

ECONOMÍA CHILENA

Abril 2014 volumen 17 N.º 1

ARTÍCULOS

**Una Mirada Desagregada al Deterioro de la Productividad en Chile:
¿Existe un Cambio Estructural?**

Juan Rodrigo Fuentes S. / Gonzalo García T.

**Efectos de *Shocks* al Precio del Petróleo sobre
la Economía de Chile y sus Socios Comerciales**

Michael Pedersen / Miguel Ricaurte B.

Predicción del Empleo Sectorial y Total en Base a Indicadores de Confianza Empresarial

Pablo Pincheira

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

**El Impacto del Endeudamiento y Riesgo de Desempleo en la Morosidad
de las Familias Chilenas**

Carlos Madeira

Evolución de Deuda de Empresas por Sector Económico en Chile

Jorge Fernández B. / Francisco Vásquez L.

REVISIÓN DE LIBROS

Teoría y Práctica de la Descentralización Fiscal

Giorgio Brosio

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 (Universidad 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

Damián Romero (Banco Central de Chile)

COMITÉ EDITORIAL

Roberto Chang (Rutgers University y Universidad de Chile)
Kevin Cowan (Banco Interamericano de Desarrollo)
José De Gregorio (Universidad de Chile)
Eduardo Engel (Yale University y Universidad de Chile)
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)
Luis Óscar Herrera (Banco Central de Chile)
Felipe Morandé (Universidad Mayor)
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 (Celfin Capital)
Rodrigo Vergara (Banco Central de Chile)

EDITOR ASISTENTE

Roberto Gillmore (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

Abril 2014 volumen 17 N.º 1

ÍNDICE

RESÚMENES DE TRABAJOS	2
RESÚMENES EN INGLÉS (ABSTRACTS)	3
ARTÍCULOS	
Una Mirada Desagregada al Deterioro de la Productividad en Chile: ¿Existe un Cambio Estructural? Juan Rodrigo Fuentes S. / Gonzalo García T.	4
Efectos de <i>Shocks</i> al Precio del Petróleo sobre la Economía de Chile y sus Socios Comerciales Michael Pedersen / Miguel Ricaurte B.	38
Predicción del Empleo Sectorial y Total en Base a Indicadores de Confianza Empresarial Pablo Pincheira	66
NOTAS DE INVESTIGACIÓN	
El Impacto del Endeudamiento y Riesgo de Desempleo en la Morosidad de las Familias Chilenas Carlos Madeira	88
Evolución de Deuda de Empresas por Sector Económico en Chile Jorge Fernández B. / Francisco Vásquez L.	104
REVISIÓN DE LIBROS	
Teoría y Práctica de la Descentralización Fiscal Giorgio Brosio	120
REVISIÓN DE PUBLICACIONES	
Catastro de publicaciones recientes	122
Resúmenes de artículos seleccionados	124



RESÚMENES DE TRABAJOS

UNA MIRADA DESAGREGADA AL DETERIORO DE LA PRODUCTIVIDAD EN CHILE: ¿EXISTE UN CAMBIO ESTRUCTURAL?

Juan Rodrigo Fuentes S.
Gonzalo García

La evolución reciente de la productividad ha sido un rompecabezas para los economistas. Después de un periodo marcado por un crecimiento histórico (1987-1997), la productividad agregada se estancó (1998-2012). El análisis de este trabajo se circunscribe a estudiar la productividad en nueve grandes sectores de la economía para establecer hipótesis tentativas que expliquen la evolución reciente de la productividad a nivel agregado. La evidencia sugiere que es necesario profundizar en el análisis del mercado laboral y el costo de la energía como potenciales barreras al crecimiento de la productividad.

EFFECTOS DE SHOCKS AL PRECIO DEL PETRÓLEO SOBRE LA ECONOMÍA DE CHILE Y SUS SOCIOS COMERCIALES

Michael Pedersen
Miguel Ricaurte B.

Con el fin de evaluar el impacto de un shock al precio de petróleo a la economía chilena, este estudio aplica la metodología de restricción de signos de las funciones de impulso respuesta para distinguir el efecto de distintos tipos de shock: oferta, demanda, o demanda específica de petróleo. Para comparar los resultados para Chile, se aplica el mismo ejercicio para el agregado de socios comerciales de Chile, y para los cuatro principales: China, Estados Unidos, la Eurozona y Japón. Se encuentra que en Chile, la respuesta de la actividad sigue lo que pasa con la actividad global: disminuye ante un shock de oferta o específico de demanda de petróleo, y aumenta ante un shock de demanda. Solamente en este último caso aumentan los precios de manera importante, pero no hay efectos significativos en la tasa de interés en ninguno de los casos. El peso chileno se deprecia ante un shock de oferta y se aprecia ante un shock de demanda. Mayoritariamente, los resultados para Chile y sus socios comerciales son parecidos.

EVALUACIÓN PREDICTIVA DEL EMPLEO SECTORIAL Y TOTAL EN BASE A INDICADORES DE CONFIANZA EMPRESARIAL

Pablo Pincheira B.

¿Qué capacidad predictiva tiene el índice mensual de confianza empresarial? En este trabajo evaluamos el IMCE como predictor de la variación en doce meses del empleo total y sectorial. Al concentrarnos únicamente en la relación predictiva que existe entre las variables de empleo y los indicadores IMCE, excluyendo del análisis términos autorregresivos de las variables del empleo en cuestión, encontramos sólida evidencia de capacidad predictiva a nivel agregado y en los sectores construcción, comercio e industria. Cuando incorporamos al análisis una estructura autorregresiva para el empleo, la capacidad predictiva adicional de los indicadores IMCE es algo más esquiva y difícil de detectar. No obstante, la evidencia indica que el IMCE-Total tiene mayor capacidad predictiva que la que se encuentra en la estructura univariada del empleo agregado. A nivel sectorial, si bien los resultados son menos robustos que a nivel agregado, se destaca el sector construcción por tener bastante evidencia de predictibilidad, mientras la minería muestra baja evidencia de predictibilidad.

ABSTRACTS

A DISAGGREGATE LOOK AT DETERIORATING PRODUCTIVITY IN CHILE: HAS THERE BEEN STRUCTURAL CHANGE?

Juan Rodrigo Fuentes S.
Gonzalo García

The recent evolution of productivity has been a puzzle for economists. After a period marked by historic growth (1987-1997), aggregate productivity stagnated (1998-2012). The analysis in this paper focuses on productivity in nine major sectors of the economy to establish tentative hypotheses to try to explain the recent behavior of productivity at the aggregate level. The evidence suggests that it is necessary to deepen the analysis of the labor market and the cost of energy as potential barriers to productivity growth.

EFFECTS OF OIL-PRICE SHOCKS ON THE ECONOMIES OF CHILE AND ITS TRADING PARTNERS

Michael Pedersen
Miguel Ricaurte B.

In order to assess the impact of an oil-price shock on the Chilean economy, this paper applies the sign constraint methodology of impulse-response functions to distinguish the effects of different types of shock, namely supply, demand, or specific demand for oil. To compare the results from Chile, the same exercise is performed for the country's trading partners on aggregate, and the biggest four: China, the United States, the Eurozone and Japan. We find that in Chile, economic activity follows on the footsteps of the global economy: output drops when faced with a supply-side or oil-specific demand shock, and increases in response to a demand-side shock. Only in this latter case do prices increase importantly, but no significant effects are seen on the interest rate in none of the cases. The Chilean currency depreciates in response to a supply-side shock and, conversely, appreciates when the shock is related to demand. Generally, the results for Chile and its trading partners show no substantial differences.

PREDICTIVE EVALUATION OF SECTORAL AND TOTAL EMPLOYMENT BASED ON ENTREPRENEURIAL CONFIDENCE INDICATORS

Pablo Pincheira B.

We evaluate the ability of the monthly index of entrepreneurial confidence (IMCE) to predict the twelve-month variation of total and sectoral employment. By focusing solely on the predictive relationship between employment and IMCE indicators—excluding from the analysis the autoregressive terms of the respective employment variables—, we find strong evidence of predictive power at the aggregate level and in the construction, trade and manufacturing sectors. When we incorporate in the analysis an autoregressive structure for employment, the additional predictive capacity of the IMCE indicators becomes more elusive and difficult to detect. However, there is evidence that the IMCE-Total has better predictive power than that found in the univariate structure of aggregate employment. By sectors, although the results are less robust than for the aggregate, the construction sector stands out for its fairly strong evidence of predictability while the mining sector emerges as one with little evidence of predictive ability.



UNA MIRADA DESAGREGADA AL DETERIORO DE LA PRODUCTIVIDAD EN CHILE: ¿EXISTE UN CAMBIO ESTRUCTURAL?*

Juan Rodrigo Fuentes S. **
Gonzalo García T. **

I. INTRODUCCIÓN

La tasa de crecimiento de la productividad (como concepto genérico) de la economía chilena ha disminuido sustancialmente desde fines de la década de los noventa, tanto si se compara con los años de rápido crecimiento como con su tasa de crecimiento histórica. Este hecho ha sido ampliamente documentado en Fuentes, Larraín y Schmidt-Hebbel (2006), y Ministerio de Hacienda (2013)¹, entre otros. La pregunta de cuál fue la causa de esta abrupta disminución sigue sin una respuesta satisfactoria; únicamente se han propuesto algunas hipótesis, unas con más sustento empírico que otras. Estas incluyen la inflexibilidad del mercado laboral, las dificultades para la entrada y salida de firmas en los distintos sectores productivos, la incertidumbre respecto de posibles reformas tributarias y laborales, el alza en los costos de la energía, la regulación de los mercados, la falta de nuevas reformas, etc. Fuentes de crecimiento de más largo plazo, tales como la educación y la innovación han sido destacadas, sin embargo, no se observa un cambio drástico de estas variables como para poder explicar dicho fenómeno.

Este trabajo analiza la productividad sectorial con el objeto de buscar la existencia de eventuales patrones de comportamiento comunes de esta variable entre los sectores y el agregado de la economía. La idea es que, si existen patrones comunes entre sectores, entonces la productividad puede haber disminuido por un *shock* sistémico; si solo algunos sectores, con alta ponderación dentro del PIB, disminuyeron su tasa de crecimiento, entonces estos sectores estarían explicando el resultado agregado. Si bien un análisis profundo de cada uno de los sectores en forma individual sería el siguiente paso, no es parte del propósito de este estudio².

El objetivo de este estudio es más bien modesto y se circunscribe al análisis de nueve grandes sectores de la economía y al agregado para intentar establecer los mejores candidatos a explicar lo que se observa en la evolución reciente de la productividad a nivel agregado. Es importante destacar que el crecimiento de la productividad agregada se puede descomponer entre el crecimiento de la productividad sectorial y un efecto de composición sectorial. En el caso de Chile, este último explica muy poco del crecimiento agregado, es decir, pareciera

* Agradecemos las conversaciones del tema con Roberto Álvarez, Jorge Friedman, Hernán Frigolett y Verónica Mies, así como los comentarios de dos árbitros anónimos y de los participantes en el seminario *Innovación, Productividad y Crecimiento: Evidencia Empírica de Chile* organizado por la Comisión Nacional de Innovación y en el Tercer Taller LA-KLEMS: Cuenta de Capital, TICs y Otros Avances Estadísticos organizado por CEPAL. Una versión previa de este trabajo contó con financiamiento parcial de la Comisión Nacional de Innovación.

** Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. E-mails: rodrigo.fuentes@uc.cl; glgarcia@uc.cl

¹ Para análisis históricos de la PTF, véase Beyer y Vergara (2002), Coeymans (1999), Fuentes, Larraín y Schmidt-Hebbel (2006), Rojas, López y Jiménez (1997) y Roldós (1997).

² McKinsey (2009), en un estudio reciente descompone las diferencias en la productividad laboral observada entre Chile y Estados Unidos para cinco subsectores.

ser que hay poca movilidad del factor trabajo y es en el crecimiento de la productividad sectorial donde se encuentran los elementos que explican el crecimiento agregado. Posteriormente, el estudio se enfoca en analizar hipótesis que expliquen la desaceleración de la productividad agregada y de aquellos sectores que coinciden en el tiempo con la desaceleración del agregado. Utilizando un modelo de series de tiempo AR(1) con tendencia determinística, se analiza la evolución de la productividad laboral sectorial. A nivel de la economía como un todo se encuentra que el parámetro de tendencia de la productividad agregada experimentó un quiebre en 1997, mientras que para el conjunto de parámetros se identifica un quiebre en 1995³. Todos los sectores experimentaron un quiebre en algún momento durante el período de análisis, pero cuatro de ellos coincide con el agregado; estos son: Minería, Industria Manufacturera, Construcción y Comercio, Hoteles y Restaurantes. Las hipótesis que se documentan para explicar la desaceleración de la productividad tienen que ver con una inflexibilidad en el mercado laboral para acomodar un *shock* de aumento brusco en el salario mínimo, junto a un *shock* externo como fue la crisis asiática. La otra hipótesis dice relación con el fuerte incremento del costo de la energía y los combustibles experimentado durante la primera década de este ciclo.

Estos dos factores, que al parecer han afectado al crecimiento de la productividad se combinan con *shocks* idiosincrásicos en cada sector. En el caso de la minería, el mayor costo de la energía, en conjunto con la menor ley de los minerales en explotación son los candidatos principales a ser sindicados como responsables de la disminución en la productividad laboral de ese sector. En los otros tres sectores, la inflexibilidad en el mercado laboral, la cual fue relevante para enfrentar el alza del salario mínimo de fines de los noventa, que fue más allá del incremento de la productividad, parece ser uno de los elementos claves para entender el menor crecimiento de la productividad experimentado a partir de fines de los noventa, a lo que se agrega el encarecimiento de la electricidad.

En Chile, la productividad sectorial ha sido estudiada solo en forma parcial, básicamente por la falta de datos. La mayoría de los estudios analizan industrias dentro del sector manufacturero con datos provenientes de la Encuesta Nacional Industrial Anual (ENIA). Un par de excepciones recientes son Álvarez y Fuentes (2006) y Vergara y Rivero (2006), quienes estudian la productividad de sectores definidos en forma más amplia. El primer trabajo analiza la productividad agrupando los sectores entre productores de bienes transables y no transables para el período 1986-2003. El crecimiento del sector transable se basa en la acumulación de capital y trabajo, casi sin aumento en la productividad total de los factores (PTF) en la primera parte (1987-1991) del período de los llamados "años dorados" del crecimiento, 1987-1997; mientras que en el segundo subperíodo de alto crecimiento (1992-1997), la PTF es la principal variable que explica el crecimiento de ese sector. Por otra parte, los sectores no transables experimentaron el fenómeno opuesto, es decir, el crecimiento del primer subperíodo se explica básicamente por los aumentos en la PTF, en tanto que la acumulación de factores como capital y trabajo explica la dinámica del segundo. Vergara y Rivero (2006) utilizan una forma ingeniosa de medir capital para seis grandes sectores de la economía chilena, encontrando que los sectores Comercio, Servicios financieros y Transporte y telecomunicaciones son los más dinámicos en términos de incremento de su productividad. Los autores argumentan que son los sectores asociados a tecnología de la información y comunicación (TIC) los que estarían experimentando los mayores aumentos de productividad.

³ Estos quiebres fueron identificados usando la metodología de Bai y Perron (1998, 2001); las fechas señaladas son las estimaciones puntuales y existe un intervalo de confianza en torno a ellas de más o menos dos años.



El presente trabajo se encuentra en la línea de los estudios últimos mencionados, con una descripción de patrones de productividad y un análisis de los candidatos que la podrían explicar. Este artículo incluye, además de la presente introducción, una segunda sección que discute brevemente la relación entre la productividad laboral, la productividad total de factores y la profundización en el uso del capital (*capital deepening*). La sección III describe los datos sectoriales disponibles: la composición del PIB y la tasa de crecimiento de la productividad laboral de los diferentes sectores. La sección IV aborda formalmente el tema del posible quiebre estructural en la productividad laboral tanto a nivel agregado como a nivel sectorial. Esto se realiza utilizando un test de quiebre endógeno, el cual no pone restricción a priori sobre cuál sería la fecha del quiebre. La sección V analiza las posibles razones detrás de los cambios de productividad para cada uno de los diferentes sectores. La sección VI presenta las conclusiones.

II. PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES Y PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO

Generalmente se dice que una firma experimenta un aumento de productividad cuando es capaz de producir lo mismo con un menor uso de los factores productivos. Esto se logra con cambios tecnológicos producto de un esfuerzo de innovación y/o de la adopción de nuevas tecnologías, o a través de la eliminación de ineficiencias en el proceso productivo. Otra forma de interpretar el aumento de la productividad es entendiéndola como una reducción de costos (Harberger, 1998), lo cual puede deberse a alguno de los dos hechos mencionados. Este concepto de productividad expuesto a nivel de firmas se puede trasladar a nivel de sectores o al agregado de la economía. Cambios tecnológicos y políticas que reducen distorsiones y mejoran la eficiencia en la asignación de recursos pueden ser considerados como reducciones de costos y crecimiento en la productividad.

Lo mencionado anteriormente se engloba en el concepto de productividad total de factores (PTF), la cual puede medirse como la relación entre el valor agregado de una firma o sector dividido por una función de los factores productivos. Considérese la tradicional función de producción del tipo Cobb-Douglas:

$$Y_i = A_i K_i^\alpha (L_i h_i)^{1-\alpha} \quad (1)$$

en la que Y_i representa el valor agregado de una firma o el PIB del sector o de un país cualquiera, A_i la productividad total de factores, K_i el capital físico, L_i la cantidad de trabajo y h_i el nivel de capital humano promedio por trabajador. El parámetro α es la elasticidad capital-producto. Alternativamente, la ecuación anterior puede ser escrita como:

$$A_i = \frac{Y_i}{K_i^\alpha (L_i h_i)^{1-\alpha}} \quad (2)$$

En esta formulación queda más claro lo que llamamos PTF, es decir, la razón entre el producto y una función de los factores capital físico, trabajo y capital humano.

La falta de datos por sectores y/o firmas, de capital físico tanto como humano, es una de las principales limitantes para realizar un análisis microeconómico de la productividad⁴. En el caso de Chile, a nivel sectorial se dispone de información de valor agregado y de empleo, y solamente a partir del año 1996 hay datos de inversión por sectores. Henríquez (2008) construye para Chile series de stock de capital desagregado por sectores para el período 1985-2012. Sin embargo, dada la indisponibilidad de datos, dicha construcción se basa en la utilización de diversos supuestos sobre vida útil, funciones de supervivencia y depreciación.

Una manera distinta de aproximarse a la productividad de una economía es mediante el análisis de la productividad laboral. El crecimiento de la productividad laboral se relaciona con el crecimiento del ingreso per cápita de una economía. Si denotamos por Y el PIB de la economía, por N la población total y L el empleo, entonces la tasa de crecimiento del producto per cápita se puede escribir como (el símbolo " $\hat{\cdot}$ " sobre las variables denota cambio porcentual):

$$\hat{Y} - \hat{N} = (\hat{Y} - \hat{L}) + (\hat{L} - \hat{N})$$

El primer término del lado derecho corresponde a la tasa de crecimiento de la productividad laboral y el segundo, al crecimiento de la participación de la fuerza de trabajo empleada sobre la población total. De esta forma el aumento en el producto per cápita tiene una equivalencia uno a uno con el crecimiento en la productividad laboral.

Por otra parte, el crecimiento de la productividad laboral se relaciona uno a uno con el crecimiento de la PTF. A partir de la ecuación (1) podemos reformular la productividad laboral como:

$$\frac{Y_i}{L_i} = A_i \left(\frac{K_i}{L_i} \right)^\alpha (h_i)^{1-\alpha}$$

En tasas de variación, la tasa de crecimiento de la productividad laboral se explica por tres componentes: crecimiento en la PTF, crecimiento en la relación capital trabajo y mejoramiento de la calidad del trabajo (capital humano). Aplicando el diferencial logarítmico (las letras minúsculas denotan que las variables se expresan por unidad de trabajo), se obtiene que:

$$\hat{y}_i = \hat{A}_i + \alpha \hat{k}_i + (1-\alpha) \hat{h}_i \quad (3)$$

En general, se observa que existe una alta correlación entre crecimiento de la PTF y productividad laboral en períodos relativamente cortos. Sin embargo, la productividad laboral puede aumentar sin que se produzcan cambios en la PTF, simplemente a causa de una "intensificación en el uso del capital" (*capital deepening*), lo que corresponde a incrementos de la razón capital/trabajo. Por lo tanto, a diferencia de un análisis tradicional de productividad mediante estimación de PTF, que se asocia a eficiencia, la aproximación de productividad laboral reconoce que existen dos fuentes de variación: La primera es la PTF como *proxy* de cambios en la eficiencia y la segunda es el cambio en la intensidad de uso del capital.

4 La excepción la constituye la Encuesta Nacional Industrial Anual (ENIA) para el sector manufacturero, la que ha sido utilizada en innumerables estudios que se reseñan más adelante.



Nótese que no se tiene una medida independiente de cada uno de estos componentes. De hecho, el crecimiento de la PTF se obtiene como un residuo de la diferencia entre el crecimiento de la productividad laboral y los dos últimos elementos del lado derecho de la ecuación (3)⁵. De ahí que este residuo ha sido llamado en la literatura la “medida de nuestra ignorancia”; medida que es clave para comprender el crecimiento de la productividad laboral y finalmente del producto per cápita⁶.

Si bien la estimación de la PTF a nivel agregado presenta algunas limitaciones, medirla a nivel de sectores productivos resulta más difícil debido a la carencia de información. En particular, no se tiene medidas confiables del stock de capital físico ni del capital humano. Aun cuando existen algunas estimaciones, estas se basan en supuestos que funcionan bien a nivel agregado pero no a nivel sectorial. Este trabajo se concentra en el análisis de la productividad laboral y de la profundización en el uso de capital físico utilizando la tasa de inversión por sectores, por ser estadísticas relativamente más confiables. Con la tasa de inversión se puede aproximar la profundización del capital en el sector i como

$$\hat{K}_i = \frac{\dot{K}_i}{K_i} - \frac{\dot{L}_i}{L_i} = \frac{I_i - \delta K_i}{Y_i} \frac{Y_i}{K_i} - \frac{\dot{L}_i}{L_i} \quad (4)$$

donde las variables con punto denotan la derivada de dicha variable con respecto al tiempo, δ es la tasa de depreciación, I es la inversión bruta. Así, la variación del stock de capital corresponde a la inversión bruta menos la depreciación. De esta forma, la tasa de inversión junto con la tasa de crecimiento del empleo permiten aproximarse a la profundización del capital. Por no contar con información para los sectores sino solamente para el agregado, supondremos que el capital humano no explica la abrupta reducción de la tasa de crecimiento de la productividad laboral. La razón es que a nivel agregado el crecimiento del capital humano incorporado en la fuerza de trabajo ha mostrado una dinámica constante que permite eliminarla como una razón del quiebre en el crecimiento de la productividad. (Fuentes, 2013; Fuentes et al. 2006)⁷.

III. ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA PRODUCTIVIDAD POR SECTORES

Este trabajo utiliza la clasificación del PIB de cuentas nacionales para nueve grandes sectores y realiza una relación con las cifras de empleo del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para el período 1986-2012. Estos sectores son:

- Agricultura, pesca y silvicultura
- Minería
- Industria manufacturera
- Electricidad, gas y agua

5 Solow (1957).

6 Este nombre fue acuñado por Abramovitz (1956). Fuentes y Morales (2011) argumentan que el uso conjunto de métodos estadísticos adecuados con teoría económica puede reducir sustancialmente la medida de nuestra ignorancia.

7 Pueden existir cambios en la composición sectorial del capital humano que pueden explicar cambios en la productividad. Pero, como se muestra más adelante, los cambios en la productividad agregada se explican principalmente por cambios en la productividad de los sectores más que por la reasignación de trabajadores entre sectores.

- Construcción
- Comercio, restaurantes y hoteles
- Transportes y comunicaciones
- Servicios financieros
- Otros servicios (aquí se incluyen Propiedad de la vivienda, Servicios personales y Administración pública)

Las series de PIB sectorial utilizadas para el análisis corresponden a las cifras de Cuentas Nacionales 1996-2012 publicadas recientemente por el Banco Central de Chile y construidas con la metodología de precios encadenados, datos que fueron empalmados hacia atrás utilizando las tasas de variación anual reportadas en los datos de Cuentas Nacionales 1986-1995. Para la construcción de las series de empleo sectorial, se decidió empalmar las series reportadas en la antigua Encuesta Nacional de Empleo (ENE) con las cifras de la Nueva Encuesta Nacional de Empleo (NENE), ambas publicadas por el INE, utilizando las tasas de variación mensual a partir del mes de marzo del 2010. Si bien la nueva encuesta dispone de información a partir de enero del 2009, estas cifras fueron publicadas solo como series referenciales. Se consideró como mejor aproximación utilizar la encuesta antigua hasta febrero del 2010 (último dato publicado) para luego empalmar las series utilizando las tasas de variación mensual obtenidas de la nueva encuesta hasta diciembre del 2012. Respecto a los datos de inversión utilizados en este trabajo, las tasas de inversión para la economía agregada se construyen a partir de la información publicada por el Ministerio de Hacienda en el Acta del Comité Consultivo del PIB Tendencial 2011, siendo complementadas para los años 2011 y 2012 con la información de las Actas publicadas posteriormente. Por su parte, las series de las tasas de inversión a nivel sectorial para el período 1997-2011 se construyen utilizando las estimaciones de Henríquez (2012), las que son empalmadas hacia atrás para el período 1986-1996 con las tasas de variación resultantes de las estimaciones construidas por Vergara y Rivero (2006).

Tomando un período de 25 años, comprendido entre los años 1987 y 2012, la economía chilena creció a una tasa de 5,3% (cuadro 1), exhibiendo un comportamiento muy disímil en el tiempo y entre sectores. En los diez primeros años de este período, la economía creció 6,9%, lo que contrasta con el 4,1% del segundo período. A su vez, los sectores líderes en crecimiento durante todo el período fueron Transporte y comunicaciones, Comercio, restaurantes y hoteles, Servicios financieros y Agricultura, pesca y silvicultura. Construcción tuvo un crecimiento elevado solamente en el primer período, resultado tal vez de una base pequeña en su punto inicial debido a los resabios de la crisis 1982-83 que golpeó fuertemente a dicho sector. Es notable que de los cuatro sectores de mayor crecimiento, los tres primeros sean usuarios relativamente intensivos de tecnología de la información.

CUADRO 1**Tasa de crecimiento del PIB sectorial**

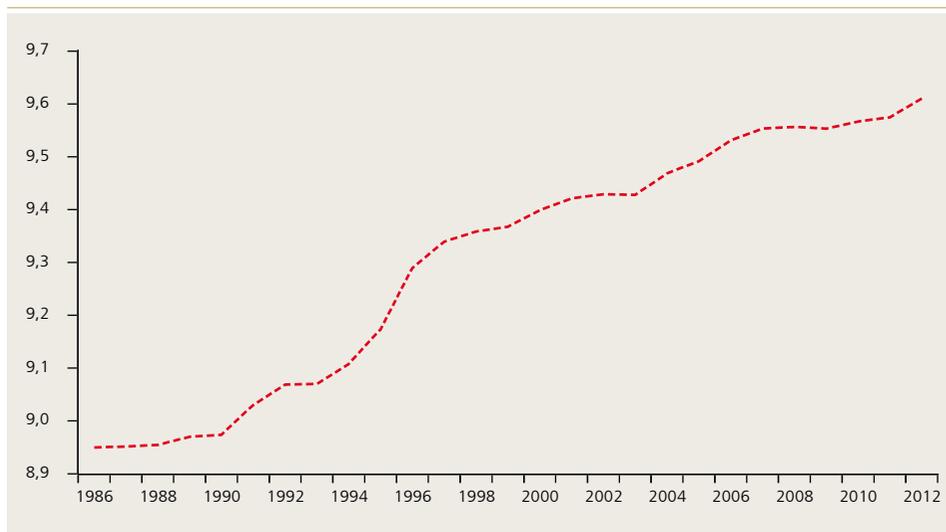
Sectores	1987-1997	1998-2012	1987-2012
Total	6,9%	4,1%	5,3%
Agropecuario-silvícola-pesca	6,6%	4,9%	5,6%
Minería	6,4%	1,3%	3,4%
Industria manufacturera	6,4%	2,4%	4,1%
Electricidad, gas y agua	5,9%	2,5%	3,9%
Construcción	8,7%	2,7%	5,2%
Comercio, restaurantes y hoteles	9,7%	5,1%	7,0%
Transporte y comunicaciones	10,5%	5,4%	7,5%
Servicios financieros	9,0%	8,3%	8,6%
Otros servicios	2,9%	3,2%	3,1%

Fuente: Elaboración de los autores en base a información de Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile.

