advertir importantes ganancias para Aruba, Bolivia, Paraguay, Perú, Surinam, y Uruguay con alguno de los cuatro factores. Aruba representa un caso especial, dado que se obtienen las mayores ganancias para $h=1$ con tres de los cuatro factores analizados: *I.Global*, *P(Cobre)*, y *Factor1*. Coincidentemente, Argentina es el país que más se beneficia a $h=1$ con el *Factor2*, perteneciendo también a *CEMLA Sur*. Con *I.Global* se obtienen las mayores ganancias promedio que para otro grupo: 5.1, 7.8, y 4.9%. Las mayores ganancias son Aruba, Perú, y Bolivia (13.6, 10.6, y 6.6%). Con *P(Cobre)* el promedio de ganancias alcanza a 0.8, 0.6, y 0.4%, el que mejora con el *Factor1* y supera a *I.Global*: 3.8, 4.1, y 2.3%. La mayores ganancias con *P(Cobre)* llegan a 4.1, 4.2, y 2.8% (Aruba para $h=\{1,12\}$, y Paraguay). Sin embargo, es más destacable que con el *Factor1* a $h=1$ se alcanza la segunda mayor ganancia de todos los casos, un 17.5% para Aruba. Para $h=\{12,24\}$ continúa Perú con 11.3 y 6.9%. En este grupo, el *P(Petróleo)* juega un rol más importante aunque no supera al *Factor1*. En particular, para Argentina genera una ganancia promedio de 6.6% en $h=1$, y un 5.0 y 4.3% en $h=\{12,24\}$ para Uruguay y Perú. Notar que un número importante de valores atípicos se observan en Argentina y Venezuela con los cuatro factores, Guyana con todos excepto *Factor2*, y Ecuador con *P(Cobre)* y *Factor2*. Interesantemente, son valores atípicos que van en beneficio del uso de factores.

Figura 5: Resultados Cuociente RECM. OCDE No Europa (*)



(*) Ver notas de la Figura 3. Fuente: Elaboración propia.

Figura 6: Resultados Cuociente RECM. *CEMLA Sur* (*)

