

ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2012 volumen 15 N.º3

ARTÍCULOS

**Un Test Conjunto de Superioridad Predictiva
para los Pronósticos de Inflación Chilena**

Pablo M. Pincheira B.

**Sobre el Nivel de Reservas Internacionales de Chile:
Análisis a Partir de Enfoques Complementarios**

Gabriela Contreras M. / Alejandro Jara R.

Eduardo Olaberría F. / Diego Saravia T.

La Demanda Residencial de Energía Eléctrica en Chile

Claudio A. Agostini / M. Cecilia Plottier / Eduardo H. Saavedra

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Uso de un Modelo Favar para Proyectar el Precio del Cobre

Pablo Cruz D. / Ercio Muñoz S.

Evolución de Precios según Nivel de Ingresos

Marcus Cobb C.

REVISIÓN DE LIBROS

**Economic Development in the Americas since 1500:
Endowments and Institutions**

de Stanley E. Engerman y Kenneth L. Sokoloff

Gonzalo Islas R.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes

Resúmenes de artículos seleccionados



El objetivo de ECONOMÍA CHILENA es ayudar a la divulgación de resultados de investigación sobre la economía chilena o temas de importancia para ella, con significativo contenido empírico y/o de relevancia para la conducción de la política económica. Las áreas de mayor interés incluyen macroeconomía, finanzas y desarrollo económico. La revista se edita en la Gerencia División Estudios del Banco Central de Chile y cuenta con un comité editorial independiente. Todos los artículos son revisados por árbitros anónimos. La revista se publica tres veces al año, en los meses de abril, agosto y diciembre.

EDITORES

Roberto Álvarez (Banco Central de Chile)
Claudio Raddatz (Banco Central de Chile)
Diego Saravia (Banco Central de Chile)

EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Gonzalo Castex (Banco Central de Chile)
Ernesto Pastén (Banco Central de Chile)
Pablo Pincheira (Banco Central de Chile)

EDITOR DE PUBLICACIONES

Rolando Campusano (Banco Central de Chile)

COMITÉ EDITORIAL

Roberto Chang (Rutgers University)
Kevin Cowan (Banco Central de Chile)
José De Gregorio (Universidad de Chile)
Eduardo Engel (Yale University)
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)
Luis Óscar Herrera (Banco Central de Chile)
Felipe Morandé (IEDE)
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)
Francisco Rosende (Pontificia Universidad Católica de Chile)
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)
Ernesto Talvi (Centro de Estudio de Realidad Económica y Social)
Rodrigo Valdés (Fondo Monetario Internacional)
Rodrigo Vergara (Banco Central de Chile)

EDITOR ASISTENTE

Cristián Muñoz (Banco Central de Chile)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

REPRESENTANTE LEGAL

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

El contenido de la revista ECONOMÍA CHILENA, así como los análisis y conclusiones que de esta se derivan, es de exclusiva responsabilidad de sus autores. Como una revista que realiza aportes en el plano académico, el material presentado en ella no compromete ni representa la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

ECONOMÍA CHILENA está indexada en *Social Science Citation Index*, *Social SciSearch* y *Journal Citation Report/Social Sciences Edition*. Es una publicación ISI desde el 2008.

ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2012 volumen 15 N.º3

ÍNDICE

RESÚMENES DE TRABAJOS	2
RESÚMENES EN INGLÉS (ABSTRACTS)	3
ARTÍCULOS	
Un Test Conjunto de Superioridad Predictiva para los Pronósticos de Inflación Chilena Pablo M. Pincheira B.	4
Sobre el Nivel de Reservas Internacionales de Chile: Análisis a Partir de Enfoques Complementarios Gabriela Contreras M. / Alejandro Jara R. Eduardo Olaberría F. / Diego Saravia T.	40
La Demanda Residencial de Energía Eléctrica en Chile Claudio A. Agostini / M. Cecilia Plottier / Eduardo H. Saavedra	64
NOTAS DE INVESTIGACIÓN	
Uso de un Modelo Favar para Proyectar el Precio del Cobre Pablo Cruz D. / Ercio Muñoz S.	84
Evolución de Precios según Nivel de Ingresos Marcus Cobb C.	96
REVISIÓN DE LIBROS	
Economic Development in the Americas since 1500: Endowments and Institutions de Stanley E. Engerman y Kenneth L. Sokoloff Gonzalo Islas R.	107
REVISIÓN DE PUBLICACIONES	
Catastro de publicaciones recientes	111
Resúmenes de artículos seleccionados	113



RESÚMENES DE TRABAJOS

UN TEST CONJUNTO DE SUPERIORIDAD PREDICTIVA PARA LOS PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN CHILENA

Pablo M. Pincheira B.

Habitualmente se construyen pronósticos de inflación en distintos momentos del tiempo y a base de conjuntos de información diferentes. Cabría esperar que un pronóstico construido sobre la base de un conjunto de información mayor, fuese más preciso que otro construido a base de un conjunto de información anidado en el primero. Para evaluar esta hipótesis, el presente trabajo aplica un test conjunto de superioridad predictiva a las proyecciones disponibles para la inflación chilena.

SOBRE EL NIVEL DE RESERVAS INTERNACIONALES DE CHILE: ANÁLISIS A PARTIR DE ENFOQUES COMPLEMENTARIOS

Gabriela Contreras M. / Alejandro Jara R. / Eduardo A. Olaberría / Diego Saravia T.

Este artículo analiza la evolución y el nivel de reservas internacionales de Chile a partir de metodologías complementarias. En primer lugar, construimos diversos indicadores de reservas internacionales sugeridos por la literatura para un conjunto de países avanzados y emergentes. Segundo, estimamos un modelo de demanda por reservas internacionales con datos de panel de 47 países. Finalmente, parametrizamos dos modelos teóricos con el objetivo de estimar el nivel de reservas internacionales que permitiría hacer frente a crisis financieras de distinto grado de intensidad. La aplicación de estos enfoques al caso de Chile muestra que, durante el período de flotación cambiaria, las reservas de Chile se han reducido considerablemente, aunque han permanecido en niveles adecuados para enfrentar el riesgo implícito en los modelos teóricos. Sin embargo, hacia fines del 2010, su nivel era inferior al de otras economías emergentes con tipo de cambio flotante.

LA DEMANDA RESIDENCIAL DE ENERGÍA ELÉCTRICA EN CHILE

Claudio A. Agostini / M. Cecilia Plottier/ Eduardo H. Saavedra

En un contexto energético como el chileno, con una demanda creciente y una oferta estocástica de energía, es importante conocer los determinantes de la demanda por energía eléctrica de los hogares. En particular, es necesario identificar con precisión su elasticidad precio con el objetivo de poder utilizar mecanismos de flexibilización de precios para reducir posibles déficits de energía. En este trabajo se estima la demanda de energía eléctrica residencial usando datos desagregados a nivel de hogar y considerando explícitamente el rol de sustitución del gas licuado, todo lo cual constituye una innovación con respecto a trabajos anteriores para Chile. Los resultados obtenidos son consistentes con estudios previos, con una elasticidad precio relativamente inelástica pero que muestra la factibilidad de implementar una política de manejo de la demanda como parte de una política de eficiencia energética y así hacer frente a *shocks* negativos de oferta de energía eléctrica en Chile.

ABSTRACTS

A JOINT TEST OF SUPERIOR PREDICTIVE ABILITY FOR CHILEAN INFLATION FORECASTS

Pablo M. Pincheira B.

Normally inflation forecasts are made at different moments and based on varied data sets. One would expect a projection based on a larger data set to be more accurate than one based on a data set nested in the former. To test this hypothesis, this paper runs a joint test of superior predictive ability on available forecasts for Chilean inflation.

ON THE LEVEL OF INTERNATIONAL RESERVES IN CHILE: AN ANALYSIS BASED ON COMPLEMENTARY APPROACHES

Gabriela Contreras M. / Alejandro Jara R. / Eduardo A. Olaberría / Diego Saravia T.

This paper analyzes the recent evolution and the level of international reserves in Chile using complementary approaches. First, we construct a set of international reserves indicators suggested by the literature for a group of developed and emerging economies. Second, we estimate a demand for international reserves model using a panel of 47 countries. Finally, we parameterize two theoretical models in order to estimate the level of international reserves that would be needed to withstand a financial crisis. The analysis shows that, although during the period of floating exchange rate the level of reserves in Chile has fallen significantly, it has remained at an adequate level for reasonable degrees of risk suggested by theoretical models. However, by the end of 2010, the level of reserves was below those of other emerging countries with floating exchange rate regimes.

RESIDENTIAL DEMAND FOR ELECTRIC ENERGY IN CHILE

Claudio A. Agostini / M. Cecilia Plottier/ Eduardo H. Saavedra

In Chile, where demand for energy is constantly growing and which faces a stochastic energy supply, it is important to identify the determinants of household demand for electric energy. In particular, it is necessary to precisely identify its price elasticity with the goal of implementing pricing flexibility mechanisms to reduce potential energy shortages. This paper estimates the residential electricity demand using disaggregated data at the household level and explicitly considering the substitution role of liquefied petroleum gas, all of which is an improvement with respect to other studies for Chile. The results are fairly consistent with previous research, showing a price elasticity quite inelastic but that would allow implementing a policy of demand management as part of an energy efficiency policy to deal with negative electric energy supply shocks in Chile.



UN TEST CONJUNTO DE SUPERIORIDAD PREDICTIVA PARA LOS PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN CHILENA*

Pablo M. Pincheira B.**

I. INTRODUCCIÓN

Cuando coexisten diversos pronósticos para una misma variable económica, resulta natural investigar la precisión relativa entre ellos. Tradicionalmente, esto se realiza a través de múltiples comparaciones bilaterales del Error Cuadrático Medio (ECM) de proyección. Al momento de hacer inferencia, la manera usual de proceder consiste en formular una serie de hipótesis de igualdad predictiva entre dos pares de métodos o modelos predictivos. Luego se aplica algún test como el de Diebold y Mariano (1995), el de West (1996), o el de Giacomini y White (2006). Ejemplos de artículos en los que estas estrategias han sido utilizadas son los de Pincheira y García (2009, 2012), Andersson et al. (2007), Groen et al. (2009), Ang et al. (2007), Pincheira y Álvarez (2009) y Pincheira (2010a, 2010b), por citar solo algunos.

Esta tradicional metodología para comparar la capacidad predictiva entre varios modelos presenta la natural complejidad asociada a la formulación de hipótesis múltiples, que se refiere a la dificultad de mantener bajo control el error de tipo I del test¹. Sin la formulación de un contraste conjunto que esté específicamente diseñado para tener un error de tipo I no superior a un nivel α , la aplicación de repetidas pruebas bilaterales no necesariamente garantizará un test del tamaño deseado².

La evaluación predictiva de múltiples series de pronósticos puede ser más compleja aun cuando las proyecciones se confeccionan en distintos momentos del tiempo. En ese escenario cabe esperar que las predicciones elaboradas con más información tengan un mejor desempeño que aquellas construidas con menos información. Paralelamente, también debería ser esperable que, bajo ciertos supuestos, los pronósticos a horizontes cortos tuviesen un desempeño mejor que aquellos diseñados para horizontes más largos. De hecho, Patton y Timmermann (2012) muestran que las proyecciones óptimas bajo pérdida cuadrática deberían seguir un

* Proyecto Fondecyt 11080109. Agradezco especialmente a Carlos Medel por su brillante colaboración y asistencia. Las ideas y opiniones presentadas en este trabajo no necesariamente representan la visión del Banco Central de Chile o sus autoridades. Los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva del autor.

** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: ppinchei@bcentral.cl

¹ El error de tipo I corresponde a la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando ella es verdadera. A este error también se le denomina "tamaño del test".

² Una manera de paliar este problema hace uso de las llamadas cotas de Bonferroni. En términos sencillos esta metodología plantea transformar una dócima de hipótesis conjunta de tamaño α , en N pruebas de tamaño α/N que solo involucran hipótesis univariadas. No obstante la facilidad de implementación de esta estrategia, en general es criticada por poder llegar a ser en extremo conservadora, sin tener capacidad real de rechazar la hipótesis nula. Esto es mencionado en el trabajo de Patton y Timmermann (2012) y comprobado con simulaciones en la subsección IV.3 de este documento.

comportamiento de esta naturaleza³. Cuando la teoría econométrica sugiere que un cierto pronóstico debe ser mejor que otro, cobra sentido plantear una hipótesis nula de superioridad de habilidad predictiva y ya no una de igualdad de capacidad predictiva. Algunos tests de esta naturaleza han sido presentados por White (2000), Hansen (2005) y recientemente también por Patton y Timmerman (2012), quienes utilizan implícitamente tests de superioridad predictiva basados en los trabajos de Wolak (1987, 1989).

Para el caso chileno existen diversas proyecciones de inflación publicadas periódicamente en distintos momentos del tiempo. Dichas proyecciones corresponden a las de *Bloomberg*, *Consensus Forecasts* y la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE) realizada por el Banco Central de Chile (BCCh). Adicionalmente, siempre es posible contar con proyecciones de modelos simples de series de tiempo univariados como las presentadas en Pincheira y García (2009, 2012). Al requerir solo de los rezagos de la inflación, estos simples modelos utilizan un conjunto de información muy pequeño, que supondremos está contenido en los conjuntos utilizados por los analistas que contemplan las diversas encuestas mencionadas anteriormente.

Frente a este perfil de proyecciones de inflación construidas a base de conjuntos de información que supondremos anidados, cabe naturalmente preguntarse acerca de la superioridad predictiva de aquellas proyecciones construidas sobre la base de mayor información. Paralelamente, y en el caso de proyecciones a distintos horizontes, también resulta natural preguntarse si la superioridad de las proyecciones construidas para horizontes más cercanos es tal. A objeto de responder estas preguntas, y evitar los problemas asociados al correcto control del error de tipo I en pruebas múltiples, en el presente artículo, construimos dos tests basados en los estadísticos del máximo y mínimo de un conjunto de variables aleatorias⁴. Con estos tests nos abocamos a contrastar empíricamente si los pronósticos de inflación para Chile construidos sobre la base de mayor información son superiores a los construidos a base de conjuntos de información más pequeños. También estudiamos si los pronósticos construidos para horizontes cortos son superiores a los construidos para horizontes largos. Estas evaluaciones se hacen tanto en términos del ECM de las proyecciones consideradas, como en términos del Pronóstico Cuadrático Medio (PCM), en línea con la propuesta de Patton y Timmermann (2012).

Nuestros resultados indican que en términos del ECM no es posible rechazar la hipótesis nula de optimalidad del perfil de proyecciones considerado. Esto ocurre tanto cuando evaluamos las proyecciones a evento fijo como cuando las evaluamos a evento variable⁵. Similarmente, la hipótesis nula de optimalidad tampoco puede ser rechazada cuando evaluamos los PCM a

³ De ahora en adelante usaremos simplemente el término *optimalidad* como sinónimo de la expresión *optimalidad bajo pérdida cuadrática*.

⁴ White (2000) y Pincheira (2006, 2012a) han desarrollado en forma independiente tests de esta naturaleza en contextos algo distintos al que nos ocupa en el presente documento.

⁵ La evaluación de pronósticos a evento fijo significa que se consideran proyecciones construidas en distintos momentos en el tiempo, pero todas intentando pronosticar un evento que ocurrió en una fecha inamovible. Un claro ejemplo de esto ocurre cuando a los analistas económicos se les pregunta por el pronóstico de inflación a diciembre. A lo largo del año los analistas pueden cambiar sus pronósticos a medida que se acerca el mes de diciembre y se acorta el horizonte de proyección, no obstante, a lo largo del año, el objetivo es siempre la inflación acumulada a diciembre. La evaluación a evento variable significa comparar proyecciones para distintos eventos. Un ejemplo de esto ocurre cuando se desea comparar las proyecciones de los analistas en horizontes de 12 meses. Esto significa, que a medida que pasa el tiempo, la variable a predecir también cambia. En enero será la inflación de enero del próximo año la variable a predecir, por ejemplo. En febrero será la inflación de febrero del próximo año, y así sucesivamente. Una evaluación a evento variable también puede incluir comparar proyecciones a distintos horizontes, pero realizadas en forma simultánea.



evento variable. Sin embargo, el test conjunto para los PCM rechaza la hipótesis de optimalidad cuando se consideran las proyecciones a evento fijo, sugiriendo la existencia de espacio para perfeccionar el perfil de proyecciones.

Más allá de los resultados empíricos que obtenemos en el artículo, creemos que estamos haciendo una contribución en dos dimensiones. En primer lugar, y dentro de los límites de la literatura revisada, pensamos que este es el primer artículo en testear conjuntamente para Chile el perfil no creciente de los ECM, para un conjunto de proyecciones realizadas en distintos momentos del tiempo. En segundo lugar, no conocemos de ningún otro artículo que evalúe para Chile el ordenamiento esperado que los PCM de las proyecciones de inflación deberían presentar si los pronósticos fueran óptimos.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se revisa brevemente la literatura relacionada. Luego, en la sección III se entregan algunas características de los datos utilizados, para después, en la sección IV resumir la derivación de las propiedades de optimalidad y presentar los métodos de inferencia que serán utilizados. El análisis empírico se realiza en la sección V. Finalmente, en la sección VI se entrega un resumen de las principales conclusiones de este trabajo.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Existen numerosos trabajos que evalúan las proyecciones públicas de diversas variables económicas tales como crecimiento del PIB e inflación. Entre ellos destacamos las recientes contribuciones de Croushore (2010), Capistrán y López-Moctezuma (2010), Groen et al. (2009), Pincheira (2010a, 2010b), así como el ya más tradicional artículo de Ang et al. (2007). En general, en casi ninguno de estos artículos se considera la dinámica temporal en la construcción de pronósticos, siendo el artículo de Pincheira y Álvarez (2009) la única excepción por nosotros conocida.

Otros trabajos evalúan pronósticos a través de sus propiedades de optimalidad bajo alguna función de pérdida, como las descritas en Elliot y Timmermann (2008). Llama fuertemente la atención que una gran mayoría de esta literatura encuentre que diversas series de proyecciones no satisfacen criterios de optimalidad bajo pérdida cuadrática. Entre estos estudios destacan los trabajos de Joutz y Stekler (2000), Capistrán y López-Moctezuma (2010), Bowles et al. (2007) y Loungani (2001).

Para el caso de Chile también hay cierta literatura relevante. Por ejemplo, Chumacero (2001) documenta una subestimación sistemática de las proyecciones privadas del PIB durante 1986-1998. Posteriormente, Bentancor y Pincheira (2008, 2010) analizan el sesgo y el exceso de autocorrelación de los pronósticos de inflación chilena provenientes de la EEE. También en esta línea de análisis se encuentra el trabajo de Pincheira y Álvarez (2009) quienes evalúan una serie de proyecciones de inflación, incluyendo aquellas provenientes de *Bloomberg*, *Consensus Forecasts* y la EEE. Uno de los objetivos de ese trabajo es evaluar la superioridad predictiva de los pronósticos contruidos sobre la base de mayor información. El análisis se basa solamente en estudiar los ECM de los distintos pronósticos mediante una secuencia de tests bilaterales de igualdad de capacidad predictiva, con lo que no queda claro que en ese trabajo se haya controlado en forma adecuada el error de tipo I. Con todo, los autores concluyen que no es posible rechazar la hipótesis nula de mayor o igual precisión mientras mayor sea el conjunto de información utilizado en la proyección.

Es importante destacar que la primera parte del presente trabajo generaliza el artículo de Pincheira y Álvarez (2009) ya que no solo se contrasta una hipótesis de superioridad predictiva similar en términos del ECM, sino que también se contrasta en términos de los PCM. Adicionalmente, en el presente artículo se desarrolla y aplica un test conjunto para tener un control adecuado del error de tipo I.

De acuerdo con esta breve y selecta revisión de la literatura, se infiere que, en un alto porcentaje, las proyecciones de variables macro están sujetas a ineficiencias, y que pocos trabajos enfocan la evaluación de proyecciones de manera conjunta y considerando la dinámica temporal en la elaboración de las proyecciones, lo que constituye un aspecto distintivo del presente trabajo. En las siguientes secciones se observará cómo nuestros resultados se ajustan a los hallazgos de la literatura relacionada.

III. DATOS

El análisis se realiza con datos chilenos de frecuencia mensual. La fuente de los datos efectivos es el Instituto Nacional de Estadísticas (INE), mientras las proyecciones provienen de *Bloomberg*, *Consensus Forecasts*, la EEE del BCCh, y una combinación de modelos de series de tiempo presentados en Pincheira y García (2009, 2012). Todas las series tienen frecuencia mensual, están denominadas en porcentaje y representan la variación anual del IPC. Para algunas pruebas y estadísticos descriptivos se considera la mayor muestra disponible sin observaciones faltantes de cada proyección, en tanto el test conjunto y otros análisis se realizan con una muestra balanceada desde diciembre del 2003 hasta diciembre del 2009 (73 observaciones). En el gráfico 1 se presenta la serie original de inflación desde enero del 2001 hasta diciembre del 2009. Se advierte un importante aumento de la inflación desde mediados del 2007 hasta fines del 2009.

Gráfico 1

Inflación efectiva en Chile, 2001-2009

(variación porcentual en doce meses)



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

1. Bloomberg

Las proyecciones que denominamos bajo el nombre de "Bloomberg" corresponden a la media de las respuestas de la encuesta efectuada por *Bloomberg* a distintos analistas e instituciones financieras. Se dispone de una muestra que abarca desde enero del 2001 hasta diciembre del 2009. Estas proyecciones se hacen públicas aproximadamente una semana antes de conocerse el dato efectivo de inflación y, de hecho, entre todas las proyecciones que consideramos, son las últimas en darse a conocer antes de la publicación del dato efectivo. Haremos el supuesto de que el horizonte de proyección de esta encuesta es de un mes, aunque en términos efectivos este horizonte es de alrededor de una semana. Existe una observación faltante (noviembre 2003) la que no recibe un tratamiento especial, y es la que condiciona la selección de la muestra alternativa que se utiliza para los test de superioridad predictiva.



2. Consensus Forecasts

Las proyecciones que denominamos bajo el nombre de "Consensus" corresponden a la media de las respuestas de la encuesta efectuada por *Consensus Forecasts* a distintos analistas. La encuesta de *Consensus* se realiza alrededor de tres semanas antes de conocerse los datos efectivos de inflación. Esta encuesta provee proyecciones en horizontes de uno a seis meses⁶. La muestra existente considera datos desde julio de 1993 hasta la actualidad. Sin embargo, se dispone de datos sin observaciones faltantes solo desde abril del 2001 en adelante para los seis horizontes de proyección.

3. Encuesta de expectativas económicas

La EEE es levantada por el BCCh a comienzos de cada mes, y entrega proyecciones de inflación a uno, tres y doce meses hacia adelante⁷. Se aplica a un selecto grupo de académicos, consultores, ejecutivos y asesores del sector privado, quienes informan, además de sus proyecciones de inflación, pronósticos de otras variables económicas de interés. Dado que las proyecciones individuales de cada analista no son publicadas por el BCCh, utilizamos la mediana de las proyecciones. Este dato es de público acceso a través del sitio web del BCCh⁸. La EEE comenzó a operar el año 2000 y en varias oportunidades se modificó su contenido. Salvo cambios menores, ha permanecido con pocas alteraciones desde noviembre del 2004. Se cuenta con una muestra sin observaciones faltantes desde enero del 2001 hasta la actualidad para pronósticos un mes hacia adelante, desde noviembre del 2001 para pronósticos tres meses hacia adelante y desde septiembre del 2001 para doce meses hacia adelante. En promedio, durante el período 2000-2009, 35 personas contestaron el cuestionario cada mes⁹.

4. Proyección ESARIMA

Corresponde al promedio aritmético de los pronósticos provenientes de ocho modelos de series de tiempo de naturaleza similar. Dichos modelos se describen en Pincheira y García (2009, 2012) y corresponden a distintas especificaciones de modelos ESARIMA (*extended seasonal ARIMA*) que se pueden anidar en la siguiente expresión:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \delta + \rho(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta_E \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3},$$

donde π_t es la inflación en términos de variación a 12 meses en t , ε_t es un término de error, y δ , ρ , θ , θ_E y θ_3 , son parámetros a estimar (E es la frecuencia de los datos, que para el caso

⁶ También hay ciertas proyecciones a horizontes mayores, pero en número bastante limitado, razón por la cual no se utilizan en este estudio.

⁷ Los pronósticos a tres meses son deducidos por el autor a base de la información de la EEE. Básicamente, la EEE reportaba para el período de análisis el pronóstico un mes adelante y el promedio de la inflación esperada, en los dos meses siguientes. De esta información es posible construir un pronóstico tres meses adelante utilizando la aproximación logarítmica de la inflación. Este pronóstico se construye como la suma de la inflación esperada en un mes, más dos veces el promedio de la inflación esperada, en los dos meses siguientes. La aproximación logarítmica funciona adecuadamente cuando las tasas de variación anual son menores de 10%, lo que claramente ocurre para la inflación chilena en períodos cortos.

⁸ http://www.bcentral.cl/estadisticas-economicas/series-indicadores/index_ee.htm

⁹ Una descripción técnica de la EEE y una evaluación de sus resultados se encuentra en Pedersen (2010). Adicionalmente, observamos que los pronósticos de corto plazo provenientes de la EEE tienen como objetivo predecir la inflación mensual y no la acumulada en 12 meses. Ha sido necesario entonces transformar estas predicciones a inflación acumulada en 12 meses. También es importante destacar que la información reportada por la EEE contiene un solo decimal. Esto significa que podría haber discrepancias, por problemas de redondeo, con otros pronósticos contruidos directamente a partir el IPC y que consideran en su análisis dos y hasta tres decimales.

mensual corresponde a $E = 12$). Los ocho modelos se generan por la combinatoria de casos en que δ , ρ , y θ_3 son estimados o restringidos a cero. Notemos que cuando θ_3 es estimado, su estimación es restringida a satisfacer la condición $\hat{\theta}_3 = \hat{\theta}_{\theta_3}$. Estos ocho modelos siempre incluyen los términos que acompañan a los parámetros θ y ε . Con estos modelos se construyen pronósticos para siete distintos horizontes: de uno a seis meses y un año hacia adelante. La muestra para los siete horizontes considerados comienza en enero del 2001 y finaliza en diciembre del 2009. El cuadro 1 resume los períodos muestrales que cubre cada fuente de proyecciones considerada.

Cuadro 1**Períodos muestrales sin observaciones faltantes**

	ESARIMA	EEE	Consensus Forecasts	Bloomberg
$h = 1$	Ene-2001 – dic-2009 (108)	Ene-2001 – dic-2009 (108)	Abr-2001 – dic-2009 (105)	Dic-2003 – dic-2009 (73)
$h = 2$	Ene-2001 – dic-2009 (108)	-	Abr-2001 – dic-2009 (105)	-
$h = 3$	Ene-2001 – dic-2009 (108)	Nov-2001 – dic-2009 (98)	Abr-2001 – dic-2009 (105)	-
$h = 4$	Ene-2001 – dic-2009 (108)	-	Abr-2001 – dic-2009 (105)	-
$h = 5$	Ene-2001 – dic-2009 (108)	-	Abr-2001 – dic-2009 (105)	-
$h = 6$	Ene-2001 – dic-2009 (108)	-	Abr-2001 – dic-2009 (105)	-
$h = 12$	Ene-2001 – dic-2009 (108)	Sep-2001 – dic-2009 (100)	-	-

Fuente: Elaboración propia.

Nota: El número entre paréntesis denota el número de observaciones.

En el cuadro 2 se presentan algunos estadísticos descriptivos de las series tanto para la muestra completa como para la submuestra utilizada en los tests de superioridad predictiva (diciembre 2003 – diciembre 2009).

Cuadro 2**Estadísticos típicos de todas las series**

	Muestra completa (cuadro 1)					Muestra: dic. 2003 - dic. 2009 (73 datos)				
	Original	ESARIMA	EEE	C. Forecast	Bloomberg	Original	ESARIMA	EEE	C. Forecast	Bloomberg
Promedio	3,45	3,48	3,43	3,42	3,63	3,66	3,67	3,62	3,62	3,63
Desv. est.	2,51	2,53	2,46	2,49	2,94	2,99	3,01	2,94	2,93	2,94
Máximo	9,90	9,96	9,54	9,50	9,50	9,90	9,96	9,54	9,50	9,50
Mínimo	-2,30	-2,10	-1,81	-1,90	-1,90	-2,30	-2,10	-1,81	-1,90	-1,90
Coef. var.	0,72	0,72	0,71	0,72	0,81	0,81	0,82	0,81	0,81	0,81
RECM $h = 1$	-	0,44	0,32	0,30	0,24	-	0,45	0,34	0,32	0,25
RECM $h = 2$	-	0,81	-	0,64	-	-	0,88	-	0,71	-
RECM $h = 3$	-	1,12	0,99	0,80	-	-	1,26	1,05	0,89	-
RECM $h = 4$	-	1,43	-	0,96	-	-	1,65	-	1,10	-
RECM $h = 5$	-	1,76	-	1,14	-	-	2,05	-	1,32	-
RECM $h = 6$	-	2,08	-	1,30	-	-	2,44	-	1,53	-
RECM $h = 12$	-	3,48	2,06	-	-	-	4,15	2,34	-	-

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Promedio, desviación estándar, máximo y mínimo de la serie un mes adelante, medida en puntos porcentuales. RECM $h = j$ significa raíz del error cuadrático medio j meses adelante. La 'Muestra completa' varía según lo reportado en el cuadro 1. Para la serie original se considera una muestra desde enero del 2001 hasta diciembre del 2009.



Las últimas filas del cuadro 2 muestran los ECM muestrales asociados a cada fuente de proyección. Recordemos que el $ECM(h)$ se define por:

$$ECM(h) = \mathbb{E}(Y_{t+h} - y_t^f(h))^2$$

en que $y_t^f(h)$ es la proyección de Y_{t+h} construida en el instante t . La raíz cuadrada del ECM se denota por $RECM$. Al ser un momento poblacional, el ECM debe ser estimado. Un estimador natural está dado por el promedio muestral de los errores de pronóstico al cuadrado:

$$\widehat{ECM}(h) = \frac{1}{T} \sum_t (Y_{t+h} - y_t^f(h))^2$$

Las últimas filas del cuadro 2 nos muestran tres hechos estilizados que nos parecen interesantes de destacar y que se verifican en las dos muestras consideradas. En primer lugar, se observa que las proyecciones presentan una estimación del ECM relativamente baja a horizontes menores de un año. En segundo lugar se observa que las proyecciones que presumiblemente se construyen con mayor información presentan un menor ECM estimado. Así, se verifica que las proyecciones de *Bloomberg* son más precisas que las de *Consensus*, las de *Consensus* más precisas que las de la *EEE*, y las proyecciones de la *EEE* más precisas que las del promedio de modelos *ESARIMA*. En tercer lugar, destacamos que para todas las proyecciones el ECM crece con el horizonte de proyección. Como mostraremos posteriormente, estos dos últimos puntos en principio son coherentes con la optimalidad del perfil de pronósticos analizado.

Así como hemos definido el ECM, podemos definir el PCM de la siguiente manera:

$$PCM(h) = \mathbb{E}(y_t^f(h))^2$$

que naturalmente puede ser estimado como el promedio al cuadrado de las proyecciones correspondientes.

El cuadro 3 presenta los estimadores punto de los PCM para todos los perfiles de proyección en las mismas dos muestras consideradas en el cuadro 2. Al observar cada columna del cuadro 3 se encuentra que el estimador puntual del PCM decrece con el horizonte de proyección para casi

Cuadro 3

Proyecciones cuadrático medias

PCM	Muestra completa (cuadro 1)				Muestra: dic. 2003 - dic. 2009 (73 datos)			
	ESARIMA	EEE	Consensus Forecast	Bloomberg	ESARIMA	EEE	Consensus Forecast	Bloomberg
$h = 1$	18,49	17,85	17,86	21,77	22,49	21,64	21,63	21,77
$h = 2$	18,70	-	17,19	-	22,59	-	20,69	-
$h = 3$	18,91	17,24	16,48	-	22,76	20,00	19,62	-
$h = 4$	19,04	-	15,66	-	22,88	-	18,45	-
$h = 5$	19,12	-	14,71	-	22,94	-	17,17	-
$h = 6$	19,21	-	13,84	-	23,10	-	16,00	-
$h = 12$	18,52	10,00	-	-	22,46	10,30	-	-

Fuente: Elaboración propia.

todos los perfiles considerados (EEE, *Consensus* y *Bloomberg*), tanto para la muestra completa como para la submuestra. La única excepción se detecta para el caso de las proyecciones ESARIMA, que presentan un perfil creciente en los seis primeros horizontes de proyección para luego decaer en el horizonte doce. Este comportamiento creciente en los primeros seis meses podría no ser compatible con un perfil de proyecciones óptimo, de acuerdo con lo mostrado por Patton y Timmermann (2012).

Si ahora observamos cada fila del cuadro 3, también encontramos algunos hechos interesantes. Por ejemplo, para el primer horizonte se observa que el estimador puntual del PCM de la proyección ESARIMA es mayor que el PCM estimado para la EEE y *Consensus* en ambos períodos muestrales considerados. Para este mismo horizonte de proyección, en el período muestral que va de diciembre del 2003 a diciembre del 2009 notamos también que el estimador puntual del PCM de los modelos ESARIMA es mayor que el de *Bloomberg*, y que este estimador para la EEE también es mayor que el de *Consensus*. El análisis del resto de los horizontes de proyección no hace más que confirmar esta tónica. De hecho, más allá del primer horizonte, el PCM siempre muestra un comportamiento decreciente en la medida en que la información para construir los pronósticos es supuestamente mayor.

En el cuadro 4 se muestra el porcentaje de veces en que una proyección arroja el menor error. La suma puede ser mayor de 100% toda vez que algunas proyecciones sean iguales. Se observa que ninguna lo hace mejor el 100% de las veces. De hecho, el mayor valor alcanzado es cercano al 80% para el caso de la EEE proyectando a doce meses. En definitiva, no existe un predominio uniforme de un pronóstico sobre otro, sino diferencias en el promedio de sus precisiones predictivas.

Otra característica importante del conjunto de pronósticos es la alta correlación entre ellos, al menos en los horizontes más cortos. En el cuadro 5 se presenta la matriz de correlaciones de los pronósticos para los dos horizontes predictivos en que existen más de dos proyecciones:

Cuadro 4

Porcentaje de veces superior

	ESARIMA	EEE	<i>Consensus Forecast</i>	<i>Bloomberg</i>
$h = 1$	21,9	12,3	24,7	46,6
$h = 2$	42,5	-	57,5	-
$h = 3$	19,2	19,2	37,0	-
$h = 4$	42,5	-	57,5	-
$h = 5$	43,8	-	56,2	-
$h = 6$	37,0	-	63,0	-
$h = 12$	19,2	80,8	-	-

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La muestra abarca de diciembre del 2003 a diciembre del 2009 (73 datos).

Cuadro 5

Matriz de correlaciones

	Proyecciones							
	$h = 1$				$h = 3$			
	ESARIMA	EEE	<i>Consensus Forecast</i>	<i>Bloomberg</i>	ESARIMA	EEE	<i>Consensus Forecast</i>	<i>Bloomberg</i>
ESARIMA	1	-	-	-	1	-	-	-
EEE	0,9963	1	-	-	0,9730	1	-	-
<i>Consensus Forecast</i>	0,9957	0,9995	1	-	0,8444	0,8934	1	-
<i>Bloomberg</i>	0,9942	0,9985	0,9991	1	-	-	-	1

Fuente: Elaboración propia.



$h = 1$ y $h = 3$. Para los casos en que el horizonte predictivo es igual a $h = 2, 4, 5, 6$ y 12 , las correlaciones caen mientras mayor es el horizonte, pasando de $0,94$ ($h = 2$) a $0,01$ ($h = 12$).

Luego de revisar los datos y sus estadísticas descriptivas, en la próxima sección pasamos a describir las propiedades de optimalidad que nos interesan, así como la metodología de evaluación que utilizaremos.

IV. OPTIMALIDAD, METODOLOGÍA E INFERENCIA

Un resultado tradicional en la literatura predictiva es aquel que muestra que el pronóstico óptimo bajo pérdida cuadrática corresponde a la esperanza condicional de la variable a predecir, con respecto al conjunto de información disponible¹⁰. Este resultado lleva a que el error de predicción óptimo cumpla las propiedades de insesgamiento y de ortogonalidad con respecto a cualquier variable presente en el conjunto de información. Una derivación de algunas de estas propiedades se puede encontrar en Elliot y Timmermann (2008), Bentancor y Pincheira (2008, 2010) y en Capistrán y López-Moctezuma (2010).

Más allá de las propiedades de sesgo y de ortogonalidad que caracterizan el error de predicción óptimo, en este artículo estamos interesados en dos propiedades que restringen de una manera particular a un perfil de pronósticos construidos en distintos momentos del tiempo. En las próximas líneas seguiremos de cerca a Patton y Timmermann (2012) para derivar estas propiedades.

1. Un perfil de proyecciones óptimo

Consideremos el siguiente proceso:

$$Y = \{\Upsilon_t\}_{t=0}^{\infty}.$$

que supondremos adaptado a una filtración denominada $\Upsilon = \{\Upsilon_t\}_{t=0}^{\infty}$. Recordemos que, al ser Υ una filtración, se cumple que:

$$\Upsilon_t \subseteq \Upsilon_{t'}, t' > t.$$

Los elementos de la filtración constituyen los conjuntos de información disponibles en cada instante t . Supondremos además, que la siguiente esperanza condicional existe:

$$\mathbb{E}[Y_t | \Upsilon_{t-h}] \text{ para todo } t, h = 0, 1, 2, \dots \text{ tal que } t - h \geq 0$$

Tal como hemos señalado, el pronóstico óptimo bajo pérdida cuadrática corresponde a la esperanza condicional de la variable a predecir con respecto al conjunto de información utilizado en la predicción:

$$y_{t-h}^f(h)^* \equiv \mathbb{E}[Y_t | \Upsilon_{t-h}]$$

¹⁰ Ver, por ejemplo, Elliot y Timmermann (2008).

El error de pronóstico óptimo $e_{t-h}(h)^*$ se define como:

$$e_{t-h}(h)^* \equiv Y_t - y_{t-h}^f(h)^*$$

y su ECM se define consecuentemente como:

$$ECM \equiv \mathbb{E}(e_{t-h}(h)^*)^2$$

A su vez, el PCM queda simplemente definido como:

$$PCM \equiv \mathbb{E}(y_{t-h}^f(h)^*)^2$$

A continuación mostramos las propiedades que debe cumplir un perfil óptimo de proyecciones en términos de ECM y PCM.

Perfil óptimo de errores cuadráticos medios

Si nuestro objetivo es predecir Y_t y nuestro conjunto de información está dado por Υ_{t-h_1} , $h_1 > 0$, $t - h_1 > 0$, entonces se cumple que

$$\mathbb{E}[(Y_t - y_{t-h_1}^f(h_1)^*)^2] \leq \mathbb{E}[(Y_t - u)^2] \text{ para todo } u \in \Upsilon_{t-h_1}$$

en particular, si tomamos

$$\bar{u} = \mathbb{E}[Y_t | \Upsilon_{t-h_2}]; h_1 < h_2 \text{ tal que } 0 \leq t - h_2$$

se tiene

$$\bar{u} \in \Upsilon_{t-h_1}$$

porque

$$0 \leq t - h_2 < t - h_1$$

y por lo tanto

$$\bar{u} = \mathbb{E}[Y_t | \Upsilon_{t-h_2}] \in \Upsilon_{t-h_2} \subseteq \Upsilon_{t-h_1}$$

luego

$$\mathbb{E}[(Y_t - y_{t-h_1}^f(h_1)^*)^2] \leq \mathbb{E}[(Y_t - y_{t-h_2}^f(h_2)^*)^2] \text{ para todo } h_1 < h_2 \text{ tal que } 0 \leq t - h_2$$

lo que dice simplemente que el ECM del pronóstico óptimo decrece débilmente (no crece) en la medida en que el pronóstico se construye con mayor información; esto es, cada vez más cerca del instante t en el que se observa la variable a predecir.

Si suponemos adicionalmente que el proceso de predecir cómo sus pronósticos óptimos sean conjuntamente estacionarios y nos planteamos como objetivo predecir Y_{t+h} con la información en t , entonces se cumple que

$$\mathbb{E}[(Y_{t+h} - \mathbb{E}[Y_{t+h} | \Upsilon_t])^2] \leq \mathbb{E}[(Y_{t+h} - \mathbb{E}[Y_{t+h} | \Upsilon_{t-k}])^2]; k > 0$$



porque

$$\mathbb{E}[Y_{t+h} | \Upsilon_{t-k}] \in \Upsilon_{t-k} \subseteq \Upsilon_t$$

pero nuestro supuesto de estacionariedad implica que

$$\mathbb{E}[(Y_{t+h} - \mathbb{E}[Y_{t+h} | \Upsilon_{t-k}])^2] = \mathbb{E}[(Y_{t+h+k} - \mathbb{E}[Y_{t+h+k} | \Upsilon_t])^2]$$

por lo que se concluye que

$$\mathbb{E}[(Y_{t+h} - y_t^f(h)^*)^2] \leq \mathbb{E}[(Y_{t+h+k} - y_t^f(h+k)^*)^2] \text{ para todo } k > 0$$

lo que dice simplemente que el ECM del pronóstico óptimo crece débilmente (no decrece) con el horizonte de proyección.