Al ser la productividad el foco de este trabajo, es interesante analizar si el rápido crecimiento de los sectores estuvo aparejado con un crecimiento en la productividad laboral durante el período. El gráfico 1 muestra la evolución de la productividad laboral agregada, es decir, el PIB dividido por el número de trabajadores empleados. Se observa una tendencia creciente, la cual es coherente con un crecimiento de la productividad laboral de 2,6% promedio anual durante los 26 años comprendidos entre 1986 y 2012. El conjunto de figuras que componen el gráfico 2 muestra la comparación de la productividad laboral en cada sector (en logaritmos) con la del total país. Nótese que la escala de los gráficos es diferente, ya que el nivel de productividad varía para los distintos sectores.

Gráfico 1**Productividad laboral a nivel agregado**

(en logaritmo)

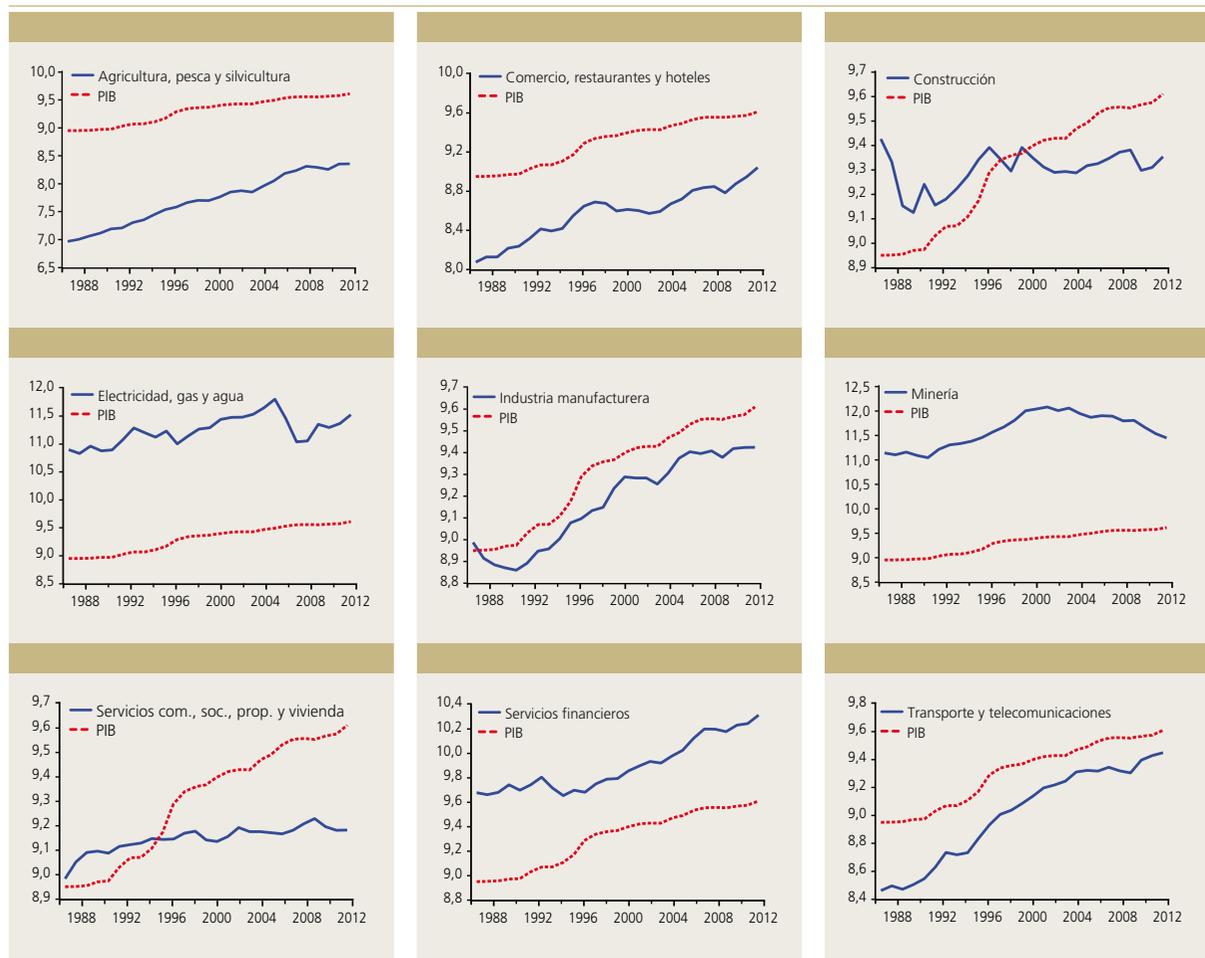


Fuente: Elaborado por los autores a partir de información del Banco Central de Chile e Instituto Nacional de Estadísticas.

En el gráfico 2 se observan algunas características que son valiosas de notar. Los sectores identificados como de rápido crecimiento en su valor agregado como Transporte y comunicaciones, Comercio, restaurantes y hoteles, y Agricultura, pesca y silvicultura experimentaron un rápido crecimiento en productividad. Por otra parte, el sector construcción que no presenta crecimiento en su valor agregado muestra crecimiento nulo en su productividad para el período 1986-2012. Como contrapartida de esto, el sector Industria manufacturera muestra un crecimiento de productividad similar a la señalada para la economía como un todo.

Gráfico 2

Evolución de la productividad laboral por sector



Fuente: Elaboración de los autores a base de información de Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile y de las encuestas de empleo (ENE-NENE) del Instituto Nacional de Estadísticas.



CUADRO 2

Crecimiento de la productividad laboral, distintos períodos

Período	1987-1997	1998-2012	1987-2012
Total	3,6%	1,8%	2,6%
Agropecuario-silvícola-pesca	6,5%	4,7%	5,5%
Minería	5,0%	-1,5%	1,2%
Industria manufacturera	1,3%	2,0%	1,7%
Electricidad, gas y agua	2,2%	2,6%	2,4%
Construcción	-0,7%	0,1%	-0,3%
Comercio, restaurantes y hoteles	5,7%	2,4%	3,8%
Transporte y comunicaciones	5,1%	3,0%	3,9%
Servicios financieros	0,7%	3,8%	2,5%
Servicios Comunes y Sociales	1,7%	0,1%	0,8%

Fuente: Elaboración de los autores en base a información de Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile y a las encuestas de empleo (ENE y NENE) del Instituto Nacional de Estadísticas.

Si dividimos el período bajo estudio en dos, 1987-1997 y 1998-2012, se encuentra una disparidad en el tiempo en las tasas de crecimiento de la productividad. Cinco de los nueve sectores disminuyeron la productividad laboral en el segundo período respecto del primero (cuadro 2). En ambos subperíodos el sector Agricultura, pesca y silvicultura lideró el aumento de la productividad laboral, no obstante una fuerte disminución en su tasa de crecimiento durante el segundo período. Aparte de esto, en el primer subperíodo hay tres sectores cuya productividad laboral aumentó por sobre el promedio de la economía agregada que son Comercio, Minería y Transporte y comunicaciones. Es decir, los aumentos más notables de productividad se dieron en sectores asociados a recursos naturales y a aquellos que utilizan intensivamente tecnología de la información. La excepción entre estos últimos es Servicios financieros, sector que es clasificado como usuario intensivo de TIC, pero cuyo crecimiento de productividad fue mínimo en el primer período, lo cual contrasta con la mayor tasa de crecimiento observada en el período 1998-2012. La Industria manufacturera experimentó un leve incremento en la tasa de crecimiento del segundo subperíodo respecto del primero, lo cual no deja de llamar la atención dado el pobre desempeño agregado. Las explicaciones para los desempeños sectoriales serán analizadas más adelante, una vez obtenidas algunas características estadísticas de los sectores.

Para entender el hecho de que la tasa de crecimiento de la productividad haya disminuido a la mitad en el período posterior a 1998, es importante distinguir entre cambios en la productividad laboral en todos los sectores y cambios en la composición sectorial. Cabe destacar que aquellos sectores que crecieron más lentamente tienen una mayor participación en el empleo total y por ende un mayor peso en la productividad agregada. Si el trabajo se puede mover libremente entre sectores, se esperaría un movimiento hacia sectores cuya productividad crece más rápidamente.

Formalmente, la tasa de crecimiento de la productividad se puede dividir en dos componentes: cambios en la participación de la fuerza laboral contratada por diferentes sectores y cambios en la productividad individual de cada sector. En otras palabras, a nivel agregado la productividad puede ser expresada como:

$$\frac{Y}{L} \equiv y = \frac{\sum_{i=1}^9 Y_i}{L} = \sum_{i=1}^9 y_i \frac{L_i}{L} \quad (5),$$

donde las variables sin subíndice corresponden al agregado de la economía y las con subíndice corresponden a sectores. Diferenciando con respecto al tiempo y manipulando algebraicamente la ecuación (5), se obtiene una descomposición del crecimiento de la productividad laboral correspondiente al promedio ponderado del crecimiento de la productividad de los diferentes sectores, más un promedio ponderado del cambio de la participación del empleo de cada sector en la fuerza laboral total empleada

$$\hat{y} = \sum_{i=1}^9 \hat{y}_i \frac{Y_i}{Y} + \hat{l}_i \frac{Y_i}{Y} \quad (6)$$

en que $l_i = L_i/L$. El primer componente del lado derecho de (6) corresponde al cambio de las tasas de productividad sectorial, y el segundo al efecto de reasignación. Al aplicar la ecuación (6) a los datos para la economía chilena se obtiene lo que se presenta en el cuadro 3. El cambio en la tasa de crecimiento de la productividad se debe fundamentalmente a un cambio en las tasas de crecimiento de la productividad sectorial; el efecto reasignación es de bastante menor magnitud, en especial en el segundo subperíodo. La conclusión general es que el "freno" en el crecimiento de la productividad agregada proviene primordialmente de un "frenazo" en la tasa de crecimiento de la productividad de los sectores, mientras la movilidad del trabajo no colaboró en hacer menos ostensible esta disminución.

CUADRO 3

Descomposición del crecimiento de la productividad laboral agregada

Período	1987-1997	1998-2012
Productividad sectorial	3,03%	1,46%
Participación en el empleo por sector	0,57%	0,37%
Total	3,61%	1,82%

Fuente: Elaboración de los autores.



IV. ¿QUIEBRE ESTRUCTURAL?

En el análisis de la sección anterior, los períodos se dividieron arbitrariamente en dos subperíodos: 1986-1997 y 1998-2012. Se concluyó que hay una disminución importante en la tasa de crecimiento de la productividad en el segundo subperíodo. Sin embargo, se requiere un análisis más formal de las series de productividad para encontrar exactamente donde están los cambios en dicha tasa y si estos son estadísticamente significativos.

Un modelo estadístico muy simple que describe la serie de tiempo de productividad es el siguiente:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \beta t + \varepsilon_t$$

donde la productividad en el año t depende de la productividad del año anterior y de una variable que mide la tendencia. Es decir, suponemos que las series de productividad son estacionarias en tendencia⁸. La tasa de crecimiento de largo plazo (g) de la productividad de un sector se define como:

$$g = \frac{\beta}{1-\rho}$$

Es decir, la tasa de crecimiento de largo plazo depende de una tasa de corto plazo corregida por el parámetro de persistencia de la serie. Por lo tanto, este parámetro puede variar en diferentes períodos debido a quiebres estructurales en el parámetro de persistencia, en el de crecimiento de corto plazo, o en ambos. Para analizar esta hipótesis se estimaron mediante mínimos cuadrados ordinarios 10 ecuaciones, una para cada sector y para el agregado de la economía. Estas estimaciones presentan problemas de autocorrelación en los sectores de industria manufacturera, servicios comunales y sociales, y en la serie de la economía agregada. Dado que la especificación corresponde a un modelo autorregresivo de orden 1, la presencia de autocorrelación genera sesgo en los parámetros estimados. Este fenómeno se condice con la hipótesis postulada en este trabajo: la existencia de quiebres estructurales provoca que los errores se correlacionen con su valor pasado al estimarse una especificación única para el período completo. El siguiente paso es utilizar un test de quiebre estructural para estudiar si alguno de los parámetros, o todos conjuntamente, han cambiado en el tiempo.

Bai y Perron (1998, 2001) proponen una batería de tests para identificar quiebres estructurales múltiples de manera endógena. Esta metodología presenta la ventaja de utilizar tests secuenciales, lo que no requiere imponer fechas sobre posibles quiebres. El procedimiento consiste en testear secuencialmente cada año la posibilidad de quiebre estructural contrastando los parámetros estimados con las observaciones de t años hacia atrás contra los estimados con la información de t años hacia adelante, donde la longitud t de dichos intervalos es determinada exógenamente como una fracción del número de períodos.

⁸ Chumacero y Fuentes (2006) y Chumacero (2000) argumentan que una buena representación estadística del PIB chileno corresponde a la de una serie estacionaria en tendencia.

Bajo este marco de trabajo, se determina una longitud de intervalo del 20% del largo de la serie, lo que significa que cada segmento se compone de cinco observaciones, con la posibilidad de detectar un máximo de tres quiebres⁹. Si se hubiese utilizado un valor de 25%, el número de quiebres posibles disminuye a dos, mientras que con un valor de 15% la cantidad de observaciones para cada segmento se reduce a tres, lo que no permite realizar estimaciones con buenas propiedades.

El cuadro 4 muestra los años en que es más probable rechazar la hipótesis nula de que no existe quiebre estructural. Los asteriscos corresponden a aquellos casos en que se puede rechazar la hipótesis con los criterios estándares. Todos los sectores de la economía presentan al menos una fecha de quiebre estructural para el modelo, quiebre que puede ser justificado por cambios en los parámetros de la constante, de persistencia y de tendencia, ya sea de manera individual o de manera conjunta. A nivel agregado se observa un quiebre conjunto en todos los parámetros del modelo en el año 1995, dos años antes de que termine el período de rápido crecimiento. Sin embargo, al hacer el análisis de quiebre parcial para cada uno de los parámetros por separado, se observa que el quiebre del modelo en 1995 se debe a quiebres en la constante y en la persistencia, mientras que la tendencia recién cambia en 1997.

CUADRO 4

Test de Bai-Perron para quiebres estructurales

	Todos los parámetros		Constante	Persistencia	Tendencia
Agropecuario-silvícola-pesca	1993**	2005**	ND	ND	ND
Minería	1998***		1999***	1999***	1999***
Industria manufacturera	1998***	2003***	1998***	2003***	2000*** 2006***
Electricidad, gas y agua	2006 ***		2006***	2005***	2005***
Construcción	1996 ***		ND	ND	ND
Comercio, restaurantes y hoteles	1998 **		1998***	1998***	1998***
Transporte y comunicaciones	1994 **		1994***	1994**	2004**
Servicios financieros	1992 ***		1992***	1992***	1992
Servicios Comunes y Sociales	1997*	2007*	ND	ND	ND
Total	1995***		1994***	1994***	1997***

Fuente: Elaboración de los autores.

ND: No Detectado.

, *, **** y ***** significativa al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

⁹ Se dispone de observaciones para las series de productividad laboral sectorial entre 1986 y 2012, pero dado que los procesos son autorregresivos de orden 1, se pierde la primera observación, lo que significa tener información disponible para 26 años. Para poder identificar al menos dos quiebres de manera correcta, se debe especificar el test para detectar como mínimo tres quiebres, lo que se logra utilizando una longitud de intervalo máxima de 20%.



Para Agropecuario-silvícola-pesca, Industria manufacturera y Servicios comunales y sociales se detectan dos quiebres en los parámetros, mientras que para el resto de los sectores y para la economía completa se identifica uno solo. En la mayor parte de los sectores, los quiebres parciales de cada uno de los parámetros se identifican en fechas similares, siendo excepciones la Industria manufacturera donde los quiebres en la constante anteceden a los de la persistencia y tendencia, y Transporte y telecomunicaciones donde los quiebres de la constante y de la persistencia anteceden al quiebre en la tendencia. Para la economía agregada, los quiebres en la constante y en la persistencia anteceden al quiebre detectado en el parámetro de tendencia.

En el cuadro 5 se presentan las estimaciones del modelo para cada uno de los sectores en los períodos determinados por los quiebres identificados. Las fechas de quiebre consideradas son aquellas que corresponden a los parámetros de persistencia y tendencia, ya que son estos los parámetros que determinan la tasa de crecimiento de la productividad laboral de largo plazo. En los casos de difícil definición, el quiebre en la tendencia prima como criterio de decisión. Esto implica que la constante, aunque en varios casos determina los quiebres identificados para el modelo completo, se ignora como criterio de decisión debido a su nulo efecto sobre la tasa de crecimiento de largo plazo.

En el cuadro 6 se estima la tasa de crecimiento de largo plazo de la productividad laboral. Se aprecia que la mayoría de los sectores presenta una menor tasa luego del primer quiebre, salvo Servicios financieros y Electricidad, gas y agua.

Para el sector Agropecuario-silvícola-pesca se reconocen dos quiebres, el primero en 1993 y el segundo en el 2005, aunque dichos quiebres no son atribuibles a ningún parámetro en particular. Para el primer período, entre 1987 y 1993, la tasa de crecimiento de largo plazo se estima en 5,7%, cifra que baja a 4,8% en el período 1994-2005, disminución que se agudiza entre 2006 y 2012 con un valor de 2,2%.

Para el sector de Minería se identifica en 1998 un quiebre conjunto para todos los parámetros del modelo, mientras que para el rezago y la tendencia por separado los quiebres son detectados en 1999. Para el primer período, entre 1987 y 1999, la tasa de crecimiento de largo plazo anual para la productividad laboral se estima en 15,4%, en tanto para el segundo período, 2000-2012, dicha estimación se vuelve negativa con un valor de -6,6%.

La Industria manufacturera¹⁰ presenta dos episodios de quiebre, el primero entre los años 1998 y 2000, y el segundo entre los años 2003 y 2006, lo que significa tres períodos con parámetros diferentes. Se estima un crecimiento de largo plazo de 4,7% para la productividad laboral en los dos primeros períodos (1987-2000; 2001-2006), valor que cae a 0,6% el tercer período (2007-2012). Si bien entre el primer y el segundo régimen no se aprecia una desaceleración de la tasa de crecimiento de largo plazo, en el análisis gráfico sí se nota el cambio (gráfico 2). Esto se debe a que hasta 1990 existieron tasas de crecimiento negativas, lo que contrarresta las altas tasas de crecimiento de la productividad ocurridas entre los años 1991 y 2000. En el cuadro 5 se aprecia que el valor estimado del coeficiente de tendencia para el primer período es de 0.016, valor que si se estima para el período 1991-2000 subiría a 0.044, siendo muy superior al 0.018 del segundo período. Esto justificaría el quiebre estructural detectado para

10 Véase Álvarez y Fuentes (2009) para un análisis de la productividad a nivel de firmas y sectores.

el año 2000 a pesar de no existir diferencia significativa entre los valores estimados. Bajo este análisis se desprende que existe un potencial quiebre en 1990, pero que no es posible de testear ya que la primera fecha susceptible de detectar un quiebre al aplicar los tests de Bai-Perron es 1992¹¹.

El sector Electricidad, gas y agua muestra un quiebre conjunto para todos los parámetros en el año 2006, mientras que individualmente los parámetros de persistencia y tendencia cambian el año 2005. Para el primer período, entre 1987 y 2005, se estima una tasa de crecimiento de largo plazo de 4,8%, valor que aumenta fuertemente entre 2006 y 2012 hasta 11,2%.

Para el sector de Construcción se identifica un quiebre para el modelo en 1996, sin embargo no se detectan quiebres para los parámetros individualmente. La tasa de crecimiento de largo plazo entre 1987 y 1996 se estima en 4,3%, valor que cae a 0,1% entre 1997 y 2012. El sector de Comercio, restaurantes y hoteles presenta un quiebre en el año 1998, tanto para el modelo conjunto como para cada parámetro individual. La tasa de crecimiento de largo plazo de la productividad laboral en el período 1987-1998 es de 5,6%, estimación que cae a 4,2% para el período 1999-2012.

En el sector de Transporte y comunicaciones se identifica un quiebre para el modelo completo en 1994, justificado por cambios en la constante y en el parámetro de persistencia, mientras el parámetro de tendencia muestra un quiebre estructural recién en el 2004. Entre 1987 y 2004, la tasa de crecimiento de largo plazo se estima en 5,4%, mientras que en el período 2005-2012 este valor se reduce a la mitad, llegando a tan solo 2,3%.

Finalmente¹², para el sector de Servicios financieros se detecta un quiebre en el año 1992, que afecta a todos los parámetros de manera conjunta y también individual. En el período 1987-1992 la tasa de crecimiento de largo plazo se muestra débil, alcanzando solo a 2,1%, mientras que en el período 1993-2012 este sector aumenta su dinamismo con una tasa de 3,9%.

Del análisis anterior se desprende que los sectores que lideraban el crecimiento de la productividad en la década de los noventa (Industria manufacturera, Minería y Comercio, restaurantes y hoteles) disminuyen fuertemente su tasa de crecimiento en fechas similares a las del agregado de la economía, en tanto los únicos sectores que presentan mayores tasas de crecimiento de la productividad laboral son Servicios financieros y Electricidad, gas y agua, con quiebres detectados en fechas muy disímiles a las del agregado.

11 Los segmentos para hacer los tests se componen de cinco observaciones, por lo que entre 1987 y 1991 no es posible identificar quiebres. Lo mismo sucede con los quiebres potenciales para el período 2008-2012.

12 No se analiza el sector Servicios comunales y sociales por ser un sector que incluye subgrupos de muy distinta índole y cuya estimación de valor agregado se mueve directamente con el empleo.



CUADRO 5

Modelos de regresión estimados por periodo

Sector ^a	Periodos (α)	Constante (α) ^b		Persistencia (ρ) ^b		Tendencia (β) ^b	
Agropecuario-silvícola-pesca (2)	1987-1993	10,758	(2,436)	-0,552	(0,353)	0,088	(2,020)
	1994-2005	5,641	(1,935)	0,207	(0,276)	0,038	(0,014)
	2005-2012	6,760	(2,334)	0,130	(0,317)	0,020	(0,251)
Minería (1)	1987-1999	1,661	(2,083)	0,844	(0,191)	0,024	(0,012)
	2000-2012	4,832	(3,083)	0,631	(0,244)	-0,024	(0,010)
Industria manufacturera (2)	1987-2000	2,987	(0,799)	0,657	(0,091)	0,016	(0,003)
	2001-2006	3,291	(3,925)	0,614	(0,433)	0,018	(0,009)
	2007-2012	11,724	(4,733)	-0,265	(0,508)	0,008	(0,004)
Electricidad, gas y agua (1)	1987-2005	6,361	(2,687)	0,411	(0,249)	0,028	(0,011)
	2006-2012	4,733	(3,372)	0,456	(0,266)	0,061	(0,032)
Construcción (1)	1987-1996	3,779	(1,959)	0,580	(0,211)	0,018	(0,007)
	1997-2012	6,982	(2,326)	0,250	(0,249)	0,001	(0,002)
Comercio, restaurantes y hoteles (1)	1987-1998	7,292	(2,667)	0,093	(0,334)	0,051	(0,019)
	1999-2012	3,618	(1,633)	0,545	(0,199)	0,019	(0,006)
Transporte y comunicaciones (1)	1987-2004	4,491	(1,622)	0,466	(0,194)	0,029	(0,010)
	2005-2012	4,946	(3,791)	0,441	(0,419)	0,013	(0,008)
Servicios financieros (1)	1987-1992	13,857	(5,826)	-0,437	(0,604)	0,030	(0,011)
	1993-2012	5,097	(1,059)	0,454	(0,113)	0,021	(0,004)
Servicios Comunes y Sociales (2)	1988-1997	7,136	(1,197)	0,213	(0,133)	0,007	(0,002)
	1998-2007	6,856	(3,238)	0,248	(0,354)	0,002	(0,002)
	2008-2012	8,005	(3,873)	0,155	(0,420)	-0,010	(0,005)
Total (1)	1988-1997	1,111	(1,875)	0,873	(0,211)	0,012	(0,007)
	1998-2012	4,193	(2,218)	0,543	(0,243)	0,008	(0,005)

Fuente: Elaboración de los autores.

a: Número de quiebres entre paréntesis.

b: Desviación estándar entre paréntesis.

CUADRO 6

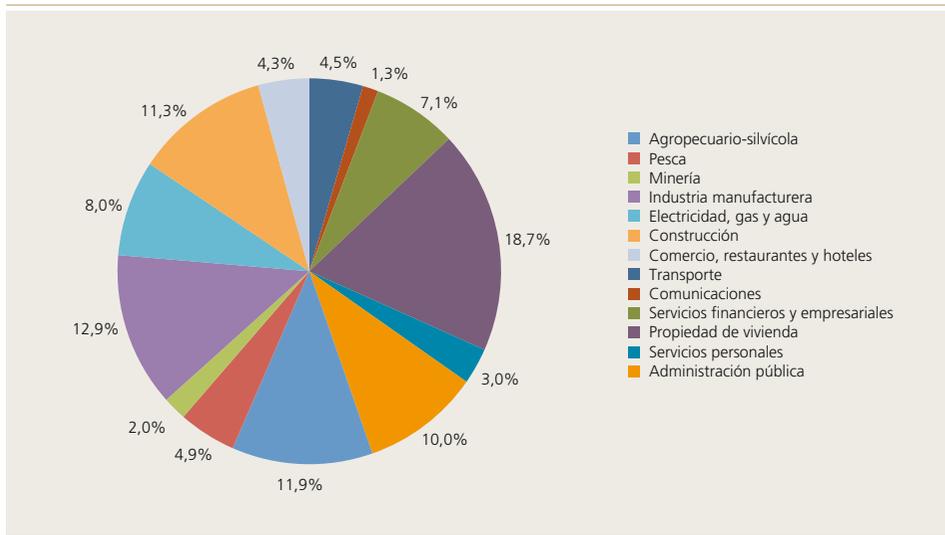
Tasa de crecimiento de largo plazo estimada

Sector ^a	Períodos	Tasa de crecimiento de largo plazo	
Agropecuario-silvícola-pesca (2)	1987-1993	0,057	(0,002)
	1994-2005	0,048	(0,003)
	2006-2012	0,022	(0,011)
Minería (1)	1987-1999	0,154	(0,121)
	2000-2012	-0,066	(0,022)
Industria manufacturera (2)	1987-2000	0,047	(0,007)
	2001-2006	0,047	(0,043)
	2007-2012	0,006	(0,003)
Electricidad, gas y agua (1)	1987-2005	0,048	(0,008)
	2006-2012	0,112	(0,094)
Construcción (1)	1987-1996	0,043	(0,029)
	1997-2012	0,001	(0,003)
Comercio, restaurantes y hoteles (1)	1987-1998	0,056	(0,004)
	1999-2012	0,042	(0,009)
Transporte y comunicaciones (1)	1987-2004	0,054	(0,003)
	2005-2012	0,023	(0,012)
Servicios financieros (1)	1987-1992	0,021	(0,006)
	1993-2012	0,039	(0,002)
Servicios Comunes y Sociales (2)	1988-1997	0,009	(0,001)
	1998-2007	0,003	(0,003)
	2008-2012	-0,011	(0,008)
Total (1)	1988-1997	0,092	(0,105)
	1998-2012	0,018	(0,002)

Fuente: Elaboración de los autores.

a: Número de quiebres entre paréntesis.

b: Desviación estándar entre paréntesis.

Gráfico 3**Participación sectorial en el valor agregado, año 1996**

Fuente: Banco Central de Chile.