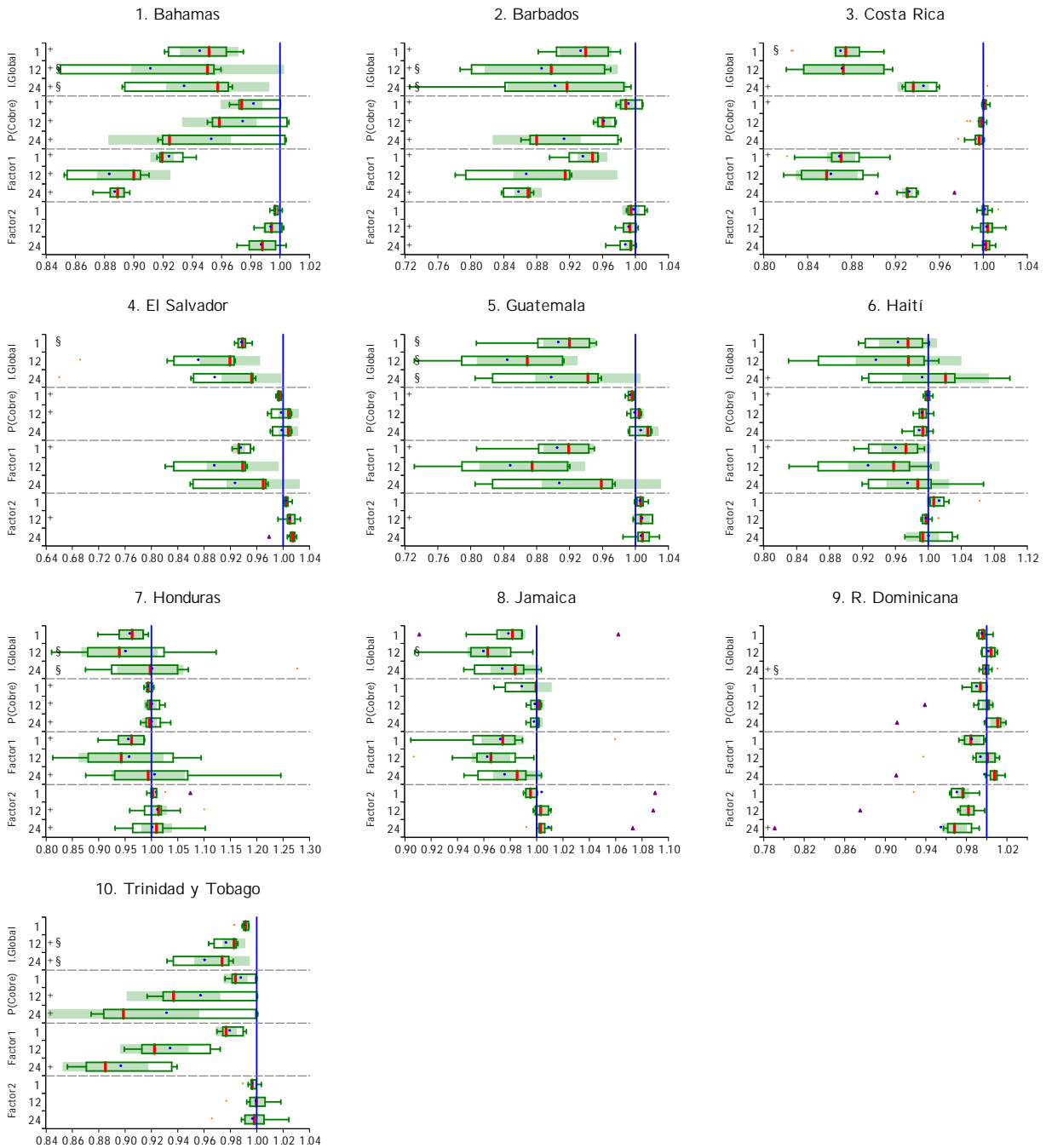


(*) Ver notas de la Figura 3. Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, en la Figura 7 se presentan los resultados para *CEMLA Caribe*. En este caso, las ganancias promedio con *I.Global* son las mayores que las observadas en los otros grupos, llegando a 5.1, 7.8, y 4.9%, y con valores máximos de 12.9, 15.5, y 10.2% para Costa Rica, Guatemala, y El Salvador. Con $P(Cobre)$ las ganancias promedio son de una baja magnitud (0.7, 1.2, y 2.1%), aunque son peores con *Factor2* (observando ganancias sólo para $h=24$ de un modesto 0.3%). Con el *Factor1* se encuentran ganancias incluso por sobre *I.Global*, llegando en promedio a 5.7, 8.6, y 6.3% con valores máximos de 13.0, 15.1, y 14.1% para Costa Rica, Guatemala, y Barbados. Existen dos países con un importante número de valores

atípicos, Jamaica y República Dominicana, siendo beneficiosos para el uso de un factor sólo en el último caso.

Figura 7: Resultados Cuociente RECM. *CEMLA Caribe* (*)



(*) Ver notas de la Figura 3. Fuente: Elaboración propia.

4.3 Inferencia estadística

Un resumen de los resultados de las pruebas estadísticas se presenta en la Tabla 2. En la tabla, se presenta el número de veces en que la hipótesis nula de cada prueba es rechazada (reproduciendo parte

de la información de las Figuras 3-7). Se debe tomar en cuenta que estos resultados siempre 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_t , 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). De esta forma, los resultados de la Tabla 2 se presentan como referencia, dado que se comparan los diez modelos uno contra uno, y se imponen cinco veces de rechazo como regla general.¹⁰

Tabla 2: Resumen de resultados pruebas CW y DMW (*)

	OCDE Eur Alto	OCDE Eur Bajo	OCDE No Eur	CEMLA Sur	CEMLA Caribe
<i>Prueba de CW. HN: Modelos aumentados son iguales a modelos sin aumentar.</i>					
<i>I.Global vs sin factor</i>					
$h=1$	0/12	0/11	0/8	0/12	2/10
$h=12$	3/12	2/11	0/8	1/12	3/10
$h=24$	2/12	2/11	1/8	1/12	6/10
<i>P(Cobre) vs sin factor</i>					
$h=1$	5/12	8/11	7/8	9/12	7/10
$h=12$	2/12	2/11	2/8	7/12	5/10
$h=24$	5/12	5/11	2/8	8/12	4/10
<i>Factor1 vs P(Cobre)</i>					
$h=1$	5/12	9/11	5/8	9/12	7/10
$h=12$	2/12	2/11	1/8	7/12	1/10
$h=24$	5/12	6/11	2/8	6/12	4/10
<i>Factor2 vs Factor1</i>					
$h=1$	2/12	2/11	0/8	1/12	0/10
$h=12$	5/12	3/11	3/8	5/12	4/10
$h=24$	3/12	2/11	4/8	3/12	3/10
<i>Prueba de DMW. HN: Modelos con P(Cobre) son superiores a modelos con I.Global.</i>					
$h=1$	1/12	3/11	2/8	4/12	3/10
$h=12$	6/12	5/11	2/8	5/12	6/10
$h=24$	6/12	5/11	3/8	10/12	6/10

(*) Número de veces en la que la hipótesis nula (HN) es rechazada en al menos cinco modelos de cada familia. Fuente: Elaboración propia.

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 desde uno a tres casos significativos, destacando seis para *CEMLA Caribe* a $h=24$.¹¹

¹⁰En este tipo de comparaciones pueden existir diversas alternativas que consideran de mejor manera el hecho que una familia compuesta de, por ejemplo, el doble de modelos que otra debiera exhibir un mejor rendimiento predictivo. Este hecho podría deberse a un esquema de combinaciones de proyección, desde aquella propuesta en Bates y Granger (1969), como a un esquema de promedio bayesiano (*Bayesian model averaging*; Hoeting *et al.*, 1999). Asimismo, una prueba estadística que considere diversas asimetrías entre las familias que generan una proyección, está aún por desarrollarse.

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

Con $P(\text{Cobre})$ se encuentran resultados más robustos, lo que es resultado de la baja dispersión observada en las Figuras 3-7. Sin embargo, para $h=12$ se encuentran sólo seis casos significativos para países OCDE, comparado con 12 de CEMLA. Considerando $I.Global$ y $P(\text{Cobre})$, los países de *CEMLA Caribe* son los que exhiben mayor robustez con ambos factores, y *CEMLA Sur* con $P(\text{Cobre})$. Al considerar los factores de manera conjunta, el $Factor1$ provee los resultados de mayor robustez considerando las cuatro hipótesis analizadas. Notar que, sin embargo, para $h=12$ los resultados son similares a $P(\text{Cobre})$, 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 OCDE, en especial $P(\text{Cobre})$ para países *CEMLA Sur*, e $I.Global$ para países de *CEMLA Caribe*.