Perfil óptimo de pronósticos cuadráticos medios

Tal como se mencionó al inicio de esta sección, el error de predicción óptimo bajo pérdida cuadrática cumple las propiedades de insesgamiento y de ortogonalidad con respecto a cualquier variable presente en el conjunto de información utilizado para predecir. Esto significa que

$$\mathbb{E}[e_{t-h}(h)^*] = 0 \quad (\text{insesgamiento})$$

$$\text{Cov}[y_{t-h}^f(h)^*, e_{t-h}(h)^*] = \mathbb{E}[y_{t-h}^f(h)^* e_{t-h}(h)^*] = 0 \quad (\text{ortogonalidad})$$

entonces

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y_t^2] &= \mathbb{E}[y_{t-h}^f(h)^* + e_{t-h}(h)^*]^2 \\ &= \mathbb{E}[y_{t-h}^f(h)^*]^2 + \mathbb{E}[e_{t-h}(h)^*]^2 + 2\mathbb{E}[y_{t-h}^f(h)^* e_{t-h}(h)^*] \\ &= \mathbb{E}[y_{t-h}^f(h)^*]^2 + \mathbb{E}[e_{t-h}(h)^*]^2 \end{aligned}$$

lo que se puede reformular como:

$$\mathbb{E}[y_{t-h}^f(h)^*]^2 = \mathbb{E}[Y_t^2] - \mathbb{E}[e_{t-h}(h)^*]^2$$

Esta expresión indica que el PCM óptimo presenta un comportamiento opuesto al del ECM, esto es, crece débilmente (no decrece) en la medida en que el pronóstico se construye con mayor información.

Si ahora nuestro objetivo es predecir Y_{t+h} y nuestro conjunto de información está dado por Υ_t podemos realizar un razonamiento análogo al anterior para mostrar que

$$\mathbb{E}[y_t^f(h)^*]^2 = \mathbb{E}[Y_{t+h}^2] - \mathbb{E}[e_t(h)^*]^2 \quad (1)$$

No obstante, si suponemos adicionalmente que tanto el proceso a predecir como sus pronósticos óptimos son conjuntamente estacionarios, tenemos que

$$\mathbb{E}[Y_{t+h}]^2 = \mathbb{E}[Y_t]^2 \quad \text{para todo } h$$

$$\mathbb{E}[e_t(h_1)^*]^2 \leq \mathbb{E}[e_t(h_2)^*]^2 \quad \text{si } h_1 \leq h_2$$

por lo que podemos reescribir (1) como

$$\mathbb{E}[y_t^f(h)^*]^2 = \mathbb{E}[Y_t]^2 - \mathbb{E}[e_t(h)^*]^2 \quad \text{para todo } h$$

y concluir que el PCM del pronóstico óptimo decrece débilmente (no crece) con el horizonte de proyección.

2. Nuestras hipótesis nulas

En esta sección planteamos formalmente las diversas hipótesis nulas que evaluaremos y que se derivan de las propiedades de optimalidad demostradas en la subsección anterior.

La primera hipótesis nula de interés, que denotamos como H_{01}^h , plantea, para cada horizonte predictivo h , que el ECM del pronóstico óptimo decrece débilmente (no crece) en la medida en que el pronóstico se construye con mayor información. Así, bajo el supuesto de optimalidad, deberíamos esperar para cualquier horizonte predictivo h :

$$H_{01}^h: ECM_{Bloomberg}^h \leq ECM_{Consensus}^h \leq ECM_{EEE}^h \leq ECM_{ESARIMA}^h$$

Nuestra segunda hipótesis nula de interés, que denotamos como H_{02}^h , plantea, para cada horizonte predictivo, que el pronóstico que se construye en un instante más cercano a la publicación de la variable de interés debería presentar un PCM mayor o igual al de aquellos pronósticos que se construyen en instantes más alejados de la publicación del dato de inflación relevante. Así, tenemos que para cualquier horizonte predictivo h deberíamos esperar:

$$H_{02}^h: PCM_{Bloomberg}^h \geq PCM_{Consensus}^h \geq PCM_{EEE}^h \geq PCM_{ESARIMA}^h$$

La tercera hipótesis nula que nos interesa estudiar se refiere a la consistencia temporal de cada perfil de proyecciones en términos del ECM. Esto significa que, tanto para las proyecciones de *Bloomberg* como para las de *Consensus*, así como para las de la *EEE* y las *ESARIMA*, se debería verificar que las proyecciones a horizontes cortos tengan un ECM menor o igual al de las proyecciones a más largo plazo. Así, para cada fuente de proyección $j \in \{Bloomberg, Consensus, EEE, ESARIMA\}$ debería cumplirse la siguiente hipótesis nula H_{03}^j :

$$H_{03}^j: ECM(h=1) \leq ECM(h=2) \leq \dots \leq ECM(h=6) \leq \dots \leq ECM(h=12)$$

en que $h = 1, \dots, 12$ son los horizontes de proyección.

Finalmente, la cuarta hipótesis a evaluar es similar a la anterior, pero ahora se refiere a la consistencia temporal de cada perfil de proyecciones en términos del PCM. Esto significa que las proyecciones a horizontes cortos deberían tener un PCM mayor o igual al de las proyecciones a más largo plazo. Así, para cada fuente de proyección $j \in \{Bloomberg, Consensus, EEE, ESARIMA\}$, debería cumplirse la siguiente hipótesis nula H_{04}^j :



$$H_{04}^j: PCM(h = 1) \leq PCM(h = 2) \leq \dots \leq PCM(h = 6) \leq \dots \leq PCM(h = 12)$$

en que $h = 1, \dots, 12$ son los horizontes de proyección.

Las cuatro hipótesis nulas formuladas anteriormente son similares. En particular, todas ellas corresponden a un conjunto de desigualdades entre momentos de diversas variables aleatorias. En la siguiente subsección mostraremos la estrategia de inferencia que utilizaremos para evaluar todas las hipótesis de nuestro interés.

3. Estrategia de inferencia

Algunas de las hipótesis de nuestro interés corresponden a hipótesis univariadas, que involucran solo una desigualdad entre dos momentos poblacionales. Esto ocurre para las hipótesis $H_{01}^2, H_{02}^2, H_{01}^4, H_{02}^4, H_{01}^5, H_{02}^5, H_{01}^6, H_{02}^6, H_{01}^{12}, H_{02}^{12}$. En otras ocasiones, las hipótesis de nuestro interés son conjuntas. En este contexto no es directo construir un test que controle adecuadamente por el error de tipo I, como lo veremos en las próximas líneas.

Necesidad de un test conjunto

Cuando el interés del investigador se centra en testear una hipótesis conjunta que se compone de múltiples hipótesis univariadas, se puede adoptar básicamente dos estrategias. La primera consiste en desarrollar un test conjunto, y la segunda en construir múltiples tests para cada una de las hipótesis univariadas y luego, mediante alguna regla, obtener una conclusión de aceptación o rechazo de la hipótesis conjunta bajo evaluación. Algunas reglas simples son las siguientes:

1. Rechazar la hipótesis nula conjunta a un nivel de significancia α si cualquiera de las hipótesis univariadas que componen la hipótesis conjunta es rechazada a un nivel de significancia α .
2. Rechazar la hipótesis nula conjunta a un nivel de significancia α si cualquiera de las N hipótesis univariadas que componen la hipótesis conjunta es rechazada a un nivel de significancia α/N . A esta regla se la suele denominar *regla de Bonferroni*.

No obstante la simpleza que ofrecen estas reglas, ambas pueden presentar serias dificultades en el control del error de tipo I. Para analizar un caso particular en el que esto puede ocurrir, pensemos en la siguiente hipótesis nula multivariada:

$$H_0: \vec{\mu} = \mathbf{0}_{N \times N} \tag{2}$$

$$\vec{\mu} = \mathbb{E}X_t$$

En otras palabras, deseamos testear que los N componentes de la esperanza del vector aleatorio X_t sean cero. La hipótesis alternativa plantea que al menos un componente de $\vec{\mu}$ sea mayor que cero:

$$H_A: \exists i \in \{1, \dots, N\} \text{ tal que } \vec{\mu} > \mathbf{0} \tag{3}$$

Supongamos que disponemos de una colección de tests $T_i, i = 1, \dots, N$ que son una función de la muestra y que están diseñados para testear la siguiente hipótesis nula

$$H_0^{(i)} : \mu_i = 0$$

con respecto a la alternativa

$$H_A^{(i)} : \mu_i > 0$$

de manera que cada test T_i rechaza la nula $H_0^{(i)}$ a un determinado nivel α cuando, evaluados en la muestra disponible de datos D ,

$$T_i(D) > c$$

Evaluemos el tamaño del error de tipo I de la regla 1 bajo el supuesto de independencia del vector

$$\vec{T} = (T_1, T_2, \dots, T_N)'$$

En este caso tenemos que:

$$\Pr(\exists i \in \{1, \dots, N\} \text{ tal que } T_i(D) > c \mid H_0) = \Pr\left(\sum_{i=1}^N W_i > 0 \mid H_0\right)$$

en que

$$W_i = \begin{cases} 1 & \text{si } T_i(D) > c \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

Como W_i es una variable aleatoria Bernoulli(p) de parámetro $p < \alpha$, tenemos que $\sum_{i=1}^N W_i$ es una binomial de parámetros (N, p) . De esta forma

$$\begin{aligned} \Pr\left(\sum_{i=1}^N W_i > 0 \mid H_0\right) &= 1 - \Pr\left(\sum_{i=1}^N W_i = 0 \mid H_0\right) \\ &= 1 - \Pr(T_i(D) \leq c, \forall i \in \{1, \dots, N\} \mid H_0) \\ &= 1 - (1 - p)^N \rightarrow 1 \text{ cuando } N \rightarrow \infty \end{aligned}$$

Es decir, la regla 1 pierde completamente el control del error de tipo I a medida que la dimensión del problema tiende a infinito, bajo el supuesto de independencia del vector de tests individuales.

En el caso de la regla de Bonferroni, su problema usual es plantear un test a veces demasiado conservador, puesto que se cumple la siguiente desigualdad

$$\Pr(\exists i \in \{1, \dots, N\} \text{ tal que } T_i(D) > \tilde{c} \mid H_0) \leq \sum_{i=1}^N \Pr(T_i(D) > \tilde{c} \mid H_0).$$

En el caso de la regla 2 se escoge \tilde{c} tal que

$$\Pr(T_i(D) > \tilde{c} \mid H_0) = \frac{\alpha}{N}, \forall i \in \{1, \dots, N\}$$



luego, estas cotas garantizan que

$$\Pr(\exists i \in \{1, \dots, N\} \text{ tal que } T_i(D) > \tilde{c} \mid H_0) \leq \sum_{i=1}^N \frac{\alpha}{N} = \alpha$$

pero nada asegura que esta relación no se cumpla con desigualdad estricta y que en realidad el tamaño del test sea bastante inferior al deseado. El cuadro 6, a continuación, muestra el error de tipo I cometido por el test conjunto que desarrollaremos posteriormente y por la aplicación de las reglas 1 y 2 cuando las hipótesis nula y alternativa corresponden a (2) y (3) respectivamente con $N = 2$. Los valores de cada celda corresponden a los tamaños empíricos calculados en 100 mil simulaciones de Monte Carlo en las que los parámetros verdaderos están fijos en cero y corresponden a la esperanza de una normal bivariada con varianza V de diagonal unitaria y donde se prueban varias configuraciones de correlaciones. El tamaño nominal de la prueba conjunta se fija en 0.10, por lo que se espera que el tamaño empírico se aproxime tanto como sea posible a 0.10. Los correspondientes tests individuales son tests t tradicionales.

Se observa que el test conjunto obtiene un error de tipo I perfecto, mientras que las reglas de tipo 1 y 2 tienen errores de tipo I excesivamente altos y bajos, respectivamente, lo que justifica la construcción de una prueba conjunta como la que veremos próximamente¹¹.

Tests univariados

Para el caso de aquellos horizontes predictivos en los que solo se dispone de un par de proyecciones distintas, una forma fácil de proceder consiste en utilizar algún test de igualdad de capacidad predictiva pero a una sola cola. Alternativas naturales de estos tests

Cuadro 6

Error de tipo I con tamaño nominal de 10%

Evaluación de un test conjunto y reglas 1 y 2 cuando $N = 2$			
Correlación	Test conjunto		
	Regla 1	Regla 2	
$r = -0,90$	0,1	0,200	0,099
$r = -0,50$	0,1	0,201	0,098
$r = 0,00$	0,1	0,188	0,098
$r = -0,50$	0,1	0,168	0,091
$r = -0,90$	0,1	0,133	0,069

Fuente: Elaboración propia.

¹¹ En simulaciones, no reportadas aquí simplemente para ahorrar espacio, exploramos las distorsiones de tamaño asociadas a la regla 2 para $N=20$ y una matriz de varianzas con diagonal unitaria y en la que fuera de la diagonal aparece un número $r < 1$. Cuando $r=0$, la regla 2 se comporta bastante bien, presentando un tamaño empírico del 9,7% cuando el tamaño nominal es de 10%. No obstante, cuando la correlación entre las variables crece y consideramos $r=0,5$, el tamaño empírico decae a 5,6%. Con $r=0,95$ el tamaño empírico decae a 1,4%. Finalmente, cuando $r=0,99$, tenemos un tamaño empírico ínfimo de solo 0,76%. La intuición es bien sencilla. La regla 2 rechaza al 10% cuando cualquiera de los estadísticos t individuales rechaza al 10%/N. Cuando la regla 2 rechaza si algún estadístico t rechaza al 5%, pero cuando $N=20$, la regla 2 rechaza si al menos uno de los 20 t -statistics rechaza al 0,5%. Cuando la correlación entre las variables es muy alta, los estadísticos se comportan básicamente en forma similar. Así, si uno de los 20 estadísticos t indica rechazo, probablemente todos los demás también indiquen rechazo y vice versa. Intuitivamente, una correlación alta implica que la aplicación de la regla 2 sea equivalente a considerar un test en el que se evalúe un "t-statistic representativo" al 0,5% cuando $N=20$, o al 5% cuando $N=2$. Es por eso que se transforman las cotas de Bonferroni en tests muy conservadores cuando los estadísticos individuales están correlacionados, y de ahí la necesidad de contar con un buen test conjunto que no sea tan conservador como esta regla 2. Dado que a priori no está claro si las diferencias de ECM o PCM van a tener correlaciones altas o bajas, es importante contar con una prueba estadística no sujeta a este tipo de críticas.

son los atribuidos a Diebold y Mariano (1995) y West (1996), o bien la versión incondicional del test de Giacomini y White (2006), que denotaremos por GW. Formalmente, para estos casos utilizaremos el siguiente estadístico de GW:

$$t_{n(h)} = \frac{\overline{\Delta L_h}}{\sigma_{n(h)} / \sqrt{n(h)}},$$

con:

$$\overline{\Delta L_h} = \frac{1}{n(h)} \sum_{t=1}^{n(h)} \Delta L_{th},$$

donde ΔL_{th} es el diferencial de la función de pérdida entre dos series de pronósticos, $n(h)$ es el número de observaciones (proyecciones) a un horizonte h , y $\hat{\sigma}_{n(h)}$ es un estimador HAC de la desviación estándar de $\overline{\Delta L_h} / \sqrt{n(h)}$. Giacomini y White (2006) muestran que este estadístico tiene una distribución asintótica normal estándar. Cuando estamos interesados en comparaciones del ECM, el diferencial de funciones de pérdida entre la serie de pronósticos A y B luce como sigue:

$$\Delta L_{th} = e_{A,t}^2(h) - e_{B,t}^2(h)$$

Análogamente, cuando nos centramos en comparaciones del PCM, el diferencial de funciones de pérdida entre la serie de pronósticos A y B luce como sigue:

$$\Delta L_{th} = (y_{A,t}^f(h))^2 - (y_{B,t}^f(h))^2$$

Con el test de GW a una sola cola abordaremos la inferencia de las siguientes hipótesis univariadas: $H_{01}^2, H_{02}^2, H_{01}^4, H_{02}^4, H_{01}^5, H_{02}^5, H_{01}^6, H_{02}^6$ y H_{01}^{12}, H_{02}^{12} .

Un test conjunto de superioridad predictiva

Los cuadros 2 y 3 nos muestran que para el primer y el tercer horizonte de proyección las hipótesis nulas $H_{01}^1, H_{01}^3, H_{02}^1$ y H_{02}^3 son hipótesis que relacionan tres o más series de pronósticos, lo que conlleva la necesidad de trabajar con un test conjunto. En esta sección intentaremos diseñar un test de superioridad predictiva conjunto que controle adecuadamente por el error de tipo I. Consideremos la siguiente hipótesis nula genérica:

$$H_0^G : \mathbb{E}f(X_{1t}) \leq 0; \mathbb{E}f(X_{2t}) \leq 0; \dots; \mathbb{E}f(X_{lt}) \leq 0$$

contra la hipótesis alternativa genérica

$$H_A^G : \exists j \in \{1, 2, \dots, l\} \text{ tal que } \mathbb{E}f(X_{jt}) > 0$$

en que

$$X_t = (X_{1t}, \dots, X_{lt})'$$

representa a un vector de l variables aleatorias, y $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ es una función continua. Denotaremos por Z_t el vector



$$Z_t = f(X_t)$$

Evidentemente, nuestras hipótesis de interés son casos particulares de H_0^G . Por ejemplo, cuando queremos testear

$$H_{01}^3: ECM_{Consensus}^3 \leq ECM_{EEE}^3 \leq ECM_{ESARIMA}^3$$

basta tomar

$$X_{1t} = e_{Consensus,t}^2(3) - e_{EEE,t}^2(3)$$

$$X_{2t} = e_{EEE,t}^2(3) - e_{ESARIMA,t}^2(3)$$

y $f(x) = x$ para expresar H_{01}^3 en términos de H_0^G . Cuando, en cambio, consideramos

$$H_{02}^3: PCM_{Consensus}^3 \geq PCM_{EEE}^3 \geq PCM_{ESARIMA}^3$$

basta tomar

$$X_{1t} = (Y_{Consensus,t}^f(3))^2 - (Y_{EEE,t}^f(3))^2$$

$$X_{2t} = (Y_{EEE,t}^f(3))^2 - (Y_{ESARIMA,t}^f(3))^2$$

y la misma función f definida anteriormente para expresar H_{02}^3 en términos de H_0^G .

Un test para H_0^G es el desarrollado por White (2000) bajo los supuestos que guían la teoría asintótica fuera de muestra desarrollada por West (1996). Si en vez de considerar esta teoría asintótica, usamos la propuesta por Giacomini y White (2006), podemos desarrollar un test similar al de White (2000). En efecto, tenemos que, cuando el número de predicciones involucradas, P , tiende a infinito, se cumple que

$$\sqrt{P}(\bar{Z} - \mathbb{E}Z_t) \xrightarrow{A} N(0, \Omega)$$

$$\bar{Z} = \frac{1}{P} \sum_{t=1}^P Z_t; Z_t = f(X_t)$$

en que Ω representa una matriz definida positiva que algunas veces es denominada como "matriz de varianzas-covarianzas de largo plazo". Como resultado de la aplicación del teorema de la función continua para convergencia en distribución, tenemos que en la medida en que el número de pronósticos P vaya a infinito, entonces

$$\text{Max}_{j \in \{1, 2, \dots, l\}} \left[\sqrt{P} \frac{1}{P} \sum_{t=1}^P [Z_{jt} - \mathbb{E}Z_{jt}] \right]_{j \times 1} \xrightarrow{D} \text{Max}_{k \in \{1, \dots, l\}} \{u_k\}$$

donde $\{u_1, u_2, \dots, u_l\}$ es un vector de dimensión l que sigue una distribución normal multivariada $N(0, \Omega)$. A partir de este resultado es posible construir un test basado en el estadístico del máximo:

$$\text{Max}_{j \in \{1, 2, \dots, l\}} \left[\sqrt{P} \frac{1}{P} \sum_{t=1}^P [Z_{jt} - \mathbb{E}Z_{jt}] \right]_{l \times 1}$$

No obstante, y como señalan Hansen (2005) y Romano y Wolf (2005), es intuitivamente preferible construir un test sobre un vector de variables Z_t estandarizado. Para ello procedemos de la siguiente manera:

Consideremos la siguiente matriz diagonal \mathbf{D} , definida como

$$\mathbf{D}_{ii} = \sigma_i^{-1}; i = 1, \dots, l$$

en que

$$\sigma_i^2 = \Omega_{ii}; i = 1, \dots, l.$$

Entonces, se cumple que

$$\sqrt{P} \mathbf{D} (\bar{Z} - \mathbb{E}Z_t) \overset{A}{\rightsquigarrow} N(0, \mathbf{D} \Omega \mathbf{D})$$

con el beneficio de que ahora

$$[\mathbf{D} \Omega \mathbf{D}] = 1; \text{ para todo } i = 1, \dots, l$$

Desafortunadamente, tenemos tres términos desconocidos: $\mathbb{E}Z_t$, \mathbf{D} y Ω . Notemos que la hipótesis nula H_0^G se puede expresar como

$$H_0^G : \mathbb{E}Z_t \leq 0$$

Esto muestra que hay una infinidad de vectores $\mathbb{E}Z_t$ que son coherentes con la hipótesis nula. En particular,

$$\mathbb{E}Z_t = 0 \tag{4}$$

es un valor coherente y es el menos favorable a la alternativa, lo que asegura la construcción de un test con un tamaño acotado por el tamaño nominal. Por esta razón, y en coherencia con la propuesta de White (2000) construimos nuestro test imponiendo (4). También tenemos que \mathbf{D} y Ω son desconocidos, pero mediante el método de Newey y West (1987, 1994) por ejemplo, es posible construir un estimador consistente y semidefinido positivo para W que denotaremos $\hat{\Omega}$.

Luego, podemos definir un estimador consistente de \mathbf{D} como sigue¹²:

$$\hat{\mathbf{D}} = [\hat{\Omega}_{ii}]^{-1/2}; i = 1, \dots, l$$

¹² Esto es posible siempre que los elementos de la diagonal sean no nulos.



Así se cumple que bajo la hipótesis nula

$$\sqrt{P} \widehat{\mathbf{D}}(\bar{Z}) \overset{A}{\rightsquigarrow} N(0, \tilde{\Omega})$$

donde

$$\tilde{\Omega} \equiv \mathbf{D}\Omega\mathbf{D}$$

Con esto, nuestro estadístico de interés se puede escribir como

$$\text{Max}_{j \in \{1, 2, \dots, l\}} \sqrt{P} \widehat{\mathbf{D}} \bar{Z}$$

en que $j \in \{1, 2, \dots, l\}$ representan los distintos componentes del siguiente vector

$$\widehat{\mathbf{D}} \bar{Z}.$$

Los valores críticos de nuestro estadístico pueden ser calculados a través de simulaciones de Monte Carlo, como sugiere White (2000), de acuerdo con los siguientes pasos

1. Calcular la siguiente descomposición de Cholesky sobre $\widehat{\mathbf{D}}\widehat{\Omega}\widehat{\mathbf{D}} = \mathbf{G}'\mathbf{G}$
2. Definir un número de replicaciones N , que en el presente artículo corresponderá a $N = 1,000,000$.
3. Para cada una del millón de replicaciones se obtiene una realización independiente v de una normal multivariada $N(0, I_{l \times l})$
4. Se define w como $w = \mathbf{G}'v$, luego w es una realización independiente de $N(0, \widehat{\mathbf{D}}\widehat{\Omega}\widehat{\mathbf{D}})$
5. Se define m como $m = \max_{j \in \{1, \dots, l\}} \{w_j\}$
6. Luego se ordena el millón de términos m obtenidos y se definen los valores críticos como los correspondientes cuantiles.

Es importante recalcar que bajo la hipótesis nula genérica,

$$\text{Max}_{j \in \{1, 2, \dots, l\}} \mathbb{E} Z_t \leq 0$$

mientras que, bajo la hipótesis alternativa genérica, se tendrá que

$$\text{Max}_{j \in \{1, 2, \dots, l\}} \mathbb{E} Z_t > 0,$$

lo que implica que nos concentraremos en un test de una sola cola, cuya región de rechazo estará definida por una relación del tipo

$$\text{Max}_{j \in \{1, 2, \dots, l\}} \sqrt{P} \widehat{\mathbf{D}} \bar{Z} > c.$$

Naturalmente, también es posible construir de manera análoga un test para el estadístico del mínimo, lo cual es muy útil para el caso en el que la hipótesis nula se exprese como

$$H_0 : \mathbb{E} Z_t \geq 0$$

V. ANÁLISIS EMPÍRICO

En esta sección veremos qué nos dicen estos tests univariados y conjuntos basados en los estadísticos del máximo y del mínimo, cuando los aplicamos a las hipótesis de nuestro interés. Comenzaremos con los tests univariados para luego pasar a los tests conjuntos.

1. Tests univariados

En los cuadros 7 y 8 se muestran los resultados del test de GW a una cola para los ECM y PCM, respectivamente. Estos cuadros contienen en cada celda el numerador del estadístico t de GW y su denominador entre paréntesis redondos. A partir de estos cuadros es posible deducir el valor de los tests para todas las posibles comparaciones bilaterales entre proyecciones. El cuadro 7 nos indica que las hipótesis nulas $H_{01}^2, H_{01}^4, H_{01}^5, H_{01}^6$ y H_{01}^{12} no pueden ser rechazadas a ningún nivel de significancia usual (10%, 5% o 1%). De hecho, este cuadro nos indica que cualquier hipótesis nula bilateral que plantee superioridad en términos del ECM por parte de los pronósticos construidos en un instante más cercano a la publicación de la variable de interés, no podría ser rechazada a los niveles de significancia usuales. Aún más, todos los signos de los estadísticos apuntan en la dirección de establecer un perfil de estimaciones puntuales del ECM coherentes con un perfil de proyecciones óptimas a cualquier horizonte predictivo.

El cuadro 8 nos muestra un panorama algo distinto. Si bien este cuadro indica que las hipótesis nulas $H_{02}^2, H_{02}^4, H_{02}^5, H_{02}^6$ tampoco pueden ser rechazadas a ningún nivel de significancia usual (10%, 5%, o 1%), la hipótesis H_{02}^{12} efectivamente es rechazada a un nivel de significancia del 5%. Más aún, este cuadro nos indica que en varias ocasiones una hipótesis nula bilateral, que plantee que los pronósticos que se construyen en un instante más cercano a la publicación

Cuadro 7

Test de GW para ECM

Muestra completa (cuadro 1)

	Bloomberg y Consensus Forecasts	Bloomberg y EEE	Bloomberg y ESARIMA	Consensus Forecasts y EEE	Consensus Forecasts y ESARIMA	EEE y ESARIMA
$h = 1$	-0,038 (0,010)	-0,051 (0,010)	-0,143 (0,044)	-0,013 (0,006)	-0,104 (0,039)	-0,091 (0,037)
$h = 2$	-	-	-	-	-0,269 (0,310)	-
$h = 3$	-	-	-	-0,303 (0,328)	-0,786 (0,488)	-0,482 (0,416)
$h = 4$	-	-	-	-	-1,519 (0,776)	-
$h = 5$	-	-	-	-	-2,465 (1,145)	-
$h = 6$	-	-	-	-	-3,602 (1,694)	-
$h = 12$	-	-	-	-	-	-11,759 (6,684)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Entre paréntesis, se presenta la desviación estándar.

**Cuadro 8****Test de GW para PCM**

Muestra completa (cuadro 1)

	Bloomberg y Consensus Forecasts	Bloomberg y EEE	Bloomberg y ESARIMA	Consensus Forecasts y EEE	Consensus Forecasts y ESARIMA	EEE y ESARIMA
$h = 1$	0,135 (0,222)	0,128 (0,292)	-0,716* (0,539)	-0,006 (0,135)	-0,851** (0,451)	-0,845** (0,378)
$h = 2$	- -	- -	- -	- -	-1,89 (1,576)	- -
$h = 3$	- -	- -	- -	-0,382 (2,101)	-3,131 (2,79)	-2,748** (1,214)
$h = 4$	- -	- -	- -	- -	-4,431 (3,966)	- -
$h = 5$	- -	- -	- -	- -	-5,775 (5,044)	- -
$h = 6$	- -	- -	- -	- -	-7,103 (5,859)	- -
$h = 12$	- -	- -	- -	- -	- -	-12,161** (6,666)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Entre paréntesis, se presenta la desviación estándar. (*) Significativo al 10%, (**) Significativo al 5%.

de la variable de interés debería presentar un PCM mayor o igual al de aquellos pronósticos que se construyen en instantes más alejados de la publicación oficial, sería rechazada a los niveles de significancia usuales. De hecho, varios signos de los estadísticos apuntan en la dirección de establecer un perfil de estimaciones puntuales del PCM que no son coherentes con un perfil de proyecciones óptimas bajo pérdida cuadrática.

Hasta ahora hemos dado una respuesta satisfactoria a la evaluación de propiedades de optimalidad para el perfil de proyecciones en aquellos horizontes en los que solo tenemos dos proyecciones. En la siguiente subsección analizaremos lo que ocurre en aquellos horizontes en los que hay más de un par de proyecciones disponibles.

2. Evaluaciones conjuntas: una primera aproximación

En esta sección deseamos evaluar las siguientes hipótesis nulas utilizando las reglas 1 y 2 presentadas en la sección IV.3:

$$H_{01}^1 : ECM_{Bloomberg}^1 \leq ECM_{Consensus}^1 ; ECM_{Consensus}^1 \leq ECM_{EEE}^1 \text{ y } ECM_{EEE}^1 \leq ECM_{ESARIMA}^1$$

$$H_{01}^3 : ECM_{Consensus}^3 \leq ECM_{EEE}^3 \text{ y } ECM_{EEE}^3 \leq ECM_{ESARIMA}^3$$

$$H_{02}^1 : PCM_{Bloomberg}^1 \geq PCM_{Consensus}^1 ; PCM_{Consensus}^1 \geq PCM_{EEE}^1 \text{ y } PCM_{EEE}^1 \geq PCM_{ESARIMA}^1$$

$$H_{02}^3 : PCM_{Consensus}^3 \geq PCM_{EEE}^3 \text{ y } PCM_{EEE}^3 \geq PCM_{ESARIMA}^3$$

Definamos un nivel de significancia del 10% y evaluemos estas cuatro hipótesis de acuerdo con las reglas 1 y 2. Observamos que las hipótesis H_{01}^1 y H_{01}^3 no son rechazadas por ninguna de las dos reglas, puesto que ninguna de las relaciones bilaterales es rechazada ni siquiera al 10%, como puede apreciarse en el cuadro 7. Encontramos un escenario opuesto cuando evaluamos las hipótesis H_{02}^1 y H_{02}^3 . No es difícil calcular los valores p del test de GW a una sola cola para evaluar las siguientes dos hipótesis bilaterales:

$$\begin{aligned} PCM_{EEE}^1 - PCM_{ESARIMA}^1 &\geq 0 \\ PCM_{EEE}^3 - PCM_{ESARIMA}^3 &\geq 0 \end{aligned}$$

Estas hipótesis bilaterales se rechazan a un nivel de significancia del 5%. De hecho, los respectivos valores p corresponden a 0,013 y 0,012 respectivamente. Como consecuencia, tanto la regla 1 como la 2 rechazan las hipótesis nulas H_{02}^1 y H_{02}^3 a un nivel de significancia del 10%, e incluso del 5% también.

Los cuadros 9 y 10 nos muestran los resultados de los test de GW, pero esta vez practicado sobre cada conjunto de proyecciones. Así evaluamos si el ECM de las proyecciones ESARIMA, por ejemplo, presenta un comportamiento creciente con el horizonte de proyección. El cuadro 9 en particular se centra en evaluar el perfil creciente de los ECM para las proyecciones ESARIMA, de la EEE y de *Consensus*. El cuadro 10 evalúa el supuesto perfil decreciente de los PCM para los respectivos conjuntos de proyecciones.

Nuestro objetivo es evaluar, de acuerdo con las reglas 1 y 2, las siguientes hipótesis:

$$\begin{aligned} H_{03}^{Consensus} &: ECM_{Consensus}^{h=1} \leq ECM_{Consensus}^{h=2} \leq \dots \leq ECM_{Consensus}^{h=6} \\ H_{03}^{EEE} &: ECM_{EEE}^{h=1} \leq ECM_{EEE}^{h=3} \leq ECM_{EEE}^{h=12} \\ H_{03}^{ESARIMA} &: ECM_{ESARIMA}^{h=1} \leq ECM_{ESARIMA}^{h=2} \leq \dots \leq ECM_{ESARIMA}^{h=6} \leq ECM_{ESARIMA}^{h=12} \\ \\ H_{04}^{Consensus} &: PCM_{Consensus}^{h=1} \geq PCM_{Consensus}^{h=2} \geq \dots \geq PCM_{Consensus}^{h=6} \\ H_{04}^{EEE} &: PCM_{EEE}^{h=1} \geq PCM_{EEE}^{h=3} \geq PCM_{EEE}^{h=12} \\ H_{04}^{ESARIMA} &: PCM_{ESARIMA}^{h=1} \geq PCM_{ESARIMA}^{h=2} \geq \dots \geq PCM_{ESARIMA}^{h=6} \geq PCM_{ESARIMA}^{h=12} \end{aligned}$$

en que $h = 1, \dots, 12$ denotan los horizontes de proyección.

Al igual que más arriba, aplicaremos las reglas 1 y 2 usando los test de GW bilaterales entre horizontes adyacentes. Así, por ejemplo, rechazaremos la hipótesis nula $H_{03}^{Consensus}$ con un nivel de significancia del 10% si al menos uno de los tests de GW para las siguientes hipótesis

$$\begin{aligned} ECM_{Consensus}^{h=1} - ECM_{Consensus}^{h=2} &\leq 0 \\ ECM_{Consensus}^{h=2} - ECM_{Consensus}^{h=3} &\leq 0 \\ ECM_{Consensus}^{h=3} - ECM_{Consensus}^{h=4} &\leq 0 \\ ECM_{Consensus}^{h=4} - ECM_{Consensus}^{h=5} &\leq 0 \\ ECM_{Consensus}^{h=5} - ECM_{Consensus}^{h=6} &\leq 0 \end{aligned}$$

se rechaza a un nivel del 10% usando la regla 1, o bien a un nivel del 2% aplicando la regla 2.

**Cuadro 9****Resultados del test de GW
entre horizontes para ECM**

Muestra: dic. 2003 - dic. 2009 (73 datos)

	ESARIMA	EEE	Consensus Forecasts
$h = 1$ menos $h = 2$	-0,574 (0,181)	-0,986 (0,275)	-0,408 (0,203)
$h = 2$ menos $h = 3$	-0,804 (0,305)	-	-0,287 (0,195)
$h = 3$ menos $h = 4$	-1,146 (0,447)	-4,381 (1,476)	-0,413 (0,195)
$h = 4$ menos $h = 5$	-1,483 (0,621)	-	-0,536 (0,207)
$h = 5$ menos $h = 6$	-1,716 (0,758)	-	-0,579 (0,234)
$h = 6$ menos $h = 12$	-11,311 (6,138)	-	-

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Para los casos de EEE, las comparaciones son: 1 - 3 y 6 - 12. Entre paréntesis, se presenta la desviación estándar.

Cuadro 10**Resultados del test de GW
entre horizontes para PCM**

Muestra: dic. 2003 - dic. 2009 (73 datos)

	ESARIMA	EEE	Consensus Forecasts
$h = 1$ menos $h = 2$	-0,099 (1,017)	1,636 (1,923)	0,94 (0,627)
$h = 2$ menos $h = 3$	-0,167 (1,114)	-	1,072 (0,59)
$h = 3$ menos $h = 4$	-0,13 (1,179)	9,708 (4,398)	1,169 (0,559)
$h = 4$ menos $h = 5$	-0,06 (1,248)	-	1,283 (0,582)
$h = 5$ menos $h = 6$	-0,156 (1,257)	-	1,171 (0,636)
$h = 6$ menos $h = 12$	0,643 (6,489)	-	-

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Para los casos de EEE las comparaciones son: 1 - 3 y 6 - 12. Entre paréntesis, se presenta la desviación estándar.

Una rápida inspección al cuadro 9 nos indica que no existe ningún rechazo bilateral. De hecho, todos los estadísticos de GW son negativos, lo que implica que no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de un perfil creciente del ECM para todos los conjuntos de proyecciones que poseen pronóstico a más de un horizonte.

Similar resultado se obtiene cuando se analiza el cuadro 10. Al no haber siquiera un rechazo al 10% usando el test de GW, no se puede rechazar la hipótesis nula de un perfil de PCM decreciente con el horizonte de predicción para ninguno de los conjuntos de pronósticos considerados: ESARIMA, EEE y *Consensus*.

En la siguiente sección veremos si todos estos resultados que hemos obtenido aplicando las cuestionables reglas 1 y 2 sobreviven a la aplicación de un test conjunto más apropiado.

3. Aplicación del test de superioridad de habilidad predictiva

Errores cuadráticos: fuente variable y evento fijo

Bajo el criterio del ECM se desea probar el cumplimiento de los siguientes perfiles:

$$H_{01}^1 : ECM_{Bloomberg}^1 \leq ECM_{Consensus}^1 \leq ECM_{EEE}^1 \leq ECM_{ESARIMA}^1$$

$$H_{01}^3 : ECM_{Consensus}^3 \leq ECM_{EEE}^3 \leq ECM_{ESARIMA}^3$$

lo que implica el cumplimiento simultáneo de seis desigualdades para el caso en que $h = 1$ y de tres desigualdades para el caso $h = 3$. Los resultados se presentan en el cuadro 11, desde donde se aprecia que no es posible rechazar la hipótesis nula, ya que los estadísticos calculados se encuentran en el extremo izquierdo de la distribución, corroborando los resultados obtenidos usando las reglas 1 y 2.

Cuadro 11**Test de superioridad de habilidad predictiva**

Errores cuadrático medios: Fuente variable y horizonte fijo

Estadístico efectivo y distintos percentiles de su distribución bajo la hipótesis nula							
<i>h</i> = 1				<i>h</i> = 3			
	Percentil	Percentil		Percentil	Percentil	Percentil	Percentil
Calculado:	-1,953	50%	0,695	Calculado:	-0,817	50%	0,603
1%	-1,184	60%	0,909	1%	-1,141	60%	0,817
5%	-0,646	70%	1,141	5%	-0,652	70%	1,049
10%	-0,355	80%	1,415	10%	-0,388	80%	1,326
20%	0,000	90%	1,803	20%	-0,063	90%	1,716
30%	0,259	95%	2,122	30%	0,177	95%	2,045
40%	0,483	99%	2,735	40%	0,394	99%	2,661

Fuente: Elaboración propia.

*Proyecciones cuadráticas: fuente variable y evento fijo*Bajo el criterio del PCM se desea probar el cumplimiento de los siguientes perfiles:¹³

$$H_{02}^1 : PCM_{Bloomberg}^1 \geq PCM_{Consensus}^1 \geq PCM_{EEE}^1 \geq PCM_{ESARIMA}^1$$

$$H_{02}^3 : PCM_{Consensus}^3 \geq PCM_{EEE}^3 \geq PCM_{ESARIMA}^3$$

Entonces, para el caso en que $h = 1$ deben satisfacerse seis condiciones para el cumplimiento conjunto de la desigualdad anterior. Para el caso en que $h = 3$, la dimensión del problema se reduce a tres desigualdades.

La forma de estimar la fdp es similar a la del caso anterior, con la única diferencia de que el estadístico se construye sobre el mínimo de los componentes y ya no sobre el máximo. Con esto, bajo la nula se espera que el mínimo de las diferencias del PCM sea positivo. Bajo la alternativa, en cambio, el mínimo debiera ser negativo, lo que implica que nos concentraremos en un test de una sola cola, cuya región de rechazo estará definida por una relación del tipo

$$\text{Min}_{j \in \{1, 2, \dots, l\}} \sqrt{P} \hat{D} \bar{Z} > c.$$

Los resultados de la aplicación de este test se encuentran en el cuadro 12. Estos indican que al 5% de significancia se rechaza la hipótesis nula de optimalidad desde la perspectiva de los PCM para los dos horizontes analizados, ya que los estadísticos calculados son menores que el cuantil correspondiente al 5% de probabilidad acumulada sobre la distribución bajo la hipótesis nula, confirmando lo encontrado en las secciones anteriores con las reglas 1 y 2. En consecuencia, el supuesto de optimalidad bajo pérdida cuadrática es rechazado para el perfil de proyecciones.

¹³ Como ya se ha mencionado en el artículo, la propiedad de optimalidad que plantean las hipótesis nulas y que no requiere el supuesto de estacionariedad. Consecuentemente, el rechazo a la condición de eficiencia de los pronósticos no depende de este tipo de supuestos.



Cuadro 12

Test de superioridad de habilidad predictiva

Proyecciones cuadráticas: Fuente variable y horizonte fijo

Estadístico efectivo y distintos percentiles de su distribución bajo la hipótesis nula							
$h = 1$				$h = 3$			
	Percentil	Percentil	Percentil		Percentil	Percentil	Percentil
Calculado:	-2,337	50%	-0,436	Calculado:	-2,255	50%	-0,716
1%	-2,608	60%	-0,206	1%	-2,784	60%	-0,504
5%	-1,963	70%	0,033	5%	-2,162	70%	-0,281
10%	-1,621	80%	0,313	10%	-1,835	80%	-0,025
20%	-1,211	90%	0,703	20%	-1,446	90%	-0,323
30%	-0,915	95%	1,020	30%	-1,167	95%	0,609
40%	-0,665	99%	1,611	40%	-0,932	99%	1,142

Fuente: Elaboración propia.