¿Cómo cambia la tasa de crecimiento de la productividad laboral de la economía agregada en cada período? Se identifica un quiebre conjunto para todos los parámetros en el año 1995 asociado al cambio en los parámetros de la constante y persistencia, mientras que la tendencia recién cambia en 1997. La tasa de crecimiento de largo plazo para el período 1987-97 es de 9,2%, lo que contrasta fuertemente con el 1,8% estimado para el período 1998-2012. Tomando en cuenta la estructura productiva existente alrededor de la fecha del quiebre, los sectores que observaron cambios estructurales negativos entre 1996 y 2000 alcanzan al 48% del PIB¹³, lo que se observa en el gráfico 3. Pero si descontamos el sector Servicios comunales y sociales, por ser un sector cuya productividad es difícil de medir, los cuatro sectores son el 64% del PIB (ajustado). Del análisis de esta sección se concluye que las tasas de crecimiento de largo plazo de la productividad antes y después de los quiebres difieren en forma significativa, tanto a nivel sectorial como a nivel agregado. El siguiente paso es dilucidar si tras esta reducción significativa en la tasa de crecimiento de los sectores se encuentran *shocks* agregados o idiosincrásicos. Este es el tema de la siguiente sección.

¹³ Los sectores considerados son Industria Manufacturera, Minería, Construcción y Comercio, Restaurantes y Hoteles. No se considera Servicios Comunales y Sociales dada su particular metodología de construcción y su baja significancia en la detección del quiebre. Esta estimación es hecha utilizando los datos del PIB por clase de actividad económica del año 1996, publicados por el Banco Central de Chile.

V. LA HISTORIA DETRÁS DE LOS CAMBIOS ESTRUCTURALES EN LA PRODUCTIVIDAD LABORAL A NIVEL SECTORIAL

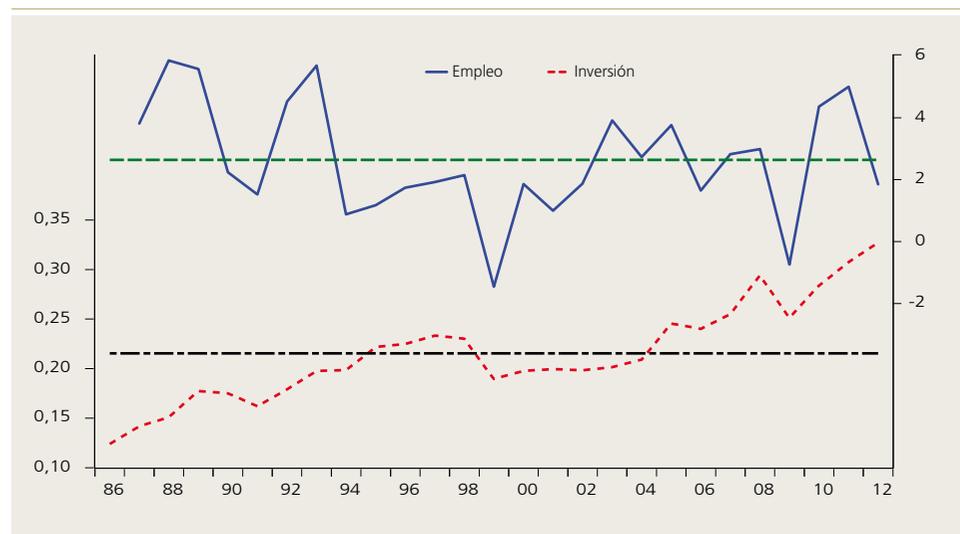
Esta sección discute diversas hipótesis que podrían explicar los cambios estructurales a nivel sectorial y agregado. Esto contempla cambios estructurales ocurridos alrededor de las fechas de quiebre, como también la evolución de la inversión y del empleo en dichos períodos. Se parte analizando el comportamiento de la productividad laboral agregada con quiebre en 1997, para luego profundizar en los sectores que presentan cambios estructurales alrededor de este período. El objetivo es tratar de responder la pregunta planteada al inicio de este trabajo: ¿Existen razones comunes detrás de la disminución de la productividad laboral o son *shocks* particulares a cada sector?

1. Economía agregada

En el gráfico 4 se observa la evolución de la tasa de inversión agregada de la economía a precios reales, cuyo promedio entre 1986 y 2012 fue de 21,5% del PIB¹⁴. Partiendo de un nivel relativamente bajo, esta tasa crece rápidamente llegando a un máximo local en el año 1997 de 23,3%, con una tasa promedio de 18,2% para el período 1986-1997. Entre 1998 y 2012 se aprecia un crecimiento sostenido, con una tasa promedio de 24,2% del PIB. El gráfico también muestra la tasa de crecimiento del empleo para toda la economía, la cual se ha mantenido en torno al promedio del período.

Gráfico 4

Tasa de inversión agregada y crecimiento del empleo



Fuente: Elaboración de los autores en base a la información del Acta del Comité de PIB de Tendencia publicado por el Ministerio de Hacienda y a las encuestas de empleo (ENE-NENE) del Instituto Nacional de Estadísticas.

14 El cálculo se hace en precios constantes del año 2003 utilizando datos del Acta de Resultados del Comité Consultivo del PIB Tendencial 2011. Para años 2011 y 2012 se utilizan las tasas de crecimiento del Acta de Resultados del Comité Consultivo del PIB Tendencial 2013.



Por lo tanto, de acuerdo a la ecuación (4), se puede concluir que el período de desaceleración de la productividad laboral es una época de profundización del uso del capital, por lo que la disminución en la productividad laboral agregada difícilmente se puede atribuir a que no ha existido un aumento en el stock de capital por trabajador. Por lo tanto, el sospechoso habitual es la evolución de la PTF.

Como se mencionó en la sección anterior, los cuatro sectores que presentan fecha de quiebre entre los años 1996 y 2000 representan casi la mitad de la producción nacional total en esos años o un 64,4% del PIB total sin el sector Servicios comunales y sociales. En consecuencia, encontrar los factores que explican esos quiebres permiten tener una mejor idea de cuál ha sido el o los factores tras el quiebre en la productividad agregada. Es posible identificar la existencia de dos hechos que estarían relacionados a los quiebres en más de un sector.

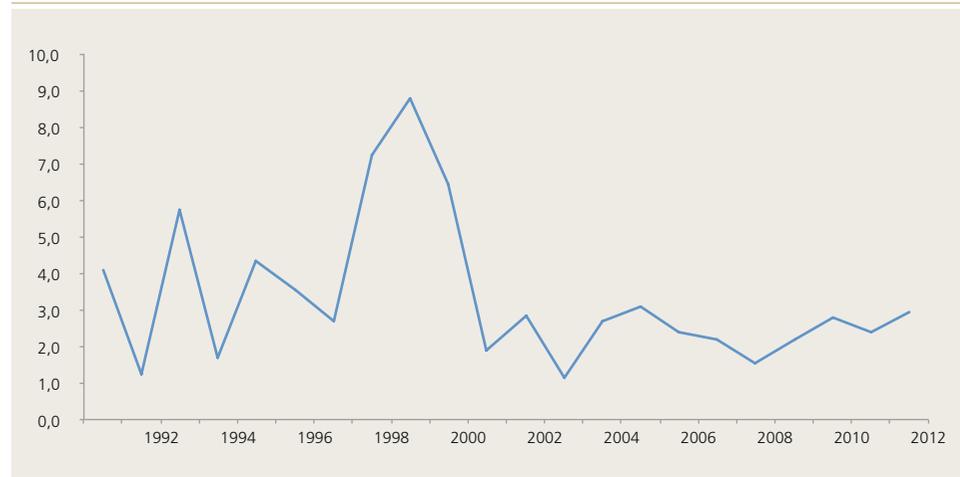
En primer lugar, el incremento abrupto de los salarios mínimos reales alrededor de 1998, en presencia de costos de despido, habrían exacerbado el efecto negativo de la crisis asiática afectando la tasa de crecimiento de la productividad laboral en el corto plazo. El argumento es el siguiente¹⁵: Los costos de despido funcionan como costos de ajuste del factor trabajo. Entonces, mientras la economía mostraba un ritmo alto de crecimiento en los noventa, estos costos no eran limitantes. Sin embargo, al enfrentar un *shock* real negativo, como lo fue la crisis asiática en 1998 y la consiguiente crisis en Rusia y Brasil, las firmas requerían ajustar la cantidad de factores, con lo cual los costos de despido pasaron a ser importantes. Adicionalmente, en 1998 el salario mínimo se incrementó abruptamente y se anunciaron fuertes incrementos para los siguientes dos años. Esto llevó a un alza abrupta del salario mínimo en términos reales (gráfico 5). Este doble *shock* requería de un ajuste en el empleo que realizaban las empresas del sector formal, en especial aquellas que utilizaban trabajadores de baja calificación y para las cuales el salario mínimo era limitante. Si este ajuste no se da, las empresas se quedan con una cantidad de empleo mayor que el óptimo y por ende con una PTF medida, de acuerdo a la ecuación, menor.

Álvarez y Fuentes (2011) encuentran que este es el caso de la industria manufacturera. Aquellas firmas más expuestas a los efectos de salario mínimo, sufren una mayor disminución de la PTF ante alzas de este salario. En una línea similar, Caballero et al. (2004) miden el grado de inflexibilidad microeconómica para varios países latinoamericanos, entre ellos Chile. Específicamente, ellos miden la facilidad con que el empleo se ajusta ante cambios entre la brecha de salario y valor del producto marginal. En dicho trabajo dejan planteada la hipótesis de que la reducción en la flexibilidad microeconómica experimentada por Chile a partir de 1997, ha sido uno de los causantes del freno en el crecimiento de la PTF. La profundización en el uso del capital en el período de menor crecimiento, hace sospechar que las firmas buscaban sustituir un factor con costos de ajuste elevado, como el trabajo, por otro como el capital.

15 Este argumento se basa en el trabajo de Álvarez y Fuentes (2011).

Gráfico 5**Evolución del salario mínimo real**

(variación porcentual respecto de año previo)



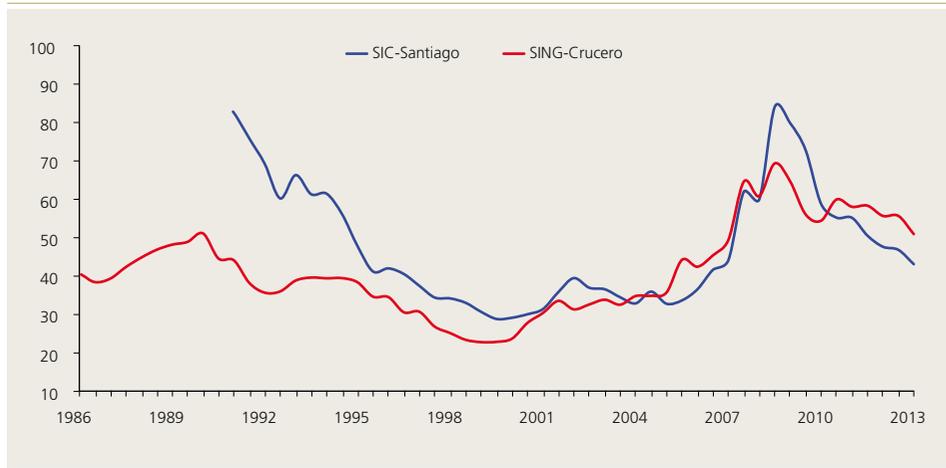
Fuente: Elaboración de los autores.

Los sectores de Construcción, Comercio y parte importante de la Industria manufacturera se caracterizan por utilizar intensivamente el trabajo y por ende son los más susceptibles de verse afectados. No obstante, es importante hacer notar que los más afectados son los sectores más expuestos al salario mínimo, es decir aquellos que usan trabajo no calificado.

Un segundo factor detrás del menor crecimiento de la productividad laboral, que es transversal a todos los sectores, es el incremento en los costos de la energía. En término reales el precio de la electricidad se triplicó entre el año 2000 y el 2009 (año en que alcanza el máximo, ver gráfico 6). El efecto de este mayor costo en los sectores dependerá de la intensidad de uso de la electricidad y combustibles en general como insumos productivos. En tal sentido, la Industria manufacturera y la Minería son sectores que se deberían verse más afectados por este hecho. El sector comercial es otro sector que utiliza intensivamente energía, y aun más luego de la masificación de grandes tiendas y supermercados. Precisamente estos tres sectores presentan quiebres en el crecimiento de tendencia de la productividad laboral entre 1998 y el año 2000, lo cual puede tener relación con este hecho así como con eventos que son idiosincrásicos.

Gráfico 6**Precio real de la energía eléctrica**

(precio de nudo monómico, \$/kW/mes, valores en pesos de mayo 2013)



Fuente: Comisión Nacional de Energía de Chile.

En resumen, a nivel agregado se observa que en el período de rápido crecimiento hay un esfuerzo por profundizar el uso del capital, pero este proceso no se detiene en el período de crecimiento más lento. De hecho, todos los sectores que experimentaron un quiebre en la evolución de la productividad laboral coincidente con el quiebre de la productividad laboral agregada, también experimentaron una mayor intensificación del uso del capital en el segundo subperíodo respecto del primero. Teniendo en cuenta lo planteado en la ecuación (3), estos resultados llevan a pensar que es la PTF la que, en buena medida, está explicando esta disminución en la productividad laboral, por la exacerbación del *shock* negativo de la crisis asiática a causa de la presencia de rigideces en el mercado laboral y el aumento de los precios de la energía a principios del 2000.

Cabe hacer notar que la secuencialidad temporal de ambos elementos podría justificar el hecho de que la disminución en la productividad laboral se haya prolongado en el tiempo. Es posible que el aumento de los costos de la energía haya afectado de manera prolongada al crecimiento de la PTF o, eventualmente, si el *shock* "costo de energía" es permanente, lleve a una disminución permanente en el nivel de la productividad laboral y lo que se observa es una transición a ese nuevo equilibrio. Es necesario que el tiempo avance para poder revisar si esta hipótesis es correcta.

En un contexto de equilibrio general, un cambio permanente en la productividad podría generar cambios en la composición del producto de un país. En teoría, los recursos se reasignan de acuerdo a las productividades relativas entre sectores, sin embargo, como muestran diversos estudios (por ejemplo, Hsieh y Klenow, 2009; Restuccia y Rogerson 2008; Parente y Prescott 2002), la existencia de restricciones en el mercado laboral o derechos monopólicos o restricciones a los movimientos de factores impiden estas reasignaciones.

Al final, este cuestionamiento corresponde a una pregunta empírica que es parte de lo que intenta responder este estudio¹⁶.

A continuación se retoma el análisis de hechos idiosincrásicos que pueden estar afectando a los sectores, combinados con estos *shocks* agregados. Se analizan cuatro sectores cuyos quiebres estimados coinciden con el de la economía agregada y representan casi el 50% del PIB total.

2. El análisis de los sectores

En esta sección se analiza en más detalle cómo los *shocks* agregados podrían haber afectado precisamente a los sectores cuyo quiebre coincide con el agregado. Estos sectores son la Industria manufacturera, Construcción, Comercio, restaurantes y hoteles y Minería. En los gráficos 7 y 8 se muestra, para cada sector, la inversión y el empleo, respectivamente.

El primer quiebre en la productividad laboral detectado para la Industria manufacturera es en el año 1998, pero el año 2000 para el parámetro de tendencia. La tasa de inversión presenta un comportamiento similar en ambos períodos. Entre 1987 y el 2000 la tasa de inversión presenta un promedio de 2,4% del PIB, con un máximo de 3,6% en 1996, valor que se mantiene relativamente similar en el período 2001-2011 con un promedio de 2,6% y un máximo de 3,2% en el 2007. Por otra parte, la tasa de crecimiento anual del empleo muestra un promedio de 3,2% en el primer período, mientras que en el segundo esta cifra baja a 1,4%. Tomando la ecuación (4), se aprecia una intensificación del uso de capital en el segundo período, por lo que no se puede atribuir el menor crecimiento de la productividad laboral a un menor uso del capital.

Para el sector Construcción se identifica un quiebre conjuntamente para todos los parámetros en 1996. La tasa de inversión muestra en el período 1987-1996 un promedio de 0,3% del PIB, cifra que cae levemente a 0,2% del PIB entre 1997 y 2011. Por su parte, el empleo también muestra tasas de crecimiento mucho más altas el primer período con un promedio de 9,9% anual, cifra que cae a 3,3% el segundo período. Bajo este análisis, si bien tanto la inversión como el empleo decaen en el segundo período, el empleo lo hace mucho más fuerte por lo que es posible pensar que hubo una profundización en el uso de capital, lo que no se condice con la caída evidenciada en la productividad.

Para el sector Comercio se detecta un quiebre de manera conjunta e individual para todos los parámetros en 1998. En el primer período la tasa de inversión fue en promedio un 1,0% del PIB, con un máximo de 1,8% en 1998, mientras que en el segundo período alcanzó un promedio de 1,2%. Por su parte, el empleo presenta en promedio un tasa de crecimiento del empleo de 3,7% para el primer período, y de 2,8% el segundo. Por lo tanto, en el segundo período se evidencia un aumento en la tasa de inversión y una caída en el crecimiento del empleo. Utilizando nuevamente el análisis de la ecuación (4), se deriva que en el segundo período ocurrió una profundización del uso del capital. Sin embargo, es en el primer período donde se observa una mayor tasa de crecimiento de la productividad laboral, respecto del segundo.

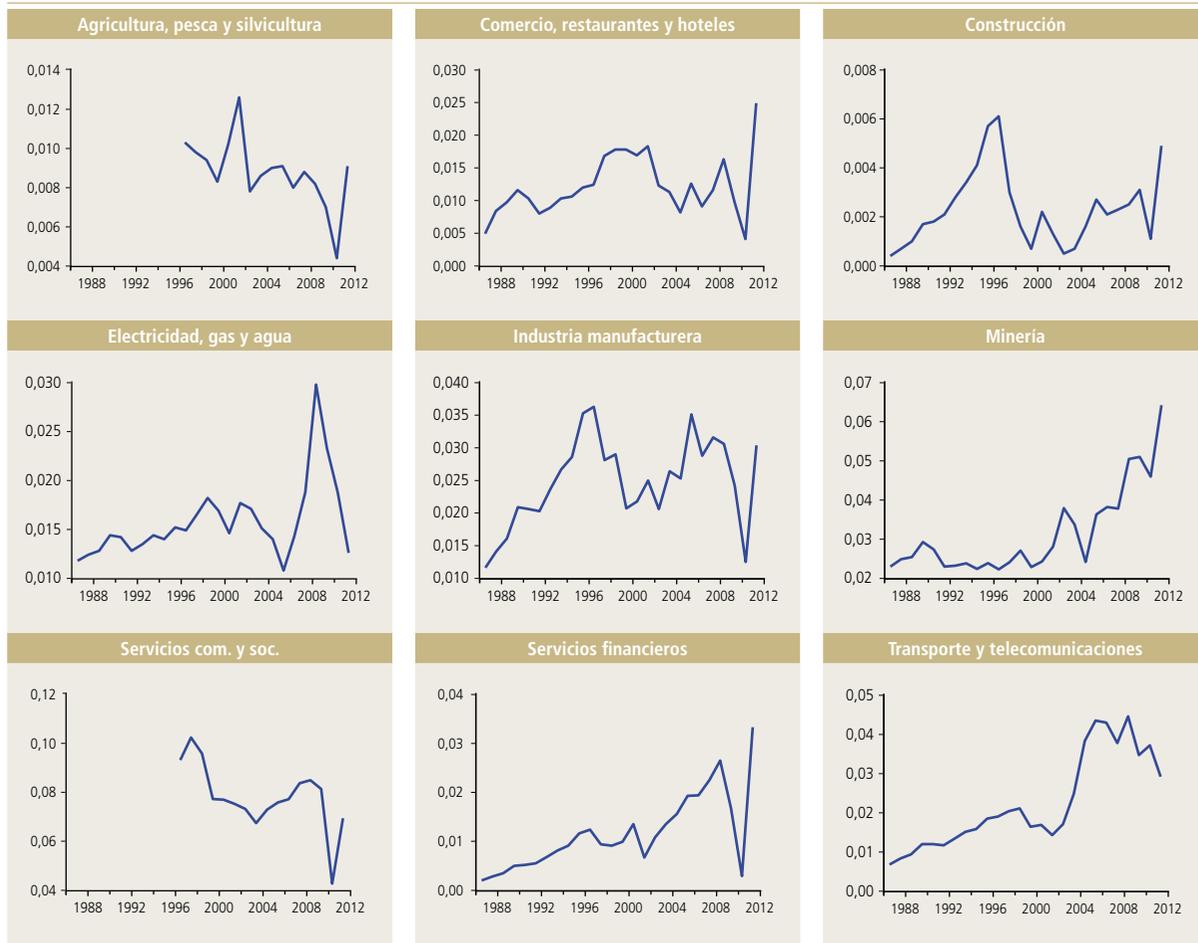
16 En un marco de equilibrio general, un cambio en los precios relativos modifica la estructura productiva de la economía cambiando las intensidades de uso del capital de cada sector. Puede ocurrir que por aumento del precio relativo de un bien, el sector que lo produce se expanda, aumentando la cantidad producida absorbiendo más trabajo que capital (dependiendo del efecto sobre el precio relativo de factores) lo que llevaría a una disminución de la productividad laboral sin haber existido cambios en la eficiencia.



Gráfico 7

Tasa de inversión sectorial

(a precios constantes, año 2003, como % del PIB)

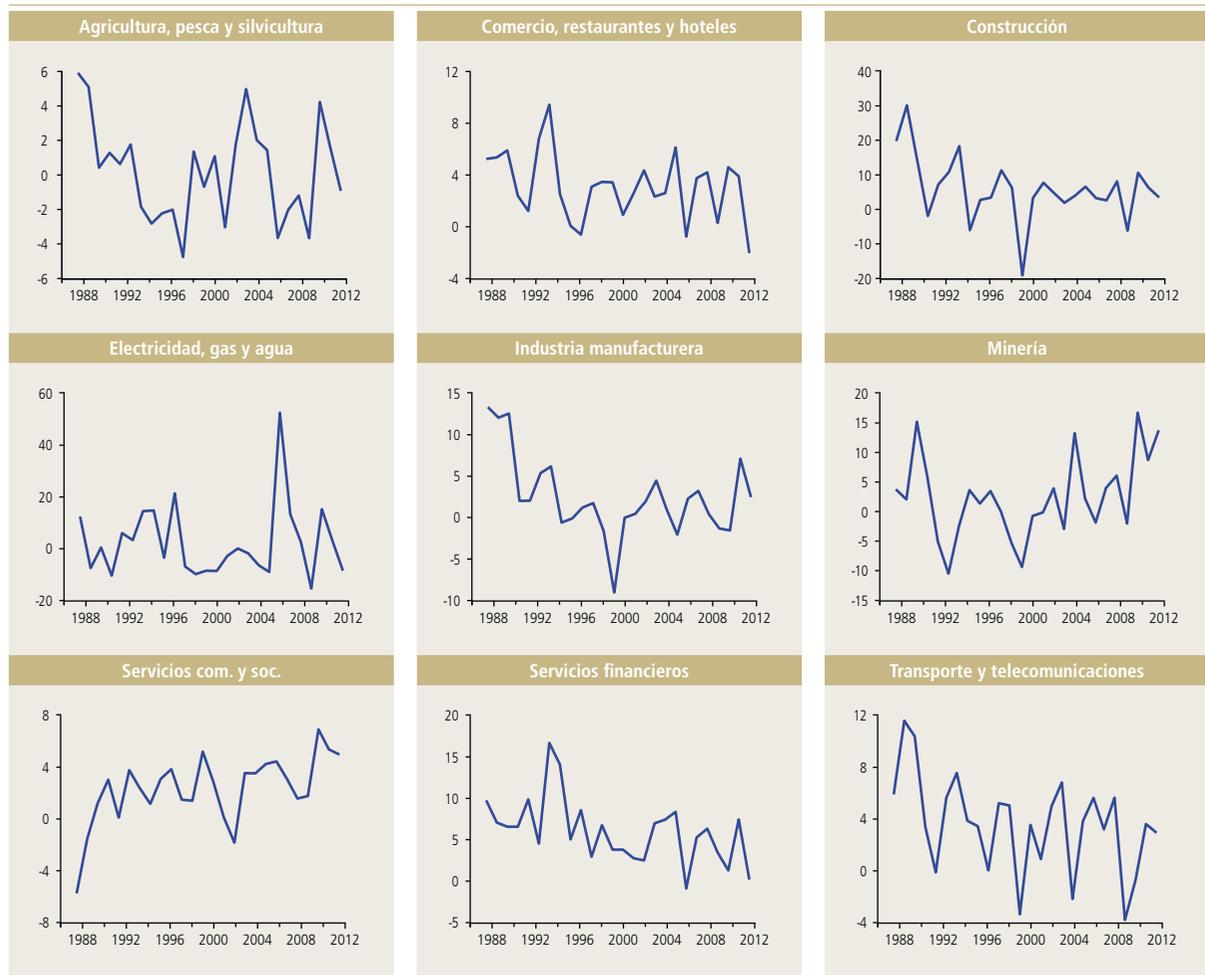


Fuente: Elaboración de los autores en base a la información de Henríquez (2008) y Vergara y Rivero (2006).

Gráfico 8

Tasa de crecimiento del empleo por sectores

(variación porcentual anual)



Fuente: Elaboración de los autores en base a información de las encuestas de empleo (ENE y NENE) del Instituto Nacional de Estadísticas.



Los tres sectores hasta aquí mencionados presentan una característica muy importante: son sectores muy expuestos al salario mínimo (superados solamente por la Agricultura) y por ende más afectados por el *shock* de salario mínimo de fines de los noventa y por costos de ajustes del mercado laboral. En el cuadro 7, utilizando los datos de la encuesta Casen 1996, se muestra el porcentaje de trabajadores respecto del total de trabajadores contratados que tienen contratos definidos e indefinidos cuyos salarios se encuentran en el rango de salario mínimo que existió entre 1996 y el 2000. En el Apéndice se explica la construcción de los datos. Particularmente, los trabajadores con contrato indefinido son aquellos que se asocian a mayores costos de despido. Un 12,6% de los trabajadores con contrato indefinido en el sector Comercio recibía un salario que se encontraba en el rango del salario mínimo de esos años. Esta cifra alcanza a 9,5% y 7,2% de los sectores Industria manufacturera y Construcción. Esto sugiere que el impacto de un aumento por ley del salario mínimo en presencia de costos de ajuste afectó fuertemente a esos sectores.

CUADRO 7

Vulnerabilidad de los sectores productivos a los cambios del salario mínimo

Sectores económicos	Con contrato definido e indefinido (%)	Con contrato indefinido (%)
Actividades no bien especificadas	6,30%	5,00%
Agric.caza silvicultura	21,50%	12,80%
Explotación minas y canteras	4,90%	3,70%
Industria manufacturera	11,50%	9,50%
Electricidad, gas y agua	7,80%	6,80%
Construcción	14,70%	7,20%
Comercio, restaurantes y hoteles	15,50%	12,60%
Transporte y comunicaciones	12,90%	10,30%
Establecimientos financieros y seguros	6,20%	5,10%
Servicios comunales sociales	11,30%	9,60%
Total	12,70%	9,60%

Fuente: Elaboración de los autores en base a información de encuesta Casen 1996.

*Porcentaje de trabajadores en 1996 cuyos salarios estaban dentro del rango de salarios mínimos establecidos entre 1996-2000 respecto del total de trabajadores con contrato.