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

5 Resumen y conclusiones

¿En qué medida el precio del cobre es un predictor de las tasas de inflación domésticas? ¿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? En este artículo 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 doméstica de una muestra de 53 países cubriendo un período mensual 1995-2013. Además, se analiza la capacidad predictiva que el $P(\text{Cobre})$ puede tener por sobre el factor global utilizándolo de manera conjunta, y finalmente, por sobre el precio del petróleo.

Considerando sólo ganancias predictivas, el $P(\text{Cobre})$ exhibe ganancias promedio por horizonte de 0.9, 0.8, y 1.6%, mientras que $I.Global$ presenta un promedio de ganancias predictivas para los mismos horizontes de 3.5, 6.0, y 4.7%. Con el $Factor1$ estas cifras alcanzan a 4.2, 6.2, y 5.5%, mientras que con el $Factor2$ a 1.0, 1.1, y 1.4%, deshaciendo las ganancias de $I.Global$.

Las mayores ganancias con $P(\text{Cobre})$ alcanzan un 4.1, 4.2, y 8.6% (para Aruba, Trinidad y Tobago, y Barbados), mientras que con $I.Global$ son 13.6, 17.9, y 12.6% (para Aruba, y Chile a $h=\{12,24\}$). Con el $Factor1$, las mayores ganancias alcanzan un 4.0, 5.4, y 3.8% (para Aruba, Chile, y el Reino Unido), mientras que con $Factor2$ a un 6.6, 5.0, y 4.4% (para Argentina, Uruguay, y República Dominicana).

Para el caso de Chile, se observa que $I.Global$ y $Factor1$ presentan sustanciales ganancias predictivas respecto al caso sin factor. Este resultado además corresponde a las mayores ganancias observadas para ambos factores considerando todos los países de la muestra. Con $P(\text{Cobre})$ y $Factor2$ no se advierten mayores ganancias, e incluso perjudican la proyección con factor global a horizontes mayores.

Al comparar el número de veces en las cuales $P(\text{Cobre})$ es superior a $I.Global$, se encuentra que ocurre en un 9.4, 17.0, y en 28.3% de los casos. Es decir, el cobre presenta modestas ganancias con respecto a la proyección sin factor, aunque cuando ocurre y además es superior al factor de inflación, se observa mayormente en el largo plazo. Además, las mayores ganancias se observan para países caribeños del CEMLA. Al comparar el $Factor1$ con $I.Global$, se encuentra que $Factor1$ es superior en un 98.1, 88.7, y un 81.1% de los casos. Es decir, la influencia del $P(\text{Cobre})$ sobre $I.Global$ redundaba en una mejora para una notoria mayoría de países, a pesar de que estas ganancias no son necesariamente sustanciales. El $Factor1$ también produce resultados más favorables para los países caribeños del CEMLA. Finalmente,

el $Factor2$ es superior a $Factor1$ sólo en un 15.1, 18.9, y un 24.5% de las veces; presentando modestas ganancias predictivas. Este resultado indica que el precio del petróleo agrega información predictiva por sobre la de la inflación global y el precio del cobre mayoritariamente al largo plazo, observable en países sudamericanos del CEMLA.

Lo anterior sugiere un rol menor del $P(Cobre)$ para predecir la tasas de inflación doméstica, y por debajo de lo que aporta un factor global de inflación. Sin embargo, el $P(Cobre)$ produce un aporte al ser combinado con la inflación global, el cual es destruido si además se considera el precio del petróleo. Existe una alta heterogeneidad entre países y regiones, siendo los países caribeños del CEMLA los que se benefician mayormente de la información de $P(Cobre)$. Para el caso de Chile, las ganancias predictivas son menos obvias, especialmente al ser comparadas con las de $I.Global$, donde particularmente Chile se beneficia del factor de inflación más que cualquier otra economía considerada.

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 disrupciones 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). 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

1. Arellano, J.P. (2012), "El Cobre como Palanca de Desarrollo para Chile," *Estudios Públicos* 127: 123-159.
2. Bagliano, F.C. y C. Morana (2009), "International Macroeconomic Dynamics: A Factor Vector Autoregressive Approach," *Economic Modelling* 26(2): 432-444.
3. Bates, J.M. y C.W.J. Granger (1969), "The Combination of Forecasts," *Operational Research Quarterly* 20(4): 451-468.
4. Beck, G.W., K. Hubrich, y M. Marcellino (2009), "Regional Inflation," *Economic Policy (Enero)*: 141-184.
5. Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970), *Time Series Analysis. Forecasting and Control*, Holden-Day, EEUU.
6. Brockwell, P.J. y R.A. Davis (1991), *Time Series: Theory and Methods*, Segunda Edición, Springer, EEUU.
7. Calza, A. (2009), "Globalization, Domestic Inflation and Global Output Gaps: Evidence from the Euro Area," *International Finance* 12(3): 301-320.
8. Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2009), "Inflation Dynamics in Latin America," *Contemporary Economic Policy* 27(3): 349-362.
9. Chen, Y.-C., S.J. Turnovsky, y E. Zivot (2014), "Forecasting Inflation using Commodity Price Aggregates," *Journal of Econometrics* 183(1): 117-134.