Errores cuadráticos: fuente fija, evento y horizonte variable

Bajo el criterio del ECM, se desea probar el cumplimiento de los siguientes perfiles:

$$\begin{aligned}
 H_{03}^{\text{Consensus}} &: ECM_{\text{Consensus}}^{h=1} \leq ECM_{\text{Consensus}}^{h=2} \leq \dots \leq ECM_{\text{Consensus}}^{h=6} \\
 H_{03}^{\text{EEE}} &: ECM_{\text{EEE}}^{h=1} \leq ECM_{\text{EEE}}^{h=3} \leq ECM_{\text{EEE}}^{h=12} \\
 H_{03}^{\text{ESARIMA}} &: ECM_{\text{ESARIMA}}^{h=1} \leq ECM_{\text{ESARIMA}}^{h=2} \leq \dots \leq ECM_{\text{ESARIMA}}^{h=6} \leq ECM_{\text{ESARIMA}}^{h=12}
 \end{aligned}$$

Es decir, se desea evaluar si cada fuente de información entrega una estructura temporal de pronósticos a distintos horizontes compatible con optimalidad bajo pérdida cuadrática. Los distintos percentiles correspondientes a la distribución del estadístico bajo la hipótesis nula, así como el cálculo del estadístico propiamente tal, se presentan en los cuadros 13, 14 y 15. Los estadísticos son todos negativos y se encuentran muy alejados hacia la izquierda en la distribución, indicando que no es posible rechazar la hipótesis nula de optimalidad del perfil del ECM.

Pronósticos cuadráticos: fuente fija, evento y horizonte variable

Bajo el criterio del PCM, se desea probar el cumplimiento de las siguientes hipótesis conjuntas:

$$\begin{aligned}
 H_{04}^{\text{Consensus}} &: PCM_{\text{Consensus}}^{h=1} \geq PCM_{\text{Consensus}}^{h=2} \geq \dots \geq PCM_{\text{Consensus}}^{h=6} \\
 H_{04}^{\text{EEE}} &: PCM_{\text{EEE}}^{h=1} \geq PCM_{\text{EEE}}^{h=3} \geq PCM_{\text{EEE}}^{h=12} \\
 H_{04}^{\text{ESARIMA}} &: PCM_{\text{ESARIMA}}^{h=1} \geq PCM_{\text{ESARIMA}}^{h=2} \geq \dots \geq PCM_{\text{ESARIMA}}^{h=6} \geq PCM_{\text{ESARIMA}}^{h=12}
 \end{aligned}$$

en que $h = 1, \dots, 12$ denotan los horizontes de proyección. Es decir, se desea evaluar si cada fuente de información entrega una estructura temporal de pronósticos a distintos horizontes compatible con optimalidad, pero en términos de un ordenamiento sobre el pronóstico cuadrático medio. Observamos tanto en el cuadro 16 como en el 17 y el 18

Cuadro 13**Test de superioridad de habilidad predictiva para *Consensus Forecasts***

Errores cuadrático medios: Fuente fija y evento y horizonte variables

Estadístico efectivo y distintos percentiles de su distribución bajo la hipótesis nula			
	Percentil		Percentil
Calculado:	-1,453	50%	0,842
1%	-0,671	60%	1,035
5%	-0,268	70%	1,246
10%	-0,042	80%	1,503
20%	0,245	90%	1,869
30%	0,463	95%	2,181
40%	0,655	99%	2,786

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 14**Test de superioridad de habilidad predictiva para la EEE**

Errores cuadrático medios: Fuente fija y evento y horizonte variables

Estadístico efectivo y distintos percentiles de su distribución bajo la hipótesis nula			
	Percentil		Percentil
Calculado:	-3,001	50%	0,482
1%	-1,478	60%	0,702
5%	-0,914	70%	0,940
10%	-0,611	80%	1,222
20%	-0,239	90%	1,618
30%	0,031	95%	1,946
40%	0,264	99%	2,574

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 15**Test de superioridad de habilidad predictiva para modelos de series de tiempo**

Errores cuadrático medios: Fuente fija y evento y horizonte variables

Estadístico efectivo y distintos percentiles de su distribución bajo la hipótesis nula			
	Percentil		Percentil
Calculado:	-1,862	50%	0,802
1%	-1,066	60%	1,015
5%	-0,529	70%	1,243
10%	-0,242	80%	1,514
20%	0,111	90%	1,896
30%	0,368	95%	2,212
40%	0,592	99%	2,818

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro 16****Test de superioridad de habilidad predictiva para *Consensus Forecasts***

Pronósticos cuadráticos: Fuente fija y evento y horizonte variables

Estadístico efectivo y distintos percentiles de su distribución bajo la hipótesis nula			
Cuadráticas <i>Consensus Forecasts</i>			
Percentil		Percentil	
Calculado	1,505	50%	-0,605
1%	-2,741	60%	-0,377
5%	-2,104	70%	-0,135
10%	-1,770	80%	0,146
20%	-1,366	90%	0,537
30%	-1,078	95%	0,857
40%	-0,832	99%	1,443

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 17**Test de superioridad de habilidad predictiva para la EEE**

Pronósticos cuadráticos: Fuente fija y evento y horizonte variables

Estadístico efectivo y distintos percentiles de su distribución bajo la hipótesis nula			
Proyecciones Cuadráticas EEE			
Percentil		Percentil	
Calculado:	0,902	50%	-0,543
1%	-2,568	60%	-0,336
5%	-1,953	70%	-0,116
10%	-1,632	80%	0,136
20%	-1,251	90%	0,484
30%	-0,981	95%	0,767
40%	-0,753	99%	1,286

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 18**Test de superioridad de habilidad predictiva para modelos de series de tiempo**

Pronósticos cuadráticos: Fuente fija y evento y horizonte variables

Estadístico efectivo y distintos percentiles de su distribución bajo la hipótesis nula			
Cuadráticas ESARIMA			
Percentil		Percentil	
Calculado:	-0,129	50%	-0,868
1%	-2,838	60%	-0,668
5%	-2,235	70%	-0,456
10%	-1,922	80%	-0,211
20%	-1,552	90%	0,119
30%	-1,291	95%	0,389
40%	-1,070	99%	0,884

Fuente: Elaboración propia.

que el estadístico calculado cae completamente fuera de la región de rechazo para las tres fuentes de pronósticos consideradas. Para *Consensus* el estadístico calculado entrega un valor de 1,505, mientras que la región de rechazo está dada por valores menores que -1,770 al 10% de significancia. Para la EEE y las proyecciones ESARIMA, los estadísticos calculados son 0,902 y -0,129, respectivamente, en tanto las zonas de rechazo están dadas por valores inferiores a -1,632 y -1,922, respectivamente.

Estos resultados confirman los obtenidos en secciones anteriores con la aplicación de las reglas 1 y 2 y no pueden rechazar una estructura temporal, de cada una de las fuentes de proyección, que es coherente con optimalidad bajo pérdida cuadrática.

4. Implicancias de los resultados

La ineficiencia encontrada en este artículo plantea que, si tenemos dos pronósticos distintos e insesgados $y_{t-h}^{(1)}(h)$ y $y_{t-h}^{(2)}(h)$, entonces

$$Y_t = y_{t-h}^{(1)}(h) + e_{t-h}^{(1)}(h) = y_{t-h}^{(2)}(h) + e_{t-h}^{(2)}(h)$$

Luego

$$\mathbb{E}(Y_t^2) = \mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h))^2 + \mathbb{E}(e_{t-h}^{(1)}(h))^2 + 2\mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h)e_{t-h}^{(1)}(h))$$

$$\mathbb{E}(Y_t^2) = \mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h))^2 + \mathbb{E}(e_{t-h}^{(2)}(h))^2 + 2\mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h)e_{t-h}^{(2)}(h))$$

Si se cumple simultáneamente

$$\mathbb{E}(e_{t-h}^{(1)}(h))^2 < \mathbb{E}(e_{t-h}^{(2)}(h))^2 \text{ y } \mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h))^2 \leq \mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h))^2$$

entonces debe tenerse que

$$\mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h))^2 + \mathbb{E}(e_{t-h}^{(1)}(h))^2 < \mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h))^2 + \mathbb{E}(e_{t-h}^{(2)}(h))^2$$

o equivalentemente

$$\mathbb{E}(Y_t^2) - 2\mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h)e_{t-h}^{(1)}(h)) < \mathbb{E}(Y_t^2) - 2\mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h)e_{t-h}^{(2)}(h))$$

que es lo mismo que

$$\mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h)e_{t-h}^{(1)}(h)) - \mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h)e_{t-h}^{(2)}(h)) > 0$$

lo que implica que al menos uno de los términos de la izquierda en la última expresión es no nulo, lo que claramente viola una condición de ortogonalidad implicada por la optimalidad bajo pérdida cuadrática.

La exploración de los cuadros 2 y 3 nos indica que una situación como la descrita anteriormente, es decir

$$\mathbb{E}(e_{t-h}^{(1)}(h))^2 < \mathbb{E}(e_{t-h}^{(2)}(h))^2 \text{ y } \mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h))^2 \leq \mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h))^2$$

sucede para los siguientes casos:

1. Comparaciones un mes hacia adelante entre *Bloomberg* y ESARIMA, *Consensus* y ESARIMA y *EEE* y ESARIMA.
2. Comparaciones tres meses adelante entre *EEE* y ESARIMA.
3. Comparaciones 12 meses adelante entre *EEE* y ESARIMA.

Los cuadros 19 y 20 nos muestran los resultados de estas cinco comparaciones y de los ocho términos individuales que forman parte de estas cinco comparaciones.

En estos cuadros puede apreciarse que efectivamente la hipótesis

$$H_0 : \mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h)e_{t-h}^{(1)}(h)) - \mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h)e_{t-h}^{(2)}(h)) = 0$$

es rechazada en todos los casos destacados en los puntos 1-3 en favor de la alternativa

$$H_A : \mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h)e_{t-h}^{(1)}(h)) - \mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h)e_{t-h}^{(2)}(h)) > 0 \quad (5)$$

Cuadro 19

Resultados del test de eficiencia débil. Muestra restringida

	Pruebas diferenciales			Muestra: dic. 2003 - dic. 2009 (73 datos)			
	EEE y ESARIMA	CF y ESARIMA	Bloomberg y ESARIMA	ESARIMA	EEE	CF	Bloomberg
$h = 1$	0,4683 *** (0,1974)	0,4779 ** (0,2368)	0,4298 * (0,2874)	-0,2157 (0,4017)	0,2525 (0,3253)	0,2622 (0,3137)	0,2141 (0,2171)
$h = 3$	1,6157 ** (0,6822)			-1,0384 (1,532)	0,5774 (1,2401)		-
$h = 12$	11,9606 * (6,3629)		-	-8,7199 (7,2220)	3,2407 * (1,9069)		-

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Entre paréntesis, se presenta la desviación estándar. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%; *** Significativo al 1%.

Cuadro 20

Resultados del test de eficiencia débil. Muestra completa

	Pruebas diferenciales			Muestra completa			
	EEE y ESARIMA	CF y ESARIMA	Bloomberg y ESARIMA	ESARIMA	EEE	CF	Bloomberg
$h = 1$	0,4683 *** (0,1473)	0,4779 ** (0,1770)	0,4298 ** (0,1549)	-0,2372 (0,2893)	0,1224 (0,2361)	0,1309 (0,2337)	0,1617 (0,1500)
$h = 3$	1,6157 ** (0,5291)			-0,9822 (1,1086)	0,2021 (0,9443)		-
$h = 12$	11,9606 ** (5,0953)		-	-6,2391 (5,3484)	2,1608 * (1,5897)		-

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Entre paréntesis, se presenta la desviación estándar. * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%; *** Significativo al 1%.

De esta forma, los paneles del lado izquierdo en los cuadros 19 y 20 indican que hay información no eficientemente utilizada por alguno de los pronósticos considerados en la evaluación. Curiosamente, los paneles del lado derecho de los mismos cuadros solo dan cuenta de una ineficiencia estadísticamente significativa para la EEE en proyecciones a 12 meses. No obstante, también se debe apreciar que, al usar niveles de significancia algo más holgados, los mismos paneles del lado derecho del cuadro 20 muestran un rechazo de la hipótesis nula de eficiencia para las proyecciones ESARIMA a 12 meses a un nivel de significancia del 13% en tests de una sola cola. Similarmente, el cuadro 20 también muestra un rechazo de la eficiencia de las proyecciones de *Bloomberg* a una sola cola al 15%. Adicionalmente, y en un resultado que no incluimos simplemente por abreviar espacio, es posible mostrar que la eficiencia de las proyecciones de *Consensus* a horizontes de tres, cuatro, cinco y seis meses es rechazada en la muestra completa con un nivel de significancia del 5%.

La existencia de ineficiencias en los pronósticos plantea el desafío de realizar ajustes que permitan aminorarlas y disminuir el ECM de proyección. En particular, la evidencia en favor de (5) sugiere que al menos uno de los coeficientes β de las siguientes regresiones es no nulo:

$$\begin{aligned} e_{t-h}^{(1)}(h) &= \alpha_h^{(1)} + \beta_h^{(1)} y_{t-h}^{(1)}(h) + \varpi \\ e_{t-h}^{(2)}(h) &= \alpha_h^{(2)} + \beta_h^{(2)} y_{t-h}^{(2)}(h) + \varepsilon \\ \mathbb{E}\varpi &= \mathbb{E}y_{t-h}^{(1)}(h)e_{t-h}^{(1)}(h) = \mathbb{E}y_{t-h}^{(2)}(h)e_{t-h}^{(2)}(h) = \mathbb{E}\varepsilon = 0 \end{aligned}$$

esto es así porque los coeficientes β satisfacen

$$\beta_h^{(1)} \equiv \cos^{-1} \theta \frac{\mathbb{E}y_{t-h}^{(1)}(h)e_{t-h}^{(1)}(h)}{\mathbb{V}(y_{t-h}^{(1)}(h))}; \beta_h^{(2)} \equiv \frac{\mathbb{E}y_{t-h}^{(2)}(h)e_{t-h}^{(2)}(h)}{\mathbb{V}(y_{t-h}^{(2)}(h))}$$

y de acuerdo con (5), al menos uno de los términos

$$\mathbb{E}(y_{t-h}^{(1)}(h)e_{t-h}^{(1)}(h)); \mathbb{E}(y_{t-h}^{(2)}(h)e_{t-h}^{(2)}(h))$$

es no nulo. De esta manera, es posible construir los siguientes “pronósticos ajustados”:

$$y_{t-h}^{(1A)} = \alpha_h^{(1)} + (1 + \beta_h^{(1)})y_{t-h}^{(1)}(h) \text{ y } y_{t-h}^{(2A)} = \alpha_h^{(2)} + (1 + \beta_h^{(2)})y_{t-h}^{(2)}(h)$$

Que, tal como se muestra en Pincheira (2012b), tendrán un menor ECM que las predicciones originales.

En resumen, la detección de ineficiencias en el conjunto de pronósticos analizado, sugiere que existe espacio para modificarlos de manera de hacerlos más precisos aun. Estos resultados son coherentes con los mostrados por Bentancor y Pincheira (2008, 2010) y Pincheira y Fernández (2011a, 2011b) para las proyecciones de la EEE en Chile y las de *Consensus* en varios países.



VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado la optimalidad bajo pérdida cuadrática de una serie de pronósticos de inflación para Chile. Nuestro análisis ha explotado propiedades de optimalidad que plantean restricciones de desigualdad sobre la estructura temporal de las proyecciones, lo cual, de acuerdo con nuestra revisión de la literatura, no se ha hecho anteriormente para el caso chileno. Si bien algunas de las restricciones estudiadas corresponden a propiedades vastamente conocidas que relacionan los Errores Cuadrático Medios (ECM) de proyecciones construidas en distintos momentos o para distintos horizontes, otras propiedades evaluadas se refieren a la estructura temporal de los pronósticos propiamente tales y no de sus errores. Estas propiedades han sido recientemente derivadas por Patton y Timmermann (2012).

Una segunda contribución de nuestro trabajo se refiere a la manera en la cual estas propiedades son evaluadas. Patton y Timmermann (2012) diseñan tests basados en las contribuciones de Wolak (1987, 1989) que requieren la solución de uno o varios problemas de programación cuadrática convexa. En cambio en este trabajo nosotros diseñamos tests basados en los estadísticos del mínimo y del máximo que no requieren solucionar un problema de optimización. Estos tests se inspiran en los resultados de White (2000), Pincheira (2006, 2012a), Hansen (2005) y Romano y Wolf (2005).

Desde el punto de vista empírico, en este trabajo aplicamos un test conjunto de superioridad predictiva a las proyecciones de inflación chilena disponibles a través de las siguientes fuentes: *Bloomberg*, *Consensus Forecasts*, la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile (EEE) y un promedio de modelos ESARIMA. Los resultados indican que en términos de Error Cuadrático Medio no es posible rechazar la hipótesis nula de optimalidad para el perfil conjunto de proyecciones. No obstante, cuando el test es aplicado a las Proyecciones al Cuadrado, en línea con la propuesta de Patton y Timmermann (2012), el test conjunto rechaza la hipótesis de optimalidad. El análisis de estos resultados sugiere que existe una violación a una condición de ortogonalidad implícita en la optimalidad bajo pérdida cuadrática, y que esta violación es transversal al conjunto de proyecciones bajo consideración y al horizonte predictivo, lo que sugiere la existencia de espacio para perfeccionar el perfil de proyecciones.

REFERENCIAS

Andersson, M., G. Karlsson. y J. Svensson (2007). "The Riksbank's Forecasting Performance". *Economic Review* 3: 59–75.

Ang, A., G. Bekaert y M. Wei (2007). "Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?" *Journal of Monetary Economics* 54(4): 1163–212.

Bentancor, A. y P. Pincheira (2008). "Forecasting Inflation Forecast Errors". Documento de Trabajo N°477, Banco Central de Chile.

Bentancor, A. y P. Pincheira (2010). "Predicción de Errores de Proyección de Inflación en Chile". *El Trimestre Económico* LXXVII(305): 129–54.

Bowles, C., R. Friz, V. Genre, G. Kenny, A. Meyler y T. Rautanen (2007). "The ECB Survey of Professional Forecasters (SPF) – A Review After Eight Year's Experience". Occasional Paper Series 59, Banco Central Europeo.

Capistrán, C. y G. López-Moctezuma (2010). "Las Expectativas Macroeconómicas de los Especialistas. Una Evaluación de Pronósticos de Corto Plazo en México". *El Trimestre Económico* LXXVII(306): 275–312.

Chumacero, R. (2001). "Empirical Analysis of Systematic Errors in Chilean GDP Forecasts". *Journal of Forecasting* 20(1): 37–45.

Croushore, D. (2010). "An Evaluation of Inflation Forecasts from Surveys Using Real-Time Data". *The B.E. Journal of Macroeconomics* 10(1).

Diebold, F.X. y R. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy". *Journal of Business & Economic Statistics* 13(3): 253–63.

Elliot, G. y A. Timmermann (2008). "Economic Forecasting". *Journal of Economic Literature* 46(1): 3–56.

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

Groen, J., G. Kapetanios y S. Price (2009). "A Real Time Evaluation of Bank of England Forecasts of Inflation and Growth". *International Journal of Forecasting* 25: 74–80.

Hansen, P.R. (2005). "A Test of Superior Predictive Ability". *Journal of Business & Economic Statistics* 23: 365–80.

Joutz, F. y H.O. Stekler (2000). "An Evaluation of the Prediction of the Federal Reserve". *International Journal of Forecasting* 16: 17–38.

Loungani, P. (2001). "How Accurate are Private Sector Forecasts? Cross-Country Evidence from Consensus Forecast of Output Growth". *International Journal of Forecasting* 17(3): 419–32.



- Newey, W. y K. West (1987). "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica* 55(3): 703–8.
- Newey, W. y K. West (1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation". *Review of Economic Studies* 61(4): 631–53.
- Patton, A. y A. Timmermann (2012). "Forecast Rationality Tests Based on Multi-Horizon Bounds". *Journal of Business & Economic Statistics* 30(1): 1–17.
- Pedersen, M. (2010). "Una Nota Introductoria a la Encuesta de Expectativas Económicas". Estudio Económico Estadístico N°82, Banco Central de Chile.
- Pincheira, P. (2006). "Shrinkage Based Tests of the Martingale Difference Hypothesis". Documento de Trabajo N°376, Banco Central de Chile. DOI: 10.1002/for.1270
- Pincheira, P. (2010a). "A Real Time Evaluation of the Central Bank of Chile GDP Growth Forecasts". *Money Affairs* XXIII(1): 37–73.
- Pincheira, P. (2010b). "A Real Time Evaluation of the Central Bank of Chile GDP Growth Forecasts". Documento de Trabajo N°556, Banco Central de Chile.
- Pincheira, P. (2012a). "Shrinkage-Based Tests of Predictability". *Journal of Forecasting*, DOI: 10.1002/for.1270.
- Pincheira, P. (2012b). "Are Forecast Combinations Efficient?" Documento de Trabajo N°661, Banco Central de Chile.
- Pincheira, P. y R. Álvarez (2009). "Evaluation of Short-Run Inflation Forecasts and Forecasters in Chile". *Money Affairs* XXII(2): 159–80.
- Pincheira, P. y N. Fernández (2011a). "Jaque Mate a las Proyecciones de Consenso". Documento de Trabajo N°630, Banco Central de Chile.
- Pincheira, P. y N. Fernández (2011b). "Corrección de Algunos Errores Sistemáticos de Predicción de Inflación". *Monetaria* XXXIV(1): 37–61.
- Pincheira, P. y A. García (2009). "Forecasting Inflation in Chile with an Accurate Benchmark". Documento de Trabajo N°514, Banco Central de Chile.
- Pincheira, P. y A. García (2012). "En Búsqueda de un Buen Marco de Referencia Predictivo para la Inflación en Chile". *El Trimestre Económico* LXXIX(313): 85–123.
- Romano, J.P. y M. Wolf (2005). "Stepwise Multiple Testing as Formalized Data Snooping". *Econometrica* 73(4): 1237–82.
- West, K. (1996). "Asymptotic Inference about Predictive Ability". *Econometrica* 64(5): 1067–84.
- White, H. (2000). "A Reality Check for Data Snooping". *Econometrica* 68(5): 1067–84.



Wolak, F.A. (1987). "An Exact Test for Multiple Inequality and Equality Constraints in the Linear Regression Model". *Journal of the American Statistical Association* 82: 782–93.

Wolak, F.A. (1989). "Testing Inequality Constraints in Linear Econometric Models". *Journal of Econometrics* 31: 205–35.

APÉNDICE

En este apéndice mostramos algunas propiedades de poder y tamaño del test del máximo que hemos presentado en el presente artículo. El ejercicio básico es uno en el que consideramos cuatro pronósticos de inflación contruidos en momentos sucesivos en el tiempo, por lo que deseamos testear una hipótesis nula análoga a la siguiente:

$$H_{01}^1 : ECM_{Bloomberg}^1 \leq ECM_{Consensus}^1 ; ECM_{Consensus}^1 \leq ECM_{EEE}^1 \text{ y } ECM_{EEE}^1 \leq ECM_{ESARIMA}^1$$

Si definimos

$$\mu_1 = ECM_{Bloomberg}^1 - ECM_{Consensus}^1$$

$$\mu_2 = ECM_{Consensus}^1 - ECM_{EEE}^1$$

$$\mu_3 = ECM_{EEE}^1 - ECM_{ESARIMA}^1$$

La hipótesis nula relevante es

$$H_0 : \vec{\mu} = (\mu_1, \mu_2, \mu_3) \leq (0, 0, 0)$$

o equivalentemente

$$H_0 : \text{Max}(\mu_1, \mu_2, \mu_3) \leq 0.$$

La hipótesis alternativa se refiere a cualquier violación de la nula, es decir, a cualquier situación en la que se cumpla

$$H_A : \mu_1 > 0 \text{ ó } \mu_2 > 0 \text{ ó } \mu_3 > 0.$$

Usando 5,000 replicaciones, simulamos tres series de datos de largo T que provienen de una distribución normal multivariada con esperanza $\vec{\mu}$ y varianza \mathbb{V} . Usamos

$$\mathbb{V} = \begin{pmatrix} 2,500 & 1,125 & 1,250 \\ 1,125 & 2,000 & 0,250 \\ 1,250 & 0,250 & 2,250 \end{pmatrix}$$

que, tal como se muestra en Pincheira (2012b), se define como positiva.

Los valores críticos del estadístico del máximo se obtienen tal como se especifica en los pasos 1-6 de la sección IV.3, vía simulaciones de Monte Carlo, usando también 5.000 replicaciones.

Los siguientes cuadros muestran resultados de tamaño y poder para distintos valores de T , y distintas especificaciones de $\vec{\mu}$:

Cuadro A1

Tamaño empírico del test del máximo

con datos generados por una normal multivariada de esperanza $\mu = (0;0;0)$

Observaciones	Error de tipo I al 10%	Error de tipo I al 5%
50	10,56%	5,14%
100	9,94%	5,42%
200	10,16%	5,14%
500	9,98%	4,90%
1000	10,08%	4,94%

Nota: Los valores esperados de los momentos diferenciales son todos nulos.

Cuadro A2

Tamaño empírico del test del máximo

con datos generados por una normal multivariada de esperanza $\mu = (0;-0,1;0)$

Observaciones	Error de tipo I al 10%	Error de tipo I al 5%
50	8,32%	4,06%
100	7,46%	3,38%
200	7,46%	3,20%
500	6,96%	3,30%
1000	6,84%	3,34%

Nota: Los valores esperados de los momentos diferenciales son todos nulos, salvo el segundo que es -0,1.

Cuadro A3

Potencia del test del máximo

con datos generados por una normal multivariada de esperanza $\mu = (0;0,1;0)$

Observaciones	Poder del test al 10%	Poder del test al 5%
50	17,36%	9,80%
100	19,46%	11,08%
200	26,18%	16,46%
500	46,26%	33,66%
1000	69,98%	57,12%

Nota: Los valores esperados de los momentos diferenciales son todos nulos, salvo el segundo que es 0,1.

Cuadro A4

Potencia del test del máximo

con datos generados por una normal multivariada de esperanza $\mu = (0,1;0,1;0,1)$

Observaciones	Poder del Test al 10%	Poder del Test al 5%
50	24,8%	15,50%
100	30,82%	19,24%
200	42,66%	28,88%
500	69,06%	54,48%
1000	89,58%	80,94%

Nota: Los valores esperados de los momentos diferenciales son todos 0,1.

El cuadro A1 muestra el error empírico de tipo I cometido por el test del máximo. Este cuadro es generado por series que efectivamente provienen de una normal con valor esperado nulo, por lo que se espera el buen comportamiento del tamaño empírico que se ve reflejado en ese cuadro.

El cuadro A2 muestra resultados de tamaño empírico cuando $\vec{\mu} = (0;-0,1;0)$. Debemos recalcar que esta configuración de valores esperados es compatible con la hipótesis nula, por lo que tiene sentido evaluar el desempeño del test en estas condiciones. Como es de esperar, el test es más conservador que lo que plantea el tamaño nominal. Al 10% el test tiene un tamaño empírico en torno al 7%. Cuando el tamaño nominal es 5%, el test tiene un tamaño empírico de alrededor del 3%.

Los cuadros A3 y A4 muestran resultados de potencia contra dos alternativas distintas. En el cuadro A3 se tiene $\vec{\mu} = (0;0,1;0)$, mientras en el cuadro A4 se tiene $\vec{\mu} = (0,1;0,1;0,1)$. La potencia del test es baja con muestras de tamaño pequeño y moderado, mientras que sube importantemente cuando el tamaño muestral se encuentra en torno a las 500 observaciones o más.



SOBRE EL NIVEL DE RESERVAS INTERNACIONALES DE CHILE: ANÁLISIS A PARTIR DE ENFOQUES COMPLEMENTARIOS*

Gabriela Contreras M.**

Alejandro Jara R.***

Eduardo Olaberría F.****

Diego Saravia T.*****

I. INTRODUCCIÓN Y MOTIVACIÓN

Este artículo analiza la evolución de las reservas internacionales de Chile a partir de enfoques alternativos. Para tales efectos toma una postura amplia y ecléctica, dada la falta de consenso que existe en la literatura con respecto a la forma de medir correctamente los costos y beneficios de mantener reservas (Aizenman y Lee, 2007). Mientras en los años cincuenta y sesenta el énfasis estuvo puesto en la necesidad de mantener reservas internacionales para cerrar las brechas temporales de recursos, más recientemente se ha trasladado hacia la relación entre un nivel adecuado de reservas internacionales y la potencial reducción de la probabilidad de crisis financieras (FMI, 2011)¹.

Las crisis financieras observadas en economías emergentes durante la segunda mitad de la década de los noventa y principios de los dos mil incrementaron la demanda de reservas internacionales por motivos de precaución (FMI, 2005; BCE, 2006)². En el último tiempo, los instrumentos de cobertura, las líneas de crédito flexible (FCL) del FMI y las líneas *swap* de financiamiento de ciertos bancos centrales, han surgido como alternativas para hacer frente a potenciales crisis de liquidez externa y de balanza de pagos³. Sin embargo, conceptualmente no es evidente que la existencia de estas facilidades de liquidez sirva como alternativa a la acumulación de reservas durante una crisis financiera⁴. En

* Los autores agradecen los comentarios de Luis Felipe Céspedes, Miguel Fuentes, Luis Óscar Herrera y dos árbitros anónimos. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no deben ser asignadas al Banco Central de Chile.

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

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

**** Organización para la Cooperación y el Desarrollo. E-mail: Eduardo.olaberría@oecd.org

***** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: dsaravia@bcentral.cl

¹ Existen también argumentos mercantilistas que asocian niveles elevados de reservas internacionales con la mantención de un tipo nominal favorable para las exportaciones, lo que estaría presente particularmente en el caso de China (Dooley et al., 2004).

² Desde esta perspectiva, el análisis del nivel óptimo de reservas es similar al ahorro por precaución de la teoría de consumo (Jeanne y Rancière, 2006; Carroll y Jeanne, 2009; Banco Central de Chile, 2009).

³ Para la discusión sobre instrumentos de cobertura, ver Caballero y Panageas (2006). Fender y Gyntelberg (2008) y Obstfeld et al. (2009) discuten la utilización de líneas *swaps* de financiamiento durante la crisis financiera global del 2008.

⁴ Aizenman et al. (2011) argumentan que la existencia de facilidades de liquidez puede actuar tanto como sustituto o como complemento de las reservas. Los bancos centrales reducen su demanda por reservas si disponen de alternativas de liquidez en tiempos de crisis. Sin embargo, mantener niveles de reservas elevados facilita a su vez el acceso a estas líneas de financiamiento, lo que incrementa los incentivos para acumular reservas.

la práctica, un nivel adecuado de reservas internacionales serviría para dar confianza a los inversionistas internacionales sobre la capacidad de un banco central para defender la paridad de la moneda, pudiendo de este modo reducir la probabilidad de un ataque especulativo (Obstfeld, 1996)⁵.

El gran acervo de reservas que algunos países emergentes optaron por mantener luego de la crisis asiática, a pesar del costo que ello implicaba, parece haber tenido efectos disuasivos en el período reciente de turbulencias alrededor de la crisis financiera internacional. La evidencia sugiere que los países que tenían mayores niveles de reservas experimentaron un menor aumento de sus premios soberanos medidos por los seguros de crédito (CDS), a pesar de que en la mayoría de los casos las reservas no fueron utilizadas, reduciendo el impacto de la crisis en su costo de financiamiento⁶. En este sentido, el nivel de reservas internacionales funciona de forma similar a los seguros de depósitos en los bancos comerciales: solo el hecho de que existan permite evitar corridas bancarias.

En lo que sigue, dividimos el análisis en tres partes. En primer lugar, presentamos hechos estilizados para las reservas internacionales chilenas y las comparamos con un panel de países, utilizando como *benchmark* un conjunto de indicadores *ad hoc* tradicionalmente sugeridos por la literatura. En segundo lugar, estimamos un modelo empírico de los determinantes de la demanda de reservas internacionales con datos de panel de 47 países, el que luego utilizamos para predecir el nivel de reservas internacionales de Chile en función de sus fundamentos y compararlos con su nivel actual. Finalmente, presentamos la estimación para Chile de los modelos teóricos de Jeanne y Rancière (2006) y García y Soto (2006) para determinar el nivel de reservas internacionales necesario para hacer frente a crisis asociadas a reversiones abruptas de flujos de capitales (*sudden stops*) de distinto grado de probabilidad e intensidad.

Del análisis de los indicadores concluimos que en los últimos 20 años la evolución de las reservas internacionales de Chile ha diferido significativamente del promedio de las economías emergentes, con tipo de cambio tanto flexible como administrado, y ha tendido a converger hacia valores similares a los observados en países desarrollados con tipo de cambio flotante. En particular, a finales del 2010 Chile mostraba indicadores de reservas internacionales por sobre los de los países desarrollados cuyo régimen cambiario es flotante, pero por debajo de los de países emergentes de iguales características. Una conclusión similar obtenemos del modelo de regresión, donde se observa que, en los primeros años de la década, Chile mantenía un nivel de reservas superior al que sugiere el modelo para países emergentes con tipo de cambio flexible, pero que esta diferencia fue desapareciendo al punto que hacia fines del 2010 las reservas eran menores que lo sugerido por el modelo. Finalmente, de la estimación de modelos cuantitativos respecto de los costos y beneficios de mantener reservas internacionales, concluimos que el nivel de reservas de Chile a diciembre del 2010 era adecuado para probabilidades y costos de crisis que están entre 5 y 10% y entre 10 y 15%, respectivamente, pero insuficiente para niveles de riesgo más elevados.

⁵ Si bien conceptualmente la preocupación sobre el nivel de reservas es mayor para países que explícitamente intentan controlar el nivel del tipo de cambio, la evidencia empírica muestra que los países que se reconocen como "flotadores" también acumulan reservas para mantener relativamente "alineado" el tipo de cambio nominal y evitar de este modo fluctuaciones bruscas de su moneda. Este fenómeno es conocido en la literatura como "miedo de flotar" (Calvo y Reinhart, 2002).

⁶ Ver evidencia presentada en gráfico A1 del Apéndice.



II. HECHOS ESTILIZADOS

A diciembre del 2010, el nivel de reservas internacionales de Chile superaba los 27 mil millones de dólares. El gráfico 1 muestra la evolución del nivel de las reservas durante los últimos 25 años. Como se puede apreciar, durante el período en que prevaleció el sistema de bandas cambiarias, las reservas internacionales experimentaron un fuerte crecimiento como consecuencia de las intervenciones realizadas para esterilizar las entradas de capitales en la década de los noventa. A partir de 1999, cuando se estableció el régimen de libre flotación, la principal función de la acumulación de reservas pasó a ser la de asegurar el acceso a la liquidez en moneda extranjera y minimizar la probabilidad de problemas en la balanza de pagos (Banco Central de Chile, 2008a y 2008b).⁷ A partir de ese momento y por un período prolongado, las reservas internacionales se mantuvieron estables en torno a los 15 mil millones de dólares. Solo a mediados de la década pasada las reservas se redujeron en el marco del programa de reducción de costos financieros implementado por el Banco Central de Chile (BCCh, 2005)⁸ y más recientemente aumentaron a consecuencia de la intervención cambiaria realizada durante el 2008. Esta última permitió acumular reservas internacionales y alcanzar niveles cercanos a los observados en la actualidad.

1. Comparación internacional

En esta sección comparamos el nivel efectivo de reservas internacionales de Chile con el de un conjunto de países emergentes y desarrollados. Para tales efectos construimos una serie de indicadores comúnmente utilizados en la literatura para evaluar el nivel de reservas internacionales. En particular, analizamos el nivel de reservas internacionales (RI) como porcentaje de las importaciones (Impo), de la deuda externa de corto plazo (DECP), de los agregados monetarios (M2) y del producto interno bruto (PIB). Estos indicadores abordan la exposición de la economía a vulnerabilidades externas desde distintas perspectivas.

La razón de reservas internacionales a total de importaciones (RI/Impo), mide el número de meses de importaciones que el nivel de reservas permite cubrir. En la década de los sesenta se estimaba que este indicador debía ser como mínimo 30%, de manera que las economías mantuvieran el equivalente de tres a cuatro meses de importaciones como reservas internacionales con el objetivo de evitar cuellos de botella ocasionados por eventos externos adversos en la balanza comercial (FMI, 1958). Por otra parte, la razón de reservas internacionales a deuda externa de corto plazo (RI/DECP) es un indicador que ha sido utilizado por economías emergentes con acceso restringido a los mercados de capitales (Detragiache y Spilimbergo, 2001)⁹. En rigor, el indicador sugerido por la literatura es el cociente de reservas internacionales sobre deuda de corto plazo *residual* (DCPR), es decir, la deuda con vencimiento igual o menor a un año¹⁰. Tradicionalmente, la literatura

⁷ Adicionalmente, la autoridad monetaria chilena ha reconocido que las reservas internacionales constituyen un instrumento de apoyo a la política monetaria y cambiaria en el cumplimiento del mandato constitucional de velar por la estabilidad de la moneda y el normal funcionamiento de los pagos internos y externos, con lo que el Banco Central de Chile se reserva la posibilidad de intervenir excepcionalmente en el mercado de divisas, a fin de evitar sobre-reacciones del tipo de cambio que puedan provocar efectos adversos sobre la economía (BCCh, 2008a).

⁸ Coherente con lo encontrado por Soto et al. (2004).

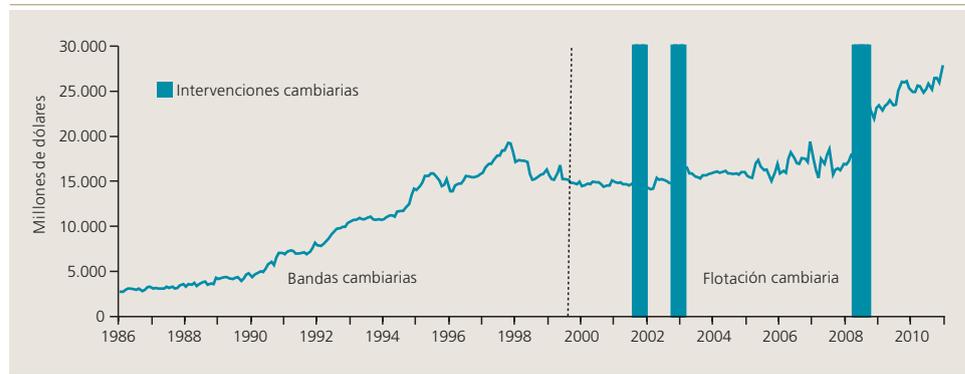
⁹ Para efectos de la comparación internacional, la deuda externa de corto plazo corresponde a la definición utilizada por el Banco de Pagos Internacionales (BIS). En el caso de Chile, además de la definición del BIS, se presenta la utilizada internamente en el Banco Central de Chile. La principal diferencia entre estas dos definiciones es que la primera comprende no solo la deuda con vencimiento de hasta un año, sino también las amortizaciones que vencen dentro de un año.

¹⁰ Una variante es agregar además el déficit estimado para la cuenta corriente para medir la capacidad de "postergar" el ajuste macroeconómico.

Gráfico 1

Reservas internacionales de Chile

(millones de dólares)



Fuente: Banco Central de Chile.

sugiere que este indicador tome un valor igual o superior a uno (conocido como el criterio de Guidotti-Greenspan). De cumplirse esta regla, el país contaría con recursos suficientes por el plazo de un año para poder cumplir con el pago de la deuda en el caso que se cerraran los mercados financieros internacionales¹¹. Adicionalmente, Calvo (1996) puso la atención sobre el crecimiento de los sistemas financieros locales y la consecuente amenaza que esto constituye a la capacidad de los bancos centrales para responder ante un aumento sorpresivo de la salida de capitales en manos de los residentes de un país. En tal sentido, la razón de reservas a M2 captura el impacto de una pérdida de confianza en la moneda local y el riesgo de fuga de capitales por parte de agentes nacionales. Finalmente, la razón de reservas internacionales a PIB captura la idea de que las transacciones internacionales aumentan con el tamaño de la economía.

El gráfico 2 presenta la evolución de los indicadores anteriores para Chile y para la mediana de un grupo de países desarrollados y emergentes¹². Los países emergentes se dividen en países con tipo de cambio flotante, según la definición de Reinhart y Rogoff (2004), y países con tipo de cambio administrado.