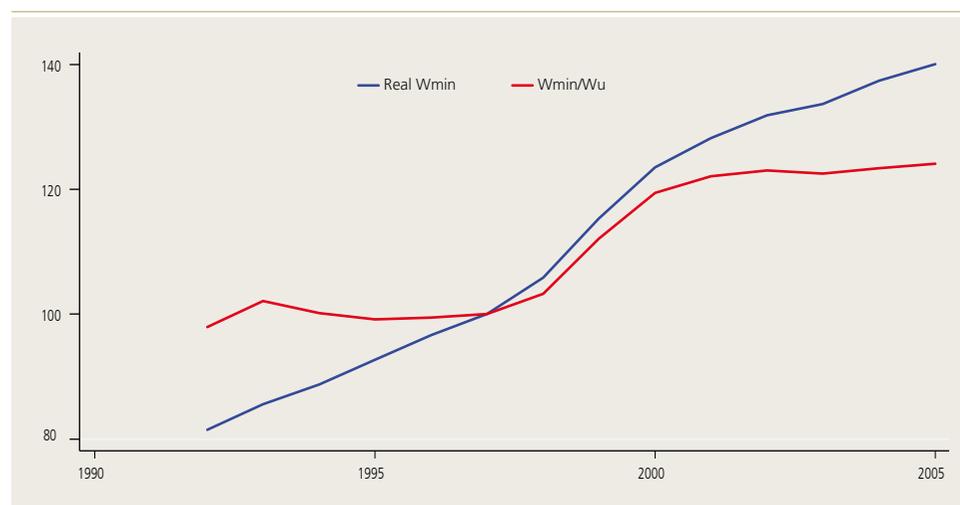
El caso del quiebre en 1998 de la Industria manufacturera es analizado por Álvarez y Fuentes (2011), quienes presentan evidencia de que los costos de ajuste que enfrentan las firmas en el mercado laboral, las cuales existían desde antes, se convirtieron en restricciones activas para la Industria manufacturera luego de experimentar el *shock* negativo de la crisis externa de 1998. Particularmente, se encuentra que la mayor tasa de crecimiento del salario mínimo ocurrida a fines de los noventa, en presencia de altos costos de despido, exacerbó el *shock* negativo que enfrentó la economía chilena. La evolución del salario real en la industria se presenta en el gráfico 9. Este fenómeno tiene un efecto solo en el corto plazo, ya que en el largo plazo las firmas tienen la capacidad de ajustarse a las nuevas condiciones. Por otro lado, como se mencionó anteriormente, a partir del año 2000 existe un aumento sostenido del precio de la energía, patrón que se aprecia en el gráfico 6. Álvarez et al. (2008) encuentran que la desaceleración de la productividad a partir del año 2000 está presente en la mayor parte de los sectores manufactureros, siendo aquellos más intensivos en energía los que han experimentado la mayor reducción en la tasa de crecimiento de la productividad. Estos resultados sugieren que el alza de precios de la energía podría ser responsable del quiebre que sufre el parámetro de tendencia a partir del año 2000.

El segundo quiebre detectado en la Industria manufacturera entre los años 2003 y 2006 coincide con el período de restricción de envíos de gas natural desde Argentina y con el aun más fuerte incremento en las tarifas eléctricas. Benavente et al. (2012) desarrollan un estudio a petición de la Comisión Nacional de Energía de Chile para caracterizar el consumo y uso de los distintos tipos de energía disponibles para la Industria manufacturera y la Minería. En este trabajo desarrollan un indicador de disponibilidad de gas natural que va entre valores de 0 y 1. Entre zonas norte, centro y sur hay diferencias de disponibilidad de gas natural, ya que en algunas existe abastecimiento y en otras no; sin embargo, la variación en el tiempo del indicador para cada zona permite visualizar las restricciones de gas natural impuestas por Argentina a partir de los años 2005 y 2006. El cuadro 8 presenta las series entre 1996 y el 2006 según las llamadas macrozonas.

Gráfico 9

Evolución del salario mínimo real

(razón del salario de trabajadores no calificados en la industria manufacturera)



Fuente: Álvarez y Fuentes (2009) y Beyer (2008).



CUADRO 8

Disponibilidad neta de gas natural por macrozona

Año	Norte	Centro	Sur
1996	0	0	0
1997	0	0,2214	0,1925
1998	0	0,8855	0,7828
1999	0	0,8555	0,7942
2000	0,3755	0,8389	0,9003
2001	0,4286	0,9376	0,9055
2002	0,4322	0,9376	0,9003
2003	0,3927	0,9376	0,9003
2004	0,2656	0,9211	0,8789
2005	0,2916	0,5826	0,5646
2006	0,2033	0,559	0,559

Fuente: Benavente et al. (2012).

En el caso de sector Comercio, restaurantes y hoteles, el efecto negativo en el mercado laboral probablemente desaceleró el crecimiento de la productividad luego de 1998. Una posible hipótesis que explicaría el rápido crecimiento de la productividad antes de ese año es la incorporación de nuevas tecnologías de la información en la función de producción del sector, así como la fuerte sustitución de comercio pequeño por uno de mayor escala representado por grandes supermercados y tiendas. Este proceso, sin duda, elevó la productividad laboral en el período previo al quiebre, el cual continúa en el segundo período pero a tasas menores, ya que la mayor ganancia de productividad se habría realizado en el primer período.

El sector Minería es distinto a los otros sectores porque es muy intensivo en el uso de capital. En este sector también se identifica un quiebre entre 1998 y 1999. La tasa de inversión entre 1987 y 1999 presenta un nivel estable en torno a un 2,6% del PIB, mientras que en el período 2000-2011 dicho promedio sube a 3,9% del PIB con un máximo de 6,4% el año 2011. Por su parte, el empleo sigue un patrón similar manteniéndose relativamente estable en el primer período con una tasa de crecimiento promedio anual de 0,2%, la que aumenta fuertemente en el segundo período a 4,7%. Por lo tanto, la inversión y el empleo muestran significativos incrementos en el segundo período. Al ser ambos aumentos con signo positivo no es posible distinguir efectos sobre la intensidad de uso del capital, pero sí se puede sostener que en el segundo período disminuyó el crecimiento de la PTF.

Arellano (2012) argumenta que la baja ley del mineral y el consecuente aumento de la intensidad de uso de electricidad —por la necesidad de aumentar el esfuerzo en el proceso productivo—, junto con el aumento de los costos de la energía y de los combustibles son responsables de la menor productividad laboral evidenciada en este sector durante la década del 2000 respecto a la de los noventa. En los noventa, gracias a la entrada de nuevos yacimientos de más alta ley, la productividad del sector minero presentó un fuerte y sostenido crecimiento, fuente de productividad que no estuvo en la década siguiente. En el cuadro 9 se aprecia que la ley del mineral disminuyó en el período de 2002 a 2010, dependiendo del tipo

de proceso, entre un 18% y un 28%. En el cuadro 10 se muestran los coeficientes unitarios de consumo de energía de la industria del cobre por tipo de proceso entre los años 2001 y 2009. Se puede ver un alza sostenida en el consumo unitario de electricidad en todos los productos cupríferos, fenómeno que responde a la necesidad de procesar mayor cantidad de material bruto para obtener una tonelada de material fino, a causa de la caída en la ley. Este sector es un ejemplo de cómo la combinación de un *shock* agregado conjuntamente con un *shock* idiosincrásico pueden ser los responsables de un cambio en la trayectoria de la productividad.¹⁷

CUADRO 9

Ley promedio del mineral de cobre en las operaciones mineras en Chile por tipo de proceso

	2002	2003	2005	2007	2009	2011
Planta concentradora	1,22	1,18	1,17	1,18	1,01	0,88
Lixiviación	1,04	1,01	0,93	0,99	0,87	0,85
Promedio Chile	1,13	1,1	1,07	1,08	0,92	0,84

Fuente: Cochilco.

CUADRO 10

Coefficientes unitarios de consumo de energía eléctrica por áreas

(por tonelada de fino en el producto de cada etapa)

	2001	2003	2005	2007	2009
Mina Rajo (KWh/TMF en mineral)	123,6	151,2	177,7	172,2	203,2
Mina Subterránea (KWh/TMF en mineral)	346,8	387,4	432,9	470,1	547,6
Mina (1) (KWh/TMF en mineral)	158,4	187,1	213,9	210,4	243,9
Concentradora (KWh/TMF en concentrado)	1697,7	1982,0	2011,4	2184,1	2515,4
Fundición (KWh/TMF en ánodos)	970,6	1053,3	1047,7	1079,8	981,1
Refinería (KWh/TMF en cátodos ER)	345,9	343,9	352,8	339,2	348,6
LX/SX/EW (KWh/TMF en cátodos EO)	2650,7	2839,4	2800,6	2911,0	2859,9
Servicios (KWh/TMF total producido)	145,8	139,0	160,0	123,1	170,9

Fuente: Cochilco.
(1) Promedio ponderado de los Coeficientes Unitarios de Mina Rajo y Subterránea.

17 Este es un buen ejemplo de cómo condiciones idiosincrásicas (ley del mineral) y sistémicas (costo de la energía) pueden producir una disminución permanente en el nivel de productividad laboral.



VI. CONCLUSIONES

Este trabajo contribuye al debate en torno a la desaceleración del crecimiento de la PTF en Chile desde una perspectiva diferente: analiza la evolución de la productividad laboral de la economía chilena para los distintos sectores productivos con el objeto de entender la evolución reciente de la productividad a nivel agregado. En primer lugar se realizó una descomposición del crecimiento de la productividad laboral agregada entre el crecimiento de la productividad laboral de los sectores y el cambio en la composición sectorial del empleo. Esto permitió mostrar que la evolución de la productividad agregada se debe principalmente a la evolución de los sectores y que el efecto composición explica menos de un sexto del crecimiento de la productividad total.

Luego se analizó formalmente la posibilidad de existencia de quiebres en el crecimiento de la productividad laboral agregada, encontrando un quiebre en 1997 para la tendencia agregada y en 1995 para el conjunto de los parámetros. Esto permitió dividir el período 1986-2012 en un subperíodo de alto crecimiento 1986-1997 (9,2%) y uno de bajo crecimiento en la productividad laboral (1,8%), 1998-2012. Los sectores Industria manufacturera, Minería, Comercio, restaurantes y hoteles, y Construcción presentan quiebres estructurales en fechas similares a las del agregado. El valor agregado de estos sectores representa casi la mitad del PIB total, pero el 64% del PIB sin los Servicios comunales y sociales (servicios públicos más propiedad de vivienda).

A partir del análisis de la productividad laboral sectorial y de la profundización del capital, medida a través de la tasa de inversión debido a que no existen buenas series de capital sectorial, se analizan las diferencias en la evolución de la productividad sectorial y agregada entre los períodos 1986-1997 y 1998-2012. Para el período de rápido crecimiento de la productividad laboral, tanto la profundización del capital como el crecimiento de la PTF contribuyeron a explicar dicho fenómeno. En el período en que la productividad laboral crece más lentamente, la profundización en el uso del capital continuó (las tasas de inversión sectoriales se mantuvieron elevadas), lo que hace pensar que la explicación de la disminución en el crecimiento viene por un menor crecimiento de la PTF.

Existen elementos teóricos para argumentar que la inflexibilidad microeconómica pasa a ser limitante al enfrentar *shocks* negativos y de esa forma explicar el deterioro en el crecimiento de la PTF en una economía. La evidencia presentada aquí combinada con estudios empíricos para Chile sugiere que las restricciones en el mercado laboral parecen ser importantes a la hora de explicar reducciones en el crecimiento de la productividad, ya que se observa en todo el período un casi constante aumento en la razón capital/trabajo, y una disminución en el crecimiento de la productividad laboral. Esta última coincide con un abrupto aumento del salario mínimo y con un *shock* internacional negativo, los cuales requieren un ajuste a nivel de las firmas en la contratación de factores en general, y en la de mano de obra en particular. El aumento del salario mínimo lleva a pensar que existen incentivos a sustituir trabajo por capital y que este efecto debería ser más fuerte para las firmas que usan más intensivamente mano de obra no calificada. Por otra parte, las firmas más intensivas en mano de obra son las más propensas a experimentar disminuciones en la PTF, debido a que la existencia de costos de ajustes retarda la corrección en el uso de factores productivos. En consecuencia, ante un *shock* negativo, los costos de ajuste se hacen más restrictivos para las firmas, con lo cual se ajustan menos que el óptimo y esto hace disminuir su PTF. Precisamente, la evidencia presentada aquí

apunta en esa dirección; la Industria manufacturera, Construcción, y Comercio, restaurantes y hoteles son justamente sectores relativamente intensivos en mano de obra en general y en mano de obra de baja calificación en particular (con la excepción de la Agricultura).

Otra hipótesis que ha sido esgrimida en la literatura, y que es complementaria a la anterior, es el aumento en el costo de la energía a partir del año 2000, lo que influiría en la persistente baja en la tasa de crecimiento de la PTF. Este último elemento sería particularmente importante para el caso de la Minería, sector que ha enfrentado un *shock* idiosincrásico, como es la explotación de minerales de menor ley, lo que ha llevado a incrementar fuertemente sus costos unitarios de energía. Se esperaría que esta alza de precios de la energía afectara también a la Industria manufacturera, la que, de acuerdo a nuestros resultados, ha experimentado importantes reducciones de productividad laboral en el período de los cortes de gas desde Argentina y del alza de precios de la energía. Este *shock* energético ha sido de características más bien permanentes, por lo que probablemente su efecto complementó en un principio el del salario mínimo, para luego establecerse como la principal traba al crecimiento de la productividad el resto del período.

En resumen, la hipótesis que tiende a favorecer la evidencia presentada en este estudio es que la suma de *shocks* agregados, como las alzas de salario mínimo, combinada con costos de ajuste en el mercado laboral y el alza de los costos de energía, tiende a explicar la reducción en el crecimiento de la productividad en aquellos sectores que coincidieron en su desaceleración con el agregado. Esto se basa en que son sectores intensivos en mano de obra no calificada y en el uso de energía. Adicionalmente, el argumento de los costos de ajuste en el mercado laboral va en línea con el escaso efecto del cambio en la composición sectorial del empleo en la productividad laboral agregada. Una mención aparte merece el *shock* idiosincrásico experimentado por la Gran Minería del Cobre por la reducción en la ley del mineral que ha generado mayor demanda por energía para poder hacer frente a este fenómeno.



REFERENCIAS

Abramovitz, M. (1956). "Resources and Output Trends in the United States since 1870". *American Economic Review* 46(1): 5–23.

Álvarez, R., A. García y P. García (2008). "Shocks de Energía y Productividad en la Industria Manufacturera Chilena". Documento de Trabajo N°482, Banco Central de Chile.

Álvarez, R. y J.R. Fuentes (2003). "Reforma Comercial y Productividad en Chile: Una Mirada 15 Años Después". *El Trimestre Económico* 70(1): 21–41.

Álvarez, R. y J.R. Fuentes (2011). "Labor Market Regulations and Productivity: Evidence from Chilean Manufacturing Plants". Documento de Trabajo N°396, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Arellano, J.P. (2012). "Productividad Laboral en la Minería Chilena, Productividad Agregada y Competitividad del País". Notas de Estudio, Cieplan.

Bai, J. y P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica* 66(1): 47–78.

Bai, J. y P. Perron (2001), "Computation and analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics* 18: 1–22.

Benavente, J.M., A. Gómez-Lobo, J. Turén y J. Vásquez (2012). "Estudio de Demanda Energética para el Sector Industrial Manufacturero y Minero en Chile". Mimeo, Departamento de Economía. Universidad de Chile.

Beyer, H. y R. Vergara (2002) "Productivity and Economic Growth: The Case of Chile". En *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles* editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.

Caballero, R. E.M. Engel y A. Micco (2004). "Flexibilidad Microeconómica en América Latina". *Economía Chilena* 7(2): 5–26.

Chumacero, R. (2000). "Se Busca una Raíz Unitaria: Evidencia para Chile". *Estudios de Economía* 27: 55–68.

Chumacero, R. y J.R. Fuentes (2006). "Chilean Growth Dynamics". *Economic Modelling* 23(2):197–214.

Coeymans, J.E. (1999) "Determinantes de la Productividad en Chile". *Cuadernos de Economía* 107: 597–637.

Fuentes, J.R. (2013). "Acerca del Crecimiento Económico Chileno". Mimeo preparado para RES pública. Disponible en <http://95propuestas.cl/site/wp-content/uploads/2013/05/acerca-del-crecimiento-economico-chileno-rodrigo-fuentes.pdf>

Fuentes, J.R., M. Larraín y K. Schmidt-Hebbel (2006). "Measuring and Explaining Total Factor Productivity in Chile". *Cuadernos de Economía* 43(mayo): 113–42.

Fuentes, J.R. y M. Morales (2011). "On the Measurement of TFP: A Latent Variable Approach" *Macroeconomic Dynamics* 15(2): 145–59.

Harberger, A.C. (1998). "A Vision of the Growth Process". *American Economic Review* 88(1): 1–32.

Henríquez, C. (2008). "Stock de Capital en Chile (1985-2005): Metodología y Resultados". Estudios Económicos Estadísticos N°63, Banco Central de Chile.

Hsieh, C-T y P.J. Klenow (2009). "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India". *Quarterly Journal of Economics* 124(noviembre): 1403–48.

Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (2011). *Análisis del Comportamiento del Consumo Eléctrico y la Actividad Minera*.

McKinsey (2009). "La Productividad como Motor del Crecimiento: El Próximo Desafío". Presentación en ICARE.

Ministerio de Desarrollo Social (1996). Encuesta CASEN 1996.

Ministerio de Hacienda (2011, 2012, 2013). Resultados del Comité Consultivo del PIB Tendencial.

Parente, S.L. y E. Prescott (2002) *Barriers to Riches*, MIT Press.

Restuccia, D. y R. Rogerson (2008). "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments". *Review of Economic Dynamics* 11(4): 707–20.

Rojas, P., E. López y S. Jiménez (1997) "Determinantes del Crecimiento y Estimación del Producto Potencial en Chile: El Rol del Comercio Internacional". En *Análisis Empírico del Crecimiento Económico en Chile*, editado por F. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, ILADES/Georgetown.

Roldós, J. (1997) "El Crecimiento del Producto Potencial en Mercados Emergentes: El Caso de Chile". En *Análisis Empírico del Crecimiento Económico en Chile*, editado por F. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, ILADES/Georgetown.

Solow, R.M. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function". *Review of Economics and Statistics* 39: 312–320.

Vergara, R. y R. Rivero (2006). "Productividad Sectorial en Chile: 1986-2001". *Cuadernos de Economía* 43(mayo): 143–68.



APÉNDICE

METODOLOGÍA PARA ANALIZAR EL IMPACTO DEL ALZA DEL SALARIO MÍNIMO EN PRESENCIA DE COSTOS DE DESPIDO

En el año 1996, el salario mínimo era de \$65.500, mientras que en el año 2000 alcanzó a \$100.000, valor que en términos reales a precios del año 1996 equivale a \$83.521. Esto significa un aumento real de 27,5% en cuatro años, muy superior al incremento promedio registrado entre 1991 y el año 2000, como se aprecia en el gráfico 5. La teoría nos dice que un incremento abrupto de los salarios no asociado a un aumento de productividad debería provocar una disminución en la demanda por empleo por parte de las firmas. Sin embargo, las firmas se pueden ver obligadas a mantener a sus trabajadores con estos salarios más altos si los costos de despedirlos son restrictivos. Este fenómeno pudo haber estado presente en este período de fuerte incremento real del salario mínimo en Chile.

Para estudiar el impacto potencial de esta hipótesis se utiliza la información de la encuesta Casen 1996, que nos permite identificar la sensibilidad de cada sector económico a las alzas del salario mínimo o, dicho en otras palabras, la fracción de trabajadores dentro de cada sector susceptibles a perder su empleo por el alza del salario mínimo real. Para hacer esto se estima el porcentaje de trabajadores que en cada sector declaran estar bajo esquema de contrato y cuyos salarios se encuentran en el rango de salarios mínimos fijados entre los años 1996 y 2000 a precios reales. Se toman en cuenta solo los trabajadores que pertenecen al rango etario entre 18 y 65 años, dado que fuera de este rango el tratamiento del salario mínimo es diferente. Además, las estimaciones se hacen utilizando el salario efectivo por hora con el objeto de incluir al empleo parcial, donde el salario por hora se calcula como el ingreso mensual recibido por la ocupación principal dividido por 180 horas (4 semanas de 45 horas).



EFECTOS DE *SHOCKS* AL PRECIO DEL PETRÓLEO SOBRE LA ECONOMÍA DE CHILE Y SUS SOCIOS COMERCIALES

Michael Pedersen*
Miguel Ricaurte B.**

I. INTRODUCCIÓN

Existe amplia literatura que estudia el impacto de los *shocks* a los precios de materias primas sobre el desempeño de las economías. Ese tema retomó importancia tras el *boom* de precios de estos productos a mediados de la década pasada, cuando las alzas de los combustibles, minerales metálicos y alimentos parecían tener un efecto sobre el desempeño de economías desarrolladas y emergentes. En esa ocasión se revisó la hipótesis de que los precios de las materias primas, en particular del petróleo, dependían principalmente de la oferta.

El presente trabajo se enmarca dentro de una literatura que busca identificar el impacto que tienen los aumentos de los precios de materias primas sobre ciertas variables macroeconómicas de interés o, más precisamente, el impacto que tienen los *shocks* al precio del petróleo. Esta literatura partió con el trabajo seminal de Hamilton (1983) para Estados Unidos y luego ha estudiado una serie de economías, principalmente desarrolladas. Los estudios que siguieron a Hamilton emplearon aumentos del precio del crudo como una indicación de *shocks* exógenos atribuibles a disrupciones en la oferta. Rotemberg y Woodford (1996), Hamilton (2003), Barsky y Kilian (2004), y Rotemberg (2007), son algunos de los trabajos que comparan los efectos de un *shock* al precio del petróleo entre países, basándose en dicho supuesto de que los cambios en el precio del petróleo dependen exclusivamente de movimientos exógenos de la oferta de petróleo. Este supuesto es limitante, en el mejor de los casos, y directamente incorrecto, en otros. Así, los resultados estarían sesgados, sobre todo a la luz de la evidente importancia de los *shocks* de demanda.

Buscando remediar este problema, Kilian (2008) compara el impacto de aumentos del precio del petróleo en una serie de economías empleando una medida exógena para el *shock* de oferta de petróleo. Construye dicha medida como la diferencia entre la oferta efectiva tras un evento geopolítico y el nivel hipotético que esta habría tenido si no hubiese ocurrido dicho *shock* de oferta. La selección *ad hoc* de los eventos debilita la validez de los resultados reportados. Kilian (2009) y Peersman y Van Robays (2009, 2011) dan un paso adelante al emplear la metodología de restricción de signos. Ella consiste en estimar un modelo VAR, obtener las funciones de impulso-respuesta para distintas variables de interés y seleccionar aquellas que cumplen con las restricciones de signos que se imponen a las variables globales que son coherentes con (1) un *shock* de demanda específica de petróleo, (2) un aumento

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

** Gerencia de Análisis Internacional. E-mail: mricaurte@bcentral.cl

de la actividad mundial, o (3) un cambio en la oferta de petróleo. Estos trabajos buscan —y encuentran— diferencias en el comportamiento de las principales variables macroeconómicas entre países desarrollados ante aumentos en el precio del petróleo.

En particular, Peersman y Van Robays (2009, 2011) cuentan con un grupo de países con estructuras de consumo y producción energética diversa: desde exportadores netos de petróleo (Canadá, Noruega), hasta importadores netos de crudo (la Eurozona, Japón y Suiza), pasando por productores e importadores importantes de energía (EE.UU. y el Reino Unido). Los autores encuentran, entre otras cosas, que un *shock* adverso de oferta de petróleo tiene un impacto permanente en la actividad de los países importadores de energía, mientras que es nulo o bien positivo para los exportadores netos. El efecto inflacionario también es menor en el segundo grupo, posiblemente debido a presiones apreciatorias que siguen al alza del petróleo. Por otro lado, una mayor demanda por petróleo o más actividad mundial y el consiguiente aumento en el precio del crudo, tienen efectos similares en distintos países. En particular, la actividad aumenta de manera transitoria con un *shock* de actividad mundial, pero cae si hay un *shock* específico de demanda por petróleo¹. Los resultados de Peersman y Van Robays sirven para interpretar algunos hallazgos para los socios comerciales de Chile reportados aquí.

Otra faceta de esta literatura ha buscado estudiar si el efecto dinámico de los *shocks* del petróleo ha cambiado en el tiempo. Buenos ejemplos de esta literatura son Edelstein y Kilian (2009) y Blanchard y Galí (2007). Estos trabajos encuentran un impacto reducido de *shocks* del petróleo sobre los agregados macroeconómicos de EE.UU. a lo largo del tiempo. Ello podría deberse a cambios estructurales en la economía que hacen al país menos dependiente de materias primas como el petróleo, conforme disminuye su intensidad de uso de materias primas.

En esta misma línea, Baumeister et al. (2010) y Baumeister y Peersman (2012) argumentan que es necesario considerar los cambios estructurales de las economías de modo de entender el impacto de un cambio en el precio del petróleo. En particular, encuentran que un *shock* de oferta de petróleo tuvo un impacto más importante sobre el precio del petróleo en la década de los 2000 que en la de 1970, pero el mismo impacto sobre la actividad y la inflación de EE.UU. en ambos períodos. Peersman y Van Robays (2011) hacen algo similar, explotando un panel de países para identificar diferencias entre países y períodos de tiempo. Encuentran cambios en el impacto de las alzas petroleras para países que pasaron de ser importadores netos de petróleo antes de los ochenta, a ser exportadores netos en lo más reciente (por ejemplo, Canadá y el Reino Unido). Por este hecho, se reportan en un apéndice de este estudio los resultados de estimaciones *rolling* para Chile y sus socios comerciales (SS.CC).

Los estudios antes mencionados buscan explicar la evolución del precio del petróleo en base a sus fundamentos, dejando de lado el rol que podrían jugar los flujos financieros o especulativos. El presente documento mantiene esta línea de investigación a la luz de evidencia de que un aumento sostenido de precios anterior a la crisis financiera internacional sería producto de

¹ Estos resultados no contradicen los hallazgos de este trabajo para el conglomerado de socios comerciales de Chile, toda vez que se agrupa a países que son importadores netos con otros que no lo son.



una demanda robusta, subestimada por el mercado, y de un estancamiento de la producción². Asimismo, la literatura se ha concentrado principalmente en países desarrollados, dejando de lado a las economías emergentes, como Chile. Sin embargo, algunos estudios han mostrado que los *shocks* al precio del petróleo impactan de manera distinta a economías avanzadas y emergentes. Un ejemplo es Pedersen (2011) que muestra que la propagación de un *shock* a los precios de energía hacia otros precios es casi cuatro veces mayor en las economías emergentes que en las avanzadas.

El presente estudio aplica la metodología de restricciones de signo a la economía de Chile, un país que se caracteriza por ser un país en desarrollo e importador neto de petróleo. Además, tiene un sistema para evitar la excesiva volatilidad en los precios locales de combustibles (pago de un subsidio cuando el precio es alto y cobro de un impuesto cuando el precio es bajo), lo cual distingue a esta economía de otras que han sido analizadas con la misma metodología. Para comparar los resultados obtenidos para Chile, se realiza el ejercicio para el conjunto de sus socios comerciales así como para algunos de los principales países socios por separado (China, Estados Unidos, la Eurozona y Japón) que suman en torno al 60% del comercio de Chile. Como se mencionó, la dimensión de robustez intertemporal de los resultados se analiza en un apéndice.

En breve, los principales resultados son los siguientes. Los índices de precios al consumidor aumentan tanto para los SS.CC. como para Chile ante un *shock* de oferta de petróleo y de actividad mundial, pero difieren para un *shock* de demanda específica de petróleo. Por su parte, la respuesta de la actividad ante restricciones de oferta de petróleo es negativa en Chile y nula en los SS.CC. El comportamiento de las tasas de interés pone en evidencia diferencias de Chile con sus socios comerciales. Con respecto al tipo de cambio nominal, este se deprecia en Chile cuando el precio del petróleo aumenta por un *shock* de oferta o de demanda de petróleo, y se aprecia ante a un *shock* causado por un aumento de la actividad económica mundial.

El resto del documento está organizado de la siguiente forma. La sección II discute la metodología de restricción de signos que se aplica en la sección III. Esta sección presenta los datos empleados, además de los resultados para Chile y sus socios comerciales. La sección IV concluye, y los apéndices contienen el detalle de la metodología así como las estimaciones para los principales socios comerciales.

2 En los trabajos de Hamilton (2009) y Kilian y Hicks (2013) se discuten, por un lado, las condiciones necesarias para que los flujos financieros de origen especulativo estén detrás del aumento sostenido de precios de 2005-2008, y, por otro lado, que una combinación de elementos "fundamentales" explicarían dicho aumento de precios. Ambos estudios coinciden en que, o bien una combinación de demanda fuerte con producción estancada, o bien sorpresas en las proyecciones de crecimiento de los agentes de mercado (de Asia emergente en particular) estarían detrás de la espiral de precios.