10. 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.
11. Clements, M.P. y D.F. Hendry (2001), "[Forecasting with Difference Stationary and Trend Stationary Models](#)," *Econometrics Journal* **4**(1): S1-S19.
12. Ciccarelli, M. y B. Mojon (2010), "[Global Inflation](#)," *Review of Economics and Statistics* **92**(3): 524-535.
13. Çiçek, S. (2012), "[Globalization and Flattening of Phillips Curve in Turkey between 1987 and 2007](#)," *Economic Modelling* **29**(5): 1655-1661.
14. 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.
15. Di Mauro, F. y M.H. Pesaran (Editores) (2013), *The GVAR Handbook. Structure and Applications of a Macro Model of the Global Economy for Policy Analysis*, Oxford University Press, Reino Unido.
16. Diebold, F.X. y R. Mariano (1995), "[Comparing Predictive Accuracy](#)," *Journal of Business and Economic Statistics* **13**(3): 253-263.
17. Förster, M. y P. Tillmann (2013), "[Local Inflation: Reconsidering the International Comovement of Inflation](#)," Joint Discussion Paper Series in Economics 03-2013.
18. 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.
19. Friedrich, C. (2014), "[Global Inflation Dynamics in the Post-Crisis Period: What Explains the Twin Puzzle?](#)" Documento de Trabajo 14-36, Banco de Canadá.
20. Giacomini, R. y H. White (2006), "[Tests of Conditional Predictive Ability](#)," *Econometrica* **74**(6): 1545-1578.
21. Granger, C.W.J. (1982), "[Acronyms in Time Series Analysis \(ATSA\)](#)," *Journal of Time Series Analysis* **3**(2): 103-107.
22. Hakkio, C. (2009), "[Global Inflation Dynamics](#)," Documento de Investigación 09-01, Banco de la Reserva Federal de Kansas.
23. Harvey, A.C. (1993), *Time Series Models*, Segunda Edición, Harvester-Wheatsheaf, Nueva York, EEUU.
24. Hoeting, J.A., D. Madigan, A.E. Raftery, y C.T. Volinsky (1999), "[Bayesian Model Averaging: A Tutorial](#)," *Statistical Science* **14**(4): 382-417.
25. Holan, S.H., R. Lund, y G. Davis (2010), "[The ARMA Alphabet Soup: A Tour of ARMA Model Variants](#)," *Statistics Survey* **4**: 232-274.
26. Ihrig, J., S.B. Kamin, D. Lindner, y J. Márquez (2010), "[Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis](#)," *International Finance* **13**(3): 343-375.
27. Johnson, R. y D. Wichern (1999), *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Cuarta Edición, Prentice Hall, Englewood Cliffs, Nueva Jersey, EEUU.

28. Jolliffe, I.T. (2002), *Principal Component Analysis*, Segunda Edición, Springer Series in Statistics, Nueva York, EEUU.
29. Kose, M., C. Otrok, y C.H. Whiteman (2003), "International Business Cycles: World, Region and Country-Specific Factors," *American Economic Review* **93**(4): 1216-1239.
30. 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.
31. Medel, C.A., M. Pedersen, y P.M. Pincheira (2014), "The Elusive Predictive Ability of Global Inflation," Documento de Trabajo 725, Banco Central de Chile.
32. Medel, C.A. (2015), "Fuelling Future Prices: Oil Price and Global Inflation," Documento de Trabajo 770, Banco Central de Chile.
33. 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): 126-131.
34. Medina, J.P. y C. Soto (2007), "Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile," Documento de Trabajo 458, Banco Central de Chile.
35. Meller, P. (2013), "El Rol del Cobre para que Chile Alcance el Pleno Desarrollo – Una Nueva Mirada Sobre el Desarrollo de Chile," *manuscrito*, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
36. Milani, F. (2010), "Global Slack and Domestic Inflation Rates: A Structural Investigation for G-7 Countries," *Journal of Macroeconomics* **32**(4): 968-981.
37. 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): 101-120.
38. Mumtaz, H., S. Simonelli, y P. Surico (2011), "International Comovements, Business Cycle and Inflation: A Historical Perspective," *Review of Economic Dynamics* **14**(1): 176-198.
39. 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.
40. Neely, C.J. y D.E. Rapach (2011), "International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics," *Journal of International Money and Finance* **30**(7): 1471-1490.
41. Newey, W.K. y K.D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* **55**(3): 703-708.
42. Pasaogullari, M. y P. Waiwood (2014), "Do Oil Prices Predict Inflation?" *Economic Commentary* **2014**(1).
43. Pedersen, M. (2008), "The Chilean Fiscal Rule," Documento de Trabajo 57, Banco Central de Dinamarca.
44. Pedersen, M. (2015), "The Impact of Commodity Price Shocks in a Major Producing Economy. The Case of Copper and Chile," Documento de Trabajo 753, Banco Central de Chile.
45. Pesaran, M.H., T. Schuermann, y S.M. Weiner (2004), "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model," *Journal of Business and Economic Statistics* **22**(2): 129-162.