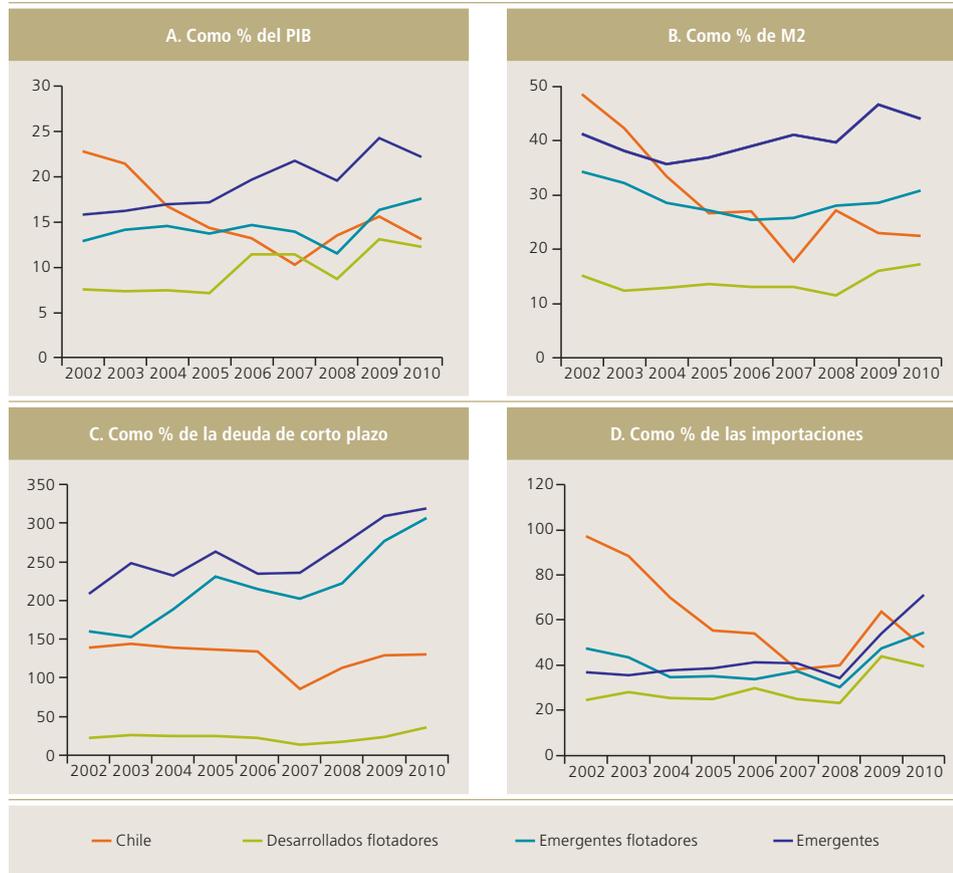
Una mirada general a estos gráficos muestra que, durante el período 2002-2007, la evolución de las reservas internacionales de Chile fue particularmente distinta a la de los demás países emergentes. Mientras en Chile las reservas cayeron durante este período, en los países emergentes se observa un aumento significativo. Entre los años 2002 y 2007, el cociente RI/PIB de Chile disminuyó significativamente hasta alcanzar un 10,2% en 2007. A partir del 2007, sin embargo, esta tendencia se revirtió, para alcanzar a finales del 2010 un 13,5% del PIB. En contraste, los países emergentes acumularon reservas internacionales durante todo el período 1990-2010, desde un RI/PIB de 7% en 1990 a un 22% en el 2010.

¹¹ Al no contar con datos de DCPR para un número adecuado de países, se utiliza la DECP y luego, para el caso particular de Chile, se considera la evolución de las reservas internacionales como porcentaje de la DCPR.

¹² Ver cuadros A1 y A2 del Apéndice para la descripción de las variables utilizadas y la lista de países considerados.

**Gráfico 2****Evolución de las reservas internacionales**

(en relación con distintos indicadores)



Fuentes: Varias fuentes, ver Apéndice A1.

Una evolución similar observamos para RI/Impo durante el período 2002–2007, aunque en el caso de Chile la caída fue aun más significativa, pese a que este indicador se mantuvo por sobre el de las demás economías y por sobre el criterio propuesto por el FMI en los años sesenta: un 30%. En relación con RI/M2, también se aprecia una reducción significativa desde cerca de 50% en el 2002 a 18% en el 2007. En tanto, la razón RI/DECP pasó de 215% en 1999 a 86% en el 2007¹³.

¹³ A pesar de la diferencia considerable que existe entre el indicador RI/DCPR de Chile y de otras economías emergentes, es importante considerar que en el caso de Chile, la existencia del Fondo de Estabilización Económica y Social (FEES) ha actuado en la práctica con propósitos similares a los de las reservas internacionales. Cabe recordar que el fisco repatrió 8 mil millones de dólares durante el período más álgido de la crisis financiera global reciente, lo que facilitó el uso de instrumentos alternativos por parte del Banco Central de Chile para hacer frente a las presiones de liquidez, sin necesidad de recurrir a las reservas internacionales (García, 2009).

2. Economías con tipo de cambio flexible

El gráfico 2 también muestra la evolución durante el período 2002-2010 de los cuatro indicadores de reservas internacionales para la mediana de los países con régimen de flotación cambiaria flexible, divididos en emergentes y desarrollados. Al comparar los indicadores de reservas internacionales de Chile con los de los países desarrollados con tipo de cambio flotante, se observa que en general existe un proceso de convergencia, aunque, a finales del 2010, los indicadores continuaban siendo más altos para Chile.

Cuadro 1

Indicadores de reservas internacionales

(países emergentes flotadores, 2010)

	RI/PIB	RI/M2	RI/DECP	RI/Importaciones
Chile 2010	13,0	22,5	131,9	47,7
Chile Promedio 2002-2006	17,7	35,6	138,5	72,9
Países emergentes flotadores				
Turquía	10,9	21,1	144,9	60,5
Sudáfrica	10,7	16,3	292,4	9,7
Brasil	14,2	38,1	325,5	170,9
Colombia	9,6	27,1	394,5	75,1
México	12,0	21,2	307,6	13,1
Corea del Sur	29,6	20,1	184,6	83,2
Filipinas	28,6		488,7	118,7
República Checa	21,0	29,3	394,9	30,5
Hungría	32,8	66,0	132,4	43,5
Polonia	21,0	38,2	304,9	48,3
Promedio sin Chile	19,0	30,8	297,0	65,4
Mediana sin Chile	17,6	27,1	306,3	54,4

Fuentes: BIS, OCDE, *International Financial Statistics* del FMI, y *World Development Indicators* del Banco Mundial.

Nota: Último dato disponible para el 2010.

No obstante, cuando hacemos la comparación con los países emergentes cuyo régimen cambiario es flotante, vemos que Chile, si bien mantuvo niveles superiores durante casi toda la década, a finales del 2010 aparece con indicadores de reservas internacionales inferiores a los de este grupo. También llama la atención la tendencia del indicador reservas sobre DECP post crisis asiática, donde se observa una tendencia creciente en las economías emergentes, mientras que en Chile se mantuvo relativamente estable.

Para fines del 2010, la mayor diferencia se observa en el indicador RI/DECP, el que alcanza a 306% en las economías emergentes con tipo de cambio flotante, mientras que en Chile toma un valor de 130% (cuadro 1)¹⁴. El indicador RI/M2 también presenta diferencias sustanciales

¹⁴ Es importante enfatizar, sin embargo, que este indicador presenta una relación débil como determinante de las RI a nivel internacional (ver pie de página N° 15).

respecto de sus pares emergentes (cerca de 10 puntos porcentuales); sin embargo, a diferencia de RI/DECP esta brecha se ha mantenido estable en los últimos años.

Es interesante notar que, si bien las reservas sobre PIB de Chile parecen converger hacia los valores observados en países desarrollados, su promedio para el período 2002-2010 es similar al que experimentaron las economías emergentes-flotadoras hacia fines del 2010.

Finalmente, el gráfico 3 muestra la evolución de las reservas internacionales como porcentaje de la deuda de corto plazo residual (DCPR), tal como sugiere el indicador de Greenspan-Guidotti. Se observa que, hasta el año 2006, las reservas internacionales como porcentaje de la RCPR se ubicaba por encima del criterio de Greenspan-Guidotti. No obstante, a partir del 2007 se redujeron considerablemente hasta alcanzar el 77% hacia finales del 2010.

III. ANÁLISIS EMPÍRICO DE LOS DETERMINANTES DE LA ACUMULACIÓN DE RESERVAS

Esta sección estima la demanda por reservas internacionales de un conjunto de países, controlando por aquellas características idiosincrásicas (nivel de apertura comercial y financiera, volatilidad del tipo de cambio, *spread* de tasas de interés) que podrían afectar su determinación. Lo anterior nos permitirá contar con un *benchmark* más adecuado para comparar el nivel de reservas de Chile, dado que incorpora las razones que pueden llevar a otras economías a demandar los niveles de reservas observados.

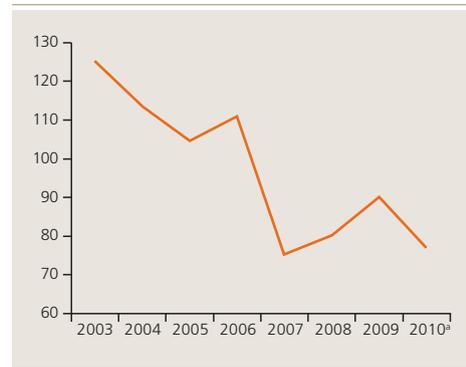
La literatura ofrece un extenso número de estudios empíricos que analizan los determinantes de la demanda por reservas internacionales (FMI, 2003; Steiner, 2009; Obstfeld et al., 2010, y FMI, 2011, entre otros). Estos trabajos difieren, principalmente, en la muestra de países, el horizonte de tiempo considerado y en la metodología empírica utilizada. En general, se identifican cinco grupos de variables que, según la teoría, determinan el cociente de reservas internacionales sobre PIB de un país: (1) el tamaño del sistema financiero local, (2) la vulnerabilidad de la cuenta corriente, (3) la apertura de la cuenta de capital, (4) el régimen cambiario y (5) el costo de oportunidad de mantener reservas¹⁵.

¹⁵ La importancia de la deuda de corto plazo residual es un tema de debate sobre el que se ha puesto gran énfasis últimamente, la regla de Guidotti-Greenspan es ampliamente citada, y sugiere que el nivel de reservas de las economías emergentes debe estar relacionado con la deuda extranjera de corto plazo (FMI, 2011). Sin embargo, esta variable resulta ser de baja significancia estadística en nuestras estimaciones, y en la mayor parte de los trabajos previos.

Gráfico 3

Reservas internacionales en Chile

(porcentaje de la deuda de corto plazo residual)



Fuente: Banco Central de Chile.

Nota: Incluye información hasta el segundo trimestre del 2010.

1. Metodología y resultados

Para estimar los determinantes de la acumulación de reservas internacionales utilizamos datos de panel de 47 países, tanto desarrollados como emergentes, para el período 1991–2009¹⁶. El principal objetivo de estas estimaciones es analizar qué factores inciden en la acumulación de reservas internacionales. Adicionalmente, utilizamos estos resultados para estimar el nivel de reservas de Chile hacia fines del 2010, controlando por sus factores idiosincrásicos. Este ejercicio nos permite comparar el nivel de reservas que debiera haber tenido Chile si se hubiera comportado como el promedio de los países que se incluyen en la muestra¹⁷.

Para empezar, adoptamos la especificación propuesta en el estudio del FMI (2003). Específicamente:

$$r_{i,t} = \alpha + \gamma_1 Pob_{i,t} + \gamma_2 PIBpc_{i,t} + \beta_1 IM_{i,t} + \beta_2 VTC_{i,t} + \beta_3 M2_{i,t} + \beta_4 KO_{i,t} \\ + \beta_5 RD_{i,t} + \beta_6 EM_i + \beta_7 RC_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \xi_{t,i}$$

donde $r_{i,t}$ son las reservas internacionales como porcentaje del PIB del país i en el año t , Pob es el tamaño de la población, $PIBpc$ es el producto bruto per cápita, IM son las importaciones sobre PIB, VTC es la volatilidad del tipo de cambio nominal, $M2$ es el cociente M2 sobre PIB, KO es la apertura de la cuenta capital, RD es el diferencial de tasas de interés, EM es una *dummy* que permite diferenciar entre países emergentes y desarrollados, y RC es una *dummy* que identifica el régimen cambiario¹⁸. Finalmente, μ_t y η_i son efectos fijos por año y país, respectivamente. Los resultados se presentan en las columnas 1 a 3 del cuadro 2. La columna 1 presenta una estimación simple de mínimos cuadrados ordinarios, y la columna 2 incluye efectos fijos por país. En todos los casos, el modelo empírico explica entre el 50 y el 56% de la variación de las reservas como porcentaje del PIB¹⁹.

Los resultados muestran que aquellos países que presentan un mayor ingreso per cápita tienen una mayor población, una mayor profundidad financiera interna (M2 como porcentaje del PIB) e importan más, tienden a demandar más reservas. De hecho, el tamaño del sistema financiero local es uno de los principales determinantes del nivel de reservas internacionales de un país, de la misma forma que en Steiner (2009)²⁰. Por otra parte, una economía más abierta es potencialmente más vulnerable a *shocks* externos, por lo que se espera que la demanda por reservas internacionales se relacione positivamente tanto con el nivel de importaciones

¹⁶ Cabe destacar que originalmente nuestra muestra era de 124 países, similar a la de Obstfeld et al. (2010). Sin embargo, con el objetivo de mejorar nuestra comparación internacional, la muestra se reduce a países desarrollados y a aquellos emergentes para los cuales JP Morgan reporta el EMBI. Los resultados para la muestra original de 124 países se presentan en el cuadro A3 del Apéndice. Como se puede observar, tanto los signos como los grados de significancia, no se ven afectados por la muestra de países utilizada. Sin embargo, las predicciones del modelo para Chile cambiarían. En particular, los niveles de reservas estimados son mayores con la muestra extendida, debido a la presencia de países de menor tamaño, los que mantienen niveles de reservas mayores al promedio.

¹⁷ Nuestro análisis empírico sigue las metodologías del FMI (2003) y de Obstfeld et al. (2010).

¹⁸ Dado que para los países desarrollados no existe el EMBI, calculamos la diferencia que hay entre la rentabilidad de un bono a 10 años del país i , con los bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años. El diferencial para el caso de Estados Unidos es cero.

¹⁹ Nótese que el poder explicativo del modelo es menor que en FMI (2003), pero similar a Obstfeld et al. (2010).

²⁰ En consecuencia, cuanto mayor es el riesgo de una salida abrupta de capitales de los residentes (mayor M2 como porcentaje del PIB), mayor es la demanda por reservas.



como con el grado de apertura financiera. Sin embargo, nuestras estimaciones muestran que al utilizar la medida de apertura financiera *de jure* de Chinn y Ito (2008) los coeficientes no son significativos, y cuando incluimos efectos fijos por país, el efecto se vuelve negativo. Por tal motivo, utilizamos la medida *de facto* de Lane y Millessi-Ferreti (2001) como medida de robustez²¹. En este caso, la apertura financiera se relaciona positiva y significativamente con la demanda por reservas internacionales²².

La volatilidad del tipo de cambio no tiene efectos significativos sobre la demanda por reservas, salvo en las estimaciones presentadas en la columna 3, donde el efecto es negativo y significativo²³. Un mayor *spread* de tasas de interés reduce la demanda por reservas, aunque el efecto solo es significativo cuando se incluyen efectos fijos por país²⁴. Obsérvese además, que nuestros resultados sugieren que los países emergentes tienden a acumular un mayor nivel de reservas que los desarrollados, y los países flotadores están relacionados con una menor acumulación de las mismas. Por tal motivo, el régimen cambiario también es un determinante importante del nivel de reservas internacionales. A mayor flexibilidad del tipo de cambio, menor es la demanda por reservas internacionales, tal como lo sugiere la teoría, ya que menor es la necesidad de intervenir en el mercado cambiario.

Finalmente, en las columnas 4 y 5 se presentan los resultados de estimar el modelo de Obstfeld et al. (2010). La motivación para utilizar la especificación de Obstfeld et al. (2010) es evaluar la relevancia empírica de la deuda de corto plazo, y también un chequeo de la robustez de los resultados anteriores. El problema de utilizar la deuda de corto plazo como variable explicativa es que limita la muestra a los países emergentes (al igual que en Obstfeld et al. 2010). Adicionalmente, la metodología de este modelo reemplaza la variable importaciones por una que mide el comercio total (importaciones más exportaciones como porcentaje del PIB), y no considera el *spread* de tasas de interés entre las variables explicativas. Siguiendo la descripción anterior, la columna 4 presenta los resultados de la regresión sin efectos fijos por país, y la columna 5, los resultados con efectos fijos.

Nuestros resultados presentan, en términos generales, los signos esperados, son coherentes con la literatura previa y, en cierto sentido, representan una mejora a los resultados obtenidos por Obstfeld et al. (2010). Tal como se mencionó, uno de los principales resultados es la falta de relevancia estadística de la deuda de corto plazo, lo que es coherente con la falta de evidencia empírica a favor de la regla Guidotti-Greenspan encontrada en Lane y Burke (2001) y Obstfeld et al. (2010), y con la observación de Summers (2007) de que muchos países tienen reservas muy por encima de su deuda externa de corto plazo.

²¹ Lane y Millessi-Ferreti (2001) utilizan la suma de activos y pasivos financieros como porcentaje del PIB como medida de apertura financiera.

²² No obstante, es importante tener presente que al utilizar la medida *de facto* en lugar de la *de jure* pueden surgir problemas de endogeneidad en nuestra estimación. Ver Edwards (2007) para la discusión sobre la relevancia de distintas medidas de apertura financiera.

²³ Este resultado se corresponde con la evidencia presentada en FMI (2003), pero difiere de Obstfeld et al. (2010).

²⁴ El *spread* de tasas de interés implica un costo de mantener reservas porque es un proxy del costo de esterilizar. Cuanto mayor es el costo de esterilizar, menor debería ser la demanda por reservas internacionales. En este sentido, nuestros resultados son coherentes con la teoría y con la evidencia empírica presentada en FMI (2003).

Cuadro 2

Determinantes de las reservas internacionales

Variable dependiente: Reservas internacionales como porcentaje del PIB
Muestra: 8 países desarrollados flotadores, 39 países emergentes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Población	0,027 (0,0202)	0,140*** (0,0431)	0,0905** (0,0435)	0,0999*** (0,0210)	0,167*** (0,0576)
PIB per cápita	0,173*** (0,0297)	0,389*** (0,0689)	0,194*** (0,0713)	0,464*** (0,0500)	0,785*** (0,139)
Importaciones (% del PIB)	0,476*** (0,0480)	0,709*** (0,0802)	0,423*** (0,0844)		
Volatilidad del tipo de cambio	9,23E-5 (0,00725)	-0,005 (0,00556)	-0,0160*** (0,00481)	-0,154 (0,192)	-0,438** (0,186)
M2 (% del PIB)	0,401*** (0,0449)	0,473*** (0,0713)	0,358*** (0,0718)	0,476*** (0,0433)	0,528*** (0,149)
Apertura financiera (<i>de jure</i>) (Chinn-Ito 2010)	0,014 (0,0160)	-0,009 (0,0164)		0,0523*** (0,0166)	-0,010 (0,0336)
Apertura financiera (<i>de facto</i>) (Activos + Pasivos Financieros % del PIB)			0,480*** (0,0590)		
Spread de tasas de interés	-0,000 (0,000798)	-0,00133** (0,000636)	-0,00132** (0,000575)		
Comercio mundial (% del PIB)				0,457*** (0,0538)	0,576*** (0,156)
Deuda de corto plazo (% del PIB)				-0,006 (0,0349)	-0,066 (0,0875)
Dummy emergentes	0,899*** (0,0802)	1,082*** (0,199)	1,050*** (0,200)	-	-
Dummy flotadores	-0,412*** (0,0497)	-0,545*** (0,111)	-0,431*** (0,111)	-0,535*** (0,0588)	-0,545*** (0,0497)
Constante	-3,256*** (0,501)	-8,132*** (1,027)	-6,546*** (1,036)	-6,841*** (0,690)	-11,29*** (1,779)
Nº de observaciones	705	705	692	561	561
R ²	0,557	0,525#	0,548#	0,539	0,514#
Nº de países	47	47	47	39	39

Fuente: estimaciones propias.

Entre paréntesis, error estándar.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

R² general

Nota: Para realizar estas estimaciones definimos como países desarrollados flotadores a los países de la OCDE que no pertenecen a la Eurozona (ver Apéndice con el listado de los ocho países incluidos) y, como países emergentes, aquellos para los que JP Morgan reporta el EMBI.



2. Robustez de las estimaciones

A continuación presentamos algunos ejercicios de robustez de las estimaciones del cuadro 2, los que intentan controlar por la potencial endogeneidad que podría estar presente en nuestras estimaciones, al estar expuestas a sesgos por variables omitidas y causalidad inversa.

El problema de variables omitidas puede estar presente en nuestras estimaciones con la variable de profundidad financiera ("M2 como porcentaje del PIB"), ya que la base monetaria podría afectar al mismo tiempo a M2 y a la cantidad de reservas internacionales. De esta manera, existe la posibilidad de estar imputando un efecto a M2 que en realidad podría corresponder a la base monetaria. Este problema aparece también en otros trabajos de la literatura. Obstfeld et al. (2010), por ejemplo, muestran que la relación entre M2 y la demanda por reservas no es generada por exclusión de la base monetaria en la regresión, y que aun controlando por la base monetaria, los aumentos de M2 están relacionados con aumentos en la demanda por reservas. La columna 2 del cuadro A4 replica el ejercicio de Obstfeld et al. (2010) para nuestra muestra de países, donde la variable dependiente es reservas sobre base monetaria (M0). La misma sugiere que la base monetaria no es la que genera nuestros resultados para M2, ya que M2 sigue siendo positiva y esta significativamente correlacionada con una mayor demanda por reservas internacionales.

Por otra parte, es posible que la causalidad no vaya desde las variables explicativas al nivel de reservas, sino al revés. Este es el caso, por ejemplo, cuando los países deciden adoptar un régimen de tipo de cambio fijo o deciden abrir su cuenta de capital solo cuando han acumulado un nivel determinado de reservas internacionales. Adicionalmente, un mayor nivel de reservas puede afectar la capacidad de un país para administrar el nivel del tipo de cambio y en consecuencia afectar su volatilidad. Este problema es abordado para las variables explicativas "M2 sobre PIB", "apertura financiera", "régimen cambiario", "volatilidad del tipo de cambio" y "deuda de corto plazo", haciendo uso de la metodología de Arellano y Bond (Arellano y Bover, 1995; Blundell y Bond, 1998). Los resultados de esta estimación, haciendo uso de un número restringido de instrumentos (21), se presentan en la columna 3 del cuadro A4²⁵. Cabe notar que los resultados son similares a los presentados en la columna 1 del cuadro A4, con algunas excepciones: "M2 sobre PIB" mantiene el signo pero deja de ser significativa; "volatilidad del tipo de cambio" se vuelve positiva pero no significativa; "apertura financiera" es positiva y significativa, lo cual es coherente con la teoría, y la "deuda de corto plazo" es negativa y significativa, confirmando los resultados del cuadro A3. El resto de las variables mantiene su signo y grado de significancia.

Finalmente, en la columna 4 del cuadro A4 se presenta la misma estimación que en la columna 1, pero incorporando el primer rezago de las reservas internacionales como variable explicativa. Esto es importante porque es muy probable que el *stock* de reservas internacionales tenga un componente de "inercia". La columna 3 confirma que el nivel de reservas está altamente relacionado con su primer rezago, sugiriendo la existencia de inercia; sin embargo, las conclusiones del modelo no se modifican significativamente²⁶.

²⁵ Conviene recordar que, cuando se utiliza la metodología de Arellano-Bond, el número de instrumentos crece de manera exponencial en "t", lo que implica que, en un panel con "t" grande como el nuestro, la matriz de varianzas y covarianzas se vuelve singular si los instrumentos no son restringidos. La regla práctica es que el número de instrumentos no supere el número de países. En nuestras estimaciones, la restricción del número de instrumentos se realiza utilizando la opción "collapse" del comando "xtabond2" en Stata.

²⁶ Es importante destacar, sin embargo, que la introducción de la variable endógena con un rezago hace perder la significancia de "M2 sobre PIB" y que tanto la volatilidad cambiaria como la apertura financiera se vuelven positivas y significativas. Adicionalmente, tal como lo reporta Obstfeld et al. (2010), la variable "deuda de corto plazo" se vuelve negativa y significativa.

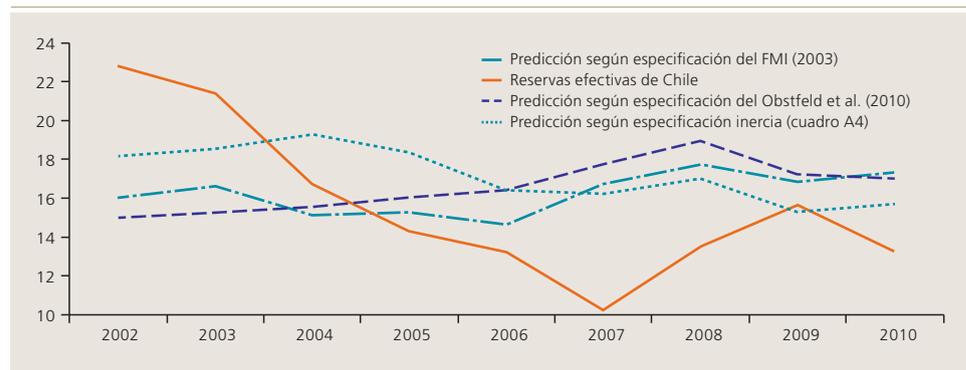
3. ¿Cómo se compara el nivel de reservas de Chile con las predicciones de los modelos estimados?

El gráfico 4 presenta las reservas efectivas de Chile como porcentaje del PIB (línea roja continua), y las predicciones para Chile del modelo de la columna 2 y 5 del cuadro 2 (líneas quebradas azul claro y azul oscuro, respectivamente)²⁷. Específicamente, las líneas quebradas predicen cómo deberían ser las reservas internacionales de Chile dado que es un país emergente flotador, según los modelos de FMI (2003) y Obstfeld et al. (2010). A modo de robustez, se muestra además la predicción del modelo “inercia” presentado en la columna 4 del cuadro A4. Al comparar las reservas internacionales con las reservas estimadas por los modelos se aprecia que en el comienzo de la década las reservas efectivas superaban el nivel de reservas sugerido por los modelos para países emergentes con tipo de cambio flotante. Sin embargo, hacia fines del 2010 el nivel de reservas internacionales efectivas de Chile se encontraba por debajo de estas estimaciones. Estos resultados son consistentes para las predicciones de ambos modelos y para la estimación de robustez que utiliza la variable endógena rezagada. En concreto, los modelos del FMI (2003) y Obstfeld et al. (2010) predicen que, en función de las características de la economía chilena, las reservas internacionales de Chile debían alcanzar hacia fines del 2010 niveles del 17% del PIB, algo por sobre la predicción del modelo de robustez, pero sustancialmente superior al 13% que se observaba a esa fecha.

Gráfico 4

Reservas internacionales estimadas y efectivas en Chile

(como porcentaje del PIB)



Fuente: Banco Central de Chile y estimaciones propias.

²⁷ Nótese que en ambos casos tomamos como medida de apertura financiera la medida de Chinn y Ito (2008) por considerar que no implica problemas de endogeneidad. De hecho, salvo en un período de crisis extrema, es poco probable que el nivel de reservas afecte el grado de restricción a las transacciones externas, que es lo que mide el indicador de Chinn-Ito.



IV. EL NIVEL ÓPTIMO DE RESERVAS PARA HACER FRENTE A UNA CRISIS FINANCIERA

A continuación, basamos nuestro análisis en dos modelos que derivan niveles óptimos de reservas para hacer frente a una crisis. El primer indicador es derivado por Jeanne y Rancière (2006) y el segundo por García y Soto (2006).

1. Modelo de Jeanne y Rancière (2006)

En este modelo, la economía mantiene reservas internacionales para hacer frente a una crisis asociada a la reversión abrupta de flujos de capitales (*sudden stop*) que podría dificultar su acceso al crédito, afectando su nivel de producción y el nivel de consumo de los individuos. El *stock* de reservas internacionales actúa como un seguro que permite suavizar el consumo en tiempos de crisis. Comparar la predicción de este modelo con las tenencias reales de reservas internacionales permite tener una visión acerca de si, desde un punto de vista de precaución, los niveles que mantienen las economías son suficientes para enfrentar una crisis de distinto grado de intensidad y probabilidad.

En el modelo, la probabilidad de ocurrencia de una crisis es exógena y se la denota con la letra π . Esta probabilidad también es la de no pago, dado que se asume que, si ocurre una crisis, el país deja de pagar la deuda emitida, la cual se supone de corto plazo. Adicionalmente, el modelo supone que el *stock* de reservas se financia con la emisión de un bono de largo plazo que rinde una unidad del bien de consumo en cada período hasta que la crisis ocurre, momento en el cual el pago se ve interrumpido. En el modelo, las reservas internacionales pueden ser invertidas a la tasa de interés de corto plazo (r), por lo que el costo de acumularlas viene dado por la diferencia entre la tasa que se debe pagar por el bono emitido y dicha tasa de corto plazo.

El precio del bono (antes de la crisis) viene dado por el valor presente de la unidad que paga en el próximo período con certidumbre más el valor esperado del bono en dicho período. Es decir:

$$P = \frac{1 + (1 - \pi)P}{1 + r + \pi} \quad \text{o} \quad P = \frac{1}{r + \delta + \pi}$$

donde r es la tasa de corto plazo definida en el párrafo anterior, δ es el premio por plazo y p es la probabilidad de no pago (o crisis). De la maximización intertemporal de utilidad se desprende que la tasa marginal de sustitución entre consumos en períodos normales, C_t^b , y períodos de crisis, C_t^d , es igual a:

$$\frac{U'(C_t^d)}{U'(C_t^b)} \equiv \rho = 1 + \frac{\delta}{\pi(1 - \delta - \pi)}$$

Reemplazando los valores del nivel de consumo para períodos normales y de crisis obtenidos de la restricciones presupuestarias, y utilizando una función de utilidad de elasticidad constante, Jeanne y Rancière (2006) obtienen un cociente de reservas a producto igual a: $\rho = \lambda + \gamma - (1 - \rho^{-1/\sigma})$, donde λ es el cociente de deuda de corto plazo a producto, γ es el costo en términos de producto de una crisis y σ es el coeficiente de aversión al riesgo presente en la función de utilidad usada en el modelo, que se supone constante²⁸.

²⁸ Para mayores detalles de la derivación, ver la página 31 de Jeanne y Rancière (2006).

De este indicador se pueden analizar intuitivamente algunos aspectos. Mientras más alto sea el nivel de deuda de corto plazo en relación al producto y mientras más costosa sea una crisis, más alto es el nivel de reservas que un país desea tener. Si el premio por plazo es igual a cero, entonces en caso de crisis ($p = 1$) el consumo se suaviza totalmente; es decir, la intervención del gobierno a través del uso de reservas es tal que el consumo se mantiene constante en la crisis. Mientras mayor sea p , es decir, mientras menor sea el consumo planeado en tiempo de crisis, menor será el nivel deseado de reservas. Esto es intuitivo, ya que mantener reservas tiene su costo y en el modelo únicamente se mantienen para suavizar consumo. Si por alguna razón no se quiere suavizar tanto el consumo, entonces no es deseable tener un nivel alto de reservas. Por ejemplo, mientras más alto sea δ , más costoso será mantener reservas y menor ρ .

A continuación, a modo ilustrativo, calibramos el coeficiente de reservas internacionales a PIB que habría recomendado este modelo para Chile hacia fines del 2010. Tomamos el dato de deuda residual de corto plazo a noviembre del 2010 que es el último disponible (33,8 mil millones de dólares), el PIB para el año 2010 de 203 mil millones de dólares lo que resulta en un cociente de deuda a producto, λ , de 16,62%. El parámetro δ es la diferencia entre un bono a largo plazo emitido por el país y el rendimiento de las reservas. Como costo de endeudamiento, consideramos un bono en dólares emitido por el Ministerio de Hacienda de Chile a diez años que tenía una tasa de 4,087% anual a diciembre del 2010 y, como el rendimiento de las reservas se consideró la tasa del Tesoro de Estados Unidos a dos años, 0,605 %, en el mismo período. Este premio, que incluye el premio por liquidez y el riesgo soberano, es de 3,48 puntos porcentuales. Asumimos que el coeficiente de aversión al riesgo, σ , es igual a 2.

El cuadro 3 contiene los resultados de la parametrización. Se muestran los niveles de reservas internacionales a PIB para distintos valores de probabilidad y costos de crisis. Como se puede observar, mientras más altos son el costo y la probabilidad de crisis, más alta es el cociente de reservas a producto.

Cuadro 3

Nivel de reservas óptimas sobre PIB

(premio por plazo a diciembre 2010)

		Probabilidad de reversión repentina (%)				
		5	7	10	15	20
Costo de crisis (% del PIB)	2	-3,4	1,6	6,1	10,1	12,4
	4	-1,4	3,6	8,1	12,1	14,4
	6	0,6	5,6	10,1	14,1	16,4
	10	4,6	9,6	14,1	18,1	20,4
	15	9,6	14,6	19,1	23,1	25,4

Fuente: estimaciones propias a base de Jeanne y Rancière (2006).

A diciembre del 2010, el dato de reservas sobre producto para Chile era de 13,5%. Este valor se aproxima al obtenido en el ejercicio cuando el costo de la crisis es cercano al 10% y la probabilidad de la misma está entre 7 y 10 puntos porcentuales. Desde otra perspectiva, dicho cociente se encuentra comprendido en el intervalo de costo de crisis entre 6 y 10 puntos porcentuales y una probabilidad de crisis de 10 puntos porcentuales.

Jeanne y Rancière (2006) también estiman la probabilidad de que ocurra una crisis de reversión abrupta de capitales (*sudden stop*) y obtienen un 7,9 % para el país promedio. Con respecto al costo de una crisis, lo establecen en 10,8% del PIB, que es el promedio obtenido en su muestra²⁹.

Por otro lado, las estimaciones del modelo de Jeanne y Rancière (2006) sugieren que a diciembre del 2010 las reservas internacionales de Chile no eran suficientes para afrontar una crisis con una probabilidad de ocurrencia y costo mayores de 10% y 15%, respectivamente.

2. Modelo de García y Soto (2006)

García y Soto (2006) presentan un cálculo alternativo de reservas internacionales óptimas. En su modelo, el nivel óptimo se obtiene de minimizar el costo esperado de tener reservas, el que considera tanto el costo de oportunidad de las reservas como la reducción del costo esperado de una crisis debido a la acumulación de tales reservas. El modelo supone que el nivel de deuda de corto plazo es predeterminado, de manera que cualquier cambio en las reservas internacionales es financiado con deuda de mediano a largo plazo³⁰. El nivel óptimo de reservas internacionales R_t tiene que satisfacer la siguiente condición de primer orden:

$$0 = (1 - p_t) p_t \left(\beta_0 \frac{Y_t}{S_t} + \beta_1 \right) \cdot \left(\frac{C_t}{Y_t} - \rho_t \frac{R_t}{Y_t} \right) + p_t \eta \frac{Y_t}{S_t} + (1 - p_t) \rho_t$$

donde p_t es la probabilidad de crisis, Y_t es el PIB real, S_t es deuda de corto plazo real, C_t es costo de una crisis, ρ_t es el costo unitario de las reservas (usando como *proxy* el *spread* soberano del EMBI) y h es la derivada del costo de una crisis sobre el cociente de reservas a deuda de corto plazo (calibrado a un valor de -0,0025). Los coeficientes β_0 y β_1 miden el efecto de la liquidez (razón de reservas a deuda de corto plazo) y de la solvencia (razón de deuda total sobre PIB) sobre la probabilidad de crisis. La probabilidad de crisis se estima para un panel de países mediante la siguiente función logit:

$$p_{it} = \frac{\exp \left(\beta_0 \frac{R_{it}}{S_{it}} + \beta_1 \frac{D_{it}}{Y_{it}} + Z_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \right)}{1 + \exp \left(\beta_0 \frac{R_{it}}{S_{it}} + \beta_1 \frac{D_{it}}{Y_{it}} + Z_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \right)}$$

En el conjunto de variables Z_t incluimos la desviación del tipo de cambio real con respecto a su tendencia, el crédito privado por depósitos de dinero a los bancos y otras instituciones financieras sobre PIB, el crecimiento real del PIB y el crecimiento real de las exportaciones.

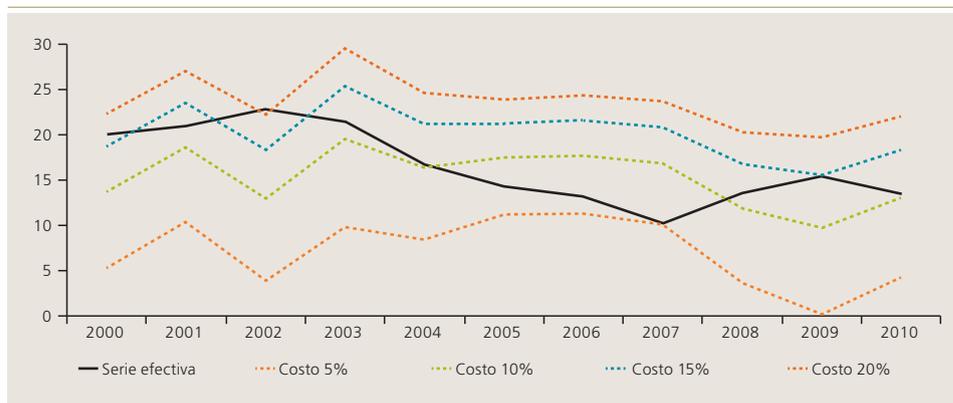
²⁹ La magnitud de los costos de las reversiones abruptas de flujos de capitales como porcentaje del PIB varía considerablemente según las experiencias. Por ejemplo, Argentina en 1995 tuvo una caída de 5%, mientras que Tailandia en 1996-1997 cayó 26 puntos porcentuales (ver Calvo, 2003). Por otra parte, la evidencia empírica muestra que las crisis especulativas tienen un costo promedio de 7,6%, mientras que las crisis financieras y bancarias se traducen en pérdidas acumuladas del orden de 10,7% y 14,0% del PIB, respectivamente (FMI, 1998).

³⁰ De otro modo, si las reservas fueran financiadas completamente con deuda de corto plazo, el nivel de reservas óptimas sería cero, dado que al no poder modificarse el cociente de reservas a deuda de corto plazo (y con esto no poder disminuir la probabilidad de crisis mediante la acumulación de reservas) estas no tendrían asociado ningún beneficio.

Gráfico 5

Nivel histórico y nivel óptimo de reservas internacionales

(como porcentaje del PIB)



Fuentes: Estimaciones propias basadas en García y Soto (2006), Banco Central de Chile y Banco Mundial.

Las estimaciones de panel confirman que la probabilidad de crisis aumenta mientras menor es la razón de reservas a deuda de corto plazo, mayor la desviación del tipo de cambio real con respecto a su tendencia y menor el crecimiento económico.

El cuadro 4 presenta las estimaciones de la probabilidad de crisis y del costo implícito que se derivan de suponer que el nivel efectivo de reservas fue óptimo según el modelo de García y Soto (2006). Observamos una probabilidad de crisis acotada para el año 2010, de 2,6%. Además, con el nivel de reservas internacionales acumulado a diciembre del 2010, la economía podría enfrentar una crisis que significara una caída del PIB de hasta 10,0%.

Cuadro 4

Costo implícito de una crisis y probabilidad de crisis

Datos históricos

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Reservas (% PIB)	20,0	21,0	22,8	21,4	16,7	14,3	13,2	10,3	13,6	15,5	13,5
Probabilidad de crisis (%)	0,9	1,8	0,9	1,1	0,8	1,1	1,3	1,9	2,2	2,0	2,6
Costo implícito (% PIB)	28,9	10,8	21,7	14,0	11,4	6,3	7,3	6,7	10,6	14,0	10,0

Fuentes: Estimaciones propias basadas en García y Soto (2006), Banco Central de Chile y Banco Mundial.

Nota: Para el año 2010 se hace uso de las proyecciones del BCCh para el PIB y las exportaciones. El dato de deuda corresponde a noviembre del 2010. Para el spread soberano del EMBI se usa el promedio del período. Para el dato de crédito privado sobre PIB se mantiene constante el último dato disponible del 2008.

Alternativamente, utilizamos este modelo para calcular las reservas óptimas para distintos costos de crisis. Las líneas punteadas del gráfico 5 representan las estimaciones para costos de 5, 10, 15 y 20% del PIB, mientras la línea negra muestra la serie efectiva de reservas internacionales sobre PIB. En primer lugar, observamos que el nivel óptimo de reservas



internacionales aumenta con el costo de las crisis. En segundo lugar, durante la última década la economía chilena ha mantenido un nivel de reservas dentro del rango de 5 a 20% del costo de una crisis. Por último, para hacer frente a una crisis financiera o reversión abrupta de capitales (asociada a una pérdida de 10% del PIB), el modelo sugiere un nivel de reservas entre 10 y 20% del PIB, mientras que en el caso de una crisis de 15% del PIB, el nivel sugerido estaría entre 15 y 25% del PIB.

V. CONSIDERACIONES FINALES

Nuestro análisis muestra que a diciembre del 2010 los indicadores de reservas internacionales de Chile eran inferiores a los de países emergentes con tipo de cambio flotante, que en promedio estaban en torno al 17% del PIB. El mismo resultado se obtiene del modelo de regresión: a diciembre del 2010 Chile mantenía un nivel de reservas inferior al que predice el modelo para economías emergentes con características similares; una vez más en torno a 17% del PIB. Por otro lado, las estimaciones de modelos teóricos sugieren que el nivel de reservas a diciembre del 2010 era suficiente para hacer frente a una crisis con probabilidad de ocurrencia menor de 10% y costos implícitos de 10% del PIB. Sin embargo, estas mismas estimaciones sugieren que, para crisis con probabilidad de ocurrencia mayor de 10% y costo implícito entre 10 y 15% del PIB, las reservas internacionales debieran superar el 17% del PIB. A partir de estos resultados, la decisión tomada por el Banco Central de Chile hacia principios del 2011 consistente en aumentar el nivel de reservas internacionales, parece coherente con el objetivo de querer acercarse a los niveles promedios observados en otras economías emergentes y es coherente con una mayor probabilidad de crisis asociada a un escenario internacional de mayor riesgo financiero.

REFERENCIAS

Aizenman, J. y J. Lee (2007). "International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence". *Open Economies Review* 18(2): 191-214.