II. VAR CON RESTRICCIÓN DE SIGNOS

Para estimar el impacto de un *shock* del precio del petróleo sobre el índice de precios de consumo, la actividad, la tasa de interés y el tipo de cambio, se emplea una metodología que busca distinguir entre el impacto de distintos tipos de *shocks*, es decir, *shocks* del precio causados por demanda y oferta, respectivamente. Un *shock* de oferta se refiere a un cambio en el precio del petróleo causado por un cambio en la producción de petróleo. Por su parte, los *shocks* de demanda son separados en dos tipos distintos: uno donde el cambio en el precio del petróleo se puede atribuir a un cambio en la actividad mundial, y otro donde se puede relacionar el *shock* del precio a un cambio en la demanda específica de petróleo.

La metodología empírica utilizada consta de dos pasos. En el primer paso se busca un modelo VAR bien especificado. Se busca un número adecuado de rezagos utilizando principalmente el criterio de información de Schwarz, pero se agrega un rezago si dicho criterio sugiere cero rezagos en el modelo en diferencias³. Además, se incluyen *dummies* para observaciones extremas con el objeto de obtener residuos que no estén afectados por autocorrelación y que no sean insesgados⁴. Luego se aplica el test de traza de Johansen⁵ para examinar si existen relaciones de cointegración y, de ser este el caso, se las incluye en el modelo.

El segundo paso del análisis empírico se basa en Peersman y Van Robays (2009, 2011) y consiste en estimar el siguiente modelo VAR estructural:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = c + C_{t-1} + A(L) \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^x \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix}, \quad (1)$$

donde X_t incluye las tres variables globales, $X_t = \{\Delta Q_t^o, \Delta P_t^o, \Delta Y_t^w\}$, donde Q_t^o es la cantidad de petróleo producido en el período t , P_t^o es el precio del petróleo y Y_t^w es la producción industrial en el mundo. Por su parte, Y_t incluye cuatro variables locales, $Y_t = \{\Delta Y_t, \Delta P_t, i_t, \Delta S_t\}$, donde Y_t es la producción (PIB) local, P_t es el nivel de precios al consumidor (IPC) locales, i_t es la tasa de interés de corto plazo y S_t es el tipo de cambio medido en dólares por una unidad de la moneda local. Finalmente, C_{t-1} son las relaciones de cointegración⁶, c contiene los términos determinísticos, $A(L)$ es un polinomio de rezagos y B la matriz de efectos contemporáneos. Con la excepción de la tasa de interés, todas las variables están transformadas a logaritmos.

Las innovaciones estructurales ε_t^x y ε_t^y no están correlacionadas, por lo cual la matriz de varianza-covarianza de la estimación de forma reducida del VAR es $\Omega = BB'$. Para un Ω fijo existe un número infinito de posibles matrices B , lo que significa que es necesario imponer

3 Kilian (2001) argumenta que incluir más rezagos que lo indicado por el criterio más mezquino de Schwarz puede resultar en estimaciones más precisas de las funciones impulso-respuesta.

4 Juselius (2006) menciona que las estimaciones de modelos VAR son más sensibles a la no normalidad causada por sesgo, que por exceso de curtosis.

5 Ver Johansen (1996). Se permite que el modelo incluya una tendencia determinística restringida para las relaciones de cointegración. Los valores críticos utilizados son de Mackinnon et al. (1999).

6 Peersman y Van Robays (2009) no encuentran relaciones de cointegración en su análisis. Los resultados presentados en este documento son para los modelos que incluyen *dummies* y relaciones de cointegración, pero son robustos para la exclusión de ambos.



restricciones sobre dicha matriz para identificar los *shocks*⁷. La identificación utilizada en el presente análisis se basa en condiciones de signos que se discuten más adelante, y solamente los resultados que cumplen con dichas condiciones se consideran válidos, o *draws* exitosos. Para Chile, se restringen los coeficientes de las matrices $A(L)$ para no permitir retroalimentación de las variables locales hacia las globales. En otras palabras, las variables globales son (débilmente) exógenas con respecto a las locales⁸. No se impone dicha restricción para las economías más grandes.

A partir de las simulaciones se construyen funciones de impulso-respuesta de las distintas variables. Si estas cumplen con las restricciones de signos, se las preserva; caso contrario, se descartan. Se impone que cada simulación satisfaga simultáneamente las restricciones de los tres *shocks*. Cuando se han obtenido mil simulaciones exitosas se muestran la mediana y los percentiles 16 y 84.

La restricción de signos impuesta para cada realización de las funciones impulso-respuesta aparecen en el cuadro 1, siguiendo a Peersman y Van Robays (2009) y otros⁹. Es evidente, por ejemplo, que ante un *shock* negativo en la oferta de petróleo (por ejemplo, un conflicto armado en el Medio Oriente), se contrae la producción de petróleo (signo negativo), aumenta su precio (signo positivo) y su impacto sobre la actividad mundial es (débilmente) negativo en la medida en que aumentan los costos de producción. Ante un *shock* de demanda de petróleo (digamos, por un invierno más crudo que requiera combustible adicional), se esperaría un aumento en el precio del petróleo, acompañado de una producción que responda a un mayor precio, y un impacto también débilmente negativo sobre la actividad mundial. Finalmente, ante mayor actividad mundial, la demanda y el precio del petróleo también aumentarán.

La respuesta de cada país, medida por las variables locales, dependerá de la estructura productiva del país. De hecho, el propósito del ejercicio es identificar la reacción de variables locales ante *shocks* que se presupone causan respuestas específicas en las variables globales de la especificación.

CUADRO 1

Restricción de signos a distintos *shocks*

<i>Shock</i>	Q^o	P^o	Y^w	S, Y, P, i
1. Oferta de petróleo	<0	>0	≤0	Libre
2. Específico de demanda de petróleo	>0	>0	≤0	Libre
3. Actividad global	>0	>0	>0	Libre

Fuente: Elaboración propia.

7 En varias aplicaciones de la literatura se restringen algunos de los coeficientes a cero.

8 En todo caso, los resultados no cambian significativamente cuando se considera un VAR solamente con variables endógenas.

9 Ver apéndice A para una explicación más detallada de la metodología de estimación e identificación utilizada en el segundo paso.

III. DATOS Y RESULTADOS

La metodología descrita en la sección anterior se aplica a datos de Chile, el agregado de sus socios comerciales (SS.CC. en adelante) y, finalmente, los cuatro SS.CC. más grandes (EE.UU, la Eurozona, Japón y China), cuyos resultados se presentan en un apéndice. El período de estimación va del primer trimestre de 1995 al cuarto de 2011, y las series de datos empleadas son¹⁰:

1. **Datos globales:** Producción mundial de petróleo; Precio nominal del petróleo; Índices de producción industrial mundial.
2. **Datos locales:** PIB real; Índice de precios; Tasa de interés de corto plazo; Tipo de cambio nominal (unidades de moneda local por dólar estadounidense¹¹).

Las series que tradicionalmente están afectas a estacionalidad (actividad económica —PIB o producción industrial— e índices de precios) fueron desestacionalizadas con el método X12-ARIMA¹². En el cuadro C1 (apéndice C) se presentan las características de los modelos utilizados.

Las respuestas de los precios, la actividad, las tasas de interés y el tipo de cambio para Chile sus SS.CC. agregados se muestran en los gráficos 1 a 4 a continuación, y los resultados se resumen en el cuadro 2¹³. En el apéndice C se muestran los resultados para los cuatro socios principales. Se muestran las repuestas de cada variable local a un aumento permanente de 10% en el precio del petróleo causado por un *shock* de oferta del petróleo (menor producción), un *shock* de demanda mundial, o uno de demanda específica de petróleo, según fueron definidos en la sección metodológica. Los gráficos 1 a 4 muestran la mediana de las respuestas junto con los percentiles 16 y 84, mientras el resumen del cuadro 2 incluye las medianas (destacadas en negrita si el efecto es estadísticamente significativo).

Un *shock* de oferta tiene impacto negativo en la actividad chilena y ese efecto es estadísticamente significativo después de un trimestre. Por el contrario, en los socios comerciales el efecto es prácticamente nulo, resultado que puede parecer un poco sorprendente. Mirando los resultados de los países individuales de los SS.CC., se nota que, de hecho, el efecto es negativo en EE.UU., la Eurozona y Japón, en cambio no hay efecto significativo en el socio más grande, China. Estos cuatro países representan un 60% de los SS.CC. de Chile, y dentro del restante 40%, se encuentran importantes fuentes para la importación de petróleo desde Chile^{14,15}.

10 El cuadro B1 (apéndice B) contiene más detalles de las series utilizadas y sus fuentes, mientras el cuadro B2 del mismo apéndice reporta estadísticas descriptivas de las series.

11 En el caso de los SS.CC. se usa el tipo de cambio multilateral (TCM), y para EE.UU. se utiliza el TCM de dicho país.

12 Para robustez se desestacionalizaron todas las variables, tal como en Peersman y Van Robays (2009, 2011) y los resultados reportados no cambiaron significativamente.

13 En el apéndice D se presentan los resultados para los variables globales utilizando métodos alternativos de identificación.

14 Las participaciones promedio 2003-2013 en las importaciones de petróleo para los principales proveedores de Chile son: Brasil 25%, Argentina: 18%, Ecuador: 17%.

15 Las diferencias en las respuestas entre países que son importadores netos de petróleo y aquellos que son exportadores netos están exploradas con más detalle en Baumeister et al. (2010) y Peersman y Van Robays (2011).



CUADRO 2

Efecto de un *shock* de petróleo del 10% tras *n* trimestres

Shock	Nivel de precios				Actividad			
	2	4	8	16	2	4	8	16
Oferta petróleo								
SS.CC.	-0,10	0,00	0,00	0,02	0,00	0,04	0,03	0,03
Chile	0,15	0,04	0,04	0,04	-0,28	-0,31	-0,28	-0,28
Dem. mundial								
SS.CC.	0,79	0,75	0,68	0,60	0,37	0,37	0,35	0,34
Chile	0,19	0,26	0,24	0,24	0,42	0,35	0,33	0,33
Dem. petróleo								
SS.CC.	-0,05	-0,16	-0,24	-0,31	-0,39	-0,42	-0,43	-0,44
Chile	0,27	0,25	0,25	0,25	-0,36	-0,37	-0,35	-0,35

Shock	Tasa de interés				Tipo de cambio			
	2	4	8	16	2	4	8	16
Oferta petróleo								
SS.CC.	-0,10	-0,03	-0,02	-0,01	-0,65	-0,85	-0,72	-0,69
Chile	-0,19	-0,14	0,00	0,00	-3,38	-2,25	-2,27	-2,27
Dem. mundial								
SS.CC.	0,18	0,14	0,11	0,07	1,62	1,21	0,96	0,66
Chile	0,20	0,06	0,00	0,00	1,76	1,52	1,52	1,51
Dem. petróleo								
SS.CC.	0,16	0,12	0,10	0,06	-0,48	-0,72	-0,96	-1,24
Chile	-0,24	-0,13	-0,01	0,00	-1,01	-0,92	-0,87	-0,88

Fuente: Elaboración propia. Cifras en negrita indican que la banda de credibilidad no incluye el valor cero.

Ni en Chile ni en su SS.CC. hay un impacto estadísticamente significativo al nivel de precios ante un *shock* de oferta. Sin embargo, el efecto es positivo en EE.UU., Japón y China, aunque en el último caso el efecto no es estadísticamente significativo en el largo plazo. Tampoco hay efecto en la tasa de interés, salvo en China donde hay un leve aumento. El tipo de cambio de Chile se deprecia cuando el precio del petróleo aumenta por un *shock* de oferta y el dólar estadounidense se aprecia, por lo cual la canasta de SS.CC también se aprecia *vis-à-vis* el peso chileno. De los otros socios grandes, el yen de Japón se aprecia *vis-à-vis* el dólar, mientras el euro se deprecia. En Japón, la moneda se aprecia, pero el efecto no es estadísticamente significativo en el largo plazo. Por la política de tipo de cambio fijo, la moneda de China se mantiene prácticamente sin cambios frente al dólar estadounidense. Comparando estos resultados con los de Baumeister et al. (2010), hay varias similitudes. Ellos también encuentran que el efecto en la actividad en EE.UU. y Japón es negativo, pero, al contrario de los resultados presentados en este trabajo, en la Eurozona el efecto es, aunque no estadísticamente significativo, positivo en el principio del período. El efecto es positivo en algunas economías que son exportadores netas de energía, Noruega y Canadá. Con respecto a la inflación, sus resultados generalmente sugieren que el impacto es positivo en países importadores netos de energía y negativo en aquellos que exportan energía.

Un cambio en el precio del petróleo por un *shock* de demanda resulta en más actividad, tanto en Chile como en sus SS.CC., y en magnitudes parecidas. De hecho, el efecto es positivo en todos los socios principales, mayor en Japón y menor EE.UU. Así, el efecto contractivo de un aumento del precio del petróleo está dominado por el efecto de mayor actividad económica

internacional. La mayor actividad está acompañada por más inflación, más en los SS.CC. que en Chile donde, por ejemplo, el fondo de estabilización de precios del petróleo (FEPP) limita el traspaso a los precios locales. En los principales SS.CC., los impactos también son significativos y en magnitudes parecidas a las respuestas para Chile. Baumeister et al. (2010) muestran que la inflación en países que son exportadores netos de energía generalmente es mayor que en los importadores netos. El efecto en las tasas de interés también es positivo, pero solamente significativo en los SS.CC. De los principales SS.CC. el aumento de la tasa nominal es significativo en la Eurozona y en Japón. Respecto al tipo de cambio, el peso chileno se aprecia ante un *shock* de demanda, mientras el tipo de cambio se deprecia en los SS.CC. La explicación tiene que ver con el hecho de que Chile es exportador de cobre, cuyo precio normalmente sube cuando aumenta el crecimiento mundial. Frente al dólar estadounidense, todas las monedas de los principales SS.CC. se aprecian. La diferencia más importante respecto de los resultados de Baumeister et al. es que este estudio encuentra que el efecto en la actividad es positivo, mientras que el efecto de largo plazo en Baumeister et al. es negativo en los ocho países que analizan. Más allá de una diferencia importante en el período de tiempo analizado, los resultados presentados en este estudio son coherentes con el hecho de que el *shock* de petróleo viene por un aumento de la actividad global.

Un aumento del precio del petróleo por un incremento en la demanda específica de petróleo implica menos crecimiento en Chile y sus SS.CC., donde el efecto es estadísticamente significativo en EE.UU. y la Eurozona. En Chile, la inflación aumenta significativamente hasta dos trimestres después del *shock*, pero en el largo plazo no hay efecto significativo en el nivel de precios. En los SS.CC., la respuesta es básicamente nula, pese a que es positiva y significativa en EE.UU. y la Eurozona. Baumeister et al. (2010) muestran que el nivel de precios en Canadá y el Reino Unido, ambos exportadores netos de energía, tiene una baja importancia en tamaño ante un aumento del precio del petróleo causado por la demanda específica de petróleo. No hay efectos importantes en la tasa de interés o el tipo de cambio, aunque parece que en el largo plazo el tipo de cambio de los SS.CC. aprecia en algún grado. Estos resultados están en línea con aquellos reportados por Baumeister et al.

Como se ha mostrado en esta sección, el impacto de un *shock* de petróleo depende de la fuente del mismo¹⁶. La actividad chilena disminuye ante un *shock* de oferta o específico de demanda de petróleo, y aumenta ante un *shock* de la actividad global, ya que el efecto de mayor crecimiento mundial domina al efecto contractivo que tiene el aumento del precio del petróleo en la economía. Los efectos en los SS.CC. como agregado es parecido a los de Chile, salvo en el caso de un *shock* causado por una disminución de la oferta de petróleo. En este caso, el efecto en los SS.CC. es prácticamente nulo, aunque sea negativo en los socios principales con la excepción de China, donde el efecto no es estadísticamente significativo. Lo anterior ocurre debido a que entre los socios exportadores netos de energía, el efecto es positivo, como mostraron Baumeister et al. (2010). Con respecto a la inflación, los efectos son significativos ante un *shock* de demanda y el impacto es mayor en los SS.CC. por dos hechos: primero, el fondo de estabilización de precios del petróleo modera el impacto en Chile; segundo, el impacto en países exportadores netos de energía tiende a ser mayor que en los importadores netos. El impacto en la tasa de interés solamente es significativo en los SS.CC. ante de un *shock* de demanda, donde también el impacto en la inflación es significativo

16 En el apéndice E se muestra un ejercicio rolling para analizar los efectos a través el tiempo.

y de tamaño importante. Finalmente, el peso chileno se deprecia en el caso de un *shock* de oferta y se aprecia ante de un *shock* de demanda, y el efecto es el opuesto en los SS.CC. Ello se debe, primero, a la relación entre el crecimiento mundial y el precio de cobre y, segundo, a la relación entre el precio del cobre y el tipo de cambio en Chile.

Gráfico 1

Respuesta de los índices de precios al consumidor ⁽¹⁾

(*shock* 10% al precio del petróleo)



Fuente: Elaboración propia.

(1) Las líneas entrecortadas corresponden a los percentiles 84 y 16.

Gráfico 2

Respuesta de la actividad ⁽¹⁾

(*shock* de 10% al precio del petróleo)



Fuente: Elaboración propia.

(1) Las líneas entrecortadas corresponden a los percentiles 84 y 16.

Gráfico 3

Respuesta de las tasas de interés (*)

(shock 10% al precio del petróleo)



Fuente: Elaboración propia.
(*) Las líneas entrecortadas corresponden a los percentiles 84 y 16.

Gráfico 4

Respuesta del tipo de cambio nominal (*)

(shock 10% al precio del petróleo)



Fuente: Elaboración propia.
(*) Las líneas entrecortadas corresponden a los percentiles 84 y 16.



V. CONCLUSIÓN

Este documento aplica la metodología de restricción de signos para estudiar el comportamiento de la economía chilena y de sus socios comerciales ante aumentos en el precio del petróleo generados por *shocks* de oferta del hidrocarburo, de demanda mundial y de demanda específica del mismo. El artículo contribuye a la literatura al aplicar la metodología a una economía emergente que es un importador neto de petróleo y que tiene un fondo de estabilización para disminuir la volatilidad de los precios de los combustibles. Ello permite identificar en qué medida esta economía difiere de sus socios comerciales, y en qué medida se parece a ellos, en particular los que son importadores netos de energía. Los ejercicios realizados son robustos a la selección de variables, a filtros estadísticos como la desestacionalización de las series de interés, así como a las especificaciones de los modelos econométricos.

Se encuentra que el impacto de un *shock* al precio del petróleo depende mucho de la fuente de este. En cuanto a la actividad chilena, esta se contrae ante un *shock* de oferta o demanda específico, mientras aumenta ante un *shock* de demanda, ya que el efecto positivo de mayor actividad mundial domina al efecto negativo del mayor precio del petróleo. Solamente en el caso de un *shock* de demanda, el impacto a los precios chilenos es estadísticamente significativo en el largo plazo, pero no hay efecto en la tasa de interés en ninguno de los casos. El peso chileno se deprecia ante un *shock* de oferta y se aprecia ante un *shock* de demanda, dado el efecto de la actividad global en el precio de cobre y la relación entre el precio de cobre y el tipo de cambio chileno.

Comparando los efectos en Chile con aquellos en los SS.CC, se nota que no son significativos en el caso de un *shock* de oferta, y son muy parecidos a los efectos chilenos en los otros dos casos. También son parecidos los efectos en los precios, salvo ante un *shock* de demanda donde el efecto es mayor en los SS.CC. posiblemente por la apreciación del peso chileno y el fondo de estabilización FEPP que está presente en Chile. La mayor inflación en ese caso lleva a un aumento en la tasa de interés, mientras los movimientos en el tipo de cambio son en el sentido contrario que en Chile, como debería ser por definición.

REFERENCIAS

- Barsky, R.B. y L. Kilian (2004). "Oil and the Macroeconomy Since the 1970s". *Journal of Economic Perspectives* 18(4): 115–34.
- Baumeister, C. y G. Peersman (2012). "Time-Varying Effects of Oil Supply Shocks on the U.S. Economy". Working Papers 12–2, Banco de Canadá.
- Baumeister, C., G. Peersman e I. Van Robays (2010). "The Economic Consequences of Oil Shocks: Differences across Countries and Time". En *Inflation in an Era of Relative Price Shocks*, editado por R. Fry, C. Jones y C. Kent: Reserve Bank of Australia.
- Blanchard, O.J. y J. Galí (2007). "The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s?" En *International Dimensions of Monetary Policy*, editado por J. Galí y M. Gertler. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Blanchard, O.J. y D. Quah (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review* 79(4): 655–73.
- Canova, F. y G. De Nicoló (2002). "Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7". *Journal of Monetary Economics* 49(6): 1131–59.
- Canova, F. y G. De Nicoló (2003). "On the Sources of Business Cycles in the G-7". *Journal of International Economics* 59(1): 77–100.
- Doornik, J.A. y H. Hansen (1994). "An Omnibus test for Univariate and Multivariate Normality". Working Paper W4&91, Nuffield College, Oxford.
- Edelstein, P. y L. Kilian (2009). "How Sensitive are Consumer Expenditures to Retail Energy Prices?" *Journal of Monetary Economics* 56(6): 766–79.
- Fry, R. y A. Pagan (2007). "Some Issues in Using Sign Restrictions for Identifying Structural VARs". NBER Working Papers N°14.
- Fry, R. y A. Pagan (2011). "Sign Restrictions in Structural Vector Autorregresions: A Critical Review". *Journal of Economic Literature* 49(4): 938–60.
- Hamilton, J.D. (1983). "Oil and the Macroeconomy Since World War II". *Journal of Political Economy* 91(2): 228–48.
- Hamilton, J.D. (2003). "What is an Oil Shock?" *Journal of Econometrics*, 113(2): 363–98.
- Hamilton, J.D. (2009). "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08". NBER Working Paper N°15002.
- Johansen, S. (1996). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*: Oxford University Press.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*: Oxford University Press.
- Kilian, L. (2001). "Impulse Response Analysis in Vector Autoregressions with Unknown Lag Order". *Journal of Forecasting* 20(3): 161–79.



Kilian, L. (2008). "A Comparison of the Effects of Exogenous Oil Supply Shocks on Output and Inflation in the G7 Countries". *Journal of the European Economic Association* 6(1): 78–121.

Kilian, L. (2009). "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market". *American Economic Review* 99(3): 1053–69.

Kilian, L. y B. Hicks (2013). "Did Unexpectedly Strong Economic Growth Cause the Oil Price Shock of 2003-2008?" *Journal of Forecasting* 32(5): 385–94.

Mackinnon, J.G., A.A. Haug y L. Michelis (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration". *Journal of Applied Econometrics* 14(5): 563–77.

Pedersen, M. (2011). "Propagation of Shocks to Food and Energy Prices: an International Comparison". Documento de Trabajo N°648, Banco Central de Chile.

Peersman, G. (2011). "The Relative Importance of Symmetric and Asymmetric Shocks: The Case of United Kingdom and Euro Area". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 73(1): 104–18.

Peersman, G. e I. Van Robays (2009). "Oil and the Euro Area Economy". *Economic Policy*, 24(60): 603–51.

Peersman, G. e I. Van Robays (2011). "Cross-Country Differences in the Effects of Oil Shocks". *Energy Economics* 34(5): 1532–47.

Press, A. (1997). *Numerical Recipes: The Art of Scientific Computing*: Cambridge University Press.

Rotemberg, J. (2007). "Comment on Blanchard-Galí: The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s?" En *International Dimensions of Monetary Policy*, editado por J. Galí y M. Gertler. Chicago, IL: University of Chicago Press.

Rotemberg, J. y M. Woodford (1996). "Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity". *Journal of Money, Credit, and Banking* 28(4,1): 550–77.

APÉNDICE A

ESTIMACIÓN DE IDENTIFICACIÓN

Siguiendo a Peersman y Van Robays (2009, 2011), se estima el VAR presentado en la ecuación (1). La identificación utilizada en el presente análisis se basa en condiciones de signos¹⁷, es decir, solamente los B que cumplen con las condiciones resumidas en el cuadro 1 se consideran resultados válidos. En este estudio se supone que inicialmente las tres variables globales se ven afectadas exclusivamente por los *shocks* a estas tres variables, lo que implica que B es una matriz de identidad, pero donde el bloque 3x3 en la esquina superior izquierda puede incluir componentes distintos de 0 y 1. Concretamente, un candidato para B es el factor de Choleski de Ω , $\Omega = BB' = PDP'$, donde P es una matriz de vectores propios y D es la matriz que contiene los valores propios en la diagonal principal. Así, $B = PD^{1/2}$. Como en Peersman y Van Robays (2009)¹⁸, $P = \Pi_{m,n} Q_{m,n}(\theta)$, donde $Q_{m,n}(\theta)$ son matrices de rotación de la forma:

$$Q_{m,n}(\theta) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \cos(\theta) & \dots & -\sin(\theta) & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & 1 & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \sin(\theta) & \dots & \cos(\theta) & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

donde $0 < \theta \leq \pi$ y el subíndice m, n indican que las filas m y n son rotadas por el ángulo θ . Para la aplicación en este documento, la matriz P es tal que:

$$P = \begin{bmatrix} \cos(\theta) & -\sin(\theta) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \sin(\theta) & \cos(\theta) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \cos(\theta) & -\sin(\theta) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sin(\theta) & \cos(\theta) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \cos(\theta) & 0 & -\sin(\theta) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \sin(\theta) & 0 & \cos(\theta) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

17 Un resumen crítico de este método se puede encontrar en Fry y Pagan (2011), quienes muestran que el enfoque de restricción de signos resuelve el problema de identificación paramétrica que se encuentra en sistemas estructurales, pero el problema con la identificación en el modelo se mantiene sin solución.

18 Ver Press (1997). Esta metodología también ha sido aplicada por Canova y De Nicoló (2002, 2003) y por Peersman (2011).



Para la estimación, se aplica un enfoque bayesiano donde las distribuciones *prior* y *posterior* pertenecen a la familia Normal-Wishart¹⁹. Para las simulaciones, se saca un conjunto de la *posterior* de Normal-Wishart para los parámetros del VAR y de una descomposición aleatoria de la matriz B , esta última basada en la matriz varianza-covarianza. Así, se puede construir funciones de impulso-respuesta, las que se preservan si cumplen con las restricciones de signos, de lo contrario se desechan. Se requiere que cada simulación satisfaga simultáneamente las restricciones de los tres *shocks*. Cuando se han obtenido mil simulaciones exitosas, se reporta la mediana y los percentiles 16 y 84²⁰.

¹⁹ Ver Peersman (2011) y Peersman y Van Robays (2009).

²⁰ Como menciona Peersman (2011), la mediana y los percentiles no representan una corrida particular ni un conjunto de *shocks* ortogonales. Véase también Fry y Pagan (2007) para una discusión de este tema. Dichos autores proponen reportar el impulso-respuesta que se encuentra más cerca de la mediana.

APÉNDICE B

SERIES DE DATOS UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN

El cuadro B1 lista las variables utilizadas en los ejercicios que se muestran en este documento. Cabe destacar que en algunas series hay más de una alternativa, lo que permite realizar ejercicios de sensibilidad a los datos, como se hizo en la sección III. Se debe notar que, para el caso de Chile, no existen tasas de interés de corto plazo que reflejen el costo de financiamiento con datos suficientes para el ejercicio. Por ello, se emplean tres tasas alternativas: dos de colocación y una de captación, las que no afectan los resultados cualitativamente.