46. 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.
47. Pincheira, P.M. y C.A. Medel (2012), "[Forecasting Inflation with a Random Walk](#)," Documento de Trabajo 669, Banco Central de Chile.
48. Pincheira, P.M. y A. Gatty (2014), "[Forecasting Chilean Inflation with International Factors](#)," Documento de Trabajo 723, Banco Central de Chile.
49. 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.
50. Wang, P. y Y. Wen (2007), "[Inflation Dynamics: A Cross-Country Investigation](#)," *Journal of Monetary Economics* **54**(7): 2004-2031.
51. West, K.D. (1996), "[Asymptotic Inference About Predictive Ability](#)," *Econometrica* **64**(5): 1067-1084.

A Estadísticos descriptivos

Tabla A1: Estadísticos descriptivos de las series de tiempo (*)

	País	Media	Mediana	Desv. est.	Máx.	Mín.	valor- <i>p</i>			Carga
							KPSS	PP	ADF	
<i>OCDE Europa</i>										
1.	Alemania	1.726	1.528	1.105	6.084	-0.466	0.143	0.009	0.007	0.091
2.	Austria	1.894	1.865	0.860	3.785	-0.279	0.043	0.052	0.193	0.000
3.	Bélgica	1.968	1.900	1.149	5.716	-1.653	0.030	0.040	0.013	0.055
4.	Dinamarca	1.924	2.135	1.124	4.175	-3.526	0.136	0.056	0.088	0.075
5.	Eslovaquia	2.264	4.482	12.622	15.349	-49.992	0.202	0.012	0.006	0.112
6.	Eslovenia	2.100	3.939	12.158	10.811	-48.760	0.177	0.009	0.001	0.205
7.	España	2.034	2.712	2.993	5.148	-10.709	0.207	0.015	0.007	0.158
8.	Finlandia	1.916	1.641	1.560	7.235	-1.563	0.115	0.031	0.034	0.024
9.	Francia	1.702	1.725	0.883	4.215	-0.658	0.092	0.038	0.026	0.089
10.	Grecia	2.184	3.239	5.867	8.525	-24.383	0.131	0.005	0.005	0.213
11.	Holanda	1.774	1.971	1.517	4.332	-5.148	0.193	0.061	0.063	0.056
12.	Hungría	3.043	5.873	20.528	25.300	-90.164	0.134	0.002	0.001	0.203
13.	Irlanda	1.689	2.273	3.820	6.725	-11.510	0.239	0.106	0.065	0.088
14.	Islandia	3.792	4.055	5.525	17.017	-16.175	0.158	0.111	0.094	-0.083
15.	Italia	1.912	2.185	1.806	5.352	-6.216	0.135	0.002	0.000	0.196
16.	Luxemburgo	2.006	2.128	1.035	4.691	-1.295	0.121	0.031	0.065	0.016
17.	Noruega	1.796	1.905	1.249	5.371	-2.296	0.127	0.036	0.002	0.065
18.	Polonia	2.261	3.783	14.270	19.164	-60.266	0.113	0.003	0.002	0.205
19.	Portugal	1.874	2.576	2.953	4.998	-10.576	0.201	0.031	0.020	0.138
20.	República Checa	2.131	2.659	7.044	12.652	-26.298	0.107	0.010	0.002	0.187
21.	Reino Unido	2.224	1.918	1.082	5.115	0.538	0.318	0.116	0.080	0.021
22.	Suecia	1.676	1.216	2.274	10.414	-1.855	0.111	0.033	0.021	0.080
23.	Suiza	1.263	0.646	2.552	12.077	-1.248	0.140	0.010	0.010	0.133
<i>OCDE No Europa</i>										
24.	Canadá	1.772	1.871	1.079	4.578	-2.052	0.207	0.026	0.011	0.066
25.	Chile	2.389	3.294	5.574	9.367	-21.160	0.113	0.008	0.003	0.205
26.	Corea del Sur	2.225	3.046	4.789	9.120	-17.598	0.134	0.011	0.004	0.129
27.	Israel	2.064	2.608	6.133	12.157	-22.284	0.078	0.013	0.006	0.170
28.	Estados Unidos	1.963	2.311	2.146	5.382	-6.669	0.171	0.027	0.012	0.115
29.	Japón	1.006	-0.193	4.655	21.598	-2.567	0.207	0.004	0.004	0.111
30.	México	2.695	4.595	24.304	41.820	-114.005	0.127	0.001	0.000	0.181
31.	Turquía	4.248	10.008	94.025	70.351	-399.268	0.163	0.005	0.000	0.168

(*) Muestra: 1995.1–2013.3 (219 observaciones). KPSS se refiere a la prueba de raíz unitaria de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin; HN: la serie es estacionaria. Valor crítico al 10%: 0.119. 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. Fuente: Elaboración propia.