Aizenman, J., Y. Jinjarak y D. Park (2011). "International Reserves and Swap Lines: Substitutes or Complements". *International Review of Economics and Finance* 20(1): 5-18.

Arellano, M. y S. Bond (1998). "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD98 for Gauss: A Guide for Users". Mimeo. Cemfi. <ftp://ftp.cemfi.es/pdf/papers/ma/dpd98.pdf>

Arellano, M. y O. Bover (1995). "Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models". *Journal of Econometrics* 68(1): 29-52.

Banco Central de Chile (2005). "Gestión de Reservas Internacionales". *Informe de Política Monetaria*, septiembre.

Banco Central de Chile (2008a). "La Intervención Cambiaria". *Informe de Política Monetaria*, mayo.

Banco Central de Chile (2008b). "Acumulación de Reservas Internacionales en el Escenario Macroeconómico Actual". *Informe de Estabilidad Financiera*, primer semestre.

Banco Central de Chile (2009). "Determinantes de la Diferenciación entre Países en la Actual Crisis Financiera Internacional". *Informe de Estabilidad Financiera*, primer semestre.

Banco Central Europeo (2006). "The Accumulation of Foreign Reserves". *Occasional Papers Series* Nº43.

Blundell, R. y S. Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics* 87(1): 115-43.

Caballero, R. y S. Panageas (2006). "Contingent Reserves Management: An Applied Framework". En *External Vulnerability and Preventive Policies*, editado por R. Caballero, C. Calderón y L.F. Céspedes. Serie Banca Central, Análisis y Políticas Económicas, vol 10, Banco Central de Chile.

Calvo, G.A. (1996). "Capital Flows and Macroeconomic Management: Tequila Lessons". *International Journal of Finance and Economics* 1(3): 207-23.

Calvo, G.A. (2003). "Explaining Sudden Stop, Growth Collapse, and BOP Crisis: The Case of Distortionary Output Taxes". IMF Staff Papers Nº50, edición especial.

Calvo, G.A. y C.M. Reinhart (2002). "Fear of Floating". *Quarterly Journal of Economics* 117(2): 379-408.



- Carroll, C.D. y O. Jeanne (2009). "A Tractable Model of Precautionary Reserves, Net Foreign Assets, or Sovereign Wealth Funds". NBER Working Paper N°15228.
- Chinn, M.D. y H. Ito (2008). "A New Measure of Financial Openness". *Journal of Comparative Policy Analysis* 10(3) 309–22.
- Detragiache, E. y A. Spilimbergo (2001). "Crises and Liquidity: Evidence and Interpretation". IMF Working Paper N°2.
- Dooley, M.P., D. Folkerts-Landau y P.M. Garber (2004). "The Revived Bretton Woods System". *International Journal of Finance and Economics* 9: 307-13.
- Edwards, S. (2007). "Capital Controls, Sudden Stops, and Current Account Reversals". En *Capital Controls and Capital Flows in Emerging Economies: Policies, Practices, and Consequences*, editado por S. Edwards. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Fender, I. y Gyntelberg, J. (2008). "Overview: global financial crisis spurs unprecedented policy actions". *BIS Quarterly Review* 9.
- Fondo Monetario Internacional (1958). "International Reserves and Liquidity, A Study by the Staff of the International Monetary Fund". Washington D.C.
- Fondo Monetario Internacional (1998). "Financial Crises: Causes and Indicators". *World Economic Outlook*, mayo.
- Fondo Monetario Internacional (2003). "Three Current Policy Issues in Developing Countries". *World Economic Outlook*, septiembre.
- Fondo Monetario Internacional (2005). "Global and External Imbalances". *World Economic Outlook*, abril.
- Fondo Monetario Internacional (2011). "Assessing Reserve Adequacy". IMF Policy Papers, febrero.
- García, P. (2009). "Financial Turmoil, Illiquidity and the Policy Response: The Case of Chile". Documento de Política Económica N°29, Banco Central de Chile.
- García, P. y C. Soto (2006). "Large Hoardings of International Reserves: Are They Worth It". En *External Vulnerability and Preventive Policies*, editado por R. Caballero, C. Calderón y L.F. Céspedes, Banco Central de Chile.
- Jeanne, O. y R. Rancière (2006). "The Optimal Level of International Reserves for Emerging Market Countries: Formulas and Applications". IMF Working Paper N°06/229.
- Lane, P.R. y Burke, D. (2001). "The empirics of foreign reserves". *Open Economies Review* 12(4): 423-434.
- Lane, P.R. y G.M. Milesi-Ferretti (2001). "The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries". *Journal of International Economics* 55(2): 263-94.

Obstfeld, M. (1996). "Intertemporal Price Speculation and the Optimal Current-Account Deficit: Reply and Clarification". *Journal of International Money and Finance* 15(1): 141-7.

Obstfeld, M., J.C. Shambaugh y A.M. Taylor (2009). "Financial Instability, Reserves, and Central Bank Swap Lines in the Panic of 2008". NBER Working Paper N°14826.

Obstfeld, M., J.C. Shambaugh y A.M. Taylor (2010). "Financial Stability, the Trilemma, and International Reserves". *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(2): 57-94.

Reinhart, C.M. y K.S. Rogoff (2004). "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation". *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 1-48.

Soto, C., A. Naudon, E. López y A. Aguirre (2004). "Acerca del Nivel Adecuado de las Reservas Internacionales: El Caso de Chile". *Economía* 14(3): 5-33.

Steiner, A. (2009). "The Accumulation of International Reserves by Central Banks: Exploring Causes and Consequences". Mimeo, Universität Mannheim.

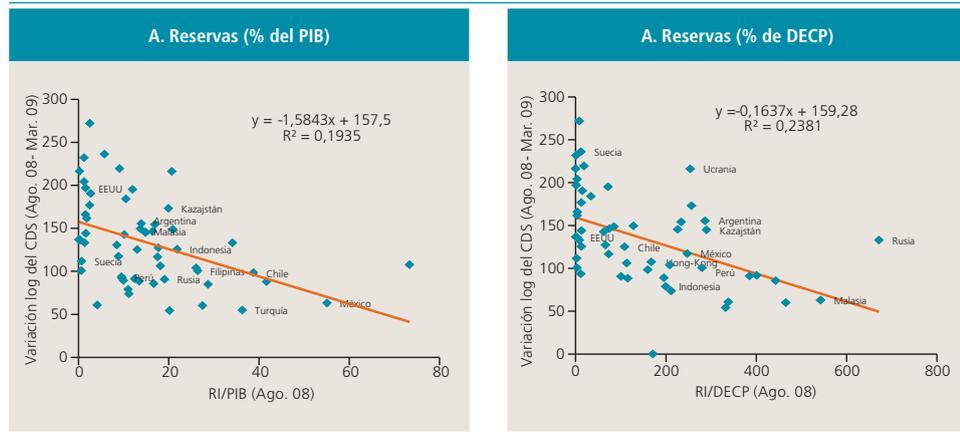
Summers, L.H. (2007). "Reflections on global account imbalances and emerging markets reserve accumulation". Working Papers N°1042, eSocialSciences.

APÉNDICE

VARIABLES Y FUENTES UTILIZADAS

Gráfico A1

Reservas y riesgo crediticio



Fuentes: Bloomberg, International Financial Statistics del FMI, BIS, OCDE y Banco Mundial.

Nota: RI/DECP corresponde a las reservas como porcentaje de la deuda de corto plazo.

Cuadro A1

Fuentes de series en comparaciones internacionales

Serie	Fuente
Reservas menos oro	International Financial Statistics (IFS)
M2	International Financial Statistics (IFS)
PIB corriente	International Financial Statistics (IFS)
Importaciones en dólares corrientes	International Financial Statistics (IFS)
Deuda externa CP	BIS/FMI/OECD/BM
Deuda externa total	World Development Finance
Régimen cambiario	Rogoff y Reinhart (2003)
Apertura de la cuenta de capital	Chinn e Ito (2007)
Volatilidad del tipo de cambio	Cálculos propios a base de datos mensuales de IFS
Diferencial de tasas: <i>spreads</i> de bonos soberanos	Bloomberg
PIB real	World Development Indicators (WDI)
Población	World Development Indicators (WDI)
Cuenta corriente sobre PIB	World Development Indicators (WDI)
Tasa de interés real	World Development Indicators (WDI)
Reservas internacionales de Chile	Banco Central de Chile
Fondo de Estabilización Económica y Social (FEES)	Ministerio de Hacienda de Chile Dirección de Presupuestos
Fed Fund	Bloomberg

Cuadro A2

Muestra de países utilizados

Economías desarrolladas con tipo de cambio flotante		
Australia	Japón	Suiza
Canadá	Nueva Zelanda	Estados Unidos
Islandia	Suecia	
Economías emergentes		
Con tipo de cambio flotante	Sin tipo de cambio flotante	
Brasil	Argentina	Lituania
Chile	Bolivia	Malasia
República Checa	Bulgaria	Pakistán
Hungría	China	Paraguay
Israel	Colombia	Perú
Corea del Sur	Costa Rica	Rumania
México	Ecuador	Rusia
Filipinas	Egipto	Singapur
Polonia	Estonia	República Eslovaca
Eslovenia	Guatemala	Tailandia
Sudáfrica	India	Ucrania
Turquía	Indonesia	Uruguay
	Letonia	Venezuela

Cuadro A3
Regresiones para una muestra mayor de países

Variable dependiente: Reservas internacionales como porcentaje del PIB

Muestra: 25 economías desarrolladas, 99 emergentes o en desarrollo

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Población	-0,0196 (0,0120)	0,160*** (0,0575)	0,0247* (0,0135)	0,154*** (0,0519)
PIB per cápita	-0,0348 (0,0266)	0,117* (0,0708)	-0,0124 (0,0260)	0,158** (0,0747)
Volatilidad del tipo de cambio	-0,220 (0,395)	-0,422** (0,214)	-0,0176 (0,344)	-0,313* (0,179)
M2 (% del PIB)	0,506*** (0,0363)	0,504*** (0,0892)	0,466*** (0,0364)	0,499*** (0,0956)
Apertura financiera (<i>de jure</i>) (Chinn-Ito 2010)	0,0726*** (0,0139)	0,0239 (0,0310)	0,114*** (0,0150)	0,0243 (0,0312)
Comercio mundial (% del PIB)	0,514*** (0,0434)	0,871*** (0,151)	0,598*** (0,0443)	0,851*** (0,146)
Deuda de corto plazo (% del PIB)			-0,155*** (0,0180)	-0,172*** (0,0464)
<i>Dummy</i> flotadores	-0,115** (0,0538)	-0,630*** (0,132)	-0,0942* (0,0550)	-0,546*** (0,158)
<i>Dummy</i> emergentes	1,060*** (0,167)	0,976** (0,425)	0,864*** (0,176)	0,748* (0,446)
Constante	-1,990*** (0,351)	-7,431*** (1,407)	-2,704*** (0,381)	-7,123*** (1,287)
N° de observaciones	1.979	1.979	1.919	1.919
R ²	0,252		0,292	
N° de países	124	124	124	124

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Entre paréntesis, error estándar robusto.

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Cuadro A4

Ejercicios adicionales para testear robustez

Controla por:	Ejercicio:			
	Original ^a (1)	Obstfeld et al. (2010): Endogeneidad por variable omitida (2)	Arellano-Bond: Endogeneidad por causalidad inversa (3)	Inercia: Rezago de variable dependiente (4)
Variable dependiente: Reservas /	PIB	Base monetaria	PIB	PIB
Población	0,167*** [4,085]	0,077 [0,806]	0,227*** [3,998]	0,106** [2,446]
PIB per cápita	0,785*** [9,216]	0,508*** [4,401]	0,903*** [5,926]	0,321** [2,596]
Volatilidad del tipo de cambio	-0,438** [-1,996]	0,215 [0,682]	1,423 [1,230]	4,076*** [3,702]
M2 (% del PIB)	0,528*** [6,885]	0,314*** [4,236]	0,281 [1,585]	0,217 [1,302]
Apertura financiera (<i>de jure</i>) (Chinn-Ito 2010)	-0,01 [-0,579]	0,027 [1,239]	0,211*** [3,211]	0,141*** [3,405]
Comercio Mundial (% del PIB)	0,576*** [6,572]	-0,023 [-0,251]	0,639*** [4,328]	0,225*** [3,430]
Deuda de corto plazo (% del PIB)	-0,066 [-1,631]	-0,073*** [-2,823]	-0,366*** [-4,419]	-0,179*** [-3,606]
Dummy flotadores	-0,817*** [-8,616]	-0,915*** [-5,809]	-1,188*** [-3,204]	-0,544** [-2,506]
Inercia Rezago (Reservas / PIB)				0,561*** [5,692]
Constante	-11,288*** [-10,44]	-6,025*** [-3,308]	-12,166*** [-5,780]	-4,936*** [-3,205]
Nº de observaciones	561	503	561	536
Nº de países	39	39	39	39
Nº de instrumentos			21	33
AR(1)			0,000	0,000
AR(2)			0,611	0,687
Hansen			0,361	0,206

Fuente: estimaciones propias.

Entre corchetes, estadístico z robusto.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Nota: Esta columna replica la columna 5 del cuadro 2 a fin de facilitar la comparación con los ejercicios de robustez.



LA DEMANDA RESIDENCIAL DE ENERGÍA ELÉCTRICA EN CHILE*

Claudio A. Agostini^{***}
M. Cecilia Plottier^{****}
Eduardo H. Saavedra^{****}

I. INTRODUCCIÓN

Desde principios de la década de los noventa, la demanda de energía eléctrica en Chile ha mostrado un crecimiento sostenido¹. En general, este aumento del consumo ha venido acompañado por incrementos de la oferta, aunque han existido inconvenientes para satisfacer la demanda en algunos períodos. Tanto sequías como dificultades con el abastecimiento de gas desde países vecinos, en particular Argentina, han afectado negativamente la generación de electricidad. De hecho, a causa de la variabilidad hidrológica de la zona central del país, así como de la volatilidad en la disponibilidad de gas, ha sido inevitable sufrir algunos episodios de escasez de energía eléctrica (Díaz et al., 2000 y 2001; Galetovic et al., 2004). En ocasiones, en estos períodos de caída de la oferta, se han aplicado medidas de racionamiento e incluso cortes de suministro a los consumidores².

Ante un contexto poco favorable a principios del año 2008, el gobierno chileno tomó una serie de medidas para reducir el consumo de energía eléctrica, buscando evitar cortes en el abastecimiento³. Algunas de estas se orientaron hacia la demanda residencial, promoviendo el uso de ampolletas de bajo consumo, prorrogando el horario de verano y buscando incentivar el ahorro de energía a través de campañas publicitarias. En 2008, se realizó también una modificación de precios, incorporando el mes de abril en la medición de horas punta del sistema, lo cual según las autoridades permitió reducir la demanda en 3,7 GWh promedio diario durante sus días de aplicación. Además, entre marzo y octubre del 2008, se aplicó el decreto de racionamiento preventivo, que autoriza a los distribuidores a interrumpir el servicio y fuerza a compensar a los usuarios regulados. Se estableció una reducción de hasta 10% en la tensión

* Los autores agradecen el apoyo del Ministerio de Planificación, propietario intelectual de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, Casén 2006. No obstante, los resultados y análisis que entrega este trabajo son de nuestra única y exclusiva responsabilidad. Agradecemos también los valiosos comentarios de dos árbitros anónimos y del editor.

** Escuela de Gobierno, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile. Email: claudio.agostini@uai.cl

*** Departamento de Economía, Universidad Católica del Uruguay. Email: cplottie@ucu.edu.ur

**** Ilades-Universidad Alberto Hurtado, Chile. Email: saavedra@uahurtado.cl

¹ Según datos de la Comisión Nacional de Energía entre 1990 y 2007 las ventas totales de energía eléctrica del país crecieron a una tasa promedio anual superior al 8%. A partir del año 2000 el crecimiento fue menor que el de los años previos, pero aún así aumentó sostenidamente un 5,7% promedio anual. Solamente en 2008 cayó el consumo de energía eléctrica.

² En 1989 y 1990, los clientes debieron reducir su consumo en 10% durante aproximadamente 45 días. En 1998 y 1999, el suministro fue racionado y se produjeron cortes de luz a clientes regulados (Serra, 2002). En 2008 y 2011 se redujo en 10% el voltaje en los centros urbanos para hacer frente a la sequía.

³ Las razones del riesgo energético fueron una sequía sostenida, menores volúmenes de gas importados desde Argentina y un alto precio internacional de los combustibles, un mayor período de reparaciones en la central Nehuenco y deshielos menores que los pronosticados.

nominal del suministro eléctrico de las distribuidoras, se flexibilizó el uso de los recursos hídricos con el objetivo de contar con mayores reservas y márgenes de seguridad y se promovió también una campaña de ahorro en el sector público, entre otras medidas tomadas entre 2007 y 2008.

Finalmente, en noviembre del 2008 se dio por finalizado el período de estrechez energética, y entre marzo y octubre del mismo año se registró, por primera vez en mucho tiempo, una disminución del consumo eléctrico promedio con respecto a igual período del año anterior (-1,61%). Por tanto, si bien la demanda de energía eléctrica ha mostrado una sostenida tendencia creciente, ante un episodio de escasez de oferta como el del 2008 fue posible reducir el consumo. El escenario se repitió en 2011, donde a raíz de la sequía el gobierno autorizó una disminución de 10% en el voltaje en zonas urbanas y de 12,5% en zonas rurales, junto a una nueva campaña de eficiencia energética y ahorro en el consumo del sector público.

En este contexto, con una demanda por electricidad que sigue creciendo y una oferta que resulta insuficiente en ciertos períodos, profundizar en el conocimiento del comportamiento de los agentes respecto al consumo de electricidad genera información fundamental para la regulación eficiente del sector, y puede abrir opciones de política ante casos de escasez temporal.

En ese sentido, este trabajo contribuye a identificar los determinantes de la demanda de energía eléctrica de los hogares⁴, en particular las elasticidades precio e ingreso. Para ello se estima la demanda de energía eléctrica residencial usando información de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casén) 2006. La principal ventaja de esta información es su grado de desagregación por unidad económica (hogar), contando además con datos para todo el país y con información del nivel de ingresos y otras características sociodemográficas relevantes, lo que constituye una innovación respecto de estudios anteriores⁵. Adicionalmente, la especificación econométrica proviene de una función de demanda con microfundamentos, derivada de una función de utilidad de elasticidad de sustitución constante (CES) para el consumo de energía de los hogares, lo cual permite una interpretación estructural de los parámetros estimados.

Los resultados obtenidos para la elasticidad precio son bastante consistentes con estudios previos, con una elasticidad estimada entre -0,38 y -0,40 para el consumo residencial. La elasticidad cruzada respecto al precio del gas licuado se encuentra robustamente entre 0,14 y 0,16, y la elasticidad ingreso, entre 0,11 y 0,12. Los resultados muestran además, tal como se esperaba, que el consumo por hogar es significativamente mayor en Santiago que en regiones y en zonas urbanas que en zonas rurales, si bien las elasticidades precio no son estadísticamente distintas.

Sin duda, lo más relevante de estos resultados es que la elasticidad precio encontrada de -0,4 respalda la adopción de políticas de manejo de la demanda como parte de una política más amplia de eficiencia energética que sirva para hacer frente a *shocks* negativos de oferta de energía eléctrica. Este resultado específico es consistente con los de Benavente et al. (2005a) y Acuña (2008), y fortalece las propuestas de trabajos que plantean, como una opción real para evitar el racionamiento de energía eléctrica residencial, el uso de una mayor flexibilidad del precio de la

⁴ El consumo residencial representó 16% de la demanda nacional total de energía eléctrica y 31% de las ventas de las distribuidoras (años 2006 y 2007).

⁵ Con la excepción de Acuña (2008), que también usa datos de hogares.

energía eléctrica (Díaz et al., 2001; Chumacero et al., 2000; Benavente et al., 2005b). Un sistema con ajuste automático de precios podría dar los incentivos correctos para que los consumidores tomen decisiones eficientes sin que ocurran cortes. En teoría, el sistema de precios chileno permite la asignación eficiente de la energía en períodos de escasez. Sin embargo, ante situaciones de exceso de demanda en el pasado, no lo ha hecho, y la falta de flexibilidad en la fijación del precio regulado de la energía eléctrica y la complejidad del sistema de compensaciones fueron motivos que estuvieron tras esta falla (Díaz et al., 2000, Benavente et al., 2005a)⁶.

Al contrario del caso de países desarrollados, en Chile la literatura económica empírica es relativamente escasa respecto a la demanda de energía eléctrica residencial, en especial en el uso de microdatos de hogares, ya que casi todos los trabajos utilizan datos agregados. En Benavente et al. (2005b), se estima la demanda residencial de electricidad utilizando datos de panel de ventas mensuales de energía de 18 distribuidoras del Sistema Interconectado Central (SIC) para el período comprendido entre enero de 1995 y diciembre del 2001. Sus resultados muestran que, si bien la magnitud de la elasticidad precio es relativamente pequeña ($-0,0548$ en el corto plazo y $-0,39$ en el largo plazo), tiene un impacto económico significativo que puede explicar una fracción importante del aumento de la demanda en períodos en los que los precios han disminuido. Por otra parte, Chumacero et al. (2000) estiman las elasticidades precio e ingreso de la demanda agregada total (no solo residencial) utilizando información mensual de generación total del SIC y precios de nudo. Sus resultados muestran una elasticidad precio de corto plazo entre $-0,09$ y $-0,02$, que sus autores señalan puede ser menor que la efectiva residencial por haber supuesto que la demanda de clientes regulados es una fracción constante de la demanda total. Estos valores son similares a los obtenidos por la Comisión Nacional de Energía (1986), donde se estimó la demanda agregada con datos anuales y se obtuvo una elasticidad precio entre $-0,09$ y $-0,04$. Finalmente, Acuña (2008) estima la demanda de energía eléctrica con datos desagregados y obtiene una elasticidad precio de $-0,73$, muy superior en magnitud al resto de la literatura incluyendo este trabajo; mientras que Marshall (2010) estima con datos agregados y obtiene elasticidades precio entre $-0,37$ y $-0,44$.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo. La sección II revisa la literatura de demanda por energía eléctrica. La sección III desarrolla un modelo de demanda microfundado que determina la forma funcional de la demanda a estimar y luego presenta un análisis de los datos utilizados. La sección IV presenta las estimaciones y analiza los principales resultados. Finalmente, la sección V concluye. Se han agregado en un anexo las características generales del mercado eléctrico y del consumo de energía de los hogares en Chile, para contextualizar la demanda residencial de energía eléctrica residencial del país.

II. CONSIDERACIONES TEÓRICAS Y EVIDENCIA EMPÍRICA

1. Demanda derivada de corto y largo plazo

La demanda de energía eléctrica es una demanda derivada, ya que se utiliza como fuente de energía para el funcionamiento de aparatos y equipos, que son los que proveen el servicio final que demandan los usuarios. En general, la decisión de consumo de energía eléctrica

⁶ Díaz et al. (2000 y 2001) presentan una detallada discusión acerca de las causas de la falta de ajuste, estableciendo que una intervención más decidida de las autoridades podría haber permitido un mejor manejo de la escasez.

residencial tiene tres componentes que están estrechamente relacionados y se retroalimentan entre sí: (i) la decisión de comprar o reemplazar un bien durable que provee un servicio al hogar (calefacción, iluminación, cocina, entretenimiento, etc.), (ii) la decisión de las características técnicas del aparato y la energía que utiliza el mismo para proveer el servicio⁷, y (iii) la frecuencia e intensidad de la utilización de los equipos adquiridos.

De esta forma, la energía eléctrica no genera utilidad en sí misma a los consumidores, sino que contribuye indirectamente al ser un insumo para procesos o actividades cuyo resultado sí les reporta utilidad a los individuos en el hogar (Taylor, 1975). Estos procesos que generan utilidad y necesitan electricidad para funcionar, requieren de inversión en bienes durables, por lo que es necesario separar entre la demanda de corto plazo donde el *stock* de bienes durables se considera dado —y entonces la decisión económica relevante es de la frecuencia o intensidad de uso—, y la demanda de largo plazo donde los consumidores pueden modificar su *stock* de bienes durables.

Si bien conceptualmente es importante separar entre demanda de corto y de largo plazo, su identificación empírica no es trivial. Uno de los trabajos pioneros en hacerlo es el de Fisher y Kaysen (1962), que identifica las elasticidades de corto plazo controlando directamente por el *stock* de equipos y las de largo plazo a partir de una segunda ecuación que modela la demanda de equipos. Sin embargo, este enfoque requiere datos de *stock* de equipos, lo cual es una limitación importante.

Es así como los modelos de ajuste parcial surgen como una alternativa más factible, ya que no requieren de información sobre el *stock* de equipos. La idea principal tras estos modelos es que el consumo deseado es el que realizarían los consumidores si el *stock* de equipos estuviera en el óptimo de largo plazo, lo cual no sucede debido al costo de ajustar las existencias de equipos instantáneamente ante cambios en los precios (Berndt y Samaniego, 1984; Benavente et al., 2005a). De esta forma, es posible modelar el consumo de energía presente en función del consumo de energía pasado y parámetros que miden la velocidad de ajuste, pudiendo distinguir entonces la elasticidad de corto de la de largo plazo. Una de las desventajas, sin embargo, es que los modelos dinámicos muestran mayor inestabilidad en sus resultados (Dahl, 1993).

Un tercer enfoque explorado, en algún grado complementario, es el de estimar demandas condicionales, el cual considera el consumo de energía condicional en el *stock* y la heterogeneidad de los aparatos en el hogar junto a la decisión de compra de equipos (Parti y Parti, 1980; Bartels y Fiebig, 2000; Reiss y White, 2005). La mayor limitación en este caso se encuentra en la disponibilidad de datos de panel que además, incluyan información detallada sobre los equipos presentes en los hogares en cada período.

En general, no existe consenso en la literatura respecto a la mejor forma de identificar las elasticidades relevantes de la demanda por electricidad y la mayoría de los trabajos, tal vez por disponibilidad de datos, utiliza modelos uniecuacionales. Sin embargo, hay mayor consenso respecto a la interpretación de las estimaciones, dependiendo del tipo de datos utilizados. Es así como estimaciones con datos de corte transversal se consideran de largo plazo y con

⁷ Las características técnicas son las más relevantes debido a que afectan el consumo de energía, pero también influyen en la decisión el diseño, el tamaño y las demás funciones adicionales por encima del servicio básico que presta el equipo.



datos de series de tiempo como de corto plazo (Bohi y Zimmerman, 1984). En ese sentido, la utilización de datos desagregados de panel permitiría estimar elasticidades de corto y largo plazo simultáneamente (Dahl, 1993).

2. Evidencia empírica

Conceptualmente, un aumento del precio de la energía puede dar lugar a una disminución del consumo del servicio para el que se utiliza dicha energía (y por ende a una disminución del consumo de energía) o a la sustitución entre energéticos. Adicionalmente, al ser una demanda derivada, un incremento de precios puede llevar a inversiones adicionales que permitan obtener el mismo nivel de servicio final sin necesidad de aumentar el gasto en la misma fuente de energía o sustituir la fuente de energía por otra (Sweeney, 1984). Un buen ejemplo de este último efecto es el servicio de calefacción, donde una alternativa es invertir en mayor aislamiento térmico en vez de utilizar otra fuente energética. Obviamente, este efecto requiere un ajuste de mayor plazo al igual que el ajuste en el *stock* de equipos (con mayor eficiencia energética los más nuevos), razón por la cual la elasticidad precio de corto plazo debiera ser menor que la de largo plazo, en términos absolutos. La pregunta relevante en la literatura se concentra entonces en determinar la magnitud de las elasticidades.

La evidencia empírica internacional muestra resultados para la elasticidad precio de largo plazo en un rango acotado entre $-0,7$ y -1 (Taylor, 1977; Bohi y Zimmerman, 1984; Sweeney, 1984; Dahl, 1993)⁸. En el corto plazo, las estimaciones de la elasticidad precio se encuentran en un rango entre $-0,2$ y $-0,4$ (Fisher y Kaysen, 1962; Anderson, 1973; Taylor, 1977; Dubin y McFadden, 1984; Bohi y Zimmerman, 1984; Dahl, 1993; Reiss y White, 2005).

Existe algo de evidencia también en cuanto a que la elasticidad precio sería decreciente respecto al nivel de ingreso de los hogares (Reiss y White, 2005), es decir, más inelástica con mayores ingresos, y también respecto a que sería menor en verano que en invierno, lo cual puede interpretarse como una menor capacidad de sustitución de los equipos eléctricos de frío en relación con la calefacción (Dahl, 1993; Filippini, 2002). La evidencia existente en la literatura es mayoritariamente para países desarrollados: Estados Unidos, Suiza, Inglaterra, Dinamarca, Noruega y Australia; y en menor grado para algunos países más pobres: India (Bose y Shukla, 1999; Filippini y Pachauri, 2002); Namibia (De Vita et al., 2006); Chipre (Zachariadis y Pashourtidou, 2007) y Líbano (Nasr et al., 2000), por lo que las comparaciones respecto de Chile pueden no ser tan relevantes. Una excepción es el artículo de Galindo (2005) para México, que utilizando datos agregados estima una elasticidad precio de corto plazo entre $-0,18$ y $-0,24$, y una elasticidad ingreso entre $0,5$ y $0,8$.

Las estimaciones para la elasticidad ingreso, por otro lado, son bastante sensibles al tipo de datos utilizados. Estimaciones con datos de hogares muestran elasticidades ingreso en torno a $0,4$ y menores; mientras que las estimaciones con datos agregados muestran elasticidades superiores, en un rango entre $0,5$ y 1 .

Como se mencionó en la introducción, en comparación con países desarrollados, para el caso de Chile la evidencia empírica es relativamente escasa e infrecuente. En particular, la

⁸ La mayor parte de los estudios son para Estados Unidos o el Reino Unido.

evidencia empírica a partir de microdatos de consumidores finales es casi inexistente. Un primer esfuerzo por estimar la elasticidad precio de la demanda fue realizado por la CNE (1986) que utilizando datos agregados estimó una elasticidad de corto plazo entre $-0,09$ y $-0,04$. Casi quince años después, también con datos agregados, Chumacero et al. (2000) estiman una elasticidad precio de corto plazo entre $-0,099$ y $-0,024$. Posteriormente, utilizando datos de panel de ventas de distribuidoras, Benavente et al. (2005a) estiman una elasticidad precio de $-0,0548$ en el muy corto plazo (un mes), de $-0,27$ en el corto plazo (un año) y de $-0,39$ en el largo plazo (más de un año). Luego, Acuña (2008) utiliza un corte transversal de datos de hogares para 2006 y estima una elasticidad precio de $-0,73$, muy superior en magnitud a la encontrada previamente para Chile. Finalmente, con datos agregados comunales que mezclan consumo residencial con el de pequeños industriales y comercio, Marshall (2010) estima una elasticidad precio de $-0,37$ en el corto plazo y $-0,44$ en el largo plazo.

Las diferencias en la magnitud de las elasticidades obtenidas en las distintas estimaciones pueden tener un impacto económico significativo en el mercado eléctrico, en especial respecto de potenciales políticas públicas que se pueden implementar en tiempos de escasez. Por ejemplo, Benavente et al. (2005a) analizan el impacto que tendría que los usuarios percibieran el costo de oportunidad de la electricidad durante una escasez (y no la tarifa residencial BT1). Sus resultados muestran que, tres meses después del aumento en el precio, la demanda se habría reducido en 9,5%, lo cual habría sido suficiente para manejar el déficit de energía en la crisis 1998-1999 que fue cercano a 10%. Si la elasticidad precio fuera menor que la que considera dicho análisis, la conclusión sería distinta; y si fuera mucho mayor, como la estimada por Acuña (2008), el manejo de la demanda permitiría enfrentar una crisis de bastante mayor magnitud que un 10% de déficit. Por esta razón es que es importante para Chile tener evidencia robusta respecto de la potencial respuesta de la demanda a cambios en el precio de la electricidad.

Adicionalmente, dado que los costos de generación crecen de modo exponencial al acercarse a la máxima capacidad instalada, una modificación de la demanda en los límites puede generar impactos de relevancia económica (Albadi y El-Saadany, 2008), lo cual confirma la importancia de tener el conocimiento más preciso posible acerca del comportamiento de los consumidores⁹.

III. MODELO A ESTIMAR Y DATOS

1. Un modelo de demanda de energía

La información disponible a nivel de microdatos para Chile, a partir de la Encuesta Casén, consiste en datos de corte transversal sobre el consumo mensual del hogar en KWh, el cual depende de la frecuencia e intensidad con la que los hogares utilizan mensualmente su *stock* de aparatos eléctricos para consumir los servicios finales que estos les proveen, ya sea iluminación, cocina, calefacción u otros.

⁹ Para el caso de California, por ejemplo, si el precio marginal se incrementa en 3 centavos por KWh, una diferencia en la magnitud real de la elasticidad de $-0,1$ ($-0,29$ en vez de $-0,39$) generaría una sobreestimación de los ingresos de las empresas en torno a 75 millones de dólares (Reiss y White, 2005).

Los datos excluyen entonces la posibilidad de considerar modelos de ajuste parcial para la demanda de electricidad residencial, que están entre los más utilizados para estimar la demanda de energía con datos de series de tiempo. Si bien en la literatura existen numerosas estimaciones de demanda de energía con datos de corte transversal, no existe un modelo estándar para hacerlo y en general las estimaciones son de forma reducida con distintas especificaciones econométricas (Houthakker, 1951; Wills, 1981; Dubin y McFadden, 1984; Halvorsen et al., 2003; Zarnikau, 2003; Fernández, 2006; Yoo et al., 2007; Boonekamp, 2007).

En este trabajo, proponemos estimar una demanda por electricidad residencial que provenga de un proceso de maximización de utilidad de los hogares. Para ello se asume que las preferencias de los consumidores pueden expresarse a través de una función de utilidad de elasticidad de sustitución constante (CES)

$$u_i(x_{i1}, x_{i2}, z) = (x_{i1}^\rho + x_{i2}^\rho + z^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$$

donde x_{i1} es la cantidad de energía eléctrica consumida por el hogar i , x_{i2} representa la cantidad consumida de gas licuado, y z corresponde al consumo de todos los demás bienes. Si bien la utilidad de los hogares depende del consumo de servicios provistos por aparatos que requieren de energía para su funcionamiento, la demanda por estos servicios al interior del hogar se considera en la función de utilidad a través de la cantidad de energía consumida¹⁰.

Los hogares maximizan su utilidad dada su restricción presupuestaria $y_i' = p_1 \cdot x_{i1} + p_2 \cdot x_{i2} + z$ donde hemos normalizado el precio de los demás bienes a uno ($P_z = 1$). Definiendo $\alpha = 1/(\rho - 1)$ e $y_i = y_i' - z$, la función de demanda por electricidad del hogar i (x_{i1}) es:

$$x_{i1} = \frac{p_1^\alpha \cdot y_i}{p_1^{\alpha+1} + p_2^{\alpha+1}}$$

La elasticidad precio y la elasticidad cruzada estarían dadas por las siguientes expresiones:

$$\frac{\partial \ln x_{i1}}{\partial \ln p_1} = \alpha - \frac{(\alpha + 1) \cdot p_1^{\alpha+1}}{p_1^{\alpha+1} + p_2^{\alpha+1}} \quad ; \quad \frac{\partial \ln x_{i1}}{\partial \ln p_2} = -\frac{(\alpha + 1) \cdot p_2^{\alpha+1}}{p_1^{\alpha+1} + p_2^{\alpha+1}}$$

Un problema potencial de utilizar esta especificación es que la elasticidad ingreso es igual a uno, y no hay evidencia robusta en la literatura que permita asumir esta restricción como válida. Por esta razón, en la estimación econométrica se flexibiliza esta restricción teórica para permitir que los datos puedan validar o no las imposiciones del modelo CES¹¹. Para ello se incluye un parámetro (β) en el ingreso, que permite identificar el impacto que tienen distintos niveles de ingreso en la demanda de electricidad. Adicionalmente, se flexibilizan los

¹⁰ Esta forma de modelar el consumo de energía es equivalente a la propuesta por Filippini (1999) que incorpora en la función de utilidad un bien de energía compuesto (composite energy good), el cual consiste en el consumo de electricidad, gas natural y artefactos que consumen energía.

¹¹ Este supuesto surge naturalmente al tener en cuenta que la demanda por energía se deriva del uso de bienes durables indivisibles, así como del consumo directo divisible (que puede depender directamente del ingreso). La indivisibilidad del stock de bienes durables en cada hogar llevaría a demandas de energía que crecen a saltos respecto del ingreso. Por ello, empíricamente debería encontrarse una demanda de energía creciente pero cóncava respecto de cada nivel de ingreso.

coeficientes asociados a precios (multiplicando el exponente por γ y por δ), y se agregan k variables con características geográficas y sociodemográficas del hogar (d_k). De este modo, la función de demanda a estimar es:

$$x_{i1} = \frac{p_1^\alpha \cdot y_i^\beta}{p_1^{(\alpha+1)\gamma} + p_2^{(\alpha+1)\delta}} \cdot \exp(b_0 + \sum_k b_k d_k)$$

$$\Leftrightarrow$$

$$\ln x_{i1} = b_0 + \alpha \cdot \ln p_1 + \beta \cdot y_i - \ln(p_1^{(\alpha+1)\gamma} + p_2^{(\alpha+1)\delta}) + \sum_k b_k d_k$$

Con lo cual las elasticidades precio, cruzada con energía sustituta e ingreso están dadas por:

$$\frac{\partial \ln x_{i1}}{\partial \ln p_1} = \alpha - \frac{\gamma \cdot (\alpha + 1) \cdot p_1^{(\alpha+1)\gamma}}{p_1^{(\alpha+1)\gamma} + p_2^{(\alpha+1)\delta}};$$

$$\frac{\partial \ln x_{i1}}{\partial \ln p_2} = -\frac{\delta \cdot (\alpha + 1) \cdot p_2^{(\alpha+1)\delta}}{p_1^{(\alpha+1)\gamma} + p_2^{(\alpha+1)\delta}}; \quad \frac{\partial \ln x_{i1}}{\partial \ln y_i} = \beta$$

2. Datos

El análisis empírico se realiza utilizando datos de corte transversal por hogar para octubre y noviembre del año 2006 de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casén)¹², los cuales se complementan con información de precios de la Comisión Nacional de Energía (CNE).

En la encuesta Casén del año 2006, por primera vez se incorporó un módulo de energía, con el objetivo de conocer el consumo de diferentes tipos de energía al interior de los hogares, por lo que se incorporaron preguntas sobre el consumo de gas licuado, gas de cañería y leña. Adicionalmente, en el módulo de vivienda se agregaron preguntas acerca de la disponibilidad y el consumo de energía eléctrica, recopilando datos del consumo en KWh y montos pagados por los hogares (cuadro 1).

En la encuesta Casén 2006 se encuestaron 73.720 hogares, habitados por 268.873 individuos, que representaron a 4.337.066 hogares y 16.152.353 personas. Del total de personas representadas por la encuesta, el 98,3% vive en un hogar que se abasteció de energía eléctrica de la red pública con medidor en el 2006 (95% de los hogares de la muestra). Solo en este conjunto de hogares se preguntó por la cantidad de electricidad consumida en el mes anterior. Así, la muestra de hogares llegó a casi 70.000, de los cuales el 50% (34.072) respondió la pregunta sobre los KWh consumidos en el hogar en el mes previo a la realización de la encuesta (cuadro 2). Esto último es relevante para la estimación, dado que la tasa de no respuesta es alta y puede no ser aleatorio qué hogares respondieron y cuáles no.

¹² El 46% de los hogares de la muestra respondió el consumo de energía de un mes (34.072 hogares), siendo el 52% de las respuestas para octubre y 40% para noviembre.

Cuadro 1
Información de la Encuesta

Información de energía disponible en la Casén 2006

Energía	Variable	Concepto
Electricidad	V7A	Disponibilidad de energía eléctrica en el hogar
	V7B_MES	Mes de la última boleta disponible
	V7B_KWH	Consumo de energía eléctrica del hogar en el mes en KWh, según última boleta disponible
	V7B_MON	Monto que paga por mes. Valor de consumo en la boleta, excluyendo cualquier cargo que no sea pago por el servicio del mes. Si no dispone de boleta se anota el valor estimado por el encuestado
	V7C	Utilización de electricidad más de 40 horas al mes al interior del hogar para uso comercial (no iluminación). <i>Dummy</i> : Sí - No
Gas licuado	V30	Utilización de gas licuado en el hogar en el último año. <i>Dummy</i> : Sí - No
	V30A	Consumo promedio mensual en kilos de gas licuado, según estimación del encuestado. Fotos con distintos cilindros (5, 11, 15 y 45 kilos) para poder consignar el consumo promedio mensual del hogar
Gas de cañería o de red	V31	Consumo de algún tipo de gas por cañería (gas natural, gas de ciudad, gas licuado por cañería, no tiene conexión)
	V32A	Mes de la última boleta disponible
	V32B_M3	Consumo de gas de cañería mensual en m ³ , según última boleta disponible
	V32B_LTR	Consumo de gas de cañería mensual en litros, según última boleta disponible
	V32C	Monto que paga por mes. Valor de consumo en la boleta, excluyendo cualquier cargo que no sea pago por el servicio del mes. Si no dispone de boleta se anota el valor estimado por el encuestado
Leña	V29	Utilización de leña en el hogar en el último año, cualquiera sea la procedencia de la misma. <i>Dummy</i> : Sí - No
	V29A	Kilos de leña consumidos durante el año en el hogar. Estimación del encuestado. Se presenta planilla con fotos y se convierten las unidades más frecuentes (m ³ , canasto, carretilla, triciclo, etc.) a kilos

 Fuente: Elaborado sobre la base del *Manual de Trabajo de Campo*, Casén 2006.