CUADRO B1

VARIABLES EMPLEADAS ⁽¹⁾

(frecuencia trimestral)

Definición	Fuente
Variables globales	
Producción mundial de petróleo	<i>Energy Information Administration</i>
Precio nominal del petróleo (<i>refiner acquisition cost if imported crude oil</i>)	<i>Energy Information Administration</i>
Producción industrial: CPB Industrial Production World Production Weights (2)	<i>Bloomberg</i>
Variables socios comerciales	
PIB real	Banco Central de Chile
Índice de Precios Locales (IPL) de SS.CC.(3)	Banco Central de Chile
Tasa de interés de corto plazo: 3-Month Eurodollar Deposit Rate (4)	<i>Bloomberg</i>
Tipo de cambio nominal (1/TCM Chile)	Banco Central de Chile
Variables Chile	
PIB real	Banco Central de Chile
Índice de Precios al Consumidor	Banco Central de Chile
Tasa de interés de corto plazo: Tasa Captaciones 30-89 días (5)	Banco Central de Chile
Tipo de cambio nominal: Peso Chileno/Dólar	Banco Central de Chile
Variables EE.UU.	
PIB real	<i>Bloomberg</i>
Índice de Precios al Consumidor	<i>Bloomberg</i>
Tasa de interés de corto plazo: 3-month T-Bill	<i>Bloomberg</i>
Tipo de cambio nominal: US dollar broad index	<i>Bloomberg</i>
Variables Eurozona (6)	
PIB real	<i>Bloomberg</i>
Índice de Precios al Consumidor	<i>Bloomberg</i>
Tasa de interés de corto plazo: 3-month deposit (NY)	<i>Bloomberg</i>
Tipo de cambio nominal: Euro/Dólar	<i>Bloomberg</i>



Definición	Fuente
Variables Japón	
PIB real	Bloomberg
Índice de Precios al Consumidor	Bloomberg
Tasa de interés de corto plazo: Generic Japanese 3-month Gov't bond	Bloomberg
Tipo de cambio nominal: Yen/Dólar	Bloomberg
Variables China	
PIB real	Bloomberg
Índice de Precios al Consumidor	Bloomberg
Tasa de interés de corto plazo: Household savings deposits 3 months	Bloomberg
Tipo de cambio nominal: Yuan/Dólar	Bloomberg
(1) Rango: 1995.I-2011.IV, salvo que se indique otra cosa. (2) Alternativa: <i>CPB Industrial Production World Import Weights</i> . (3) Alternativa: Índice de Precios Externos (IPE) de S.S.CC. (4) Alternativa: <i>Effective Federal Funds Rate</i> . (5) Alternativas: Tasa de colocación 90-360 días, tasa de captación 90-360 días. (6) PIB real parte en 1995.II, IPC parte en 1996.I. Tasa de interés alt.: <i>Euro generic 3-month government bond</i> .	

El conjunto de países que componen el grupo de socios comerciales de Chile incluye: Estados Unidos, Japón, la Eurozona, Argentina, Brasil, México, Colombia, Perú, Indonesia, Corea del Sur, Malasia, Tailandia, China, India, Taiwán, República Checa, Hungría, Rusia, Polonia, Alemania, España, Francia, Italia, Grecia y Portugal. El Banco Central de Chile modifica regularmente la definición de socios comerciales cuando la participación de un país en las exportaciones totales cruza un umbral de 1% del total. Este grupo de países representa un 86% del comercio de Chile con el mundo.

CUADRO B2

Estadísticas descriptivas

(promedios, salvo que indique otra cosa)

A Variables agregadas

Variables internacionales	Prod. petróleo (mn. b/día)	P. nominal petróleo (USD/b)	Prod. ind. mundial (% t/t)
1995.I-1999.IV	73,4	17,1	0,8
2000.I-2004.IV	79,0	27,4	0,8
2005.I-2011.IV	85,3	71,0	0,9
1995.I-2011.IV	80,0	42,8	0,8
Desviación estándar	5,4	28,9	1,4

Variables S.S.CC.	PIB S.S.CC. (% t/t)	IPL (% t/t)	3-mo. Eurodollar deposit (%)	1/TCM (índice)
1995.I-1999.IV	0,7	0,5	5,5	1,0
2000.I-2004.IV	0,7	1,4	2,9	0,8
2005.I-2011.IV	0,9	1,1	2,8	1,0
1995.I-2011.IV	0,8	1,0	3,6	0,9
Desviación estándar	0,6	1,2	2,1	0,1

Variables Chile	PIB Chile (% t/t)	IPC (% t/t)	TCN (CLP/USD)	Capt. 30-89 días (%)
1995.I-1999.IV	1,1	1,2	439,5	11,8
2000.I-2004.IV	1,0	0,7	632,9	4,6
2005.I-2011.IV	0,9	0,9	527,5	4,3
1995.I-2011.IV	1,0	1,0	532,4	6,6
Desviación estándar	3,6	1,8	90,0	4,2

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO B2

Estadísticas descriptivas

(promedios, salvo que indique otra cosa)

B. Variables desagregadas

Variables EE.UU.	PIB (%/t/t)	IPC (%/t/t)	TCN (multilateral)	T-bill 3 meses (%)
1995.I-1999.IV	1,1	0,6	105,3	5,1
2000.I-2004.IV	0,6	0,6	121,1	2,6
2005.I-2011.IV	0,3	0,6	104,0	2,0
1995.I-2011.IV	0,6	0,6	109,4	3,1
Desviación estándar	0,7	0,7	10,3	2,1

Variables Eurozona (1)	PIB (%/t/t)	IPC (%/t/t)	TCN (EUR/USD)	Depósito 3 meses NY (%)
1995.I-1999.IV	0,6	0,3	0,8	7,6
2000.I-2004.IV	0,4	0,6	1,0	2,9
2005.I-2011.IV	0,2	0,5	0,7	3,2
1995.I-2011.IV	0,4	0,5	0,8	4,4
Desviación estándar	0,6	0,5	0,1	2,5

Variables Japón	PIB Chile (% t/t)	IPC (% t/t)	TCN (JPY/USD)	Bono genr. 3 meses (%)
1995.I-1999.IV	0,2	0,1	113,7	0,4
2000.I-2004.IV	0,3	-0,1	115,7	0,1
2005.I-2011.IV	0,1	-0,1	101,3	0,2
1995.I-2011.IV	0,2	0,0	109,2	0,2
Desviación estándar	1,1	0,5	14,1	0,3

Variables China	PIB Chile (% t/t)	IPC (% t/t)	TCN (CNY/USD)	Depósito 3 meses (%)
1995.I-1999.IV	2,2	0,6	8,3	7,6
2000.I-2004.IV	2,3	0,3	8,3	2,9
2005.I-2011.IV	2,6	0,8	7,3	3,2
1995.I-2011.IV	2,4	0,6	7,9	4,4
Desviación estándar	0,8	1,4	0,7	2,5

Fuente: Elaboración propia.

(1) Series de PIB parten en 1995.II y las de precios en 1996.I.



APÉNDICE C

ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS Y RESULTADOS DE LOS PRINCIPALES SOCIOS COMERCIALES

En este apéndice se presenta la especificación seleccionada para las estimaciones tanto de Chile como del agregado de SS.CC., así como de estimaciones realizadas para los cuatro principales socios de Chile: China (23,7%), la Eurozona (15,6%), Estados Unidos (10,8%) y Japón (10,2%). Sobre las especificaciones que se resumen en el cuadro C1, se aplicó la metodología descrita en la sección III para obtener las respuestas a distintos *shocks* de distinto origen. Estas respuestas se muestran en los gráficos C1 y C2.

Al comparar los resultados obtenidos, en particular para la Eurozona y Estados Unidos (gráfico C1), con lo reportado por Peersman y Van Robays (2009), se observa que estos son cualitativamente comparables con los del mencionado trabajo. Las diferencias con dicho ejercicio se deberían en parte a diferencias en la muestra de estimación (1986.I-2008.I para Peersman y Van Robays, versus 1995.I-2001.IV aquí), y a cambios en las variables empleadas. En particular, mientras Peersman y Van Robays utilizan el tipo de cambio bilateral dólar-euro para EE.UU., el presente ejercicio emplea el índice de tipo de cambio multilateral *broad index*. Es precisamente en la respuesta del tipo de cambio donde se evidencian las diferencias más importantes en el comportamiento frente a distintos *shocks* que aumentan el precio del petróleo.

Aunque los efectos no siempre son estadísticamente significativos, en términos generales se puede observar lo siguiente: los índices de precios al consumidor aumentan ante un aumento del precio del petróleo, cualquiera sea su origen, mientras la actividad cae generalmente cuando el *shock* es de oferta o demanda específica y sube cuando el alza del petróleo tiene como origen un aumento de la actividad mundial. El comportamiento de las tasas de interés y los tipos de cambio es más heterogéneo entre los países.

CUADRO C1

Especificación de los modelos econométricos

	Chile	SS.CC.
Rezagos (1)	1 (4, 0, 1)	1 (4, 1, 1)
Dummies (2)	98.I, 99.II, 10.I	98.IV, 99.III, 06.IV
LM(1) / LM(4) (3)	0,89/0,62	0,07/0,49
No sesgo (4)	0,29/0,63/0,81/0,11/0,25/0,12/0,92	0,13/0,58/0,63/0,87/0,68/0,17/0,36
CI relaciones (5)	3	5
No. obs. (6)	68	68
Feedback (7)	No	Si
	EE.UU.	Eurozona
Rezagos (1)	1 (4, 0, 4)	1 (4, 0, 0)
Dummies (2)	99.II, 01.I, 08.I	98.I, 98.III, 99.II, 08.II
LM(1) / LM(4) (3)	0,35/0,32	0,29/0,08
No sesgo (4)	0,60/0,72/0,82/0,57/0,16/0,34/0,87	0,28/0,14/0,53/0,76/0,63/0,15/0,21
CI relaciones (5)	5	3
No. obs. (6)	68	64
Feedback (7)	Si	Si
	Japón	China
Rezagos (1)	1 (4, 0, 0)	1 (4, 0, 4)
Dummies (2)	97.II, 98.IV, 08.II, 08.IV, 10.I	96.II, 98.I, 98.III, 99.II, 03.IV,
05.III, 06.I, 06.IV, 07.I, 08.I		
LM(1) / LM(4) (3)	0,07/0,67	0,06/0,46
No sesgo (4)	0,68/0,60/0,44/0,57/0,22/0,11/0,70	0,12/0,50/0,10/0,11/0,96/0,07/0,10
CI relaciones (5)	3	5
No. obs. (6)	68	68
Feedback (7)	Si	Si

(1) Rezagos en el modelo en diferencias utilizados para las estimaciones y lo sugerido por los criterios de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, respectivamente.

(2) Dummies del tipo {...0,0,1,0,0...} incluidas en el modelo para observaciones extremas grandes.

(3) Valores-p de la hipótesis nula de que no existe autocorrelación de orden uno y cuatro, respectivamente.

(4) Valores-p de la hipótesis nula de que los residuos de la ecuación uno a siete del VAR no están sesgados, según el test de Doornik y Hansen (1994).

(5) Número de relaciones de cointegración indicado por el test Traza de Johansen.

(6) Número de observaciones utilizadas para las estimaciones. Período de estimación 1995.I – 2011.IV, salvo en el caso de la Eurozona, cuya muestra empieza en 1996.I.

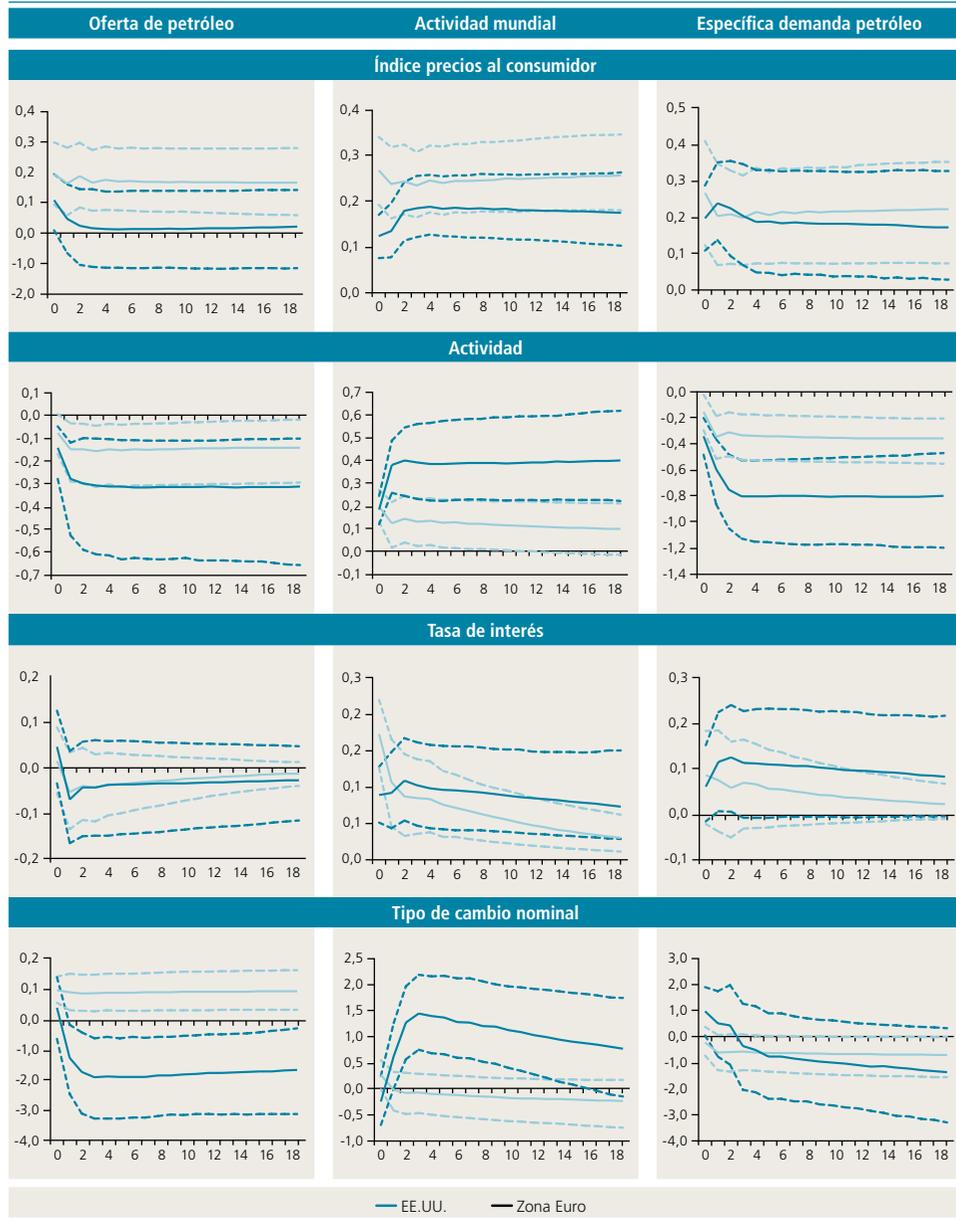
(7) ¿Se permite retroalimentación de las variables locales a las globales?

Fuente: Elaboración propia.



Gráfico C1

Respuestas a distintos shocks en EE.UU. y Eurozona ⁽¹⁾

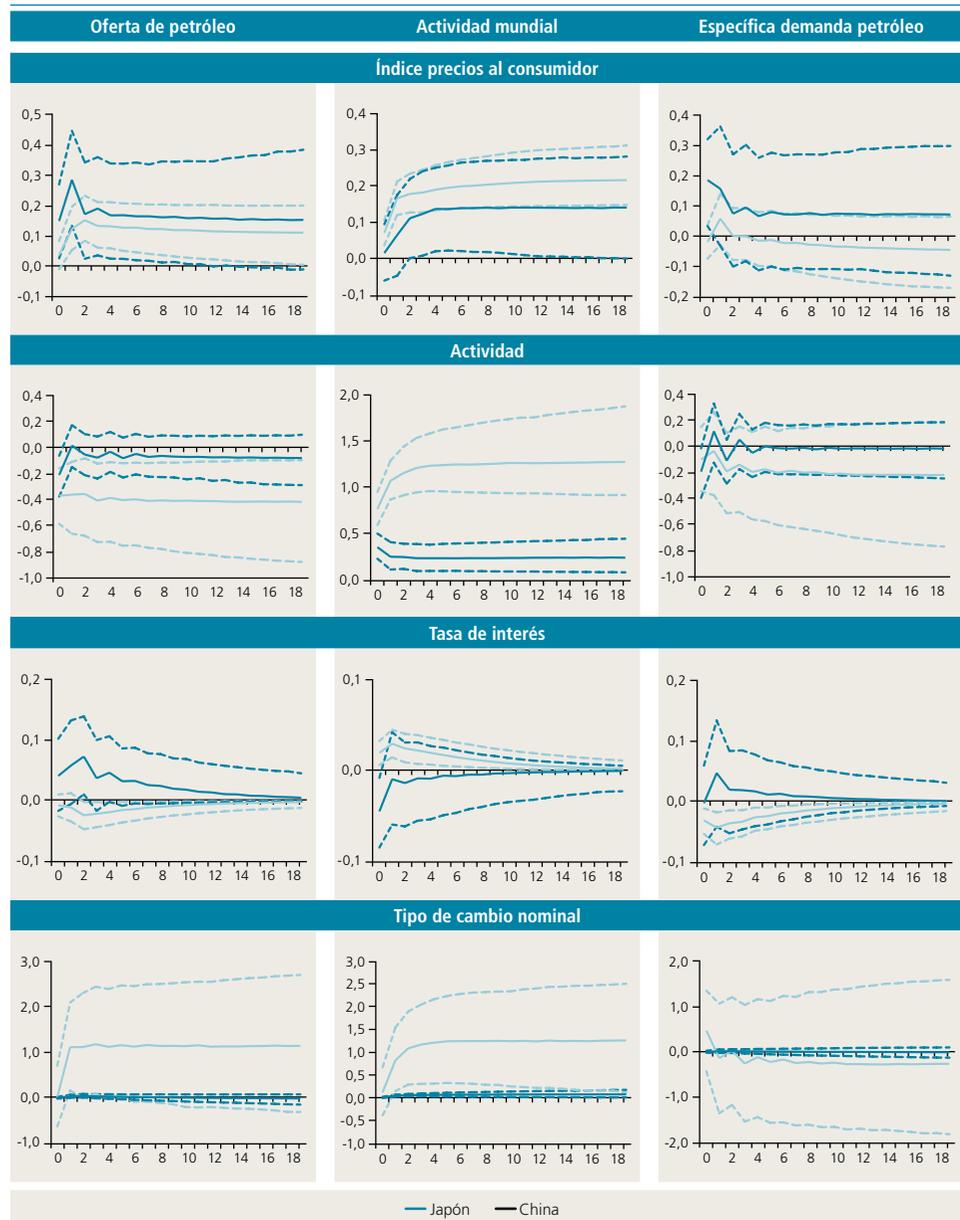


Fuente: Elaboración propia.

(1) Las líneas discontinuas corresponden a los percentiles 84 y 16.

Gráfico C2

Respuestas a distintos shocks en Japón y China ⁽¹⁾



Fuente: Elaboración propia.

(1) Las líneas discontinuas corresponden a los percentiles 84 y 16.



APÉNDICE D

ALTERNATIVAS A LA ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN

El objetivo de este apéndice es comparar la identificación con restricciones de signo con dos estrategias alternativas: Cholesky, y Blanchard y Quah (1989) (BQ). Los modelos estimados incluyen solamente las tres variables globales. Dado que es importante el orden de las variables cuando se identifican los *shocks* con Cholesky y BQ, se estimaron todas las alternativas posibles de ordenamiento y lo que se muestra son las respuestas mínimas y máximas. Los *shocks* están normalizados de modo que las respuestas correspondan a un aumento de 10% del precio del petróleo²¹. Los resultados se muestran en el gráfico D1, donde, para hacer la comparación, con Cholesky y BQ un *shock* de oferta es un *shock* a la producción de petróleo, un *shock* de demanda es un *shock* a la actividad mundial y un *shock* de demanda específica de petróleo es un *shock* al precio del petróleo.

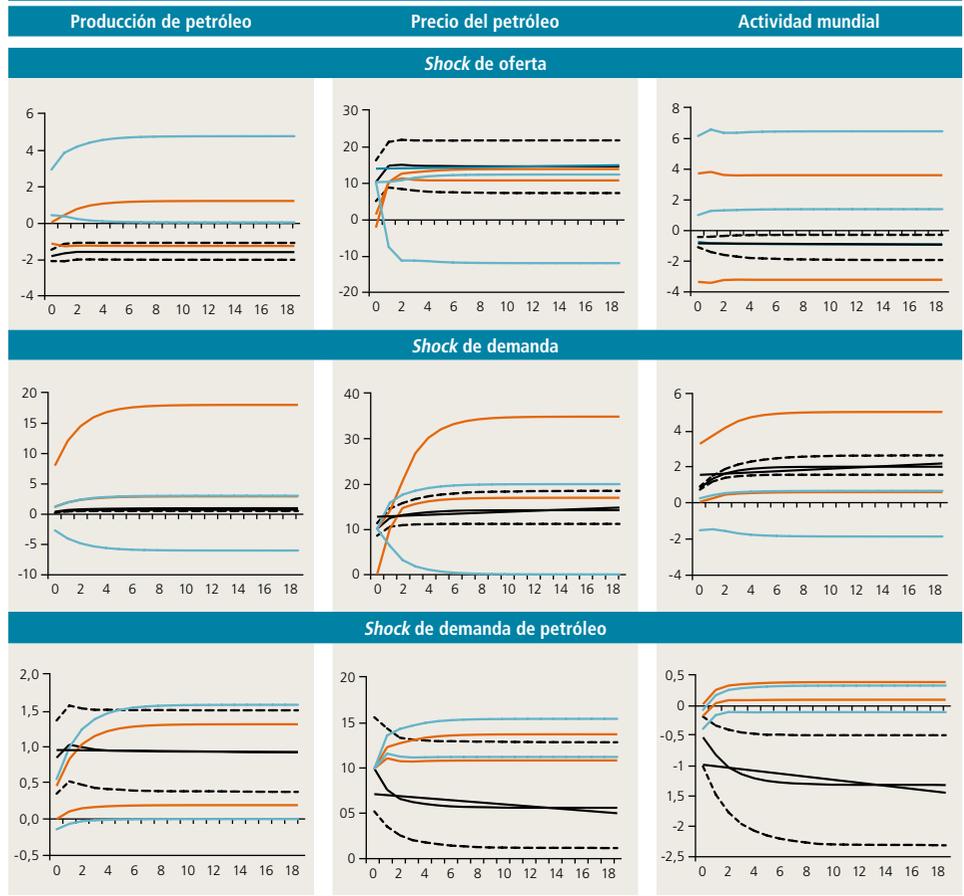
De las respuestas obtenidas se desprende lo siguiente:

- *Shocks* de oferta: Identificación con BQ y en varios casos con Cholesky un *shock* positivo al precio del petróleo va junto con un *shock* positivo en la producción de petróleo, lo cual lo hace difícil de identificar como un *shock* de oferta. Lo mismo pasa con la actividad mundial.
- *Shocks* de demanda: En el caso de BQ, las respuestas (mínimo y máximo) de la actividad mundial incluyen las respuestas obtenidas con restricción de signos, mientras las de Cholesky todas son por debajo y, en algunos casos, son respuestas negativas que acompañan a un aumento del precio, por lo cual la interpretación como un *shock* de demanda no es válida. Además, con la identificación con Cholesky, algunas respuestas de la producción de petróleo son negativas. Con la identificación BQ, todas las respuestas de la producción son positivas y mayores que aquellas obtenidas con restricciones de signo.
- *Shocks* específicos de la demanda por petróleo: Lo que más llama la atención es que con BQ la respuesta de la producción es negativa el primer año después del *shock* y que la respuesta de la demanda mundial es positiva para todos los ordenamientos tres trimestres después del *shock* con el BQ y para algunos de los ordenamientos con la identificación de Cholesky.

21 En el caso de la descomposición de Cholesky donde el orden de las variables es precio-demanda-producción y precio-producción-demanda, el impacto inicial de un *shock* de oferta es muy pequeño, por lo cual se normalizó con el impacto del período después del *shock*.

Gráfico D1

Impacto de un aumento de 10% en el precio del petróleo



Nota: Las líneas negras corresponden a las respuestas (percentiles 16, 50 y 84) cuando los shocks están identificados con restricciones de signo. Las líneas naranjas y azules corresponden a las respuestas cuando se usan las estrategias Cholesky y BQ, respectivamente.



APÉNDICE E

ESTIMACIONES *ROLLING*

En este apéndice se presentan los resultados de las estimaciones *rolling* que sirven para evaluar si algunos períodos específicos influyen en los resultados presentados en este estudio. El período de la ventana se fija en 12 años (48 observaciones) y se agrega y saca un año (4 observaciones) cada vez que se reestima el modelo. Los resultados para Chile se presentan en el gráfico E1, y los de los socios comerciales, en el gráfico E2.

En términos generales, se puede notar que las observaciones de los años 2008 y 2009, donde las fluctuaciones del precio del petróleo fueron particularmente altas, tienen un impacto importante en las respuestas, particularmente de las variables locales. Sin embargo, normalmente la mediana de las respuestas de tanto la primera (1995-2006) como la última (1999-2011) submuestra se encuentran dentro del rango de los percentiles 16 y 84 de la muestra completa.

Para Chile puede notarse lo siguiente:

- La incorporación de, particularmente, los años 2008 y 2009, afecta el impacto en los precios al alza, pero solamente cuando el precio del petróleo aumentó por un *shock* de oferta. Por otro lado, en el caso de un *shock* específico de demanda de petróleo, la primera parte de la muestra impacta la respuesta de los precios a la baja.
- En cuanto al efecto en la actividad chilena, las observaciones de los años 2007 y 2008 tienen impacto negativo en los resultados presentados para los *shocks* de oferta y de demanda específica de petróleo, mientras el efecto es mayor frente a un *shock* de demanda.
- Frente a *shocks* de oferta y específicos de demanda, la tasa de interés reaccionó más en el principio de la muestra.
- Las reacciones del tipo de cambio fueron particularmente fuertes cuando se incorporaron los años 2007 a 2009 en la muestra.

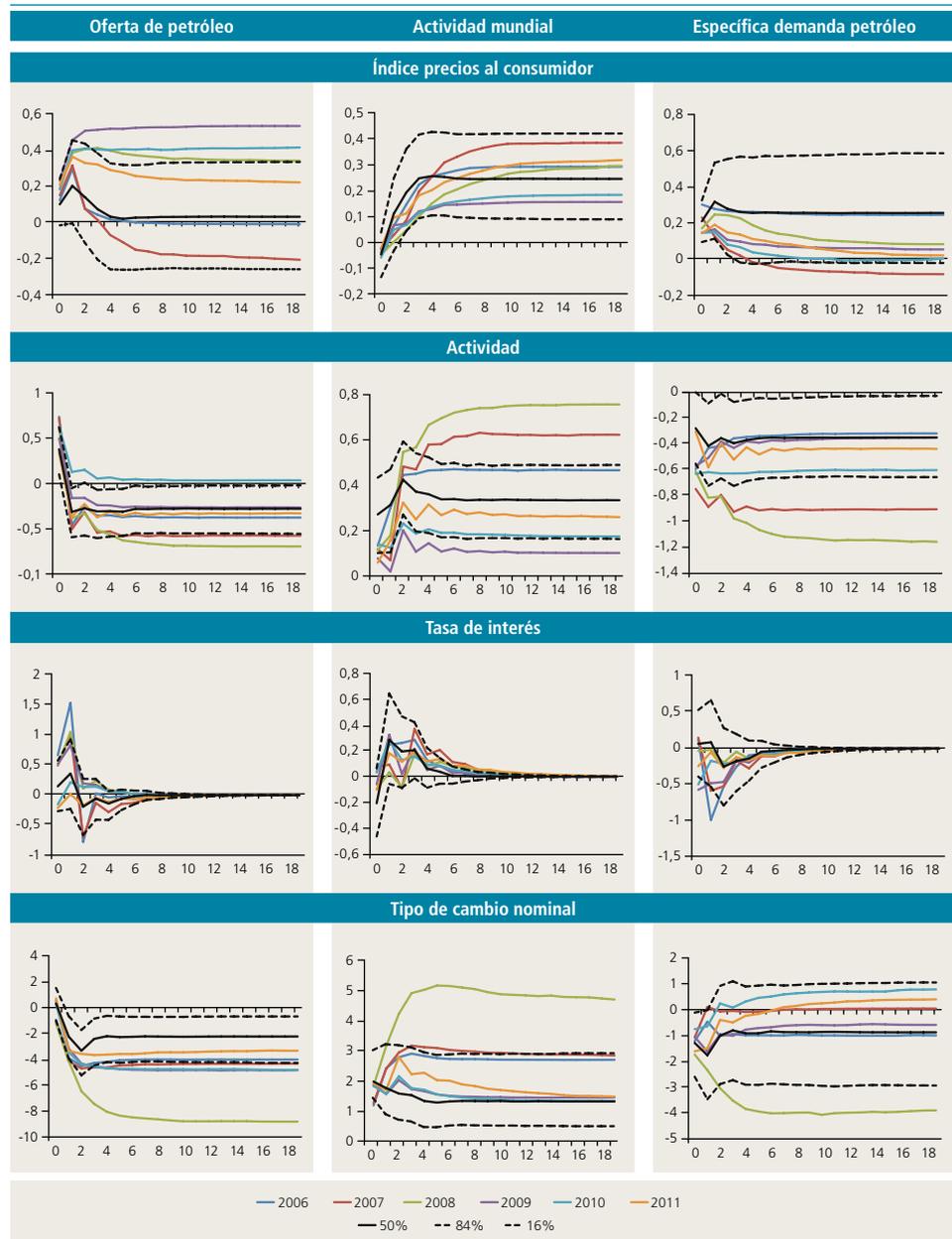
Para los SS.CC se destaca lo siguiente:

- En la primera parte de la muestra, las reacciones de los precios frente a los *shocks* de demanda y de demanda específica de petróleo, fueron relativamente mayores. Por otro lado, la incorporación de los años 2008 y 2009 en la muestra, implicó respuestas más negativas frente a un *shock* de oferta.
- Para la actividad, puede notarse que la respuesta es más negativa frente a un *shock* de oferta en la última parte de la muestra.
- En la primera parte de la muestra, la reacción de la tasa de interés fue mayor en el caso de un *shock* de demanda y menor en el caso de un *shock* específico de demanda de petróleo.
- Con respecto al tipo de cambio, puede notarse que la respuesta frente a un *shock* de demanda fue mayor en el principio del período considerado.