Tabla A1: Estadísticos descriptivos de las series de tiempo (*) (continuación)

	País	Media	Mediana	Dev. est.	Máx.	Mín.	valor- <i>p</i>			Carga
							KPSS	PP	ADF	
<i>CEMLA Sur</i>										
32.	Argentina	3.165	6.067	15.571	34.321	-55.833	0.208	0.042	0.012	-0.062
33.	Aruba	2.218	2.941	4.132	11.921	-11.521	0.180	0.059	0.021	0.099
34.	Bolivia	3.599	4.324	8.121	15.971	-29.772	0.090	0.009	0.003	0.152
35.	Brasil	3.031	5.824	15.248	19.875	-66.700	0.180	0.002	0.001	0.107
36.	Colombia	2.681	5.891	21.601	19.789	-93.038	0.144	0.003	0.002	0.199
37.	Ecuador	2.810	5.941	57.959	73.177	-233.554	0.185	0.011	0.006	0.067
38.	Guyana	3.175	4.930	9.363	13.872	-36.771	0.193	0.007	0.007	0.129
39.	Paraguay	3.567	7.139	16.674	18.941	-67.335	0.194	0.008	0.004	0.136
40.	Perú	2.223	2.986	6.830	11.284	-27.307	0.087	0.004	0.002	0.204
41.	Surinam	4.312	10.597	54.628	82.746	-226.571	0.225	0.007	0.002	0.137
42.	Uruguay	3.932	7.258	24.232	29.157	-105.990	0.135	0.002	0.001	0.186
43.	Venezuela	9.607	21.425	64.516	76.629	-269.049	0.121	0.006	0.000	0.168
<i>CEMLA Caribe</i>										
44.	Bahamas	2.041	1.821	1.092	5.852	0.296	0.069	0.039	0.091	0.014
45.	Barbados	3.373	3.039	3.681	10.641	-6.368	0.051	0.043	0.046	-0.012
46.	Costa Rica	4.128	9.949	23.796	17.782	-99.052	0.180	0.006	0.003	0.200
47.	El Salvador	2.376	2.943	5.240	11.503	-20.501	0.104	0.003	0.002	0.192
48.	Guatemala	3.250	6.205	13.997	13.240	-56.751	0.173	0.009	0.003	0.168
49.	Haití	4.141	10.203	36.986	35.387	-153.137	0.192	0.008	0.004	0.133
50.	Honduras	3.566	7.959	24.342	24.245	-105.794	0.144	0.003	0.001	0.221
51.	Jamaica	5.109	8.165	22.572	27.110	-92.643	0.152	0.006	0.001	0.153
52.	Rep. Dominicana	3.457	6.273	25.831	50.254	-97.929	0.228	0.026	0.015	0.008
53.	Trinidad y Tobago	4.296	4.817	7.333	15.044	-24.864	0.150	0.016	0.003	-0.049
<i>Índices de Precios</i>										
	<i>I.Global: CP (nivel)</i>	0.000	-1.051	4.115	12.630	-9.321	0.202	0.079	0.092	-
	<i>I.Global: Prom. (nivel)</i>	7.934	6.818	4.091	35.730	2.940	0.258	0.000	0.000	-
	$\Delta \ln P(\text{Cobre})$	0.430	0.897	6.898	-35.415	22.982	0.119	0.000	0.000	-
	$\Delta \ln P(\text{Petróleo})$	0.344	0.650	4.847	13.550	-27.330	0.002	0.000	0.000	-

(*) Muestra: 1995.1–2013.3 (219 observaciones). KPSS se refiere a la prueba de raíz unitaria de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin; HN: la serie es estacionaria. Valor crítico al 10%: 0.119. 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. Fuente: Elaboración propia.

B Modelos auxiliares: diagnósticos dentro de muestra

Tabla B1: Modelos de proyección auxiliar (*)

Especificación: $\Delta y_t = \rho_1 \Delta y_{t-1} + \rho_2 \Delta y_{t-2} + (1 - \theta_1 L)(1 - \theta_E L^2) \nu_t$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ME	MC	ME	MC	ME	MC
Var. dep.:	<i>I.Global</i>	<i>I.Global</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>P(Cobre)</i>	<i>P(Petróleo)</i>	<i>P(Petróleo)</i>
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_E	-0.673	-0.775	-	-	-	-
	[0.000]	[0.000]	-	-	-	-
\overline{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. res.	10.089	28.676	2275.432	8738.858	6519.972	14005.24
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
No. observaciones	99	215	100	219	100	219
Cuociente RECM	-	0.807	-	0.876	-	0.840

(*) ME indica Muestra de Estimación (1995.1-2003.4). MC indica Muestra Completa (1995.1-2013.3). $\nu_t \sim iid\mathcal{N}(0, \sigma_\nu^2)$. Entre $[\cdot]$ se presenta el valor- p . D-W corresponde al estadístico Durbin-Watson. Cuociente RECM calculado entre la especificación elegida y la caminata aleatoria a un mes adelante. Fuente: Elaboración propia.