Cuadro 2
Disponibilidad de energía eléctrica

(número y porcentaje de hogares)

v7a: La vivienda donde Ud. vive, ¿dispone de energía eléctrica?	N° de hogares	Porcentaje	Información sobre KWh	
			N° de hogares	Porcentaje
Sí, de la red pública con medidor propio	64.720	87,79	32.612	50,0
Sí, de la red pública con medidor compartido	5.213	7,07	1.460	28,0
<i>Subtotal</i>	<i>69.933</i>	<i>94,86</i>	<i>34.072</i>	<i>48,7</i>
Sí, de la red pública sin medidor	996	1,35		
Sí, de un generador propio o comunitario	893	1,21		
Sí, a través de placa solar	237	0,32		
Sí, de otra fuente	148	0,20		
No dispone de energía eléctrica	1.500	2,03		
Sin dato	13	0,02		
Total	73.720	100,00		

Fuente: Casén 2006.

Cuadro 3

Fuentes energéticas utilizadas en los hogares

(número de hogares)

	Electricidad	Gas licuado			Gas de cañería			Leña		
		Sí	No	N/D	Sí	No	N/D	Sí	No	N/D
Sí, de la red pública con medidor propio	64.720	56.838	7.872	10	3.098	61.602	20	38.826	25.881	13
Sí, de la red pública con medidor compartido	5.213	4.424	789		63	5.149	1	3.297	1.915	1
<i>Suma</i>	<i>69.933</i>	<i>61.262</i>	<i>8.661</i>	<i>10</i>	<i>3.161</i>	<i>66.751</i>	<i>21</i>	<i>42.123</i>	<i>27.796</i>	<i>14</i>
<i>% respecto de electricidad</i>		<i>87,6%</i>	<i>12,4%</i>	<i>0,0%</i>	<i>4,5%</i>	<i>95,4%</i>	<i>0,0%</i>	<i>60,2%</i>	<i>39,7%</i>	<i>0,0%</i>
Sí, de la red pública sin medidor	996	729	266	1	36	958	2	738	257	1
Sí, de un generador propio o comunitario	893	665	227	1	42	850	1	722	171	
Sí, a través de placa solar	237	161	76		2	235		221	16	
Sí, de otra fuente	148	95	53		16	132		107	41	
No dispone de energía eléctrica	1.500	661	839		3	1.497		1.374	126	
Sin dato	13	8	3	2		13		9	2	2
<i>Suma</i>	<i>3.787</i>	<i>2.319</i>	<i>1.464</i>	<i>4</i>	<i>99</i>	<i>3.685</i>	<i>3</i>	<i>3.171</i>	<i>613</i>	<i>3</i>
<i>Porcentaje respecto de electricidad</i>		<i>61,2%</i>	<i>38,7%</i>	<i>0,1%</i>	<i>2,6%</i>	<i>97,3%</i>	<i>0,1%</i>	<i>83,7%</i>	<i>16,2%</i>	<i>0,1%</i>
Total	73.720	63.581	10.125	14	3.260	70.436	24	45.294	28.409	17
		86,2%	13,7%	0,0%	4,4%	95,5%	0,0%	61,4%	38,5%	0,0%

Fuente: Casén 2006.

N/D: No disponible.

Cuadro 4

Hogares con información de consumo de electricidad

(fuentes energéticas utilizadas)

	Gas licuado		Leña		Gas de cañería	
Sí	30.280	88,9%	21.923	64,3%	1.433	4,2%
No	3.790	11,1%	12.145	35,6%	32.632	95,8%
N/D	2	0,0%	4	0,0%	7	0,0%
Total	34.072	100,0%	34.072	100,0%	34.072	100,0%

Fuente: Casén 2006.

* Conectada a la red con medidor.

N/D: No disponible.

El cuadro 3 muestra la utilización de otras fuentes de energía en los hogares encuestados. Tal como se aprecia en el cuadro, 86,2% de los hogares de la muestra utilizó gas licuado en cilindros, 61,4% leña y 4,4% gas por cañería. La composición cambia significativamente entre los hogares que tienen electricidad a través de la red pública y los que no. Entre los que acceden, 87,6% utiliza gas licuado, 4,5% gas de cañería y 60,2% leña. Entre los que no acceden a la red pública, 61% usa gas licuado, 3% gas de cañería y 83,7% leña.

Como una primera mirada al problema potencial de sesgo de selección en la muestra, es importante comparar la utilización de distintas fuentes energéticas entre los hogares que respondieron la pregunta sobre la cantidad de KWh consumidos y los que no. Tal como se observa en el cuadro 4, que muestra la composición para los hogares que

Cuadro 5
Estadísticos básicos del consumo de energía residencial

(solo hogares utilizados en las estimaciones, N = 32.355)

Variable	N	Media	Std. Dev.	Mín.	Máx.
Electricidad (KWh/mes)	32.355	129,27	90,88	6	699
Gas licuado (kg/mes)	28.722	15,63	13,21	1	200
Gas de cañería (m ³ /mes)	982	125,25	170,14	1	977
Leña (kg/año)	20.797	5.632,59	7.626,82	3	94.000
\$/mes					
Electricidad	32.355	13.703	9.786	921	213.874
Gas de cañería	1.299	20.626	15.587	651	141.530
Gas natural	877	20.374	14.610	651	135.862

Fuente: Elaborado por los autores basados en Casén 2006.

respondieron la pregunta, la proporción de hogares por fuente energética es bastante similar a la de la población total, lo cual se confirma estadísticamente en tests de hipótesis que comparan las proporciones entre los hogares que respondieron la pregunta en la encuesta y los que no¹³.

Del total de esta muestra (34.072 hogares), se utilizan en el análisis empírico solo los hogares que no comparten vivienda (97% del total), ya que no es posible identificar por separado el consumo de cada hogar dentro de la vivienda¹⁴. Adicionalmente, hay observaciones en ambos extremos de la distribución que tienen valores de consumo que no son plausibles dado el rango de consumo residencial que reportan las distribuidoras de electricidad, lo que probablemente se debe a errores en los datos. Para no eliminar arbitrariamente algunos valores específicos se optó por eliminar el 0,5% de cada cola de la distribución (1% de la muestra), lo cual sumado a la falta de información para algunas de las variables llevó a una muestra final de 32.355 hogares.

En la muestra final de hogares, el consumo promedio de electricidad en el mes fue de 129 KWh, con un gasto promedio cercano a 14.000 pesos chilenos. En el caso del gas, los hogares consumieron en promedio 15,6 kilos por mes de gas licuado en cilindro, mientras que el consumo promedio de gas de cañería (disponible para 982 hogares) fue de 125 m³ por mes, con un gasto en torno a los 20.000 pesos mensuales (cuadro 5).

Uno de los elementos más importantes en la estimación de una demanda por energía eléctrica es la información de precios. En el caso de los datos de la Casén es posible calcular el precio implícito por hogar para la energía eléctrica, el cual se construye a partir de la información

¹³ Incluyendo variables de ingreso, geográficas y otras características del hogar (y del jefe de hogar) se estimó la probabilidad de responder el dato de consumo de KWh para testear en un modelo econométrico tipo Heckman el potencial sesgo de selección al estimar la demanda. Los resultados no rechazan la hipótesis nula de no existencia de sesgo de selección.

¹⁴ En estos hogares, el consumo promedio de electricidad en el mes fue de 129 KWh, con un gasto promedio cercano a los 14.000 pesos chilenos. En el caso del gas, los hogares consumieron en promedio 15,6 kilos por mes de gas licuado en cilindro, mientras que el consumo promedio de gas de cañería (disponible para 982 hogares) fue de 125 m³ por mes, con un gasto en torno a los 20.000 pesos por mes.

Cuadro 6**Precio de la electricidad**

	Media	Desv. est.	Min.	Máx.
Precio implícito (\$/KWh)	113,60	115,36	0,20	4.761,17
Precio explícito				
Tarifa variable (\$/KWh)	91,04	15,71	68,58	131,93
Cargo fijo (\$/KW)	955,43	205,73	542,32	1.362,22

Fuente: Elaborado por los autores basados en Casén 2006 y en información de la CNE.

sobre el monto total pagado y la cantidad consumida. Dado que los hogares se enfrentan a una tarifa en dos partes, para identificar correctamente el precio es necesario restar el cargo fijo del gasto total en electricidad. De este forma, se calcula un precio para cada hogar como $p_i = (g_i - f_c) / q_i$, donde g_i es el gasto en electricidad reportado para el mes, f_c el cargo fijo por comuna obtenido con datos de la CNE y q_i el consumo en KWh por hogar reportado en la Encuesta Casén (cuadro 6)¹⁵. Los cargos fijos por comuna, provenientes de información pública de la CNE para octubre del 2006, identifican 48 cargos fijos distintos y 61 tarifas variables (\$/KWh) correspondientes a los servicios de abastecimiento de electricidad de 29 empresas distribuidoras. Además del precio implícito, para realizar ejercicios de robustez de las estimaciones se utiliza como precio explícito el cargo variable cobrado por las distribuidoras en cada comuna¹⁶. Las estadísticas descriptivas para ambos precios se presentan en el cuadro 6.

Finalmente, el precio del gas licuado —el principal sustituto energético utilizado en los hogares— se obtiene de fuentes externas, ya que la encuesta Casén no entrega información del gasto en gas licuado. Una de las dificultades respecto al precio del gas licuado es que es decreciente con la cantidad consumida (debido a la oferta de tamaños discretos y fijos de cilindros de gas), por lo que es necesario realizar algunos supuestos básicos acerca de la racionalidad en el comportamiento de los hogares. Por un lado, los hogares pueden tener restricciones presupuestarias y comprar la menor cantidad posible, debiendo en ese caso asignarse el precio más alto sin importar el tramo de consumo. Por otro lado, los hogares podrían buscar optimizar el consumo y comprar la cantidad necesaria para cubrir su demanda, debiendo imputarse entonces el precio de acuerdo con los rangos de consumo total en el mes. Asumiendo un comportamiento optimizador por parte de los hogares, sin fuertes restricciones de liquidez, se calculan los precios de gas licuado para cada hogar de la muestra a base de los precios vigentes en octubre y noviembre del 2006 para distintos tamaños del cilindro de gas, en cada región (cuadro 7)¹⁷.

¹⁵ En 30 hogares de la muestra original, el gasto reportado por electricidad es menor al mínimo cargo fijo cobrado en la comuna donde se localiza el hogar. No es posible identificar si ello se debe a que esos hogares son beneficiarios del subsidio a la energía eléctrica o es simplemente un error en los datos. Al quitar el 1% de la distribución dichas observaciones se eliminan.

¹⁶ Se considera la tarifa BT1, de alimentación aérea, ya que la mayor parte del consumo residencial se abastece de esa forma. Asimismo, en las comunas donde más de una empresa cubre el servicio de distribución se opta por utilizar el precio mínimo, ya que la mayoría de los hogares de la muestra son urbanos y los precios más altos corresponden a zonas rurales.

¹⁷ En aquellos hogares que no consumen gas licuado ($N = 3,615$), se imputa el precio considerando el consumo equivalente de energía eléctrica en gas licuado, de acuerdo con el criterio de conversión a calorías del Balance Energético Nacional 2006. De este modo, si bien se está suponiendo sustitución perfecta entre gas licuado y electricidad, lo que se busca es estimar el rango de consumo energético de dicho hogar en términos de gas licuado para asociar un nivel de precios acorde. En la estimación se realizan posteriormente tests de robustez imputando el precio del cilindro de 15 kg. por región.

Cuadro 7
Precio del gas licuado en cilindros

(pesos por kilo)

Región	Cilindros			
	5 kg	11 kg	15 kg	45 kg
I	970,0	814,8*	806,9	758,3
II	980,0	823,2*	805,7	757,0
III	906,8	777,9	772,3	748,1
IV	889,2	736,6	742,2	720,9
V	884,0	764,4	728,0	709,6
VI	852,2	741,5	690,6	707,1
VII	867,6	713,3	708,2	695,0
VIII	879,6	756,4	713,3	696,9
IX	888,0	757,3	726,3	706,0
X	862,6	749,4	715,1	705,7
XI	1.017,6	750,0	818,0	777,1
XII	933,4	787,9	700,0	703,7
RM	894,4	721,0	702,0	687,2

Fuente: CNE a base de datos de encuestas Sernac y Casén. Datos a octubre 2006.

* En las regiones I y II no estaba disponible la información del cilindro de 11 kg. Se imputa un precio considerando la proporción de precios observada en las demás regiones.

Cuadro 8
Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas

Variables	Media	Desv. est.	Mín.	Máx.
Q consumido (KWh)	129,27	90,88	6	699
Ingreso promedio del hogar	459.083	660.663	486	36.455.920
Número de personas en el hogar	3,70	1,71	1	16
Número de dormitorios y baños	3,58	1,30	1	16
Lavadora	0,55	0,50	0	1
Refrigerador	0,86	0,35	0	1
Calefón	0,47	0,50	0	1
Computador	0,21	0,41	0	1
Urbano	0,67	0,47	0	1
Comercio	0,06	0,24	0	1
Matbien	0,61	0,49	0	1
Leña	0,65	0,48	0	1
Gasca	0,04	0,20	0	1

Fuente: Estimación propia.

Adicionalmente, se obtienen de la encuesta Casén variables que permiten caracterizar el hogar en términos de ingreso, número de personas, tamaño de la vivienda (ante la inexistencia del dato de superficie, se utiliza como variable *proxy* el número de dormitorios y baños), la presencia o no de equipos y artefactos que consumen energía (lavadora, refrigerador, calefón, computador), el uso de otras fuentes de energía (leña, gas de cañería), si hay uso comercial de electricidad en el hogar (*dummy Comercio*), si el hogar se encuentra en una zona urbana o rural, y si los materiales de construcción del hogar corresponden a los más aislantes o no (*dummy Matbien*). Las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas se encuentran en el cuadro 8¹⁸. Es relevante destacar, que apenas 6% de los hogares en la encuesta reporta un uso comercial de electricidad, por lo que la demanda estimada corresponde fundamentalmente a consumo residencial.

En el análisis econométrico se incorporaron variables adicionales que caracterizan al jefe de hogar (género, educación, empleo) y la heterogeneidad de personas en el hogar (niños, adultos mayores), pero ninguna resultó significativa y los resultados no cambiaron al omitirlas del análisis. De igual forma, se consideraron variables climáticas bastante agregadas (temperatura,

¹⁸ Al comparar las medias de la distribución entre la muestra que se utiliza en el análisis empírico y la muestra completa en la Casén, hay diferencias en algunas variables socioeconómicas. Por ejemplo, el ingreso promedio en la muestra total es de \$491,788, algo superior al ingreso en la muestra final utilizada; y la fracción de hogares urbanos es de 61%, algo inferior a la fracción en la muestra utilizada. Esto hace aun más relevante controlar por variables socioeconómicas observables en las regresiones estimadas.

Cuadro 9

Resultados de la estimación

Variable independiente	Variable dependiente: lnQ	
	Dummy gas de cañería	Sesgo de selección
<i>lnpelectricidad</i>	-1,410 (0,102) *	-1,391 (0,100) *
<i>lny</i>	0,109 (0,005) *	0,116 (0,005) *
<i>gama</i>	2,863 (0,518) *	2,957 (0,557) *
<i>delta</i>	2,707 (0,431) *	2,781 (0,462) *
<i>comercio</i>	0,330 (0,014) *	0,326 (0,014) *
<i>leña</i>	0,036 (0,009) *	0,026 (0,009) *
<i>numper</i>	0,075 (0,002) *	0,073 (0,002) *
<i>dormban</i>	0,061 (0,003) *	0,063 (0,003) *
<i>matbien</i>	-0,029 (0,007) *	-0,027 (0,007) *
<i>lavadora</i>	0,110 (0,007) *	0,109 (0,007) *
<i>refrigerador</i>	0,288 (0,012) *	0,285 (0,012) *
<i>calefón</i>	0,059 (0,008) *	0,063 (0,008) *
<i>computador</i>	0,167 (0,008) *	0,181 (0,008) *
<i>urbano</i>	0,033 (0,008) *	0,034 (0,008) *
<i>gascan</i>	0,049 (0,016) *	-
<i>lambda</i>	-	0,423 (0,069) *
<i>bo</i>	3,733 (0,116) *	3,321 (0,136) *
Dummies regionales	Sí	Sí
N	32.355	32.355
R ²	0,383	0,384

Fuente: Estimación propia.
Errores estándares asíntóticos entre paréntesis.
* Significativos al 1%.

lluvia) ya que no hay información desagregada a nivel comunal o regional, pero tampoco fueron significativas. Probablemente los efectos climáticos son capturados por las variables *dummy* regionales, ya que en general la variación climática en Chile está fuertemente correlacionada con la latitud, y la distribución geográfica de las regiones también.

IV. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

La evidencia encontrada en la literatura muestra sistemáticamente que la demanda de energía, además del precio y el ingreso, se encuentra determinada por características del hogar (número de personas, equipamiento eléctrico, tipo de vivienda, número de habitaciones, etc.), características de los individuos (edad, presencia de niños menores o adultos mayores, ocupación fuera del hogar, etc.) y condiciones climáticas. Considerando esta evidencia, el modelo de demanda planteado previamente y la información disponible, se utiliza la siguiente especificación econométrica:

$$\ln x_{i,electr} = b_0 + \alpha \cdot \ln p_{i,elect} + \beta \cdot y_i - \ln \left(p_{i,elect}^{(\alpha+1) \cdot \gamma} + p_{i,GLP}^{(\alpha+1) \cdot \delta} \right) + \sum_{k=1}^{12} \sigma_k \cdot r_{i,k} + \sum_{k=13}^{22} \sigma_k \cdot z_{i,k} + \mu_i \quad (1)$$

donde las variables P_{elect} y P_{GLP} corresponden a los precios de energía eléctrica y gas licuado que enfrenta el hogar i , respectivamente; $z_{i,k}$ son características del hogar (descritas previamente en el cuadro 8) y $r_{i,k}$ son *dummies* regionales.

El cuadro 9 presenta los resultados de estimar la ecuación (1) con mínimos cuadrados no lineales, corrigiendo por heterocedasticidad. Uno de los sesgos posibles de selección muestral tiene relación con el uso de gas de cañería, ya que no es aleatorio qué hogares tienen acceso a gas de cañería y cuáles no. Por esta razón, se estimó el modelo de dos formas. Primero, incluyendo una *dummy* para gas de cañería. Segundo, considerando sesgo de selección en la elección de tener gas de cañería y estimando los errores estándar con *bootstrap* (1000 repeticiones). Ambos resultados se presentan en el cuadro.¹⁹ Si bien el coeficiente asociado a la razón inversa de Mills es estadísticamente significativo (*lambda*), lo cual reflejaría algún grado de sesgo de selección, el impacto del sesgo en los coeficientes estimados no es importante en magnitud.

¹⁹ También se consideró el potencial sesgo de selección en la muestra de hogares que respondieron las preguntas de energía en la encuesta. Los resultados en varias especificaciones distintas no rechazaron nunca la hipótesis nula de no existencia de sesgo de selección.

**Cuadro 10****Elasticidades precio e ingreso para los hogares**

Elasticidades	Dummy gas de cañería		Sesgo de selección	
	Evaluada en la media	Evaluada en la mediana	Evaluada en la media	Evaluada en la mediana
Precio	-0,403 (-0,43;-0,38)	-0,381 (-0,40;-0,36)	-0,407 (-0,43;-0,38)	-0,384 (-0,41;-0,36)
Ingreso	0,109 (0,10; 0,12)	-	0,116 (0,11; 0,13)	-
Precio del gas licuado	0,157 (0,11; 0,21)	0,136 (0,09; 0,18)	0,162 (0,11; 0,21)	0,141 (0,09; 0,19)

Fuente: Estimación propia.
Entre paréntesis, intervalo de confianza al 95%.

En general, los resultados son bastante satisfactorios en el sentido de que la regresión logra explicar una parte importante de la variación en los datos, y todas las variables son significativas y tienen los signos esperados. La presencia de artefactos y equipos aumenta el consumo de electricidad en el hogar, al igual que un mayor número de personas y una mayor cantidad de piezas y baños. Por otro lado, hogares en viviendas con mejor aislamiento consumen menos energía eléctrica. El efecto, tal como se esperaría, es menor en magnitud que el impacto de las otras variables ya que se limita principalmente al consumo de energía asociado a calefacción.

En términos de magnitud de los efectos, un aumento en una persona en el número de habitantes promedio en el hogar aumenta en 7,6% la demanda de electricidad; tener refrigerador aumenta el consumo promedio de electricidad en 32,9%; tener computador, en 19,8%; tener lavadora, en 11,5%, y tener calefón, en 6,5%, todo lo demás constante. Viviendas con un dormitorio o baño adicional tienen en promedio un consumo 6,5% mayor, y tener aislamiento térmico lo reduce en -2,7%. Por último, un hogar que tiene consumo comercial aumenta su demanda en 38% respecto de los hogares que solo tienen consumo residencial.

A partir de los parámetros estimados se calculan las elasticidades precio e ingreso, evaluadas en la media y en la mediana de las respectivas variables (precio de la energía eléctrica, precio del gas licuado, e ingreso). Los intervalos de confianza de cada elasticidad se obtienen utilizando el método delta. Las elasticidades estimadas se muestran en el cuadro 10.²⁰

La elasticidad precio de la demanda de electricidad residencial en Chile se estima consistentemente en un rango entre -0,36 y -0,43. Los estimadores punto de la elasticidad están obviamente en un rango más acotado, entre -0,38 y -0,4.²¹ Este resultado es similar a otros resultados empíricos en la literatura: en particular, la magnitud es muy cercana a la obtenida por Benavente

²⁰ Adicionalmente, se estimaron a través de interacciones en el parámetro delta las elasticidades precio para los hogares en zonas urbanas (-0,416) y rurales (-0,394), pero estadísticamente no se rechaza que sean iguales. De igual forma, se estimaron elasticidades precio para la Zona del Norte Grande del país (-0,413) y el Extremo Sur (-0,40), pero tampoco se rechaza que sean iguales.

²¹ Considerando el precio implícito de la electricidad obtenido de la Casén el precio promedio es 131,6 \$/KWh, mientras que el precio en la mediana es 94,73 \$/KWh. Este último es cercano al precio explícito promedio obtenido de datos de la CNE (91,04 \$/KWh).

et al. (2005b) y Marshall (2010) para Chile (de $-0,39$), Reiss y White (2005) para California (de $-0,39$) y Halvorsen y Larsen (2001) para Noruega (de $-0,44$). Sin embargo, para Chile el resultado de Acuña (2008) muestra una elasticidad precio muy superior, también a partir de encuestas de hogares, por lo que sería relevante poder explicar el origen de la diferencia. Una explicación plausible es que en dicho trabajo se haya calculado el precio medio del KWh sin deducir el cargo fijo que pagaron los hogares (o deduciendo un mismo cargo fijo promedio para todos los hogares del país), lo cual llevaría a sobrestimar la elasticidad precio.

La elasticidad ingreso estimada es de $0,11$ con intervalos de confianza en un rango entre $0,10$ y $0,13$. Una demanda bastante inelástica al ingreso como la estimada es coincidente con los principales resultados encontrados en la literatura económica. Reiss y White (2005) estiman una demanda completamente inelástica al ingreso para California, Parti y Parti (1980) estiman una elasticidad ingreso de $0,15$ para San Diego, Halvorsen y Larsen (2001) una entre $0,06$ y $0,13$ para Noruega y García-Cerruti (2000) una de $0,15$ para California. En el caso de Chile, estimaciones previas muestran una elasticidad ingreso mayor, en torno a $0,2$ por Benavente et al. (2005b) y Acuña (2008) y entre $0,5$ y $0,8$ por Marshall (2010). Hay que tomar en cuenta, sin embargo, que en varios de estos trabajos para Chile no se controla por la existencia de bienes durables en el hogar, lo que potencialmente sesgaría hacia arriba la elasticidad ingreso estimada.

En el caso de la elasticidad precio cruzada entre energía eléctrica y gas licuado, la estimación refleja un cierto grado de sustitución entre ambas fuentes de energía. En promedio, un aumento de 1% en el precio del gas licuado está asociado a un aumento en la demanda por energía eléctrica de $0,16\%$, todo lo demás constante. El intervalo de confianza de la elasticidad precio cruzada es un poco mayor que en el caso de las otras elasticidades estimadas, con un rango entre $0,09$ y $0,21$. Nuevamente este resultado es similar al encontrado por Benavente et al. (2005b) para Chile y cercano al resultado promedio en la literatura de $0,18$ para la elasticidad respecto al gas natural (Dahl, 1993). Sin embargo, en el único otro resultado específico para gas licuado en la literatura económica, Dubin y McFadden (1984) estiman un grado de sustitución mayor, con una elasticidad cruzada de $0,39$ para hogares en Estados Unidos.

Finalmente, es importante señalar que la interpretación de los resultados obtenidos en la estimación de la demanda por electricidad residencial en Chile corresponde a elasticidades de largo plazo, cuando los hogares se encuentran en una situación de equilibrio respecto de los bienes durables que consumen electricidad. La razón es fundamentalmente de identificación econométrica, ya que se utilizan datos de corte transversal donde la identificación proviene de diferencias en el consumo de electricidad entre distintos hogares en una situación de equilibrio. Por el contrario, la identificación de la elasticidad de demanda de corto plazo requeriría tener variación en los datos para los mismos hogares a través del tiempo, idealmente para varios meses seguidos.

V. CONCLUSIONES

El tema energético tiene cada vez más relevancia en las distintas economías del mundo. En particular, existe preocupación por el fuerte crecimiento de la demanda respecto de la oferta de energía. Chile no escapa a esta tendencia y, frente a los déficits de energía, cobran cada vez más relevancia, políticas, tanto de eficiencia energética como de manejo de la demanda. La implementación y el diseño de este tipo de políticas requieren, sin embargo, un mayor



conocimiento del comportamiento de los agentes económicos en su consumo de energía. En particular, se requiere evidencia robusta respecto de la magnitud de las elasticidades precio e ingreso de la demanda de energía eléctrica.

En este contexto, se estima una elasticidad precio del consumo residencial de energía eléctrica utilizando información desagregada por hogar en Chile, para el año 2006. Los resultados obtenidos permiten concluir en forma robusta que los consumidores sí modifican su consumo de electricidad en respuesta a cambios en los precios que enfrentan. La magnitud de este efecto se estima consistentemente entre $-0,38$ y $-0,4$, similar al estimado para Chile por Benavente et al. (2005a) y para California por Reiss y White (2005). Si bien la demanda es relativamente inelástica al precio, no es completamente inelástica y, a través de cambios en el precio, es posible generar cambios importantes en el consumo que reduzcan los riesgos de cortes de energía en situaciones de déficit.

Adicionalmente, los resultados muestran que existe algún grado de sustitución entre las distintas alternativas energéticas al interior de los hogares. La elasticidad precio del consumo de electricidad respecto al precio del gas licuado se estima entre $0,14$ y $0,16$. La precisión de la estimación, con un intervalo de confianza entre $0,09$ y $0,21$, es menor que para la elasticidad respecto al precio de la electricidad. Sin embargo, es informativo para el diseño correcto de potenciales políticas de manejo de demanda, saber que el patrón de sustitución en el consumo de electricidad, ante un cambio en el precio, se produce no solo por cambios en el consumo de electricidad, sino también, por sustitución hacia otras fuentes de energía.

Por último, conocer con precisión la magnitud de las elasticidades precio de la demanda de electricidad permite también hacer una estimación correcta de los efectos, en eficiencia y en recaudación, que tendría la implementación de impuestos que incorporaran las potenciales externalidades negativas del consumo de energía en el cambio climático (Azevedo et al., 2011).

En investigaciones futuras, sería relevante para Chile extender el análisis empírico de este trabajo para identificar el cambio estacional en la demanda residencial, ya que en algunos períodos (en distintos meses del año), el comportamiento puede ser más inelástico que el estimado. Dicho análisis requiere contar con datos de panel a nivel de hogares, para distintos períodos durante cada año, que por el momento no se encuentran disponibles para Chile.

REFERENCIAS

Acuña, H. (2008). "¿Cambia el Consumo Eléctrico de los Hogares cuando Cambia el Precio? Sugerencias para el Diseño de un Subsidio". Documento N°2, Departamento de Estudios División Social, Ministerio de Planificación, Chile.

Albadi M.H. y E.F. El-Saadany (2008). "A Summary of Demand Response in Electricity Markets". *Electric Power Systems Research* 78(11): 1989–96.

Anderson, K. (1973). "Residential Energy Use: An Econometric Analysis". Rand Corporation (R-1297-NSF).

Azevedo, I.M., M.G. Morgan y L. Lave (2011). "Residential and Regional Electricity Consumption in the U.S. and E.U.: How Much Will Higher Prices Reduce CO2 Emissions?" *Electricity Journal* 24(1):21–29.

Bartels, R. y D. Fiebig (2000). "Residential End-Use Electricity Demand Results from a Designed Experiment". *The Energy Journal* 21(2):51–81.

Benavente, J., A. Galetovic, R. Sanhueza y P. Serra (2005a). "El Costo de la Falla Residencial en Chile: Una Estimación Usando la Curva de Demanda". *Revista de Análisis Económico* 20(2): 23–40.

Benavente, J., A. Galetovic, R. Sanhueza y P. Serra (2005b). "Estimando la Demanda Residencial por Electricidad en Chile: El Consumo es Sensible al Precio". *Cuadernos de Economía* 42: 31–61.

Berndt, E. y R. Samaniego (1984). "Residential Electricity Demand in Mexico: A Model Distinguishing Access from Consumption". *Land Economics* 60(3): 268–77.

Chumacero, R., R. Paredes y M. Sánchez (2000). "Regulación para Crisis de Abastecimiento: Lecciones del Racionamiento Eléctrico en Chile". *Cuadernos de Economía* 37: 323–38.

Bohi, D. y M. Zimmerman (1984), "An Update on Econometric Studies of Energy Demand". *Annual Review of Energy* 9: 105-154.

Boonekamp, P.G.M. (2007). "Price Elasticities, Policy Measures, and Actual Developments in Household Energy Consumption: A Bottom Up Analysis for the Netherlands". *Energy Economics* 29(2): 133–57.

Bose, R.K. y M. Shukla (1999). "Elasticities of Electricity Demand in India". *Energy Policy* 27: 137–46.

Comisión Nacional de Energía (1986). "Demanda de Electricidad en Chile". Mimeo.

Comisión Nacional de Energía (2006). "La Regulación del Segmento Distribución en Chile". Documento de Trabajo.



Dahl, C. (1993). "A Survey of Energy Demand Elasticities in Support of the Development of the NEMS". Departamento de Energía, Estados Unidos.

Deaton, A. y J. Muellbauer (1980). "An Almost Ideal Demand System". *American Economic Review* 70(3): 312–26.

De Vita, G., K. Endresen y L.C. Hunt (2006). "An Empirical Analysis of Energy Demand in Namibia". *Energy Policy* 34: 3447–63.

Díaz, C., A. Galetovic y R. Soto (2001) "Anatomía de una Crisis Eléctrica". *Revista de Análisis Económico* 16(1). 3–57.

Díaz, C., A. Galetovic y R. Soto (2000) "La Crisis Eléctrica de 1998–1999: Causas, Consecuencias y Lecciones". *Estudios Públicos* 80: 149–92.

Dubin, A. y D. McFadden (1984). "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption". *Econometrica* 52(2): 345–62.

Fernández, L. (2006). "Análisis Microeconómico de la Demanda Eléctrica Residencial de Corto Plazo en España". Universitat de Barcelona, Documento de Trabajo N°2006–014, Asociación Española para la Economía Energética.

Filippini, M. (1999). "Swiss Residential Demand for Electricity". *Applied Economics Letters* 6(8): 533–8.

Filippini, M. y S. Pachauri (2004). "Elasticities of Electricity Demand in Urban Indian Households". *Energy Policy* 32: 429–36.

Fisher, F.M. y C. Kaysen (1962). *A Study in Econometrics: The Demand for Electricity in the United States*. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

Galetovic, A., J.R. Inostroza y C. Muñoz (2004). "Gas y Electricidad: ¿Qué Hacer Ahora?". *Estudios Públicos* 96: 49–106.

Galindo, L.M. (2005). "Short and Long–Run Demand for Energy in Mexico: A Cointegration Approach". *Energy Policy* 33(9): 1179–85.

García-Cerrutti, L. (2000). "Estimating Elasticities of Residential Energy Demand from Panel Country Data Using Dynamic Random Models with Heteroskedastic and Correlated Errors Terms". *Resource and Energy Economics* 22(4): 355–66.

Halvorsen, B. y B. Larsen (2001). "The Flexibility of Household Electricity Demand Over Time". *Resource and Energy Economics* 23: 1–18.

Halvorsen, B., B. Larsen y R. Nesbakken (2003). "Possibility for Hedging from Price Increases in Residential Energy Demand". Discussion Paper N° 347, Statistics Norway, Research Department.

Houthakker, H. (1951). "Some Calculations of Electricity Consumption in Great Britain". *Journal of the Royal Statistical Society (A)* 114(III): 351–71.

Marshall, D. (2010). "El Consumo Eléctrico Residencial en Chile en 2008". *Cuadernos de Economía* 47: 57–89.

Mideplán, División Social, Casén en www.mideplan.cl/Casén

Nasr, G.E., E.A. Badr y G. Dibeh (2000). "Econometric Modeling of Electricity Consumption in Post-war Lebanon". *Energy Economics* 22: 627–40.

Parti, M. y C. Parti (1980). "The Total and Appliance-Specific Conditional Demand for Electricity in the Household Sector". *Bell Journal of Economics* 11(1): 309–21.

Reiss, P. y M. White (2005). "Household Electricity Demand, Revisited". *Review of Economic Studies* 72: 853–83.

Serra, P. (2002). "Regulación del Sector Eléctrico Chileno". *Perspectivas* 6(1): 11–43.

Sweeney, J. (1984). "The Response of Energy Demand to Higher Prices: What Have We Learned?". *American Economic Review* 74(2): 31–37.

Taylor, L. (1975). "The Demand for Electricity: A Survey". *Bell Journal of Economics and Management Science* 6(1): 74–110.

Taylor, L. (1977). "The Demand for Energy: A Survey of Price and Income Elasticities". En *International Studies of the Demand for Energy*, editado por W.D. Nordhaus. Amsterdam, Países Bajos: North Holland.

Wills, J. (1981). "Residential Demand for Electricity". *Energy Economics* 3(4): 249–55.

Yoo, S-H., J.L. Lee y S.J. Kwak (2007). "Estimation of Residential Electricity Demand Function in Seoul by Correction for Sample Selection Bias". *Energy Policy* 35(11): 5702–7.

Zachariadis, T. y N. Pashourtidou (2007). "An Empirical Analysis of Electricity Consumption in Cyprus". *Energy Economics* 29(2): 183–98.

Zarnikau, J. (2003). "Functional Forms in Energy Demand Modeling". *Energy Economics* 25(6): 603–13.

Zellner, A. (1962). "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests for Aggregation Bias". *Journal of the American Statistical Association* 57: 348–68.

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.

USO DE UN MODELO FAVAR PARA PROYECTAR EL PRECIO DEL COBRE*

Pablo Cruz D.**
Ercio Muñoz S.***

I. INTRODUCCIÓN

Históricamente, una de las variables más relevantes para la economía chilena ha sido el precio del cobre. Con una participación del 42% en el total de las exportaciones del país y una representación, en promedio, del 17% del PIB durante los últimos cuatro años¹, la producción y exportación de cobre es de vital importancia para la economía local. El volumen de extracción de este mineral es tal, que ha posicionado al país como uno de los principales productores de cobre en el mundo, con una participación en torno al 35% del total producido (Cochilco, 2010).

Por otro lado, el precio del cobre incide de forma importante en las arcas fiscales del país. Una importante fracción de los ingresos fiscales proviene directamente de la empresa estatal Codelco (Corporación Nacional del Cobre de Chile). Además, la gran minería privada del cobre provee al fisco de ingresos en la forma de impuestos y *royalties*. En conjunto, los sectores privado y estatal representaron, en promedio, el 17,7% del total de los ingresos fiscales durante el período 2001–2010 (Cochilco, 2010).

Dada la importancia del precio del cobre, contar con proyecciones precisas de esta variable se convierte en una prioridad a la hora de planificar la política fiscal. Esto es relevante también para la política monetaria, la cual debe considerar su impacto en los ingresos fiscales y el posible efecto multiplicador que tienen sus oscilaciones sobre el resto de la economía.

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Miguel Ricaurte, Gonzalo Castex, Ernesto Pastén y Pablo Pincheira.

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

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

¹ Cifras calculadas por los autores a base de cuentas nacionales publicadas por el Banco Central de Chile.

Con el objetivo de mejorar las proyecciones de la trayectoria del precio del cobre dentro del horizonte de política monetaria del Banco Central, resulta beneficioso el estudio de metodologías que permitan diversificar el conjunto de modelos o métodos que puedan combinarse para reducir el error de proyección. En esta línea, dentro de la literatura académica es posible encontrar dos estrategias para predecir el precio del cobre. Por un lado, se encuentran los trabajos que utilizan modelos de series de tiempo univariados que explotan la información histórica de la propia serie. Por otro, se estudian los determinantes del precio del cobre, considerando elementos del mercado físico del metal, indicadores financieros y factores macroeconómicos, entre otros.

En la primera estrategia, Morandé (1979), mediante el uso de la metodología de Box y Jenkins (1970), muestra que la información histórica del propio precio en frecuencia trimestral tiene mayor relevancia que la historia de un indicador de actividad del sector construcción para pronosticar el precio del cobre. Engel y Valdés (2001) comparan la capacidad predictiva a mediano plazo (1 a 5 años) de una variada gama de modelos. Los autores presentan evidencia que sugiere que mediante un modelo autorregresivo de orden 1 y un camino aleatorio se obtienen mejores predicciones de mediano plazo. García-Cicco y Montero (2012) proyectan el precio del cobre utilizando un enfoque de cambios de régimen. Los autores muestran que las proyecciones realizadas con esta metodología no son capaces de superar estadísticamente a un modelo de camino aleatorio con intercepto.

Dentro de la estrategia multivariada, López et al. (2011) comparan modelos autorregresivos y ecuaciones de forma reducida que incorporan factores macroeconómicos y financieros en frecuencia trimestral. Los autores señalan que el uso de estos últimos mejora la precisión en horizontes mayores a un trimestre.

Tomando como punto de partida estos trabajos, intentamos responder las siguientes preguntas: ¿Es, a corto plazo, un camino aleatorio el mejor método de proyección para el precio del cobre? ¿Existen ganancias de precisión al proyectar el precio del cobre utilizando un gran número de series que previamente se cree que pueden tener un impacto en él? De ser afirmativa la respuesta a esta última pregunta, cabe entonces preguntarse también si dichas ganancias se mantienen al considerar distintos horizontes de proyección.

Para abordar estas preguntas agregamos en un conjunto de factores un amplio número de series que, a priori, consideramos que podrían ser determinantes en la evolución del precio del cobre. Entre las series se incluyen distintas medidas de precios, cantidades, variables macroeconómicas y financieras relacionadas con el mercado del cobre. La idea detrás de esto radica en que la evolución de este conjunto de series se puede explicar mediante un reducido número de factores comunes, que son inobservables, los cuales resumen de una forma simple y parsimoniosa su estructura de covarianzas. Una vez estimados los factores, se modela conjuntamente la dinámica de estos y el precio del cobre en un vector autorregresivo aumentado por factores (FAVAR)². Finalmente, se realiza un ejercicio de evaluación predictiva pseudo fuera de muestra³.

² Esta estrategia de proyección no ha sido ampliamente usada en la literatura para proyecciones de precios de materias primas. Sin embargo, existen bastantes trabajos que la utilizan en proyecciones macroeconómicas, por ejemplo: Céspedes y Aguirre (2004); Das et al. (2010); Echavarría y González (2011); Forni et al. (2000, 2003); Gillitzer y Kearns (2007); Gupta y Kabundi (2009), y Stock y Watson (1999, 2002).

³ El término pseudo fuera de muestra hace referencia a que tomamos un set de datos revisados, los cuales se dividen en dos submuestras, usando una para proyección y otra para evaluación.



Las proyecciones del modelo se contrastan con aquellas obtenidas con un camino aleatorio, un modelo autorregresivo de orden 1 y la proyección mediante el uso de contratos futuros⁴. Los resultados muestran que el uso de un modelo de factores para proyectar el precio del cobre permite reducir la raíz del error cuadrático medio en horizontes de 1 a 12 meses. Esta reducción es estadísticamente significativa solo en horizontes de 1 a 6 meses según el test de Diebold y Mariano (1995).

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se presenta el modelo de factores dinámicos a evaluar. En la sección III, se describe el set de datos usados y la estimación de los factores. La sección IV analiza los resultados de una evaluación seudo fuera de muestra. Finalmente, la sección V resume las principales conclusiones.

II. EL MODELO DE FACTORES

El modelo a utilizar para proyectar el precio del cobre supone que este último es influenciado por un reducido conjunto inobservable de determinantes macroeconómicos. Estos determinantes, o factores, resumen el comportamiento común de un amplio número (N) de series, dentro de las cuales se incluyen distintas medidas de precios, cantidades, variables macroeconómicas y financieras. La dinámica entre el precio del cobre y los distintos factores es modelada en un FAVAR, en línea con el modelo de Bernanke et al. (2005).