Gráfico E1

Chile: respuestas a un aumento de 10% en el precio del petróleo

(estimaciones *rolling* con una ventana de 12 años saltando un año cada vez)

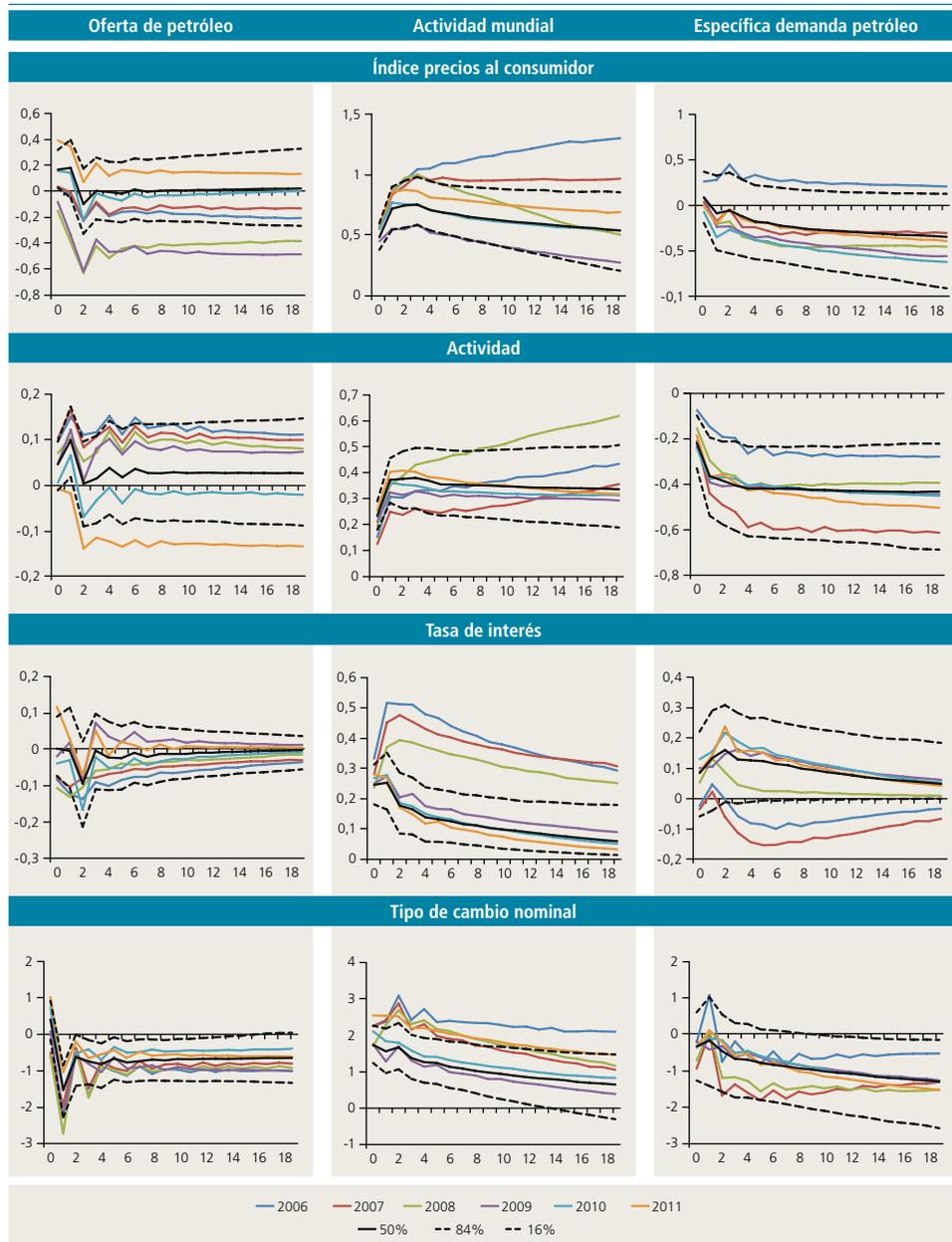


Fuente: Elaboración propia.

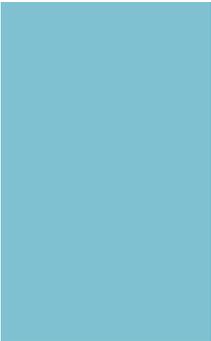
Gráfico E2

Socios comerciales: respuestas a un aumento de 10% en el precio del petróleo

(estimaciones *rolling* con una ventana de 12 años saltando un año cada vez)



Fuente: Elaboración propia.



Los resultados del ejercicio con estimaciones *rolling* servirían para contestar la pregunta: ¿Cuál fue el impacto del aumento del precio del petróleo en el 2008? Comparando el precio promedio del 2008 con el del 2007, el petróleo subió cerca de 40% en este período. Asumiendo que fue por un *shock* de demanda, el efecto en precios y en la tasa de interés en Chile estuvieron dentro del rango de los resultados presentados para la muestra completa, mientras el impacto en crecimiento y tasa de interés fueron mayores. Respecto de los SS.CC, para precios el impacto se encuentra en la parte superior de los resultados para la muestra completa, mientras el impacto en el crecimiento fue mayor solamente en el largo plazo. Tanto para la tasa de interés como el tipo de cambio, el impacto fue mayor que el encontrado para la muestra completa.



PREDICCIÓN DEL EMPLEO SECTORIAL Y TOTAL EN BASE A INDICADORES DE CONFIANZA EMPRESARIAL *

Pablo Pincheira B.**

I. INTRODUCCIÓN

En este artículo evaluamos, en varias dimensiones, la capacidad que tienen los indicadores mensuales de confianza empresarial (IMCE) para predecir el empleo total y sectorial en Chile. Los IMCE tienen cuatro contrapartes sectoriales denominadas IMCE-comercio, IMCE-construcción, IMCE-minería e IMCE-industria, y un componente para toda la economía que se denomina simplemente IMCE-total. Por su parte el INE reporta datos de empleo total así como datos de empleo para los mismos sectores mencionados. Nuestro análisis se enfoca primeramente en modelos para predecir la variación del empleo en doce meses, aunque también realizamos ejercicios predictivos para la tasa de crecimiento del empleo en tres meses. Si bien evaluaciones de esta naturaleza son comunes en la literatura, ver por ejemplo Hüfner y Schröder (2002), a nuestro entender este es el primer artículo que evalúa la capacidad predictiva que poseen indicadores de "sentimiento empresarial" sobre medidas relacionadas a la actividad futura en Chile. Es claro que la predicción de medidas de actividad es relevante tanto para el sector privado como para el público. En la medida en que el empleo esté relacionado con la actividad, una predicción de alto empleo puede anticipar un período de bonanza en términos de producto y puede ser útil, por ejemplo, para tomar decisiones de política monetaria. Desde el punto de vista privado también puede ser relevante en la medida en que permita orientar decisiones de inversión nacionales o sectoriales. En términos generales nuestros resultados indican que los distintos indicadores de confianza empresarial considerados contienen información útil para predecir la variación del empleo en algunos sectores de la economía y también a nivel agregado. No obstante, la información predictiva de los indicadores IMCE parece estar contenida en forma importante en la misma estructura autorregresiva del empleo. Como consecuencia, la capacidad predictiva marginal o adicional de los indicadores IMCE es difícil de detectar en ejercicios fuera de muestra, lo cual es coherente con una capacidad predictiva marginal moderada, pequeña y en algunos casos tal vez derechamente inexistente. En forma más específica, encontramos que el IMCE-total posee una capacidad predictiva marginal para el empleo nacional que es estadísticamente significativa y robusta a varias formas de análisis. A nivel sectorial nuestra evidencia indica más bien resultados mixtos, siendo construcción e industria los sectores que presentan la mayor consistencia en los resultados a favor de la predictibilidad de los IMCE, aunque insistimos, de magnitud moderada.

* Agradezco los valiosos aportes de Luis Óscar Herrera y Claudio Raddatz, así como los comentarios de Claudio Soto, Miguel Fuentes, Carlos Medel, Andrea Bentancor y un árbitro anónimo.

Las visiones presentadas en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor y no necesariamente representan la opinión del Consejo del Banco Central de Chile. Todos los errores son de mi absoluta responsabilidad.

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

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: la sección II describe los datos; la sección III presenta la estrategia de evaluación predictiva utilizada. En la sección IV mostramos los modelos utilizados para construir los pronósticos. Los resultados de los ejercicios predictivos se encuentran en la sección V, y en la sección VI entregamos un resumen de los resultados y las conclusiones del artículo.

II. LOS DATOS

Para el análisis disponemos de datos en frecuencia mensual para el período noviembre 2003-mayo 2013 (115 observaciones). En relación al empleo, se han utilizado los datos del INE empalmados por la Gerencia de Análisis Macroeconómico del Banco Central. Los datos del IMCE provienen directamente de la encuesta de ICARE-UAI y no han sufrido ninguna transformación. A nivel sectorial se han utilizado los indicadores que provienen directamente de las respuestas asociadas a las preguntas de empleo. Estos indicadores difieren de los indicadores sectoriales generales que consideran una serie de aspectos más allá de los que conciernen puramente al empleo. A nivel agregado se trabajó con el indicador total del IMCE, en parte debido a la ausencia de un indicador que agregase las percepciones de los agentes de la economía sobre el empleo total. Los siguientes cuadros muestran algunas estadísticas descriptivas de los datos:

CUADRO 1

Estadísticas descriptivas del IMCE sectorial en empleo

	IMCE comercio	IMCE construcción	IMCE industria	IMCE minería	IMCE total
Mediana	56,9	60,6	52,0	53,8	58,1
Promedio	55,6	58,3	50,9	55,7	56,4
Desviación estándar	7,4	11,3	7,5	12,6	6,1
Mínimo	31,1	22,0	28,0	13,3	37,2
Máximo	68,0	76,8	79,3	92,8	64,4

Fuente: Elaboración propia en base a los datos de ICARE-UAI.

CUADRO 2

Estadísticas descriptivas de la tasa de variación a doce meses del empleo sectorial

	Comercio	Construcción	Industria	Minería	Empleo total
Mediana	2,2	4,8	1,2	7,9	2,5
Promedio	2,5	4,4	1,3	6,7	2,7
Desviación estándar	3,1	5,9	4,0	7,9	1,9
Mínimo	-3,0	-11,2	-10,1	-11,2	-1,6
Máximo	9,1	16,3	14,7	23,8	7,0

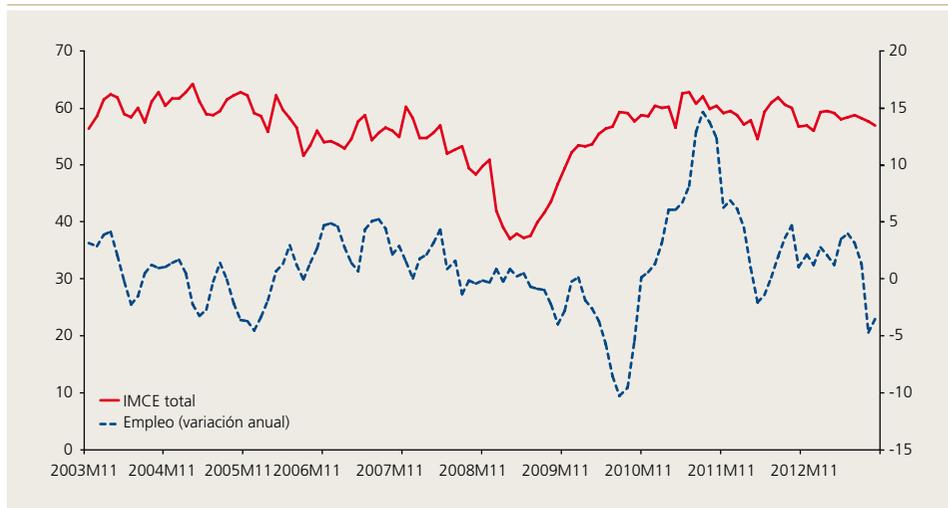
Fuente: Elaboración propia en base a los datos del INE.



El gráfico 1 siguiente sirve para motivar el ejercicio predictivo de las próximas secciones. En él se puede apreciar que el IMCE-total tuvo una capacidad importante para anticipar la caída del empleo, y su posterior recuperación, durante el período recesivo del año 2009.

Gráfico 1

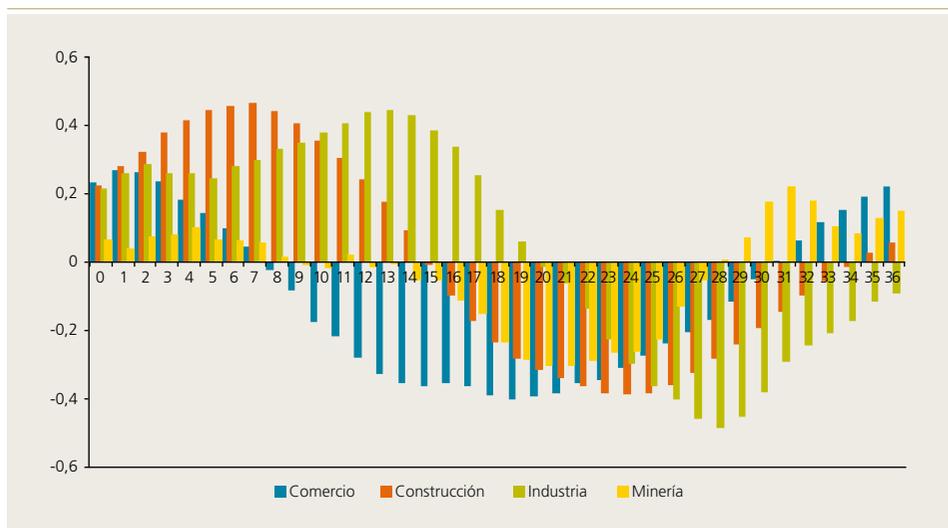
Variación anual del empleo e IMCE total



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE e ICARE-UAJ.

Gráfico 2

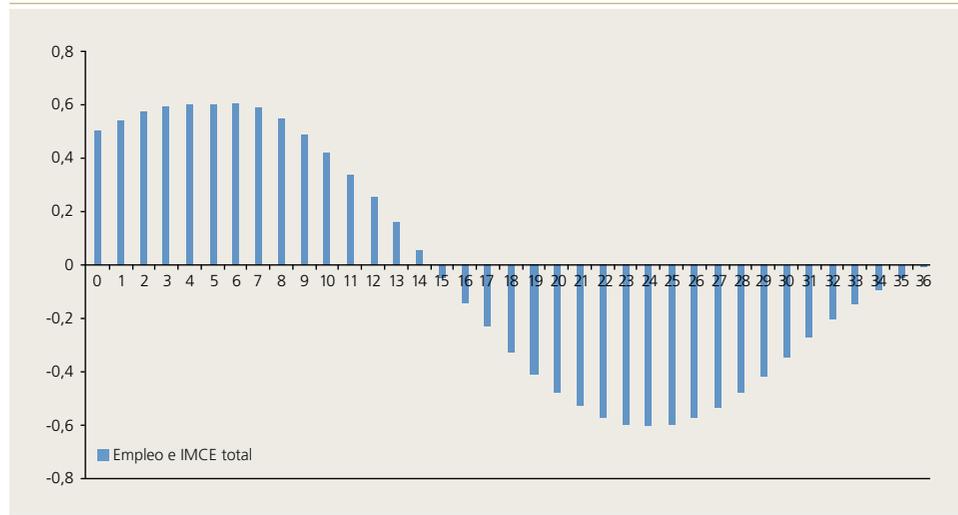
Correlograma cruzado entre la variación anual del empleo sectorial e IMCE sectorial



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE e ICARE-UAJ.

Gráfico 3

Correlograma cruzado entre la variación anual del empleo total e IMCE total



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE e ICARE-UAI.

Los siguientes gráficos 2 y 3 también sirven para motivar nuestro análisis. Ellos muestran las correlaciones cruzadas entre la variable de empleo respectiva y los rezagos de los índices IMCE. Esta estructura de correlaciones evidencia que los índices IMCE se anticipan en varios meses a las variaciones interanuales del empleo.

Esto es particularmente notorio en el caso del empleo agregado o total y en los sectores construcción e industria. Minería, por otro lado, presenta las correlaciones más bajas en valor absoluto dentro del primer año de análisis.

Es importante destacar que las correlaciones más altas detectadas son del orden de 0,6, que, si bien pueden ser consideradas como no despreciables, son equivalentes a un coeficiente de determinación en una regresión entre empleo e IMCE inferior al 40%. Por otro lado, la existencia de correlaciones no nos entrega una medida del error de pronóstico en el que se podría incurrir al predecir las variables de empleo con predictores basados en el IMCE. Por lo demás, los gráficos 2 y 3 tampoco nos permiten evaluar la capacidad predictiva del IMCE en relación con otros predictores naturales para el empleo. Para profundizar en estos temas, en las próximas secciones mostraremos ejercicios formales de evaluación predictiva dentro y fuera de muestra¹.

¹ Usaremos la expresión "fuera de muestra" para describir ejercicios predictivos que dividen la muestra disponible en ventanas de estimación y evaluación. No obstante, en estricto rigor los ejercicios realizados son solo "seudo fuera de muestra" porque muchas de las especificaciones utilizadas han sido escogidas en función de la información de toda la muestra disponible.



III. ESTRATEGIA DE EVALUACIÓN PREDICTIVA

Nuestra estrategia de evaluación predictiva consta de ejercicios tanto dentro como fuera de muestra. En las siguientes líneas describimos tales ejercicios.

1. Ejercicios dentro de muestra

En primer lugar realizamos un ejercicio basado en un modelo ADL (*autoregressive distributed lag model*) que busca simplemente determinar si los indicadores IMCE tienen o no capacidad para predecir la variación interanual del empleo. En segundo lugar realizamos un ejercicio de causalidad a la Granger bivariado entre cada medida de empleo y el IMCE correspondiente. Así, por ejemplo, construimos un VAR de orden 12 entre la variación interanual del empleo en el sector construcción y el IMCE del empleo en el mismo sector. También estimamos un VAR(12) bivariado análogo para cada uno de los otros sectores y para el empleo total. Luego realizamos un test de causalidad a la Granger tradicional para evaluar si los indicadores del IMCE tienen capacidad predictiva, además de la que está contenida en los rezagos de cada variable de empleo considerada. En tercer lugar consideramos a la familia univariada de procesos SARIMA para encontrar una buena representación de la variación interanual del empleo total y sectorial correspondiente. Basados en esta buena representación univariada, exploramos la capacidad de los indicadores IMCE para mejorar el ajuste dentro de muestra de estas especificaciones al aumentarlas de manera que la variable IMCE aparezca explícitamente en la expresión. Luego a partir de un simple test *t* o *F* evaluamos la significancia estadística de los IMCE y la capacidad predictiva adicional que proveen por sobre la contenida en la especificación univariada SARIMA.

2. Ejercicios fuera de muestra

Para la evaluación fuera de muestra consideramos en primer lugar el *benchmark* univariado SARIMA para la tasa interanual del empleo y su contrapartida extendida con el IMCE correspondiente. Para describir el ejercicio fuera de muestra, supongamos que tenemos un total de $T+1$ observaciones de e_t en que esta variable representa al empleo interanual en alguna de sus categorías: total, construcción, comercio, industria o minería. Con esto generamos una secuencia de $P(h)$ pronósticos h -pasos hacia adelante estimando los modelos en ventanas recursivas de tamaño variable. Consideraremos que la primera ventana de estimación tiene tamaño genérico R . Por ejemplo, para generar el primer pronóstico h pasos hacia adelante estimamos nuestros modelos con las primeras R observaciones de la muestra. Luego construimos el primer pronóstico con la información disponible solo hasta el instante correspondiente a la observación R y lo comparamos con la realización e_{R+h} . En una segunda etapa estimamos nuestros modelos con la segunda ventana recursiva de estimación que considera las primeras $R+1$ observaciones de nuestra muestra total. Construimos nuevos pronósticos h pasos hacia adelante y los comparamos con la realización e_{R+h+1} . Seguimos iterando de esta manera hasta que consideramos la última ventana de estimación, que contiene a las primeras $T+1-h$ observaciones. Los pronósticos construidos con estos estimadores se comparan con la realización e_{T+1} . Finalmente construimos un total de $P(h)$ pronósticos h -pasos hacia adelante, con $P(h)$ satisfaciendo $R+(P(h)-1)+h=T+1$. De esta manera, tenemos que

$$P(h)=T+2-h-R.$$

En términos más concretos, en este artículo utilizamos una primera ventana de estimación de 50 observaciones ($R=50$) que cubre el período desde noviembre del 2003 hasta diciembre del 2007. Esto implica que construimos un total de 65 pronósticos un paso hacia adelante cubriendo el período enero 2008–mayo 2013². Utilizamos como medida de precisión predictiva la Raíz del Error Cuadrático Medio de Predicción (*RECMP*) y el Error Absoluto Medio de Predicción (*EAMP*). Debido a que ambos son momentos poblacionales, reportamos sus contrapartidas muestrales calculadas de la siguiente manera:

$$RECMPM = \sqrt{\frac{1}{P(h)} \sum_{t=R}^{T+1-h} (e_{t+h} - \hat{e}_{t+h|t})^2}$$

$$EAMPM = \frac{1}{P(h)} \sum_{t=R}^{T+1-h} |e_{t+h} - \hat{e}_{t+h|t}|$$

donde *RECMP* y *EAMP* son acrónimos para las expresiones “Raíz del Error Cuadrático Medio de Predicción Muestral” y “Error Absoluto Medio de Predicción Muestral”. Además $\hat{e}_{t+h|t}$ representa al pronóstico de \hat{e}_{t+h} construido con información disponible en el instante “ t ”.

Para evaluar si las diferencias en precisión predictiva son estadísticamente significativas, procedemos a comparar los modelos univariados de predicción con las versiones de ellos aumentados por el IMCE. Nos basamos fundamentalmente en dos paradigmas algo distintos para basar nuestra inferencia estadística. El primero de ellos es el que tradicionalmente se atribuye a Diebold y Mariano (1995) y a West (1996). Esta estrategia y su simple estadístico de tipo t , será denominado, en lo que sigue, como test DMW. El segundo paradigma es el propuesto más recientemente por Clark y West (2007) (CW de aquí en adelante).

De acuerdo al paradigma de DMW nos concentramos en evaluar la siguiente hipótesis nula

$$H_0: E(\hat{d}_t(h)) \leq 0$$

contra la siguiente hipótesis alternativa:

$$H_A: E(\hat{d}_t(h)) > 0$$

en que

$$\hat{d}_t(h) = (\hat{e}_{t+h} - \hat{e}_{1,t+h|t})^2 - (\hat{e}_{t+h} - \hat{e}_{2,t+h|t})^2$$

y $\hat{e}_{1,t+h|t}$, $\hat{e}_{2,t+h|t}$ denotan pronósticos h pasos adelante generados por los dos modelos bajo consideración. El modelo 1 es el modelo parsimonioso o “pequeño”, mientras el modelo 2 es el modelo “grande” que anida al modelo 1. En otras palabras, el modelo 2 sería exactamente igual al modelo 1 si restringiéramos algunos de sus parámetros a cero³.

2 El número de pronósticos comienza a descender con el horizonte de proyección. Así, tenemos solo 63 pronósticos tres pasos hacia adelante cubriendo el período marzo 2008–mayo 2013, 60 pronósticos seis pasos hacia adelante cubriendo el período junio 2008–mayo 2013, etc.

3 En esta sección describimos el test DMW para el caso de una función de pérdida cuadrática, pero su expresión se puede extender fácilmente a otras funciones de pérdida, como la del valor absoluto, que también utilizamos en el presente artículo.



Nos enfocamos en tests de una sola cola porque estamos interesados en detectar superioridad predictiva. Nuestra hipótesis nula supone que los pronósticos generados por el modelo anidado son al menos tan precisos como los generados por el modelo más grande. Por el contrario, nuestra hipótesis alternativa plantea que los pronósticos del modelo grande son más precisos que los del modelo anidado.

En segundo lugar nos concentramos en el paradigma de Clark y West (2007). El objetivo de este paradigma es evaluar modelos anidados utilizando pronósticos fuera de muestra. Este objetivo es distinto al del test de DMW, el cual consiste en comparar precisión predictiva. Insistimos en que ahora el test de CW busca evaluar si un conjunto de variables es estadísticamente significativo, y para ello utiliza pronósticos fuera de muestra. En este contexto, nosotros utilizamos el test de CW para evaluar la significancia estadística de un conjunto de variables IMCE que se integran como elementos adicionales a una especificación SARIMA para la variable de empleo correspondiente.

Se suele interpretar el test de CW de dos maneras distintas. Primero, se puede considerar como un test de encompassamiento. Esto quiere decir que el test permite evaluar si es posible mejorar la precisión predictiva de los dos modelos bajo evaluación tomando un promedio ponderado de ellos. Otra manera de visualizar el test de CW es entenderlo como un test que permite comparar el comportamiento predictivo de dos modelos anidados, a través de una comparación "ajustada" de los respectivos errores cuadráticos medios de proyección (*ECMP*). El ajuste se hace con el objeto de introducir justicia a estas comparaciones. Intuitivamente el test elimina un término que introduce ruido cuando se estima un parámetro vectorial que es idénticamente igual a cero bajo la hipótesis nula de igual *RECM*. El estadístico básico con el que se conforma el test de Clark y West (2007) es el siguiente:

$$\hat{z}_{t+h} = (\hat{e}r_{1,t+h})^2 - [(\hat{e}r_{2,t+h})^2 - (\hat{e}_{1,t+h} - \hat{e}_{2,t+h})^2]$$

en que $\hat{e}r_{1,t+h} = e_{t+h} - \hat{e}_{1,t+h}$ y $\hat{e}r_{2,t+h} = e_{t+h} - \hat{e}_{2,t+h}$ representan los correspondientes errores de predicción.

Con algo de álgebra es posible mostrar que el test de CW se puede expresar como

$$ECMPM - \text{Ajustado} = \frac{2}{P(h)} \sum_{t=R}^{T+1-h} \hat{e}r_{1,t+h} (\hat{e}r_{1,t+h} - \hat{e}r_{2,t+h})$$

Este estadístico se utiliza para evaluar la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: E(ECMPM - \text{Ajustado}) = 0$$

contra la siguiente hipótesis alternativa:

$$H_A: E(ECMPM - \text{Ajustado}) > 0$$

Clark y West (2007) proponen testear esta hipótesis nula con un test del tipo t de una sola cola. Sugieren para ello la utilización de valores críticos asintóticamente normales.