C Diagnósticos dentro de muestra

Tabla C1: Diagnósticos dentro de muestra, modelos DESARIMA (*)

		<i>Coefficiente de Bondad de Ajuste Corregido</i>									
País		M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10
<i>OCDE Europa</i>											
1.	Alemania	0.017	0.334	0.380	0.350	0.357	0.382	0.359	0.031	0.021	0.000
2.	Austria	0.017	0.429	0.431	0.445	0.440	0.441	0.445	0.082	0.019	0.000
3.	Bélgica	0.024	0.514	0.511	0.523	0.523	0.524	0.525	0.032	0.027	0.000
4.	Dinamarca	0.001	0.358	0.355	0.356	0.354	0.356	0.356	0.002	0.001	0.000
5.	Eslovaquia	0.034	0.345	0.358	0.371	0.370	0.372	0.373	0.031	0.036	0.000
6.	Eslovenia	0.009	0.280	0.291	0.302	0.309	0.296	0.299	0.060	0.005	0.000
7.	España	0.106	0.227	0.272	0.303	0.312	0.312	0.315	0.123	0.127	0.000
8.	Finlandia	0.006	0.410	0.408	0.409	0.428	0.406	0.408	0.041	0.009	0.000
9.	Francia	0.016	0.443	0.448	0.441	0.438	0.454	0.441	0.029	0.015	0.000
10.	Grecia	-0.005	0.195	0.192	0.195	0.219	0.192	0.194	0.005	-0.005	0.000
11.	Holanda	0.000	0.219	0.215	0.215	0.214	0.212	0.216	0.025	0.000	0.000
12.	Hungría	0.021	0.095	0.226	0.198	0.423	0.325	0.328	0.115	0.042	0.000
13.	Irlanda	0.155	0.393	0.403	0.476	0.555	0.524	0.524	0.211	0.180	0.000
14.	Islandia	0.157	0.398	0.411	0.465	0.498	0.511	0.489	0.196	0.199	0.000
15.	Italia	0.018	0.430	0.438	0.429	0.457	0.451	0.428	0.140	0.036	0.000
16.	Luxemburgo	0.013	0.272	0.295	0.286	0.345	0.317	0.323	0.022	0.015	0.000
17.	Noruega	0.081	0.455	0.456	0.466	0.468	0.477	0.465	0.086	0.060	0.000
18.	Polonia	0.113	0.087	0.260	0.259	0.392	0.325	0.328	0.130	0.133	0.000
19.	Portugal	0.028	0.225	0.232	0.245	0.250	0.266	0.249	0.028	0.028	0.000
20.	República Checa	0.056	0.422	0.446	0.463	0.510	0.480	0.481	0.096	0.078	0.000
21.	Reino Unido	0.015	0.342	0.355	0.355	0.357	0.359	0.357	0.020	0.019	0.000
22.	Suecia	0.027	0.472	0.469	0.477	0.484	0.477	0.479	0.034	0.030	0.000
23.	Suiza	0.000	0.257	0.254	0.254	0.248	0.261	0.252	-0.001	0.000	0.000
<i>OCDE No Europa</i>											
24.	Canadá	0.021	0.491	0.489	0.496	0.502	0.497	0.497	0.060	0.014	0.000
25.	Chile	0.157	0.443	0.457	0.536	0.549	0.547	0.549	0.165	0.161	0.000
26.	Corea del Sur	0.108	0.491	0.498	0.542	0.543	0.542	0.543	0.105	0.099	0.000
27.	Israel	0.250	0.393	0.438	0.557	0.561	0.544	0.546	0.248	0.223	0.000
28.	Estados Unidos	0.179	0.512	0.515	0.606	0.608	0.592	0.594	0.178	0.147	0.000
29.	Japón	0.014	0.428	0.432	0.438	0.435	0.436	0.438	0.010	0.015	0.000
30.	México	0.354	-0.051	0.411	0.587	0.718	0.717	0.718	0.513	0.490	0.000
31.	Turquía	0.078	0.197	0.368	0.331	0.579	0.483	0.469	0.125	0.098	0.000
<i>CEMLA Sur</i>											
32.	Argentina	0.361	0.472	0.534	0.662	0.764	0.760	0.760	0.573	0.564	0.000
33.	Aruba	0.162	0.492	0.534	0.571	0.574	0.597	0.574	0.162	0.157	0.000
34.	Bolivia	0.113	0.530	0.529	0.566	0.574	0.574	0.576	0.118	0.118	0.000
35.	Brasil	0.393	0.515	0.492	0.692	0.735	0.716	0.733	0.517	0.516	0.000
36.	Colombia	0.272	0.145	0.400	0.424	0.496	0.496	0.498	0.299	0.287	0.000
37.	Ecuador	0.181	0.164	0.416	0.413	0.559	0.533	0.535	0.229	0.224	0.000

(*) Coeficiente de Bondad de Ajuste Corregido. Celdas destacadas indican $1.90 < \text{Estadístico DW} < 2.10$. Fuente: Elaboración propia.

Tabla C1: Diagnósticos dentro de muestra, modelos DESARIMA (*) (continuación)