Es posible expresar el FAVAR de la forma

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \mu + \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \nu_t \quad (1)$$

Donde $\phi(L)$ es una matriz $(k + m) \times (k + m)$ de polinomios de rezago finita de orden q . El término ν_t corresponde a un vector $(k + m) \times 1$ de errores de varianza Q . Y_t es un vector $(m \times 1)$ de variables observables, en este caso correspondiente al precio del cobre⁵. El vector F_t de dimensión $(k \times 1)$ contiene a los factores (estáticos) inobservables⁶.

Para poder estimar el modelo descrito en (1) es necesario conocer F_t . Para ello, recurrimos al conjunto de N series descrito anteriormente. Específicamente, suponemos que el comportamiento de estas series, agrupadas en el vector X de dimensión $(N \times 1)$, puede ser descrito por un número reducido de factores comunes de la forma

$$X_t = \Lambda F_t + e_t \quad (2)$$

Stock y Watson (1998) muestran que, asumiendo ciertas restricciones sobre algunos momentos y condiciones de estacionariedad en las series, los factores se pueden estimar mediante un análisis de componentes principales sobre la matriz de covarianza de X_t . Este método de estimación corresponde al procedimiento de dos pasos descrito en Bernanke et al. (2005).

⁴ El camino aleatorio junto a modelos autorregresivos son benchmarks normalmente utilizados en la literatura; ver Breitung y Eickmeier (2005).

⁵ La diferencia logarítmica de este.

⁶ Debe notarse que la consideración estática del modelo de factores no implica mayores restricciones, por cuanto un modelo de factores dinámicos puede reformularse en forma estática, tal como muestran Stock y Watson (1998).

III. DATOS Y CÁLCULO DE FACTORES

La estimación se realiza usando series mensuales desde enero de 1970 hasta diciembre del 2011, 94 series en total⁷. Las series utilizadas pueden agruparse en dos grandes conjuntos. Por un lado, están aquellas variables asociadas a factores de oferta y demanda del mercado de cobre mundial. Dentro de este grupo se incluyen series de producción, consumo, demanda, exportaciones, importaciones e inventarios. Por otro lado, se incluyen series asociadas al entorno macroeconómico y financiero, dentro de las cuales se consideran precios, tipos de cambio relevantes, producción industrial, medidas de aversión al riesgo, tasas de interés, índices financieros, y posiciones especulativas en contratos derivados, entre otros.

El precio del cobre, contenido en el vector Y_t , corresponde al promedio mensual del precio *spot* del cobre en la Bolsa de Metales de Londres, en diferencia logarítmica. Optamos por utilizar el precio nominal del cobre por dos razones. Primero, encontrar un deflactor adecuado para el precio del cobre no es trivial. La utilización de algún deflactor específico, por ejemplo el IPP de EE.UU., puede no reflejar los costos de producción en los distintos mercados del mundo, distorsionando los resultados. Por otro lado, muchas de las series utilizadas para calcular los factores son nominales, por lo que la dinámica asociada a cambios en los precios esta indirectamente recogida en uno o más factores.

Para llevar a cabo el cálculo de los factores es necesario que las variables utilizadas sean estacionarias, por lo que las series que lo requerían fueron diferenciadas para alcanzar esta condición⁸. Además, se descartaron aquellas series que tuviesen menos de 6 años de datos, y lo mismo se hizo con aquellas que no hubieran tenido nuevas observaciones en los últimos 2 años. Finalmente, esta metodología requiere que todas las series sean estandarizadas respecto de su media y su varianza.

Dado que no todas las series están disponibles para el período completo de estudio y que la metodología de componentes principales requiere que los datos de la muestra se encuentren balanceados⁹, se estimaron los datos faltantes utilizando un algoritmo EM, en línea con lo propuesto por Stock y Watson (1998). El algoritmo consiste en calcular los factores a partir de los datos balanceados de la muestra en primera instancia. Luego, las variables con observaciones faltantes se completan utilizando los factores obtenidos en el primer paso para estimarlas. Una vez hecho esto se reestiman los factores y se vuelven a estimar los datos faltantes en un proceso iterativo hasta que los factores converjan. Un ejemplo ilustrativo de este proceso se incluye en el apéndice B.

Respecto del número de factores a considerar, se sigue el criterio utilizado por Matheson (2005) y Stock y Watson (1998, 1999, 2002) extrayendo un número fijo de factores desde los datos, usando como criterio la minimización de la raíz del error cuadrático medio de proyección¹⁰. Para ello, se estima el modelo utilizando entre 2 y 6 factores (ver apéndice C, cuadro C1).

⁷ El detalle sobre el grupo de series macroeconómicas y financieras se detalla en el apéndice A.

⁸ En el apéndice A se detallan las series diferenciadas.

⁹ Las N series utilizadas deben tener igual número de observaciones en el tiempo, sin datos faltantes.

¹⁰ En Bai y Ng (2002) se proponen criterios de información para estimar el número de factores. Sin embargo, Matheson (2005) argumenta que estos criterios típicamente retienen un gran número de factores, razón por la cual se escoge la opción que está más relacionada con el objetivo del trabajo, que corresponde a minimizar el error de proyección por sobre un criterio de ajuste o parsimonia del modelo.

**Cuadro 1****Raíz del error cuadrático medio de la proyección**

(entre enero 2001 y diciembre 2011, centavos de dólar por libra)

Horizonte	CAI	AR(1)	Futuros	FAVAR
1	22,13	22,31	21,85	18,19
2	36,52	37,06	36,22	29,53
3	47,95	49,01	47,57	40,74
6	72,16	75,19	72,03	66,97
12	89,25	94,91	93,34	88,36
24	118,56	131,75	126,47	124,77

Fuente: Estimación de los autores.

El número de rezagos (q) considerados en el FAVAR se determinó mediante el criterio de Hannan–Quinn permitiendo un máximo de 6 rezagos. A modo de robustez se calculó también el modelo usando un número fijo de rezagos desde 1 a 6, cuyo resultado se reporta en el apéndice C (cuadro C2).

IV. RESULTADOS

Se evaluó el modelo calculando la raíz del error cuadrático medio (RECM) de las proyecciones pseudo fuera de muestra desde enero de 2002 hasta diciembre del 2011. Este ejercicio se realizó estimando modelos de manera recursiva¹¹, y considerando distintos números de rezagos y factores. De estos, se escogió la especificación que presentó la mayor precisión en cada horizonte para luego contrastarla con los *benchmarks*.

Como *benchmark* utilizamos un modelo de camino aleatorio con intercepto¹² (CAI), una proyección realizada mediante el uso de contratos futuros de cobre y un modelo autorregresivo de orden 1 del precio del cobre¹³ (AR(1)). Los resultados a base de una función de pérdida de error de proyección cuadrático se muestran en el cuadro 1.

Los resultados muestran que las proyecciones del modelo FAVAR propuesto tienen una mayor precisión en horizontes de 1 a 12 meses adelante. Específicamente, el modelo propuesto tiene una RECM de US¢/lb 18,19 en las proyecciones para 1 mes adelante, lo que significa que el modelo se equivoca, en promedio, US¢/lb 3,66 menos que el modelo de futuros, su competidor más cercano. Asimismo, las RECM obtenidas para horizontes de 2, 3, 6 y 12 meses adelante son menores que los de los tres modelos con los que compite. Estos resultados sugieren que los factores subyacentes calculados contienen información relevante para la proyección del precio del cobre en el corto plazo. Para 24 meses adelante, en tanto, el modelo de camino aleatorio con intercepto entrega la menor RECM.

¹¹ Las series utilizadas fueron estandarizadas para cada submuestra.

¹² Tanto los parámetros como el intercepto fueron estimados para cada submuestra.

¹³ Se analizó también modelos de series de tiempo escogidos según criterios de información, obteniendo errores mayores que con el modelo AR(1).

Cuadro 2**Test de Diebold y Mariano**(diferencias entre errores al cuadrado del modelo FAVAR y *benchmarks*)

Horizonte	CAI	AR(1)	Futuros
1	-161,79**	-169,69**	-149,21**
2	-468,68**	-508,50**	-446,95**
3	-641,64*	-744,12*	-605,07*
6	-711,20*	-1157,42**	-691,93*
12	-134,65	-1176,26***	-881,50
24	110,78	-3500,41***	-2002,72

Fuente: Estimación de los autores.

Cifras negativas indican menor error cuadrático del FAVAR.

***significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%

Nota: El test DM tiene como hipótesis nula que la diferencia entre los errores al cuadrado de ambos modelos es cero. Se calcula mediante una regresión para la diferencia entre el error cuadrático del FAVAR y del *benchmark* contra una constante. Para evitar posibles problemas de autocorrelación se utilizó un estimador de Newey – West para la varianza.

La diferencia en precisión se contrasta mediante el test de Diebold y Mariano (1995), el cual evalúa explícitamente la hipótesis nula de que no existe diferencia en la precisión de dos proyecciones. Los resultados del test, expuestos en el cuadro 2, permiten rechazar la igualdad en horizontes de 1 hasta 6 meses adelante, mientras que para los casos de 12 y 24 meses no se logra encontrar una diferencia estadísticamente significativa. En otras palabras, el test confirma que el modelo propuesto tiene un menor error cuadrático para las proyecciones con un horizonte de 1 a 6 meses adelante respecto del conjunto de *benchmarks*, y esta diferencia es estadísticamente significativa.

Estos resultados dan cuenta de que es posible aumentar la precisión mediante el uso de un amplio set de datos a través de un modelo de factores, superando estadísticamente el *benchmark* más competitivo¹⁴ en horizontes de corto plazo (1-6 meses hacia adelante).

V. CONCLUSIONES

Este trabajo evalúa una alternativa para la proyección del precio del cobre mediante el uso de la información contenida en un amplio número de series. Dentro de estas se incluyen elementos del mercado físico del cobre, así como variables macroeconómicas y financieras. El comportamiento de estas series se resume en un pequeño número de factores inobservables, los cuales son comunes a todas ellas. Mediante la estimación de un FAVAR, se modela la dinámica conjunta del precio del cobre y dichos factores, los cuales son estimados en un paso previo mediante componentes principales sobre la matriz de covarianzas de las series.

La principal contribución del trabajo consiste en presentar esta metodología como una alternativa que permite obtener proyecciones fiables del precio del cobre. Nuestros resultados

¹⁴ En este sentido, ver Engel y Valdés (2001); García-Cicco y Montero (2012); López et al. (2011); Morandé (1979).



sugieren que las proyecciones del modelo propuesto tienen un desempeño superior al de las obtenidas mediante un modelo autorregresivo de orden 1, un camino aleatorio con intercepto y aquellas obtenidas mediante contratos futuros para el período 2002–2011 en horizontes de 1 a 12 meses. El contraste de Diebold y Mariano permite rechazar la hipótesis nula de igualdad en la precisión para horizontes de 1 a 6 meses, mientras que para un horizonte de 12 meses no es posible establecer una diferencia significativa.

REFERENCIAS

Bai, J. y S. Ng (2002). "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models". *Econometrica* 70(1): 191–221.

Bernanke, B., J. Boivin y P. Elias (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach". *Quarterly Journal of Economics* 120(1): 387–422.

Box, G. y G. Jenkins (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco, CA, EE.UU.: Holden-Day.

Breitung, J. y S. Eickmeier (2005). "Dynamic Factor Models". Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series Nº 38.

Céspedes, L.F. y A. Aguirre (2004). "Uso de Análisis Factorial Dinámico para Proyecciones Macroeconómicas". Documento de Trabajo Nº274, Banco Central de Chile.

Cochilco (2010). "Anuario de Estadísticas del Cobre y Otros Minerales: 1991 - 2010"

Das, S., R. Gupta y A. Kabundi (2010). "Forecasting Regional House Prices Inflation: A Comparison between Dynamic Factor Models and Vector Autoregressive Models". *Journal of Forecasting* 30(2): 288–302.

Diebold, F.X. y R.S. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy". *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3): 253–65.

Echavarría, G. y W. González (2011). "Un Modelo de Factores Dinámicos de Pequeña Escala para el IMACEC". *Economía Chilena* 14(2): 109–18.

Engel, E. y R.O. Valdés (2001). "Prediciendo el Precio del Cobre: ¿Más Allá del Camino Aleatorio?" Documento de Trabajo Nº100, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Forni, M., M. Hallin, F. Lippi y L. Reichlin (2000). "The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation". *Review of Economics and Statistics* (82): 540–54.

Forni, M., M. Hallin, F. Lippi y L. Reichlin (2003). "Do Financial Variables Help Forecasting Inflation and Real Activity in the Euro Area?" *Journal of Monetary Economics* (50): 1243–55.

García-Cicco, J. y R. Montero (2012). "Modelo y Pronóstico del Precio del Cobre: Un Enfoque de Cambio de Regímenes". *Economía Chilena* 5(2): 99–116.

Gillitzer, C. y J. Kearns (2007). "Forecasting with Factors: The Accuracy of Timeliness". Research Discussion Paper Nº03, Reserve Bank of Australia.



Gupta, R. y A. Kabundi (2009). "A Large Factor Model for Forecasting Macroeconomic Variables in South Africa". *International Journal of Forecasting* 27(4): 1076–88.

López, E., E. Muñoz y V. Riquelme (2011). "Una Evaluación de los Modelos de Proyección del Precio del Cobre: ¿Podemos ir más allá de la Autorregresión?" *Economía Chilena* 14(3): 83–96.

Matheson, T. (2005). "Factor Model Forecasts for New Zealand". *International Journal of Central Banking* 2(2): 169–237.

Morandé, F. (1979). "Análisis de Causalidad y Pronóstico del Precio del Cobre: Una Aplicación de las Técnicas de Box y Jenkins". *Cuadernos de Economía* 16(47): 77–112.

Stock, J. y M. Watson (1998). "Diffusion Indexes". NBER Working Paper Series N°6702.

Stock, J. y M. Watson (1999). "Forecasting Inflation". *Journal of Monetary Economics* (44): 293–335.

Stock, J. y M. Watson (2002). "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes". *Journal of Business and Economic Statistics* 20(2): 147–62.

APÉNDICE A

DESCRIPCIÓN DE LAS SERIES UTILIZADAS

Descripción (Bloomberg)	T	Descripción (Bloomberg)	T
WTI Cushing Crude Oil Spot Px	1	S&P GSCI North American Copper Index Spot	1
S&P GSCI Index Spot CME	1	China Import Commodity Unwrought Copper & Copper Products	0
S&P GSCI Industrial Metals Index Spt	1	China Import Commodity Volume - Unwrought Copper & Copper Alloy	1
S&P GSCI Copper Inx Spot	1	Mongolian Production of Major Commodities Copper with Concentrate	0
S&P GSCI Ind Met Tot Ret	1	South Africa Mining Production Volume Index 2005=100 Copper NSA MoM	0
S&P GSCI Copper Exc Tot	1	China Import Commodity Volume - Copper Ore & Concentrate	1
S&P GSCI PREC METAL ER	1	CFTC CEI High-Grade Copper Non-Commercial Long Contracts/Futures Only	0
S&P GSCI Copper Tot Ret	1	CFTC CEI High-Grade Copper Non-Commercial Short Contracts/Futures Only	0
S&P GSCI Enhanc ER	1	CFTC CEI High-Grade Copper Commercial Long Contracts/Futures Only	1
LME COPPER TOTAL	0	CFTC CEI High-Grade Copper Total Long Contracts/Futures Only	1
Comex Copper Inventory Data	1	Chicago Board Options Exchange SPX Volatility Index	0
LME CNCL WRNT COPPER TOT	0	US PPI By Processing Stage Finished Goods Total SA	1
Baltic Dry Index	0	United States Consumer Spending (Real)	1
US CPI Urban Consumers NSA	1	US New Privately Owned Housing Units Started by Structure Total SAAR	1
US Industrial Production 2007=100 SA	1	Shanghai Futures Exchange Copper Deliverable Stocks	1
China Value Added of Industry YoY	0	Eurostat Industrial Production Eurozone Industry Ex Construction SA	1
S&P 500 Index	1	IMF Euro Area Industrial Production SA by Reporting Country	0
Dow Jones Industrial Average	1	Dow Jones US Household Goods & Home Construction Index	1
BBA LIBOR USD 3 Month	1	China Import Commodity Copper Products	0
China Export Trade	1	China Import Commodity Value - Copper Ores & Concentrates	1
China Import Trade	1	China Import Commodity Value - Copper Products	0
US Generic Govt 10 Year Yield	1	China Import Commodity Value - Scrap Copper	1
Anglo American PLC	1	Global Mined Copper Production - Asia	0
BHP Billiton Ltd	1	Global Mined Copper Production - Middle East	1
Xstrata PLC	1	Global Mined Copper Production - North America	0
Rio Tinto PLC	1	Global Mined Copper Production - South & Central America	0
Freeport-McMoRan Copper & Gold Inc	1	Global Refined Copper Production - Africa	1
Southern Copper Corp	1	Global Refined Copper Production - Asia	1
Citigroup BIG Corporate	1	Global Refined Copper Production - Europe	1
Citigroup BIG Bond	1	Global Refined Copper Production - Middle East	1
Citigroup WorldBIG Local Currency	1	Global Refined Copper Production - North America	1
Citigroup BIG Industrial	1	Global Refined Copper Production - South & Central America	1
Citigroup Treas Local Currency	1	Global Refined Copper Demand - Africa	0
Citigroup EuroBIG 1 to 3 Year	1	Global Refined Copper Demand - Asia	1
Citigroup WorldBIG Industrial Local Currency	1	Global Refined Copper Demand - Europe	1
LME ALUMINUM 3MO (\$)	1	Global Refined Copper Demand - North America	1
LME ALUM ALY 3MO (\$)	1	Global Refined Copper Demand - Oceania	0
Generic 1st 'LA' Future	1	Global Refined Copper Demand - South & Central America	0
Generic 3rd 'LA' Future	1	USDCLP Spot Exchange Rate - Price of 1 USD in CLP	1
Generic 6th 'LA' Future	1	USDPEN Spot Exchange Rate - Price of 1 USD in PEN	0
Generic 12th 'LA' Future	1	Commodity Research Bureau BLS/US Spot Raw Industrials	1
United States Money Supply M2	1	Known Copper Ore & Concentrate Inventories	0
United States Money Supply M1	1	S&P World Commodity Copper - Grade A Index ER	1
Federal Funds Effective Rate US	1	S&P World Commodity Copper - Grade A Index TR	1
United States Consumer Confidence	1	S&P World Commodity Copper - Grade A Index	1
US Generic Govt 5 Year Yield	1	EURUSD Spot Exchange Rate - Price of 1 EUR in USD	1
US Generic Govt 2 Year Yield	1	US Trade Weighted Broad Dollar January 1997=100	1

Nota: T indica el número de diferenciaciones aplicadas a la serie.

APÉNDICE B

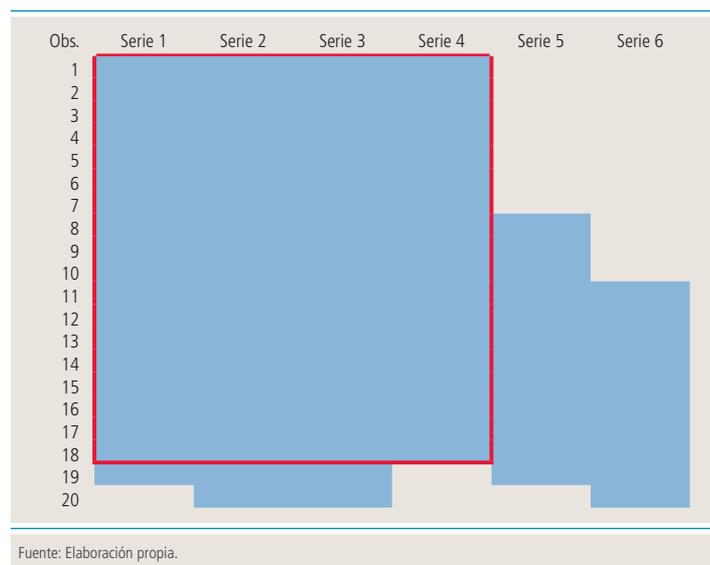
DETALLE DEL ALGORITMO EM UTILIZADO PARA ESTIMAR DATOS FALTANTES

Dado que la estimación de factores comunes requiere que la muestra de datos esté completa (balanceada), aquellas series a las que les faltan datos deben ser tratadas para poder estimar dichos datos. Para ello utilizamos un algoritmo EM que consiste en dos pasos básicos que luego son iterados.

El gráfico B1 representa una muestra no balanceada de 6 series y 20 observaciones. Las observaciones disponibles para cada serie se representan con color azul, en tanto los datos faltantes se encuentran en gris.

Gráfico B1

Estimación de datos faltantes



El primer paso para proyectar los datos faltantes consiste en estimar los factores comunes a aquella parte de la muestra que se encuentra balanceada. En nuestro ejemplo esto se hace con las primeras 18 observaciones de las series 1 a 4 (cuadrado rojo). El segundo paso consiste en proyectar los datos faltantes a partir de los factores estimados inicialmente. Dado que suponemos que los factores son comunes a todas las series, realizamos una regresión entre los factores estimados y aquellas series con datos faltantes. Sobre la base de esta regresión se “proyectan”^a los datos faltantes de las series 5 y 6. Una vez completadas las series se repite el primer paso, volviendo a estimar los factores utilizando esta vez, también las series 5 y 6 (que ahora están completas hasta la observación 18). Con estos nuevos factores, se realiza una nueva “proyección” de los mismos datos faltantes realizada en la iteración anterior, luego vuelven a calcularse los factores y así sucesivamente hasta que los factores converjan. Para proyectar los datos faltantes hacia adelante el procedimiento es análogo.

a. Se trata de una proyección hacia atrás o backcasting.

APÉNDICE C

EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

Cuadro C1

RECM según número de factores extraídos

Max factores	2	3	4	5	6
Horizonte					
1	20,02	19,78	19,55	19,55	19,02
2	33,22	32,49	32,30	32,50	31,93
3	44,88	44,40	43,88	44,26	43,67
6	70,67	70,07	69,22	69,95	69,52
12	89,61	88,36	88,86	89,80	89,77
24	126,01	124,77	125,02	125,64	125,44

Fuente: Cálculo de los autores.

Cuadro C2

RECM según número de rezagos del VAR estimado

Rezagos VAR	1	2	3	4	5	6
Horizonte						
1	19,36	18,22	18,20	18,34	18,19	18,36
2	32,06	29,59	29,53	29,82	30,37	30,99
3	43,67	41,18	40,74	40,74	41,96	43,21
6	69,52	66,97	67,23	67,06	69,84	71,08
12	89,77	90,54	91,23	94,31	99,26	101,76
24	125,45	126,71	126,49	128,65	133,13	136,94

Fuente: Cálculo de los autores.



EVOLUCIÓN DE PRECIOS SEGÚN NIVEL DE INGRESOS

Marcus Cobb C.*

I. INTRODUCCIÓN

En octubre del 2008, el *índice de precios del consumidor* (IPC) alcanzó una variación anual cercana a 10%. Esto probablemente fue motivado, al menos en parte, por el alza significativa de los precios internacionales de alimentos y combustibles¹. La encuesta Casén del 2009 reveló que, influido por este episodio, el valor de la canasta básica de alimentos, con la que se define la línea de la pobreza, había aumentado en 36% respecto de la medición del 2006², mientras el IPC lo había hecho en 15%³. A la luz de estos hechos surge la pregunta de cómo ha afectado la evolución de los precios a los hogares de menores ingresos.

En este documento se construyen medidas de precios a base del patrón de gasto de cada uno de los quintiles de ingresos y se comparan los dos extremos. Se encuentra que, en el período inflacionario del 2008, la variación anual de los precios relevantes para el quintil de menores ingresos habría sido aproximadamente 4 puntos porcentuales mayor que la del quintil de mayores ingresos en los meses con mayor diferencia. Además, se encuentra que esta mayor inflación no se habría compensado en los períodos siguientes.

II. CONSTRUCCIÓN DE UN ÍNDICE DE PRECIOS POR QUINTIL

El objetivo de este documento es analizar cómo ha afectado la evolución de los precios a los hogares de menores ingresos en relación con el resto. Para esto se construyen series de precios que reflejarían las diferencias entre los patrones de gasto de los distintos quintiles. Para establecer estas diferencias se recurrió a la VI Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF)⁴ (INE, 2009a) y, en particular, el análisis se realizó a base del gasto relativo de cada quintil ordenado según el ingreso de cada hogar.

* Gerencia de Estadísticas Macroeconómicas, Banco Central de Chile. E-mail: mcobb@bcentral.cl

¹ El Boletín Informativo del Instituto Nacional de Estadísticas de Índices de Precios de Octubre del 2008 (N°120) reporta un aumento de 9,9% anual en el IPC, 13,8% anual en el precio del grupo Alimentos y 20,9% anual en Combustibles. En Cepal (2009) y FAO (2011) se hace un recuento del complejo panorama mundial que produjo el alza de los combustibles y de los alimentos, respectivamente.

² En términos nominales. Fuente: Mideplán, División Social, Encuesta Casén 2009.

³ Variación entre los promedios anuales del 2006 y 2009.

⁴ La VI EPF fue confeccionada por el INE y cubrió el período de noviembre 2006 a octubre 2007. En esta encuesta, se levanta información respecto de los ingresos y gastos de unos diez mil hogares elegidos de forma de ser representativos de la población chilena, siendo el análisis de gasto realizado a un nivel muy específico. Los resultados de la encuesta se presentan por quintil de ingreso.

Cuadro 1**Gasto relativo por quintil de ingreso y tipo de producto**

(porcentaje)

	IPC 2009	EPF					
		Total	Hogares ordenados de acuerdo con el ingreso del hogar				
			Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Gasto Promedio por hogar (pesos de abril 2007)		740.706	242.559	391.175	539.027	781.573	1.749.195
Alimentos	24,2	22,1	36,5	32,0	27,6	23,2	15,6
Vestuario	5,2	5,2	5,2	5,6	5,5	5,6	5,0
Gasto de la vivienda	13,3	14,5	18,2	15,7	14,8	13,8	13,8
Equipamiento de vivienda	7,5	7,6	6,2	6,1	6,3	7,2	8,7
Servicios médicos	5,4	5,6	4,8	4,1	5,3	6,2	5,9
Transporte y comunicaciones							
Combustible automóvil	3,4	3,4	1,0	1,9	2,5	3,3	4,4
Transporte privado	10,5	9,8	2,3	5,1	5,7	8,7	13,7
Resto transporte	10,4	9,3	10,9	12,2	12,3	10,9	6,9
Recreación	4,5	4,1	3,3	3,9	3,8	4,0	4,4
Enseñanza	6,5	6,0	3,3	4,0	5,5	5,7	7,1
Otros bienes y servicios	9,1	12,4	8,3	9,4	10,8	11,4	14,5

Fuente: Elaboración propia.

En lo que respecta a la información de precios, se utilizaron los datos desagregados del IPC a nivel de subclases⁵ para el período que va de diciembre 1998 a diciembre 2011. Sin embargo, cabe notar que no se dispone de una base oficial que cubra dicho período, ya que el IPC ha sufrido una serie de modificaciones que hacen que las bases desagregadas de los distintos marcos metodológicos no sean directamente comparables. Por este motivo se recurrió al trabajo de Pedersen et al. (2009), quienes realizan la debida compatibilización de las series antiguas, de 1989 a 2008, con la estructura de subclases de la canasta de IPC más reciente.

A partir de la base de precios y de la de patrones de gasto fue necesario homologar la clasificación de productos de ambas encuestas para la subsecuente construcción de las series de precios por quintil. Para tal efecto, se realizó un trabajo de emparejamiento o *matching* exhaustivo, esto es que se asignó una correspondencia para el 100% de los componentes, entre ambas clasificaciones (las subclases del IPC y la composición del gasto a nivel de 3 dígitos⁶). El resultado del proceso fueron 35 subgrupos que a su vez fueron agregados para conformar once grupos. El cuadro 1 muestra el gasto relativo por quintil y tipo de producto⁷ para estos

⁵ Son 143 subclases.

⁶ Cuadro 14 de la EPF.

⁷ El proceso de homologación usó como punto de partida la clasificación de la EPF tratando de reclassificar las subclases del IPC a esta estructura. Sin embargo, esto no calza perfectamente debido a las características de ambas bases y por lo tanto los pesos relativos no calzan con la distribución a un dígito que se encuentra en el cuadro 3 de la EPF, pues algunas líneas fueron reubicadas. Esto, debido a que en el IPC se presentaban en un grupo con otros ítems de mayor relevancia. Un ejemplo es transporte escolar, que fue movido de Enseñanza a Transportes.



últimos. En particular, se observa que a este nivel de agregación los ponderadores basados en el IPC 2009 y los basados en la EPF total (sin separar por quintil) son similares en la mayoría de los casos. Las mayores diferencias se encuentran en Alimentos y Otros bienes y servicios.

Dada la posible arbitrariedad en el proceso de emparejamiento de las clasificaciones, se siguieron dos enfoques referentes al nivel de agregación para construir las series de precios por quintil. Esto porque, por un lado, la comparación a un nivel relativamente agregado podría no recoger satisfactoriamente las diferencias en el patrón de gastos de los grupos con distintos niveles de ingreso; y por otro lado, el análisis a un nivel más desagregado podría verse influenciado si ciertos ítems considerados comparables en ambas bases (EPF e IPC) realmente no lo fueran. El emparejamiento permitió generar series de precios para los once grupos y 35 subgrupos⁸ a partir de las cuales se utilizaron los ponderadores de la EPF para construir los índices de precios por quintil.

III. EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS POR QUINTIL

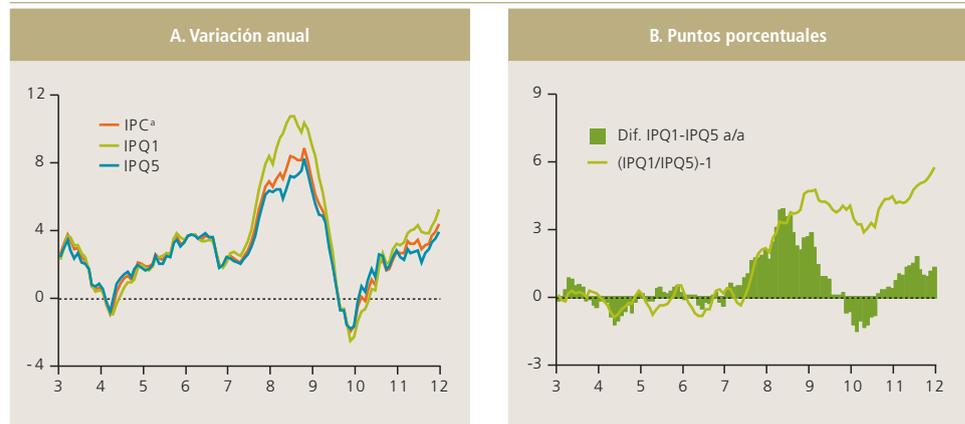
Para el análisis de la evolución de los precios cabe mencionar que la EPF se recogió mayoritariamente en el período inmediatamente anterior al comienzo del período inflacionario que empezó a gestarse a mediados del 2007 y que se prolongó hasta que estalló la crisis financiera mundial del 2008. Con esto, la estructura de precios con la que se construyen estos índices de precios por quintil es probablemente un reflejo apropiado de la estructura de gasto imperante cuando empezó el episodio inflacionario. Si bien lo más probable es que las personas hayan alterado sus decisiones de consumo, el análisis que sigue al menos permite cuantificar en cierta medida las señales que estaban recibiendo los distintos grupos de personas según su nivel de ingresos.

1. Series construidas a partir de los once grupos

El gráfico 1 muestra la evolución de las series de precios de los quintiles uno (menores ingresos) y cinco (mayores ingresos). En particular, se observa que el comportamiento de ambas series es similar, excepto por el episodio inflacionario antes mencionado, siendo en este mayor la inflación del quintil más pobre. También se observa que la abrupta caída de la inflación en el 2009 afecta a ambos índices por igual, significando que el mayor crecimiento de los precios que afectan al primer quintil en el período inflacionario no se compensa con la subsecuente caída.

Esto queda en evidencia en el panel derecho del gráfico 1, donde se muestra la desviación porcentual de la razón entre los niveles de precios (IPQ1 / IPQ5) respecto del promedio de los años 2000-2006. Se observa que antes del 2007, esta razón se mantenía cercana a cero, pero a mediados del 2007 el IPQ1 creció más rápido que el IPQ5 haciendo que a principios del 2009 la razón fuera aproximadamente 5% mayor que la del período de referencia. Luego

⁸ El IPC sufrió cambios en sus ponderadores en 2009 y en 2010, y por lo tanto la generación de series desagregadas (11 y 35) contempló el uso de las tres canastas para mantener la coherencia con el total publicado —Canastas Dic.1998 = 100, Dic.2008 = 100 y año 2009 = 100 (INE, 1999, 2009b, 2009c). Sin embargo, solo se utilizó un conjunto de ponderadores de la EPF para confeccionar esta minuta. En el apéndice A se muestran las diferencias que aparecen al completar la agregación posterior solo con los ponderadores del año 2009.

Gráfico 1**Índice de precios construidos a partir de los once grupos, quintiles 1 y 5**
(porcentaje)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Serie de IPC referencial que resulta de agregar los once grupos con ponderadores del 2009. Ver apéndice A.

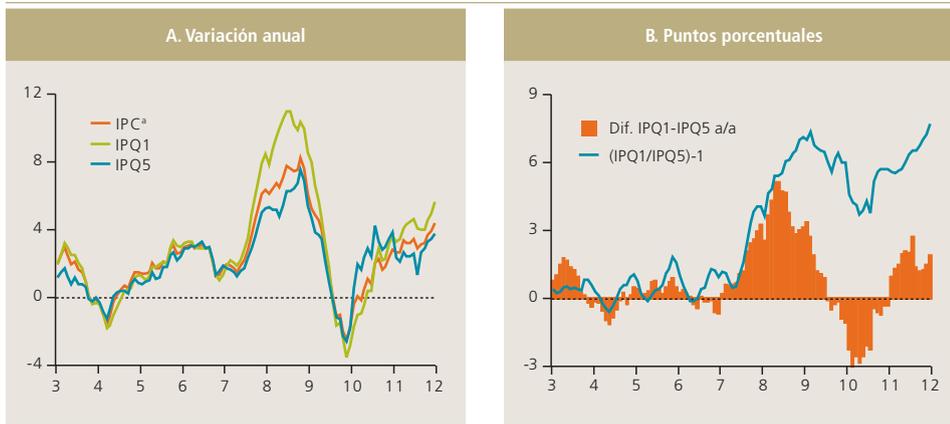
del período inflacionario esta razón no habría retornado a los niveles previos. Por otro lado, se observa que la diferencia en puntos porcentuales entre la variación anual del IPQ1 y del IPQ5 (Dif.Q1-Q5a/a) alcanza su máximo en mayo del 2008 bordeando los 4 pp.

La evolución de los precios para los quintiles dos, tres y cuatro en variaciones anuales se ubican, al menos para el período inflacionario del 2008, en el intervalo que forman los quintiles uno y cinco⁹. Haciendo la misma comparación del párrafo precedente pero del quintil de menores ingresos respecto del quintil del medio, se encuentra que la razón entre los niveles de precios (IPQ1 / IPQ3) habría sido 2,2% mayor a principios del 2009. Por otro lado, la máxima diferencia en puntos porcentuales entre la variación anual del IPQ1 y la del IPQ3 habría sido levemente inferior a 2.

2. Series construidas a partir de los 35 subgrupos

El gráfico 2 muestra la evolución de las series de precios de los quintiles uno y cinco. En particular, se observa una evolución similar a la de las medidas construidas a partir de los once grupos, solo que las brechas son mayores. En lo que se refiere a las diferencias entre la variación anual del IPQ1 y la del IPQ5 se observa que en mayo del 2008 se habría alcanzado una diferencia levemente superior a 5 pp. (panel derecho). Esta mayor brecha se refleja en la evolución de desviación porcentual de la razón IPQ1 / IPQ5, donde se observa que a principios del 2009 habría alcanzado 7,5%. En este caso, respecto del caso de los once grupos, la evolución de la desviación porcentual es más volátil, pero la lectura de su evolución es

⁹ En el apéndice B se presenta un gráfico con todos los quintiles.

Gráfico 2**Índice de precios construidos a partir de los 35 subgrupos, quintil 1 y 5**
(porcentaje)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Serie de IPC referencial que resulta de agregar los 35 subgrupos con ponderadores del 2009. Ver apéndice A.

similar. En lo que respecta a la comparación entre el quintil uno y el tres, se encuentra que $IPQ1 / IPQ3$ habría sido 3,5% mayor a principios del 2009, siendo la máxima diferencia entre la variación anual de IPQ1 y la de IPQ3 levemente mayor a 2,5 pp.

3. Precios de alimentos por quintil

El episodio del 2008 se caracterizó por un incremento importante en el precio de los alimentos (FAO, 2011). El índice de precios de alimentos que computa la FAO creció 64% entre enero del 2007 y junio del 2008, lo que queda en evidencia en el gráfico 3. Como ya se mencionó, en octubre del 2008, el IPC de alimentos registró una variación anual de 13,8%. Determinar cuánto de este fenómeno se transmitió al mercado interno no es trivial; sin embargo la lógica económica sustentaría la afirmación de que cierto grado de traspaso existiría. Moreno y Pistelli (2008) y Pistelli y Riquelme (2010) exploran las complejidades de identificar los factores que influyen en el grado de traspaso.

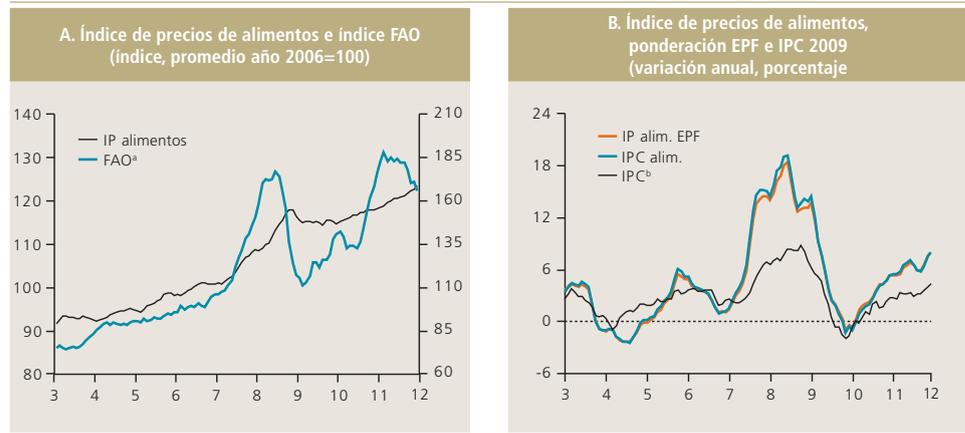
El aumento de precios experimentado por los alimentos significó que el valor de la canasta básica de alimentos —con la que se establece la línea de la pobreza, y que utilizó la encuesta Casén del 2009— aumentara en 36% respecto de la medición del 2006¹⁰, mientras que el IPC lo había hecho en 15%¹¹. Este hecho mostró que la evolución heterogénea de los precios no afectaba a todos por igual. El ejercicio de emparejamiento a 35 subgrupos permitió conformar 9 subgrupos de alimentos. Con esto, fue posible recoger en cierta medida la diferencia en el patrón de gasto de los distintos quintiles para este grupo.

¹⁰ En términos nominales. Fuente: Mideplán, División Social, Encuesta Casén 2009.

¹¹ Variación entre los promedios anuales del 2006 y 2009.

Gráfico 3

Precio internacional de alimentos e índices de precios internos



Fuente: Elaboración propia y Food and Agriculture Organization of the United Nations.

Nota: FAO Food Price Index.

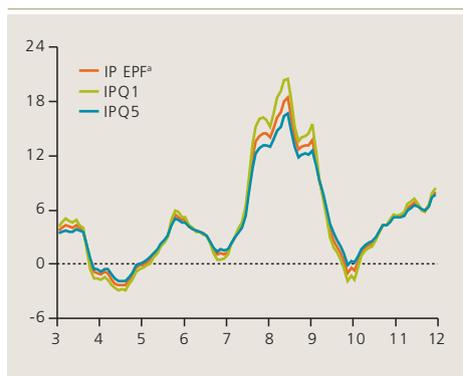
Nota: Serie de IPC referencial que resulta de agregar los 35 subgrupos con ponderadores del 2009. Ver apéndice A.

En el gráfico 4 se presenta la evolución de las series de precios de alimentos de los quintiles uno y cinco. Se aprecia que solo aparece una brecha significativa durante el episodio inflacionario del 2008. Esta brecha exhibe su máximo en mayo del 2008 y es de 4pp¹². La explicación para esta brecha radica en que los subgrupos que ponderan más en el gasto del quintil de menores ingresos (pan, leche y verduras) fueron los que exhibieron los aumentos más significativos. Así también, tales subgrupos no revirtieron las alzas con la subsecuente moderación en la inflación¹³.

Gráfico 4

Índice de precios de alimentos

(variación anual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Serie de precios construida con los ponderadores totales de la EPF.

Cabe mencionar que, para la mayor parte del período examinado, la ausencia de brecha entre el crecimiento de los índices de precios de alimentos por quintiles no significa que la inflación de alimentos haya afectado a todos los hogares por igual. Esto, porque los precios de los alimentos han crecido a un ritmo mayor que los del resto de la canasta del IPC por períodos prolongados (gráfico 3) siendo que el desembolso por alimentos en el quintil de menores ingresos más que duplicaría el del quintil de mayores ingresos (y si se excluye el subgrupo de bebidas en casa y restaurantes, lo triplica). Esto se observa en que el quintil de menores ingresos gastaría un 36,5% de sus ingresos, mientras el

¹² Cabe notar en el panel derecho del gráfico 3, que la evolución del índice de precios construido a partir de la EPF no dista demasiado de la del IPC de alimentos, lo que sugiere que la comparación es apropiada.

¹³ Las series se encuentran graficadas en el apéndice C.

Cuadro 2
Gasto relativo por quintil de ingreso y por subgrupo de alimentos

(porcentaje)

	IPC 2009	EPF					
		Total	Hogares ordenados de acuerdo con el ingreso del hogar				
			Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Alimentos	24,2	22,1	36,5	32,0	27,6	23,2	15,6
Pan, cereales y pastas	4,0	3,6	7,7	6,3	5,1	3,8	1,9
Carne	4,2	3,7	7,4	6,2	5,1	4,0	2,0
Pescado y marisco	0,5	0,4	0,6	0,5	0,5	0,5	0,3
Leche, queso y huevos	2,3	2,0	3,4	3,0	2,6	2,2	1,4
Aceite, mantequilla y margarina	0,5	0,5	1,1	0,8	0,6	0,5	0,2
Frutas	0,9	1,1	1,9	1,6	1,3	1,2	0,7
Verduras y tubérculos	2,7	2,0	4,5	3,6	2,7	2,0	1,0
Azúcar, café, té, dulces y condimentos	3,3	2,6	4,0	3,6	3,2	2,8	1,9
Bebidas en casa y gastos en restaurantes	6,1	6,3	6,0	6,5	6,5	6,4	6,1

Fuente: Construcción propia.

quintil de mayores ingresos solo gastaría 16%. Esto se observa en el cuadro 2 donde además, se puede apreciar el gasto relativo por subgrupo de alimentos.

IV. CONCLUSIONES

Este documento presenta la evolución de series de precios contruidos de acuerdo con el patrón de gasto de cada quintil de ingresos, basado en la VI Encuesta de Presupuestos Familiares y los datos desagregados del IPC empalmados a nivel de subclase.

Al comparar la evolución del índice de precios de los quintiles uno y cinco (IPQ1 y IPQ5), se aprecia que en el período inflacionario del 2008 la variación anual del IPQ1 habría sido aproximadamente 4 puntos porcentuales mayor que la del IPQ5, si la estructura de consumo se hubiera mantenido inalterada. Bajo estas mismas condiciones y refiriéndonos a los niveles, en 2008 la razón entre IPQ1 e IPQ5 habría sido entre 5,0 y 7,5% más alta que el promedio de los años 2000 al 2006, significando que el período inflacionario habría afectado más severamente a los sectores de menor ingreso. También se observa que este aumento relativo no se habría revertido luego de la moderación en la inflación.

Es importante mencionar que, dado el carácter optimizador de los agentes, es ingenuo pensar que no modificarían sus decisiones de consumo para eludir el impacto del aumento en los precios (lo que no es posible bajo el supuesto de ponderadores fijos). Sin embargo, eso no es posible medirlo.

De todas formas, este ejercicio sirve para cuantificar los incentivos relativos que enfrentaron los hogares de distintos niveles de ingreso, y por otro lado motiva la utilización de la Encuesta de Presupuestos Familiares para estudiar el impacto de la inflación en los hogares.

REFERENCIAS

Cepal (2009). "La Crisis de los Precios del Petróleo y su Impacto en los Países Centroamericanos". Naciones Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, junio.

FAO (2011). "Precios de los Alimentos: De la Crisis a la Estabilidad". Día Mundial de la Alimentación, Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación, octubre.

Instituto Nacional de Estadísticas (1999). "Índice de Precios al Consumidor IPC Base diciembre 1998=100, Aspectos Metodológicos". Disponible en www.ine.cl

Instituto Nacional de Estadísticas (2009a). "VI Encuesta de Presupuestos Familiares". Disponible en www.ine.cl

Instituto Nacional de Estadísticas (2009b). "Manual Metodológico del Índice de Precios al Consumidor (IPC) Nacional Base Anual 2009=100". Disponible en www.ine.cl

Instituto Nacional de Estadísticas (2009c). "Metodología del Índice de Precios al Consumidor (IPC) Base diciembre del 2008=100". Disponible en www.ine.cl

Moreno, D. y A. Pistelli (2008). "Inflación de Alimentos y Energía en una Muestra de Países". *Economía Chilena* 11(3): 113–19.

Pedersen, M., H. Rubio y C. Saavedra (2009). "Empalme de Subclases del IPC de Chile Series Mensuales 1989-2008". *Estudios Económicos Estadísticos* N°79, Banco Central de Chile.

Pistelli, A. y V. Riquelme (2010). "Auge y Caída de Precios de *Commodities* y su Impacto sobre Precios Domésticos: Comparación internacional". Documento de Trabajo N°567, Banco Central de Chile.

APÉNDICE A

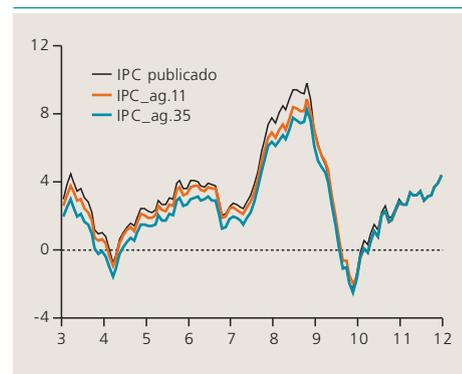
IPC HISTÓRICO CONSTRUIDO A PARTIR DE PONDERADORES 2009

El IPC sufrió cambios en sus ponderadores en 2009 y 2010 y por lo tanto la agregación a partir de series empalmadas con los ponderadores de la nueva canasta no necesariamente replicará el IPC publicado. Como solo se utilizó un conjunto de ponderadores de la EPF para los fines de esta minuta, en el gráfico A1 se presentan series de IPC que se obtienen de agregar los once grupos y 35 subgrupos (IPC ag.11 e IPC ag.35, respectivamente) con ponderadores del 2009. Se observa que la variación anual del IPC publicado es muy similar, aunque levemente mayor, a la del IPC_ag.11 excepto por el año 2008. Esto puede ser un reflejo de la menor ponderación de alimentos en la canasta 2009. La variación anual de IPC_ag.35 es consistentemente menor que las otras dos.

Gráfico A1

IPC publicado y reconstruido

(variación anual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

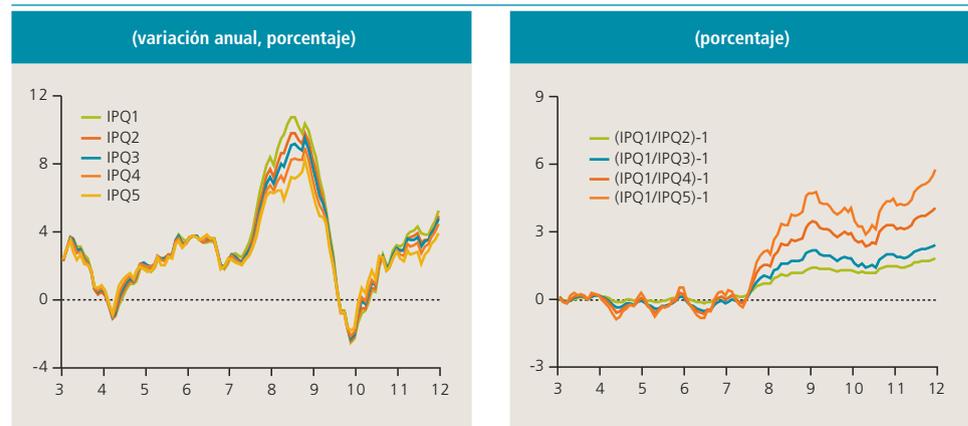
Nota: Calculado a base del IPC mensual oficial publicado por el INE.

APÉNDICE B

ÍNDICES DE PRECIOS POR QUINTILES

Gráfico B1

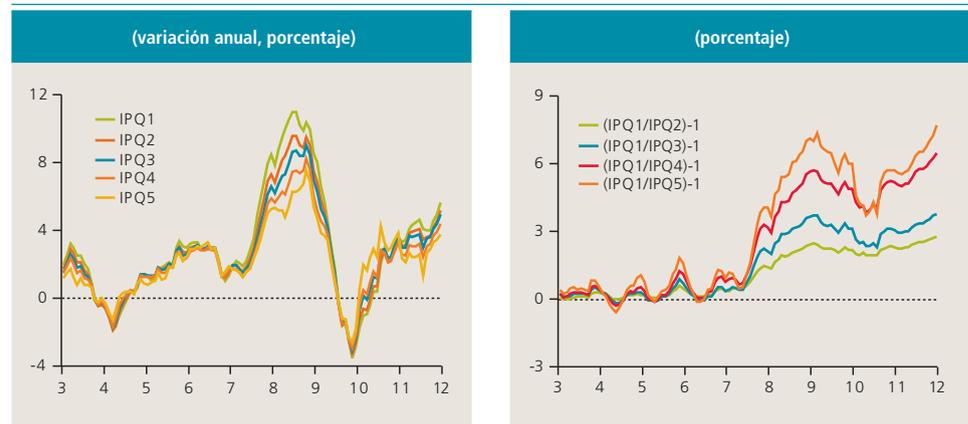
Índice de precios todos los quintiles a partir de once grupos



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico B2

Índice de precios para todos los quintiles a partir de 35 subgrupos



Fuente: Elaboración propia.

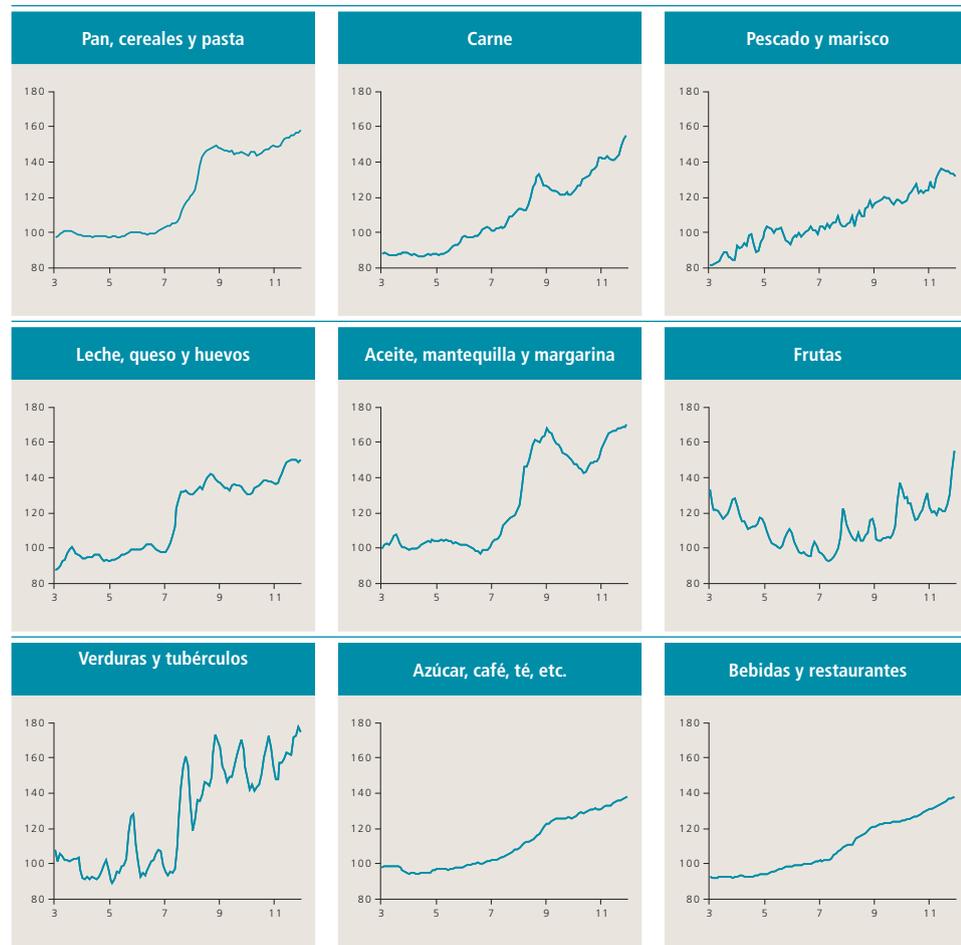
APÉNDICE C

PRECIOS DE ALIMENTOS

Gráfico C1

Índice de precios de los subgrupos de alimentos

(índice, promedio año 2006=100)

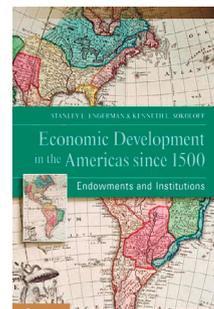


Fuente: elaboración propia a partir de datos del INE.

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "ECONOMIC DEVELOPMENT IN THE AMERICAS SINCE 1500: ENDOWMENTS AND INSTITUTIONS"

de Stanley E. Engerman y Kenneth L. Sokoloff
Cambridge University Press, 2012.



Gonzalo Islas R.*

INTRODUCCIÓN Y CONTEXTO EN LA DISCIPLINA

"Economic Development in the Americas since 1500" compila, ordena y contextualiza el resultado de 15 años de investigaciones realizadas por Stanley Engerman y Kenneth Sokoloff (en algunos casos con la colaboración de otros autores), centradas en una de las preguntas más apasionantes y debatidas en historia económica: ¿Cómo explicar las diferencias en el nivel de desarrollo entre EE.UU. y América Latina? Es generalmente aceptado que, al momento de producirse la llegada de los colonizadores europeos, los territorios que quedaron bajo el control español (México y Perú, en particular) tenían un nivel de desarrollo mayor que aquellos en los que años más tarde se instalarían los colonos ingleses. Por otra parte, investigaciones recientes muestran que a mediados del siglo XVIII varias de las islas del Caribe (entre ellas, Haití) se encontraban entre los territorios de mayor ingreso per cápita en el mundo. La pregunta entonces se puede reformular como ¿por qué (y cuándo) se quedó atrás América Latina?

Merece destacarse el hecho de que la primera colaboración entre Engerman y Sokoloff en este tema sea un ensayo aparecido originalmente en el libro "How Latin America Fell Behind"¹, el cual resume los trabajos presentados en una conferencia realizada en la Universidad de Stanford en 1992 y que constituye uno de los libros más influyentes en el desarrollo reciente del estudio de la historia económica de América Latina. El punto en común de

todos los artículos incluidos en tal libro es su adherencia a los principios de la "nueva historia económica" o "cliometría", esto es, el uso de las herramientas y métodos propios de la economía para el análisis de preguntas de carácter histórico, basándose en hipótesis testeables empíricamente, y dejando atrás los paradigmas de la escuela estructuralista-dependentista, que había dominado la discusión académica en América Latina.²

En los últimos 20 años hemos visto cómo este enfoque ha generado importantes aportes en temas tales como los orígenes y el desarrollo del proceso de industrialización, el impacto de la migración, la economía política de los mercados financieros y de los procesos de apertura (y cierre) comercial. Por ende, los trabajos de Engerman y Sokoloff que se compilan aquí pueden ser vistos como parte de un esfuerzo mayor por comprender de mejor forma la evolución económica de la región a partir de su independencia de las metrópolis europeas.

EL ARGUMENTO CENTRAL DEL LIBRO

Este libro se une a otras publicaciones recientes que enfatizan el análisis de las instituciones como determinantes de las diferencias en el desarrollo económico. El caso del continente americano ha sido reconocido como un excelente "experimento natural" debido tanto a su diversidad geográfica como a la participación de distintas metrópolis europeas en el proceso de colonización.

* Universidad Adolfo Ibáñez. E-mail: gonzalo.islas@uai.cl

¹ Engerman y. Sokoloff (1997).

² Ver Haber (1997) para una síntesis de este argumento y una exposición sobre las diferencias metodológicas de ambos enfoques.



A partir de los trabajos de Douglass C. North, se define a las instituciones como las organizaciones o reglas, formales o informales, que regulan e influyen el comportamiento económico. En años recientes han ganado fuerza las explicaciones basadas en las instituciones para explicar las diferencias en el desarrollo económico (por sobre otras basadas en factores como la cultura o la religión) pero, tal como señalan los autores, al postular que las diferencias en el desarrollo se derivan de diferencias institucionales, se plantea el desafío de explicar su origen.

Una corriente con muchos seguidores atribuye estas diferencias a un origen exógeno. En el caso particular que ocupa a este libro, se argumenta que las instituciones de origen británico han sido más favorables al desarrollo de mercados y al crecimiento económico que aquellas de origen español. Engerman y Sokoloff observan, correctamente, que al centrarse en Estados Unidos y Canadá, se olvida que existe una serie de ex colonias británicas en el Caribe cuyo desempeño económico deja mucho que desear, lo cual, señalan, sin duda resta fuerza a las explicaciones basadas en el origen del país colonizador.³

En respuesta a ello, Engerman y Sokoloff destacan el rol de las dotaciones iniciales de factores a la hora de dar forma a las instituciones. Entendemos las dotaciones de factores en aspectos tales como: recursos naturales, densidad de población indígena, acceso a vías de comunicación, topografía y clima.

Los autores postulan que estas dotaciones iniciales de factores tuvieron un impacto clave sobre el tipo de organización económica e institucional que adoptarían las distintas colonias. En particular, distinguen entre tres tipos de colonias: (1) colonias con ventajas comparativas en la producción de cultivos caracterizados por altas economías de escala (principalmente azúcar), (2) colonias con una población indígena considerable al momento de la llegada de los europeos y abundantes recursos mineros (oro y plata) y (3) colonias con baja densidad de población indígena y con ventajas comparativas en la producción de granos. En los dos primeros tipos, el desarrollo de actividades caracterizadas por economías de escala llevó a un alto nivel de concentración de la riqueza. Mientras, en el tercer tipo de colonias, la ausencia de economías de escala significativas

en la producción (y la ausencia de mano de obra a bajo costo) permitió el desarrollo de sociedades caracterizadas por un nivel de homogeneidad mayor.

De esta forma, la hipótesis central podría resumirse así: las diferencias extremas en los niveles de desigualdad que surgieron al inicio de la llegada de los europeos al continente contribuyeron a las diferencias sistemáticas en la que evolucionaron sus instituciones. ¿Cómo se produce el impacto perdurable de esta desigualdad inicial a través del tiempo? A partir del desarrollo de instituciones orientadas a mantener esta desigualdad y, junto con ella, las ventajas de la elite en el poder. Estas instituciones restringieron el acceso a oportunidades económicas a la mayoría de la población, y estas restricciones pasaron a tener un efecto mayor a partir del proceso de industrialización en la segunda mitad del siglo XIX.

DOTACIÓN DE FACTORES E INSTITUCIONES EN EL TIEMPO

Las instituciones que los autores analizan en detalle son las reglas de votación, la educación, el sistema tributario, las políticas de inmigración y los sistemas financieros, y este análisis ocupa la parte central de la obra.

Para ello, se realiza un esfuerzo notable de recolección y sistematización de datos. Los sistemas oficiales de estadísticas a lo largo de América Latina presentan importantes diferencias en el grado de calidad de la información y, en muchos casos, resulta particularmente difícil realizar comparaciones directas. Ello implica, lamentablemente, que en varios de los capítulos el análisis empírico no pueda ser desarrollado en profundidad, desafío que tendrá que ser asumido por futuros investigadores del tema.

En el análisis de cada institución en particular, se observa un patrón que se repite. El nivel de inequidad inicial, fundamentalmente basado en la dotación inicial de factores, tiene un impacto sobre el diseño inicial de las instituciones, lo que a su vez incide en la forma en que estas cambian en el tiempo, aun cuando tal dotación inicial deje de ser relevante en términos económicos.

La discusión comienza con el análisis de las instituciones de votación. La comparación entre Norteamérica y el resto del continente revela un punto de partida similar: un padrón electoral sumamente reducido (generalmente

³ Ver North et al. (2000) para un análisis de la relevancia de las instituciones coloniales para el desarrollo posterior en América.

con restricciones para votar ligadas al alfabetismo o la tenencia de tierras u otra forma de riqueza, que llevaban a que menos del 1% de la población pudiera votar), a partir del cual los derechos de votación se van extendiendo a más grupos dentro de la población. Sin embargo, al estudiar la velocidad de tales cambios aparecen diferencias significativas entre países. Es así como mientras que a mediados del siglo XIX en EE.UU el porcentaje de participación electoral superaba el 10%, en el resto del continente tal cifra solo se alcanzaría casi 100 años más tarde. Las restricciones a la votación permiten entender cómo la elite pudo mantener instituciones favorables a sus intereses por un período largo de tiempo.

Al analizar la educación, se muestra que ya a principios del siglo XX América Latina presentaba importantes rezagos en sus tasas de alfabetismo y en su inversión en educación en comparación a sus vecinos del norte (pese a que a mediados del siglo XIX la mayoría de los países contaba con recursos suficientes como para financiar una expansión significativa de su sistema educativo).

Es interesante notar la conexión entre educación y derechos de votación: bajo un marco legal que impone el alfabetismo como condición de participación, la inversión por parte del Estado en educación tiene como consecuencia la ampliación del padrón electoral. Esto, sumado a que la elite habitualmente tiene acceso a sus propios sistemas educacionales, implica un fuerte desincentivo a la inversión en educación pública.

En el caso de los impuestos, se encuentran semejanzas y diferencias en la situación a inicios del siglo XIX. La principal semejanza es que, tanto en el norte como en el sur, los impuestos al comercio exterior (principalmente por sus ventajas comparativas en la facilidad para recaudar) constituían el principal método de financiamiento de los gastos del gobierno. Sin embargo, desde el inicio de su vida independiente, Norteamérica mostró una mayor propensión a utilizar impuestos a la propiedad (particularmente a nivel local) que en los países del sur. La ausencia de impuestos a la propiedad en América Latina refleja la presencia de una elite con la capacidad de generar instituciones que favorecen la mantención de la desigualdad.

Este patrón se mantiene en el siglo XX. Mientras que en EE.UU. y Canadá el impuesto a la renta se transformó en una de las principales fuentes de recaudación de ingresos,

en América Latina la expansión de la recaudación tributaria fue financiada principalmente con rentas asociadas a la extracción de recursos naturales e impuestos al consumo. De esta forma, concluyen los autores, al finalizar el siglo XX, América Latina se caracterizaba por ser una región con un alto grado de desigualdad y sistemas tributarios sumamente regresivos.

A continuación, el análisis se enfoca en la inmigración y las políticas de reparto de tierras. En este caso, se observan diferencias que provienen del período colonial. Mientras España restringió fuertemente la inmigración desde mediados del siglo XVI (instituciones como la "encomienda" permitían a las elites acceder a mano de obra a bajo costo), las colonias británicas mantuvieron una política mucho más abierta a la llegada de nuevos europeos. Salvo contadas excepciones (en particular en los países del cono sur), estas políticas se mantuvieron una vez que América Latina se independizó de España.

La sección correspondiente a los Mercados Financieros se enfoca en la comparación entre Estados Unidos, México y Brasil. Se argumenta que la estructura del sector bancario es el resultado de la interacción política entre distintos grupos de interés, que compiten por la creación y distribución de rentas y el poder político. En el caso de EE.UU., la competencia entre Estados por atraer actividades productivas llevó a la eliminación sistemática de barreras de entrada, dando origen a un sistema caracterizado por un gran número de bancos (aun cuando, en muchos casos gozaban de poder monopólico a nivel local). En Brasil y México, en cambio, las elites fueron capaces de crear y mantener barreras significativas a la entrada de nuevos bancos. A inicios del siglo XX, en EE.UU. se contabilizaban casi 10.000 bancos, mientras que en México y Brasil no se alcanzaba a las 100 instituciones. Este fenómeno tuvo un impacto también en el sector industrial: la alta concentración bancaria tuvo como resultado una alta concentración industrial y la aparición de las estructuras organizacionales que hoy denominamos grupos empresariales.

CONCLUSIONES

Engerman y Sokoloff construyen un bien fundamentado caso acerca de la importancia de la dotación inicial de factores de las colonias americanas como determinantes de su evolución institucional y desarrollo económico



posterior. Se trata de un libro que no solo resulta de interés para aquellos interesados en la historia, sino que es una obra que entrega importantes luces en la discusión contemporánea de temas como la educación y la política tributaria, por lo que también su lectura es recomendable para todos aquellos interesados en temas de economía del desarrollo y políticas públicas en general.

Sin duda, puede cuestionarse que en su mayor parte el análisis no profundice en la parte cuantitativa. Asimismo, aquellos con un mayor conocimiento de la evolución institucional de cada país podrán cuestionar algunas de las generalizaciones que realizan los autores. Si bien ello podría levantarse como una crítica a este trabajo, también puede ser visto como un desafío. El lector atento podrá encontrar en este libro una serie de preguntas abiertas que merecen ser estudiadas en mayor profundidad. Así, por ejemplo, explicar de mejor forma el caso chileno, donde los análisis más recientes muestran que es el período correspondiente a mediados del siglo XX el que explica la mayor proporción de la diferencia en PIB con las economías de América del Norte, surge como una de las múltiples tareas que este libro deja a los historiadores económicos.⁴

No puedo concluir esta reseña sin mencionar el carácter de obra póstuma que tiene este libro. En efecto, Kenneth Sokoloff falleció en el 2007 de un cáncer, a los 55 años. Su partida constituye una pérdida irreparable tanto para la disciplina como para todos quienes tuvimos la oportunidad de compartir con él.

REFERENCIAS

Engerman, S. y K. Sokoloff (1997). "Factor Endowments, Institutions and Differential Paths of Growth among New World Economies: A View from Economic Historians of the United States". En *How Latin America Fell Behind*, editado por S. Haber. Stanford, CA, EE.UU.: Stanford University Press.

Haber, S. (1997). "Introduction: Economic Growth and Latin American Economic Historiography". En *How Latin America Fell Behind*, editado por S. Haber. Stanford, CA, EE.UU.: Stanford University Press.

North, D.C., W. Summerhill y B.R. Weingast (2000). "Order, Disorder and Economic Change: Latin America vs. North America". En *Governing for Prosperity*, editado por B. Bueno de Mezquita y H. Root. New Haven, CT, EE.UU.: Yale University Press.

Prados de la Escosura, L. (2007). "When did Latin America Fall Behind?" En *The Decline of Latin American Economies: Growth, Institutions and Crises*, editado por S. Edwards, G. Esquivel y G. Márquez. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.

⁴ Ver también Prados de la Escosura (2007).

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

DICIEMBRE 2012

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature (JEL)*, y por orden alfabético de los autores.

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (*) se presentan en la siguiente sección.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

Brana, S., M-L Djigbenou y S. Prat (2012). "Global Excess Liquidity and Asset Prices in Emerging Countries: A PVAR Approach". *Emerging Markets Review* 13(3): 256–67.

Cabezón, F. (2012). "Assessing the Effects of Foreign Financial Shocks on the Chilean Economy". *Revista de Análisis Económico – Economic Analysis Review* 27(2): 121–43.

De Gregorio, J. (2012). "Price and Financial Stability in Modern Central Banking". *Economía* 13(1): 1-11.

Montoro, C. y L. Rojas-Suarez (2012). "Credit in Times of Stress: Lessons from Latin America". *BIS Quarterly Review* (septiembre): 51–60.

García, C. y J. Mejía J. (2012). "Optimal Macroeconomic Stabilization Policy of Food, Metal, and Energy Price Cycles in Small Open Economies". Documento de Investigación N°284, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

Assibey-Yeboah, M. y M. Mohsin (2012). "Monetary Policy in a Developing Economy with External Debt: Theory and Empirics". *Journal of International Trade & Economic Development* 21(5): 705–24.

*Astorga, P. (2012). "Mean Reversion in Long-Horizon Real Exchange Rates: Evidence from Latin America". *Journal of International Money and Finance* 31(6): 1529–50.

Agosin, M. y J. Díaz, J. (2012). "Sovereign Credit Risk in Latin America and Global Common Factors". Documento de Trabajo N°365, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

*Della Paolera, G. y A.M. Taylor (2012). "Sovereign Debt in Latin America, 1820-1913". NBER Working Paper N°18363.



García, C. y W. González (2012). "Why Does Monetary Policy Respond to the Real Exchange Rate in Small Open Economies? A Bayesian Perspective". Documento de Investigación N°287, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Brière, M., A. Chappelle y A. Szafarz (2012). "No Contagion, Only Globalization and Flight to Quality". *Journal of International Money and Finance* 31(6): 1729–44.

*Gallego, F. y B. Larraín (2012). "CEO Compensation and Large Shareholders: Evidence from Emerging Markets". *Journal of Comparative Economics* 40(4): 621–42.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

Álvarez, R., C. Bravo-Ortega y L. Navarro (2012). "Product Mix Changes and Performance in Chilean Plants". Documento de Trabajo N°366, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Agostini, C. (2012). "Incidencia Tributaria en el Mercado de las Gasolinas en Chile". *Revista de Análisis Económico – Economic Analysis Review* 27(2): 53–73.

*Contreras, D. y T. Rau (2012) "Tournament Incentives for Teachers: Evidence from a Scaled-Up Intervention in Chile". *Economic Development and Cultural Change* 61(1): 219–46.

Ewig, C. y G.A. Palmucci (2012). "Inequality and the Politics of Social Policy Implementation: Gender, Age and Chile's 2004 Health Reforms". *World Development* 40(12): 2490–504.

Flores, Y. y D. Watts (2012). "Competencia en el Sector Bancario Chileno. Una Aproximación Dinámica". *El Trimestre Económico* LXXIX (4): 865–903.

González, W. (2012). "Un Gran VAR Bayesiano para la Economía Chilena". *Revista de Análisis Económico – Economic Analysis Review* 27(2): 75–119.

Lira, L., M. Ugarte y R. Vergara (2012). "Prices and Market Structure: An Empirical Analysis of the Supermarket Industry in Chile". *Applied Economics* 44(36): 4731–44.

Paredes, D. y V. Iturra (2012). "Market Access and Wages: A Spatially Heterogeneous Approach". *Economic Letters* 116(3): 349–53.

*Sepúlveda, J.P. (2012). "On the Relationship between Concentration and Competition: Evidence from the Chilean Private Pension System". *Applied Economics Letters* 19(14): 1385–89.

Villalobos, C. y J.P. Valenzuela (2012) "Polarización y Cohesión Social del Sistema Escolar Chileno". *Revista de Análisis Económico – Economic Analysis Review* 27(2): 145–72.

Agostini, C., E. Saavedra y M. Willington (2012). "Economies of Scale and Merger Efficiencies: Empirical Evidence from the Chilean Pension Funds Market". Documento de Investigación N°285, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Román, M. y M. Perticará (2012). "Student Mobility in Low Quality Schools. Segmentation among the Most Vulnerable Students". Documento de Investigación N°286, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Toledo, G. y J.P. Valenzuela (2012). "Ordenamiento de Profesores y Estudiantes entre y dentro de los Establecimientos Escolares: El Caso de Chile". Documento de Trabajo N°368, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Valenzuela, J.P., G. Gómez y C. Sotomayor (2012). "The Role of Reading Engagement in a Case of National Achievement Improvement: Analysis of Chilean Results in PISA 2001-2009". Documento de Trabajo N°367, Universidad de Chile.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Astorga, P. (2012). "Mean Reversion in Long-Horizon Real Exchange Rates: Evidence from Latin America". *Journal of International Money and Finance* 31(6): 1529–50.

This paper examines mean reversion in real effective exchange rates in six leading Latin American economies during the XXth century using a new data set. A unit-root approach is complemented by an error-correction model including key fundamentals such as terms of trade, trade openness and relative productivities. Unit-root testing shows a very slow process of reversion – if any – to a constant mean in the original series, rejecting the strict PPP hypothesis; however, mean reversion is found after allowing for trends and structural breaks with a half-life average of 1½ years for the six countries. We also found reversion to a conditional mean defined by the co-integrating relationship with an average half-life of 2½ years. Our estimates, although lower than the 3–5 year range that motivated the Rogoff's puzzle, still indicate the presence of important obstacles to the adjustment process that need further investigation.

*Della Paolera, G. y A.M. Taylor (2012). "Sovereign Debt in Latin America, 1820-1913". NBER Working Paper N°18363.

This paper examines sovereign lending to Latin America and the Caribbean from 1820 to 1913. We examine four waves of capital flows where defaults were followed by a return to market access. In spite of extended default, countries kept promising high returns that attracted international investors again and again: financial autarky thus gave way to eras of high integration to global markets as measured by sovereign risk pricing. We discuss imperfections of the sovereign debt institutional context in the region and discuss a menu of options that some countries used to seek funds in the global financial markets after defaults. The parallel with the modern Latin American and Caribbean sovereign bond market experience is striking.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Brière, M., A. Chapelle y A. Szafarz (2012). "No Contagion, Only Globalization and Flight to Quality". *Journal of International Money and Finance* 31(6): 1729–44.

In this article, tests for globalization and contagion are separated using an ex ante definition of crises, and contagion tests are neutralized with respect to globalization effects. A large database is constructed to study the stability of correlation matrices for four asset classes: equities, government bonds, investment grade corporate



bonds, and high-yield corporate bonds, in four geographical zones. Overall, the results confirm the instability of correlations and point to a combination of globalization and flight to quality, while emphasizing that contagion on the equity markets appears as an artifact due to globalization.

***Gallego, F. y B. Larraín (2012). "CEO Compensation and Large Shareholders: Evidence from Emerging Markets". *Journal of Comparative Economics* 40(4): 621–42.**

Using a novel data base for three emerging markets we study large shareholders and their relationship with professional managers. This is important to understand wage inequality and returns to high-level human capital since concentrated ownership is prevalent in developing countries. We find a compensation premium of about 30 log points for professional (not controller-related) CEOs working in firms controlled by a family compared to firms controlled by other large shareholders. The premium cannot be explained away by standard firm characteristics, observable executive skills (e.g., education or tenure), or the compensation of the CEO in her former job. The premium comes mostly from family firms with absent founders and when sons are involved.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

***Contreras, D. y T. Rau (2012) "Tournament Incentives for Teachers: Evidence from a Scaled-Up Intervention in Chile". *Economic Development and Cultural Change* 61(1): 219–46.**

In this article we evaluate the effects of the introduction of group monetary incentives for teachers, based on a school performance tournament in Chile. This is particularly relevant to analyze since it is the only scaled-up incentive program for teachers in the world. We evaluate the tournament effect, that is, the effect of introducing the incentive scheme on all participant schools, both winning and losing. We compare public and private subsidized schools to private fee-paying schools following a matched difference in difference and using three different empirical approaches. We explore the heterogeneous impact of the treatment through the distribution of the probability of winning. The results indicate a positive and significant tournament effect especially for schools that are very likely to win, which we call "on the money".

***Sepúlveda, J.P. (2012). "On the Relationship between Concentration and Competition: Evidence from the Chilean Private Pension System". *Applied Economics Letters* 19(14): 1385–89.**

I use Panzar and Rosse (1987) methodology to estimate the degree of competition among Pension Fund Administrators (PFAs) in the Chilean private pension system for the period 1996 to 2008. The results indicate that the industry can be described as a cartel (or monopoly) during this period. There is evidence that in this industry there is a negative, and statistically significant, correlation between concentration and competition.

PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales. (Publicación anual desde 1997 a 2003, discontinuada a partir del 2004 y reemplazada por la publicación Cuentas Nacionales de Chile).
- Aplicación de la Ley N° 19.396 sobre Obligación Subordinada. 1996.
- Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley N° 600. 1984.
- Balanza de Pagos de Chile. Publicación anual.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 16.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Mensual. Publicación mensual.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2008. 2009 (edición en español y en inglés).
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18.840. 2002.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983. 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985. 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. 1994.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2003-2010. Publicación anual.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2003.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2008.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual. (edición bilingüe).
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 44.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 680.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Noviembre 2011.
- Economic and Financial Report. (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero del 2004).
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. 50 al 92.
- Estudios Monetarios. I al XII.
- Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.
- Evolución de la Economía y Perspectivas. (Publicación anual desde 1990 a 1999, discontinuada a partir del 2000).
- Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980. 1981.
- Evolución de los Embarques de Exportación. 1988.
- General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period. 1989.
- Gestión de Pasivos del Banco Central de Chile. 2011.
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2006. (ediciones en español y en inglés).
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2011.
- Guía de Estilo en Inglés. 2001.
- Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos. Noviembre 2009.
- Indicadores de Comercio Exterior. (Publicación mensual hasta diciembre del 2003 y trimestral a partir del 2004).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales de Chile 1980-2010. 2012. (Versión disponible sólo en forma digital en sitio web).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. (edición en español. Versión en inglés disponible solo en forma digital en sitio web).
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario. Publicación diaria (también disponible en sitio web).
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. (edición en español. Versión en inglés disponible solo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. (edición en español. Versión en inglés disponible solo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe Económico de Chile. (Publicación anual desde 1981 a 1984, discontinuada a partir de 1985).
- Informe Económico y Financiero. (Publicación quincenal desde 1981 al 2003, discontinuada a partir de enero del 2004).
- Invertiendo en Chile. 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007. (ediciones en español y en inglés).
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006 (versión digital disponible en sitio web).
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2006.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. (edición en español. Versión en inglés disponible solo en forma digital en CD y en sitio web).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. (ediciones en español y en inglés).
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003. 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino. (Publicación anual desde 1980 a 1982, discontinuada a partir de 1983).
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.
- Publicaciones Académicas. (Edición bilingüe. Períodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último período disponible solo en forma digital en sitio web).
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. (Publicación redenominada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).
- Series Monetarias. 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.
- Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones / Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231

SERIE DE LIBROS SOBRE BANCA CENTRAL, ANÁLISIS Y POLÍTICAS ECONÓMICAS

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

"Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".

Anne Krueger, Fondo Monetario Internacional

BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:

<http://www.bcentral.cl/books/serie.htm>

bcch@bcentral.cl

Teléfono: (562) 2670-2888 | Fax: (562) 2670-2231

Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

Monetary Policy under Financial Turbulence

Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang, Diego Saravia, eds.

"The current crisis has opened a Pandora's box of monetary and fiscal policy issues. Policies that would have been dismissed as ill-advised a few years ago, are taking center stage, led by the hand of reputable academics and institutions like the IMF. This is intellectually very exciting but it may launch an era of dangerous permissiveness. This volume is the right antidote. Without trivializing or losing sight of the new challenges, it offers a variety of perspectives that help to bring analytical rigor to the discussion, and provide valuable views about relevant issues. Contributors are top-flight academics and policymakers. All of which makes this volume an indispensable tool for anyone interested in understanding the challenges posed by the current crisis, and ways to prevent its recurrence".

Guillermo Calvo, Columbia University.

Tapa dura, 502 pp. Ch\$15.000, US\$40.

Financial Stability, Monetary Policy, and Central Banking

Rodrigo A. Alfaro, ed.

"This is an excellent conference volume and extremely valuable reading for those seeking to understand the roots of the global financial crisis, along with policy proposals to deal with its aftermath and avoid its reoccurrence. The papers focus on important measurement issues that are often underplayed in the academic literature and specific policy proposals, many of which are now in the process of being implemented. I highly recommend the book to anyone seeking to understand the financial crisis from the perspective of academics and policy practitioners who were conducting their analysis as events unfolded in real time".

Simon Gilchrist, Boston University.

Tapa dura, 432 pp. Ch\$15.000, US\$40.

Banco Central de Chile 1925-1964, Una historia Institucional

Camilo Carrasco

"La obra de Carrasco logra transmitir tanto el contexto político y económico existente en cada una de las etapas que caracterizaron su trayectoria en esas cuatro décadas, como la formación y personalidad de las autoridades que lo condujeron. Por ello, la riqueza y variedad de los temas que incluye, la lucidez con que estos son abordados, y el estilo exento de tecnicismos en que está escrito, este libro será indispensable para economistas e historiadores e interesará a todos quienes desean conocer y comprender un período crucial del desarrollo económico, social y político de Chile".

Andrés Bianchi. Ex Presidente, Banco Central de Chile.

Tapa dura, 640 pp. Ch\$15.000, US\$40.

INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar trabajos sobre la economía chilena, en especial en las áreas de macroeconomía, finanzas y desarrollo económico, para ser evaluados para su publicación en esta revista. Para este efecto se deberá enviar a los editores el trabajo con un máximo de 40 páginas tamaño carta, tablas y cuadros incluidos. Debe incluir, además, un resumen en español y otro en inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras) y los datos del autor. Los trabajos se deben enviar a Editores de ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o vía correo electrónico a rec@bcentral.cl. También se invita a enviar comentarios a artículos publicados en la revista.

INVITACIÓN A ENVIAR RESÚMENES DE TRABAJOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar títulos y resúmenes de trabajos sobre la economía chilena para ser publicados en la sección de resúmenes. Deberán estar digitalizados y en idioma español o inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras).

Es necesario incluir, además, los datos del autor y una copia del trabajo. Estos se deben enviar a Editor de Revisión de Publicaciones, Revista ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o vía correo electrónico a rec@bcentral.cl.

SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 (US\$50*) por año (3 números), \$4.000 (US\$20*) por número.

(*) Incluye despacho por vía aérea.

CORRECTOR: DIONISIO VÍO U.

DIAGRAMACIÓN: MÓNICA WIDOYCOVICH

IMPRESIÓN: MAVAL LTDA.

<http://www.bcentral.cl/estudios/revista-economia/>



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA Diciembre 2012 volumen 15 N.º3