País	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10
<i>CEMLA Sur (continuación)</i>										
38. Guyana	0.006	0.503	0.500	0.503	0.506	0.500	0.502	0.017	0.003	0.000
39. Paraguay	0.061	0.531	0.532	0.552	0.558	0.558	0.560	0.060	0.064	0.000
40. Perú	0.080	0.390	0.441	0.512	0.565	0.553	0.554	0.099	0.097	0.000
41. Surinam	0.247	0.495	0.474	0.628	0.668	0.661	0.662	0.295	0.296	0.000
42. Uruguay	0.334	0.412	0.463	0.611	0.665	0.667	0.667	0.405	0.404	0.000
43. Venezuela	0.336	0.323	0.501	0.598	0.710	0.701	0.702	0.453	0.450	0.000
<i>CEMLA Caribe</i>										
44. Bahamas	0.001	0.427	0.425	0.426	0.433	0.428	0.429	0.002	0.001	0.000
45. Barbados	0.023	0.502	0.501	0.515	0.518	0.516	0.518	0.019	0.024	0.000
46. Costa Rica	0.125	0.434	0.437	0.509	0.512	0.513	0.514	0.122	0.104	0.000
47. El Salvador	0.025	0.513	0.510	0.24	0.522	0.523	0.524	0.028	0.030	0.000
48. Guatemala	0.148	0.566	0.564	0.620	0.621	0.625	0.623	0.159	0.162	0.000
49. Haití	0.060	0.463	0.478	0.519	0.531	0.526	0.528	0.085	0.076	0.000
50. Honduras	0.123	0.329	0.472	0.492	0.614	0.609	0.607	0.182	0.180	0.000
51. Jamaica	0.194	0.543	0.544	0.621	0.658	0.656	0.658	0.267	0.262	0.000
52. República Dominicana	0.255	0.455	0.439	0.617	0.637	0.638	0.639	0.311	0.305	0.000
53. Trinidad y Tobago	0.026	0.441	0.439	0.444	0.450	0.445	0.446	0.055	0.037	0.000
<i>Promedios</i>										
OCDE Europa	0.040	0.331	0.352	0.360	0.389	0.379	0.375	0.067	0.047	0.000
OCDE No Europa	0.145	0.363	0.451	0.512	0.562	0.545	0.544	0.175	0.156	0.000
CEMLA Sur	0.198	0.416	0.481	0.522	0.602	0.597	0.598	0.252	0.247	0.000
CEMLA Caribe	0.106	0.470	0.486	0.538	0.561	0.559	0.560	0.131	0.127	0.000
Total	0.106	0.380	0.422	0.460	0.497	0.488	0.487	0.140	0.126	0.000

(*) Coeficiente de Bondad de Ajuste Corregido. Celdas destacadas indican $1.90 < \text{Estadístico DW} < 2.10$. Fuente: Elaboración propia.

D Chile: Cuociente RECM

Table D1: Chile: Cuociente RECM de la familia DESARIMA (*)

$h=1$	<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

$h=12$	<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

$h=24$	<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

(*) "*" indica rechazo de la prueba CW al 10% de nivel de significancia. Celdas sobreadas indican los dos menores Cuociente RECM. Fuente: Elaboración propia.

<p>Documentos de Trabajo Banco Central de Chile</p> <p>NÚMEROS ANTERIORES</p> <p>La serie de Documentos de Trabajo en versión impresa puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc</p> <p>Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de Ch\$500 si es dentro de Chile o de US\$12 si es fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: +56 2 26702231 o a través del correo electrónico: bcch@bcentral.cl</p>	<p>Working Papers Central Bank of Chile</p> <p>PAST ISSUES</p> <p>Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpapers</p> <p>Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for order inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: +56 26702231 or by email: bcch@bcentral.cl</p>
--	--

DTBC ±785

Forecasting Inflation with the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: A Compact-Scale Global Var Approach

Carlos Medel

DTBC ±784

Robustness in Foreign Exchange Rate Forecasting Models: Economically Based Modelling After the Financial Crisis

Carlos Medel, Gilmour Camelleri, Hsiang-Ling Hsu, Stefan Kania y Miltiadis Touloumtzoglou

DTBC ±783

Desigualdad, Inflación, Ciclos y Crisis en Chile

Pablo García y Camilo Pérez

DTBC ±782

Sentiment Shocks as Drivers of Business Cycles

Agustín Arias

DTBC ±781

Precios de Arriendo y Salarios en Chile

Paulo Cox y Víctor Pérez

DTBC ±780

PassThrough, ([S H F W D W L R Q V D Q G 5 L V N V : K D W \$ I I H F W V & K L O H

Michael Pedersen

DTBC ±779

Fiscal Policy, Sectoral Allocation, and the Skill Premium: Explaining the Decline in
/DWLQ \$PHULFD\ , QFRPH , QHTXDOLW\

Juan Guerra Salas

DTBC ±778

Calvo Wages vs. Search Frictions: A Horse Race in a DSGE Model of a Small Open
Economy

Markus Kirchner y Rodrigo Tranamil

DTBC ±777

Commodity Prices, Growth and Productivity: A Sectoral View

Claudia De la Huerta y Javier García

DTBC ±776

Use of Medical Services in Chile: How Sensitive are The Results to Different
Econometric Specifications?

Alejandra Chovar, Felipe Vásquez y Guillermo Paraje

DTBC ±775

Traspaso de Tipo de Cambio a Precios en Chile: El Rol de los Insumos Importados y
del Margen de Distribución

Andrés Sansone

DTBC ±774

Calibrating the Dynamic Nelson-Siegel Model: A Practitioner Approach

Francisco Ibáñez

DTBC ±773

Terms of Trade Shocks and Investment in Commodity Exporting Economies

Jorge Fornero, Markus Kirchner y Andrés Yany

DTBC ±772

Explaining the Cyclical Volatility of Consumer Debt Risk

Carlos Madeira

DTBC ±771

Channels of US Monetary Policy Spillovers into International Bond Markets

Elías Albagli, Luis Ceballos, Sebastián Claro y Damián Romero



BANCO CENTRAL
DE CHILE

DOCUMENTOS DE TRABAJO • Mayo 2016