Es importante enfatizar nuevamente que ambos tests, CW y DMW, son bastante distintos. Una de las diferencias más importantes es que ellos están diseñados para testear hipótesis

nulas distintas que persiguen objetivos distintos. Por un lado el test de DMW es utilizado en este artículo con el fin de evaluar la precisión predictiva de dos estrategias alternativas. Por otro lado, el test de CW busca evaluar si un modelo es más adecuado que otro en un contexto de modelos anidados. Como consecuencia, cabe esperar que los dos tests entreguen resultados distintos⁴.

Así como los análisis “dentro de muestra” son criticados por su tendencia a encontrar “falsos positivos”, los análisis “fuera de muestra” son criticados por favorecer modelos parsimoniosos con pocos parámetros a estimar. Esta crítica se basa en el hecho de que los análisis “fuera de muestra” deben dividir las observaciones disponibles en una porción para estimación y otra para evaluación predictiva propiamente tal. Con una muestra total de 115 observaciones, como en el caso del presente artículo, esta división puede dar lugar a estimaciones inestables y de alta varianza. Con el fin de subsanar esta debilidad, realizamos un análisis de predictibilidad de la dirección de movimiento del empleo. En esta ocasión la variable a predecir es la tasa de crecimiento del empleo en tres meses. Nuestra intención es evaluar si el IMCE tiene información relevante en relación a la misma pregunta que realiza la encuesta y que es la siguiente:

¿Cómo cree Ud. que evolucionará el empleo en su empresa durante los próximos tres meses?

A los encuestados se les ofrecen tres alternativas de respuesta:

- Aumentará
- Bajará
- Se mantendrá igual

De esta manera, con este último ejercicio predictivo deseamos evaluar si un valor alto del IMCE predice un alza del empleo en los próximos tres meses y si un valor bajo del IMCE antecede a una caída del empleo en los próximos tres meses. Interesantemente, en este ejercicio no hay parámetros a estimar y esto lo hace relativamente robusto a los problemas de muestra pequeña a los que ya hemos hecho alusión.

IV. MODELOS DE PRONÓSTICO

En esta sección presentamos con más detalle los modelos que utilizaremos para nuestro análisis predictivo. En particular, presentamos las especificaciones ADL, las VAR bivariadas y las SARIMA univariadas mencionadas en secciones precedentes. Para la elección de estos modelos nos basamos e inspiramos en la tradicional metodología de identificación presentada por Box y Jenkins (1970), en el trabajo de Contreras-Reyes e Idrovo (2011) quienes utilizan en forma exitosa modelos SARIMA para la predicción de la tasa de desempleo en Chile, en los trabajos de Pincheira y García (2012) y Pincheira y Medel (2012), quienes también utilizan en forma exitosa una familia de modelos SARIMA o afín, para predecir la inflación en Chile y en un conjunto amplio de países, así como en la observación de Ghysels, Osborn y Rodrigues (2006) en cuanto a que ciertos modelos de la familia SARIMA en general son exitosos a la hora de predecir series de tiempo con patrón estacional.

⁴ En Pincheira (2013) se establece una simple conexión entre el test de Clark y West (2007) y aumentos de precisión predictiva medidas en términos del ECMP para el caso particular en que la hipótesis nula es una martingala en diferencias.



Si bien es bastante intuitivo aceptar que las series de empleo en frecuencia mensual presenten un patrón estacional (es claro que ciertos componentes del empleo tienen fuertes componentes estacionales, como es el caso de los “temporeros” en la agricultura, del sector turístico, del comercio en épocas de Navidad y de la construcción en períodos secos y de lluvias), es menos intuitivo que las variaciones interanuales sigan presentando patrones estacionales. Si pensamos en la aproximación logarítmica de la variación interanual del empleo

$$e_t = 100[\ln(\text{empleo}_t) - \ln(\text{empleo}_{t-12})],$$

queda claro que los términos estacionales aditivos desaparecerían del logaritmo del empleo al tomar la diferencia en doce meses. No obstante, los términos estacionales multiplicativos o con especificaciones no lineales no tienen por qué desaparecer. El gráfico 4 siguiente muestra que este parece ser el caso para las series que nos interesan en este artículo. El gráfico muestra los correlogramas de las primeras diferencias de las series bajo análisis. Consideramos las primeras diferencias para eliminar los componentes tendenciales de baja frecuencia en nuestras series. Se observa que luego de un cluster de autocorrelaciones de magnitud llamativa en los primeros tres rezagos, las autocorrelaciones decaen hasta encontrar un nuevo cluster en torno al rezago 12. Este comportamiento es coherente con un comportamiento estacional de las series interanuales, lo que se encuentra a la base de algunas de nuestras estrategias de modelación. En particular, esta es la razón por la cual consideramos un modelo ADL y un VAR bivariado ambos de orden 12 como primeras herramientas de análisis, con la esperanza de que la incorporación de 12 rezagos permita capturar comportamientos estacionales de frecuencia mensual. En particular la especificación que utilizamos para el modelo ADL es la siguiente:

$$e_t = c + d_0 I_t + d_1 I_{t-1} + \dots + d_{12} I_{t-12} + v_t,$$

donde e_t representa la variación interanual del empleo total o sectorial e I_t representa el índice IMCE correspondiente a esa misma variable de empleo. Como es usual, el *shock* v_t corresponde a un ruido blanco. Esta primera especificación se usa para evaluar estadísticamente si el IMCE tiene capacidad para predecir la variación interanual del empleo. La significancia estadística de un simple test F nos entrega la respuesta a esta pregunta.

En segundo lugar hacemos un análisis de causalidad a la Granger basado en el siguiente VAR bivariado de orden 12:

$$e_t = c + a_1 e_{t-1} + \dots + a_{12} e_{t-12} + b_1 I_{t-1} + \dots + b_{12} I_{t-12} + u_t$$

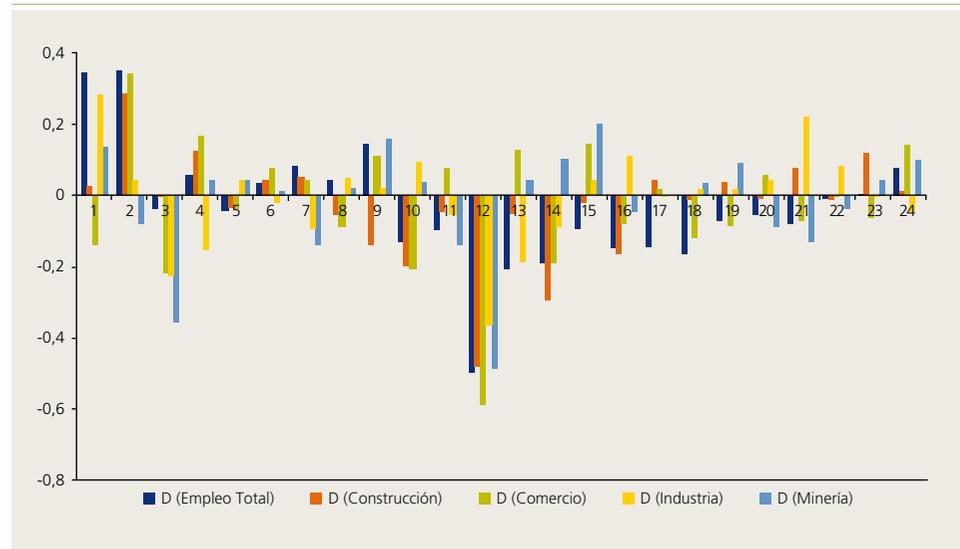
$$I_t = d + f_1 I_{t-1} + \dots + f_{12} I_{t-12} + g_1 e_{t-1} + \dots + g_{12} e_{t-12} + w_t.$$

Como es usual, los shocks u_t y w_t corresponden a un ruido blanco vectorial con matriz de varianzas-covarianzas definida positiva. Utilizamos la misma especificación general para cada variable de empleo bajo análisis. Así, la única diferencia entre los resultados para los sectores construcción e industria, por ejemplo, radica en la estimación de los parámetros del modelo.

Gráfico 4

Correlograma de las variaciones interanuales del empleo total y sectorial

Análisis en primeras diferencias



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

Una estrategia de modelación alternativa a los populares VAR es la que usa modelos univariados SARIMA (seasonal ARIMA), que como su nombre lo indica, modela en forma explícita los componentes estacionales de la serie en cuestión⁵. La elección de cada modelo SARIMA para las series de empleo e IMCE se basa en los criterios de identificación de modelos planteada por Box y Jenkins (1970). Esta estrategia consiste en analizar los autocorrelogramas de las series para identificar los órdenes de integración de las series, la existencia de estacionalidad y los órdenes máximos de los polinomios autorregresivos y de medias móviles. Luego, en una segunda etapa se estiman varios modelos SARIMA que son coherentes con la estructura del correlograma, y se escoge finalmente un modelo con todos sus términos estadísticamente significativos, con residuos presentando estructura de ruido blanco y de tal manera que el modelo final presente el menor valor del Akaike dentro de las alternativas posibles. El cuadro 3 a continuación muestra la modelación para cada serie de empleo interanual analizada y su correspondiente indicador IMCE.

5 Un breve resumen de la modelación SARIMA se encuentra en Pincheira y Medel (2012).

CUADRO 3
Especificaciones SARIMA para la variación interanual del empleo y los indicadores IMCE

Empleo total	$e_t = c + \rho e_{t-1} + \phi e_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \nu \varepsilon_{t-12} + \nu \theta_1 \varepsilon_{t-13} + \nu \theta_2 \varepsilon_{t-14}$
IMCE total	$l_t = \delta + \beta l_{t-1} + \xi_t - \theta_\xi \xi_{t-2}$
Empleo construcción	$e_t = c + \rho e_{t-1} + \phi e_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \nu \varepsilon_{t-12} + \nu \theta_2 \varepsilon_{t-14}$
IMCE construcción	$l_t = \delta + \beta l_{t-1} + \xi_t - \theta_\xi \xi_{t-2} - \theta_\xi \xi_{t-12} + \theta_\xi \theta_2 \xi_{t-14}$
Empleo comercio	$e_t = c + \rho e_{t-1} + \phi e_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \nu \varepsilon_{t-12} + \nu \theta_2 \varepsilon_{t-15}$
IMCE comercio	$l_t = \delta + \beta l_{t-1} + \xi_t - \theta_3 \xi_{t-3}$
Empleo industria	$e_t = c + \rho e_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \theta_3 \varepsilon_{t-3} - \nu \varepsilon_{t-12} + \nu \theta_1 \varepsilon_{t-13} + \nu \theta_2 \varepsilon_{t-14} + \nu \theta_3 \varepsilon_{t-15}$
IMCE industria	$l_t = \delta + \beta_1 l_{t-1} + \beta_2 l_{t-2} + \xi_t$
Empleo minería	$e_t = c + \rho e_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_3 \varepsilon_{t-3} - \nu \varepsilon_{t-12} + \nu \theta_3 \varepsilon_{t-15}$
IMCE minería	$l_t = \delta + \beta_1 l_{t-1} + \xi_t - \theta_4 \xi_{t-4}$

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 3, e_t representa la variación interanual del empleo mientras l_t representa al indicador IMCE correspondiente. Las demás variables son ruidos blancos que dan forma a la estructura SARIMA de los modelos.

Para construir pronósticos a horizontes múltiples usamos el método iterativo que requiere, para horizontes mayores a un mes, la definición de un modelo auxiliar que permita generar pronósticos de la variable exógena IMCE. Esa es la razón por la cual en el cuadro 3 también mostramos las especificaciones univariadas que utilizamos para generar estos pronósticos.

Para completar el marco econométrico, cabe destacar que uno de los focos principales de nuestro análisis fuera de muestra consiste en comparar las predicciones de la variación interanual del empleo, construidas en base a modelos SARIMA, con pronósticos provenientes de los mismos modelos pero expandidos con el respectivo indicador IMCE y algunos de sus rezagos. Así, por ejemplo, para el empleo total ampliamos el modelo

$$e_t = c + \rho e_{t-1} + \phi e_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \nu \varepsilon_{t-12} + \nu \theta_1 \varepsilon_{t-13} + \nu \theta_2 \varepsilon_{t-14}$$

Para formar la expresión

$$e_t = c + \rho e_{t-1} + \phi e_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \nu \varepsilon_{t-12} + \nu \theta_1 \varepsilon_{t-13} + \nu \theta_2 \varepsilon_{t-14} + \gamma_0 l_t + \gamma_1 l_{t-1} + \dots + \gamma_j l_{t-j}$$

Luego evaluamos tanto dentro como fuera de muestra la significancia conjunta de los coeficientes γ . Cabe señalar que nuestras especificaciones incorporan un término contemporáneo del IMCE más j rezagos. Incluimos el término contemporáneo porque la línea temporal de publicaciones del dato de empleo y del IMCE así lo permite. Básicamente estamos suponiendo que el pronosticador se sitúa a principios de cada mes i (antes de una reunión de política monetaria, por ejemplo), momento en el cual se conoce el IMCE del mes $i-1$ y el empleo del mes $i-2$. Esto significa que el último dato disponible del IMCE puede ser utilizado para realizar un “nowcast” del empleo correspondiente al mes $i-1$. Ese es el sentido que le damos a utilizar un término contemporáneo del IMCE en nuestras especificaciones. Notamos que para el caso de nuestro modelo ADL también permitimos esa posibilidad.

En la próxima sección reportamos los resultados de nuestros ejercicios predictivos tanto dentro como fuera de muestra.

V. EJERCICIOS PREDICTIVOS

El cuadro 4 siguiente muestra algunos estadísticos de las regresiones entre la tasa interanual del empleo, una constante, el indicador respectivo IMCE contemporáneo y 12 de sus rezagos. En esencia, esta regresión corresponde a la estimación de los modelos ADL mencionados anteriormente. Reportamos el test F de significancia conjunta de la regresión, el valor P de este test, y el coeficiente de determinación de la regresión.

CUADRO 4

Capacidad predictiva del IMCE para la variación interanual del empleo total y sectorial

ADL Model

	Test F	P-value	R ²
Comercio	2,31	0,011	0,27
Construcción	2,82	0,002	0,29
Industria	2,36	0,010	0,27
Minería	0,27	0,994	0,04
Empleo Total	6,21	0,000	0,47

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados confirman la intuición generada por los correlogramas de los gráficos 2 y 3. En ausencia de otras variables explicativas, todos los indicadores IMCE analizados tienen capacidad para predecir la variación interanual del empleo total o sectorial respectivo, con la única excepción del IMCE correspondiente al sector minero. Esto se aprecia debido a que el test F de significancia conjunta rechaza la nula de ausencia de predictibilidad para todos los casos a excepción de la minería. Además llama la atención que el coeficiente de determinación en el caso del empleo total bordea el 50%, el más alto de todos los obtenidos.

El cuadro 5 reporta los resultados de un análisis de causalidad a la Granger entre la tasa de variación del empleo en doce meses y el respectivo índice IMCE sectorial o total. Para la confección de este cuadro se estimaron cinco modelos VAR bivariados, cada uno estimado con 12 rezagos. Las variables endógenas de cada uno de los VAR son empleo sectorial o total en variación a doce meses y el correspondiente IMCE. El cuadro 5 muestra que la hipótesis nula de que los doce rezagos del correspondiente índice IMCE no tengan capacidad predictiva sobre el empleo en variación anual es rechazada para el empleo total, para la construcción, para el sector industria y también para el sector comercio. En el sector minero, no obstante, no es posible rechazar esta hipótesis nula. En síntesis, el cuadro 5 muestra predictibilidad del IMCE para todos los sectores y la agregación de la economía, con la excepción del sector minero. Estos resultados son importantes y complementarios a los del cuadro 4, porque ahora evaluamos la capacidad predictiva adicional de los rezagos del IMCE por sobre aquella que proveen los rezagos de la variación interanual del empleo. En el cuadro 5 también vemos que las ganancias predictivas de introducir el IMCE son moderadas, permitiendo una disminución de la raíz del error cuadrático medio de proyección (*RECMP*) en un máximo de 10%.

**CUADRO 5****Análisis de causalidad a la Granger: predictibilidad de índices sectoriales IMCE sobre la tasa de variación del empleo sectorial**

	Test F	Grados de Libertad	P-value	Test Chi Cuadrado	Grados de Libertad	P-value	REMC	Cuociente RECM	AIC
Comercio	3,32	(12, 71)	0,001	39,79	12	0,000	1,08	0,90	Sube
Construcción	2,79	(12, 77)	0,003	33,53	12	0,001	1,84	0,90	Sube
Industria	2,57	(12, 71)	0,007	30,83	12	0,002	1,48	0,93	Sube
Minería	0,64	(12, 66)	0,803	7,64	12	0,812	3,58	0,98	Sube
Empleo Total	2,99	(12, 79)	0,002	35,94	12	0,000	0,41	0,90	Sube

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 6 es similar al cuadro 5, pero en vez de basarse en una especificación VAR, se basa en las especificaciones SARIMA para la variación interanual del empleo reportadas en el cuadro 3. Básicamente, se estiman las distintas especificaciones SARIMA aumentadas ya sea por el indicador IMCE contemporáneo, por este indicador contemporáneo más sus 6 primeros rezagos, o bien por este indicador contemporáneo y sus 12 primeros rezagos. El cuadro 6 muestra los resultados de los respectivos test *t* y *F* sobre los términos relacionados al IMCE. Con este ejercicio buscamos ver si los indicadores de confianza empresarial poseen información predictiva adicional a la que entrega una buena especificación SARIMA para nuestras variables dependientes.

El cuadro 6 muestra resultados de predictibilidad bastante robustos para el caso del empleo total. Para el empleo sectorial, en cambio, en general es necesario contar con un importante número de rezagos del IMCE para tener significancia estadística⁶. Una posible interpretación de este fenómeno dice relación con el débil aporte predictivo del nivel del IMCE sectorial en relación a la buena capacidad predictiva que provee la evolución de este índice. Con todo, en las últimas columnas del cuadro 6 se aprecia que un número grande de rezagos del IMCE provee información para predecir la tasa de variación interanual del empleo total y sectorial por sobre la contenida en las especificaciones SARIMA presentadas en el cuadro 3.

Los análisis de predictibilidad reportados en los cuadros 4 a 6 son usualmente criticados sobre la base del fuerte sobreajuste de los datos a los que están expuestos. En términos generales, los análisis de predictibilidad dentro de muestra tienden a encontrar “falsos positivos” con bastante frecuencia. En palabras más simples, los análisis dentro de muestra tienden a encontrar más predictibilidad de la que efectivamente hay. Es en parte por esta razón que la literatura plantea complementar los estudios “dentro de muestra” con los llamados “fuera de muestra”. La idea de estos últimos estudios es estimar los modelos predictivos en una porción de la muestra, generar pronósticos, y luego evaluarlos utilizando el resto de la muestra que no ha sido considerada en el proceso de estimación. Realizando estos ejercicios en forma recursiva es posible construir pronósticos fuera de muestra que, en principio, no están contaminados (o lo están en menor medida) por problemas de sobreajuste.

6 El sector construcción es una excepción a esta regla general.

CUADRO 6**Causalidad a la Granger dentro de muestra: predictibilidad de índices sectoriales IMCE sobre la tasa de variación del empleo sectorial**

Especificaciones Sarima

	Test t (1 parámetro)	P-value	Test F (7 parámetros)	P-value	Test F (13 parámetros)	P-value
Comercio	-0,06	0,955	387,74	0,000	208,48	0,000
Construcción	-1,68	0,097	2,85	0,010	3,75	0,000
Industria	0,41	0,686	3,62	0,002	5,65	0,000
Minería	0,06	0,956	0,71	0,665	40,27	0,000
Empleo Total	2,95	0,004	8,55	0,000	5,50	0,000

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 7**Causalidad a la Granger fuera de muestra: predictibilidad de índices sectoriales IMCE sobre la tasa de variación del empleo**

Especificaciones Sarima

	Test CW (1 parámetro)	P-value	Test CW (7 parámetros)	P-value	Test CW (13 parámetros)	P-value
Comercio	0,37	0,357	0,92	0,180	-0,12	0,547
Construcción	0,49	0,313	1,64	0,051	0,07	0,474
Industria	0,47	0,318	0,82	0,206	-0,52	0,699
Minería	0,20	0,420	-0,24	0,595	-1,28	0,900
Empleo Total	2,56	0,005	1,56	0,059	1,48	0,069

Fuente: Elaboración propia.

Siguiendo la metodología recursiva descrita en la sección III, nuestro primer análisis “fuera de muestra” es análogo al mostrado en el cuadro 6, pero ahora utilizando el test de Clark y West (2007) descrito en dicha sección III.

Como es de esperar, los resultados del cuadro 7 muestran menos predictibilidad que los del análogo cuadro 6. De hecho de un total de 15 tests estadísticos, en el cuadro 7 solo hay cuatro rechazos de la hipótesis nula de no predictibilidad, mientras que en el cuadro 6 hay once rechazos. Curiosamente, ambos cuadros coinciden en detectar predictibilidad del IMCE-total sobre la variación interanual del empleo total considerando un nivel de significancia del 10%. También se detecta una coincidencia algo más débil en la predictibilidad del sector construcción. Para los demás sectores, nuestro análisis fuera de muestra no detecta aportes predictivos del IMCE en forma estadísticamente significativa.



El análisis de causalidad a la Granger fuera de muestra presentado en el cuadro 7 tiene por objeto detectar si existe o no aporte predictivo del IMCE a la variación interanual del empleo, por sobre el contenido en las especificaciones SARIMA univariadas presentadas en el cuadro 3. Cabe señalar que para la confección del cuadro 7 se utilizaron pronósticos un paso hacia adelante que no requieren de las ecuaciones auxiliares univariadas estimadas para los distintos indicadores IMCE, y que también se incluyen en el cuadro 3. Más allá de los resultados presentados en el cuadro 7, es válido preguntarse por las ganancias predictivas que se podrían obtener incorporando los indicadores IMCE en las especificaciones SARIMA tanto en pronósticos un paso hacia adelante como en pronósticos a horizontes más lejanos. Para ello mostramos en el cuadros 8 siguiente y en los cuadros A1 a A4 del Apéndice, los resultados de una evaluación fuera de muestra tradicional que compara el desempeño predictivo de los modelos SARIMA con el de los mismos modelos aumentados con distintos rezagos del IMCE. Esta comparación la hacemos para distintos horizontes predictivos y utilizando tanto la raíz del error cuadrático medio de proyección muestral como el error absoluto medio de proyección muestral. Asimismo, mostramos los valores P (P -values) del test de DMW para ambas medidas de precisión predictiva.

Cada fila del cuadro 8 entrega diversos estadísticos para distintos horizontes predictivos. La primera fila entrega resultados del *nowcast* y las siguientes filas entregan los resultados para horizontes predictivos de 3, 6, 9, 12, 18 y 24 meses hacia adelante. Las columnas 6 y 7 del cuadro 8 muestran el cociente de RECOMP y de EAMP del modelo con IMCE versus el modelo sin IMCE. Así, un número menor que 1 indica que el IMCE aporta capacidad predictiva por sobre la contenida en la propia serie del empleo. El cuadro 8 muestra que nuestra estrategia de construcción de pronósticos con el IMCE es superior a las puramente univariadas en el corto plazo. El test DMW indica que la utilización del IMCE entrega pronósticos un paso hacia adelante ("*nowcasts*") más precisos que los modelos SARIMA en forma estadísticamente significativa. Lo mismo sucede con pronósticos tres y seis pasos hacia adelante con un nivel de significancia del 10%. Si bien las ganancias predictivas tienen significancia estadística, ellas involucran reducciones de a lo más un 8% en el EAMP o de tan solo un 6% en la RECOMP.

CUADRO 8

Predictibilidad del IMCE total sobre la tasa anual de variación del empleo total

Análisis fuera de muestra

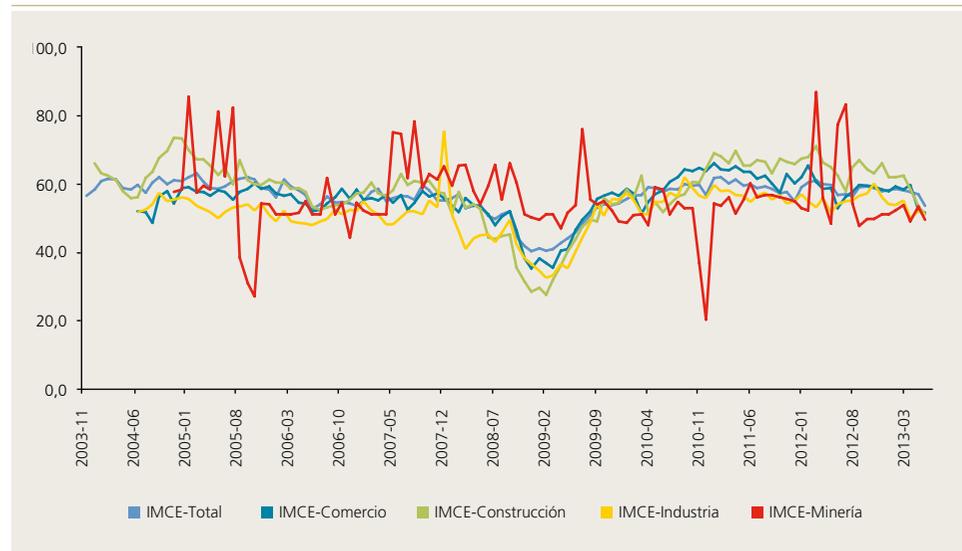
Horizonte predictivo en meses	RECOMP SARIMA sin IMCE	RECOMP SARIMA con IMCE	EAMPM SARIMA sin IMCE	EAMPM SARIMA con IMCE	Cuociente RECOMP	Cuociente EAMPM	P-values test DMW entre ECMP	P-values test DMW entre EAMPM
1	0,525	0,496	0,418	0,387	0,95	0,93	0,02	0,00
3	1,244	1,174	0,989	0,909	0,94	0,92	0,02	0,05
6	1,931	1,888	1,593	1,518	0,98	0,95	0,10	0,07
9	2,218	2,255	1,952	1,976	1,02	1,01	0,80	0,68
12	2,642	2,720	2,401	2,479	1,03	1,03	0,90	0,90
18	2,355	2,397	2,084	2,084	1,02	1,00	0,82	0,49
24	2,375	2,457	2,045	2,122	1,03	1,04	0,98	0,92

Fuente: Elaboración propia.

Los cuadros 1 a 4 del Apéndice son análogos al cuadro 8 pero contienen resultados para los sectores construcción, comercio, industria y minería. Según estos cuadros, el IMCE genera ganancias predictivas a 12 meses en el sector industria y en el mismo horizonte y largo plazo en el sector minero. Para los demás horizontes predictivos y sectores analizados nuestra estrategia predictiva no entrega resultados favorables a la capacidad predictiva adicional del IMCE. Cabe señalar que hallazgos de capacidad predictiva a largo plazo nos generan ciertas dudas por diversos motivos. En primer lugar, a mayor horizonte de proyección, menor es el número de observaciones disponibles y mayor la persistencia de los errores de pronóstico. Estos dos elementos confabulan en la misma dirección de menoscabar las propiedades estadísticas de los tests. En segundo lugar, el IMCE es un indicador sintético que se construye a partir de una encuesta que pregunta por la evolución del empleo en los próximos tres meses. En este sentido no resulta evidente que un indicador que tiene un alcance explícito de tres meses, tenga una utilidad predictiva mucho más allá de ese mismo horizonte. Adicionalmente, y en el caso particular del sector minero, podemos ver en el cuadro 1 que el IMCE-minería es el que presenta la mayor desviación estándar y, de acuerdo al gráfico 5 siguiente, tal vez el comportamiento más errático de todos los indicadores, mostrando ciertas lecturas que podrían considerarse atípicas. Todas estas observaciones nos hacen considerar las ganancias predictivas de largo plazo, y en particular las del sector minero, con cierta cautela.

Gráfico 5

Indicadores IMCE total y sectorial para el empleo



Fuente: Elaboración propia en base a datos de ICARE-UAJ.



Como un ejercicio complementario, realizamos un análisis de predictibilidad de la dirección de movimiento del empleo. En esta ocasión la variable a predecir es la tasa de crecimiento del empleo en tres meses. Nuestra intención es evaluar si el IMCE contiene información relevante en relación a la misma pregunta que realiza la encuesta, y que es la siguiente:

¿Cómo cree Ud. que evolucionará el empleo en su empresa durante los próximos tres meses?

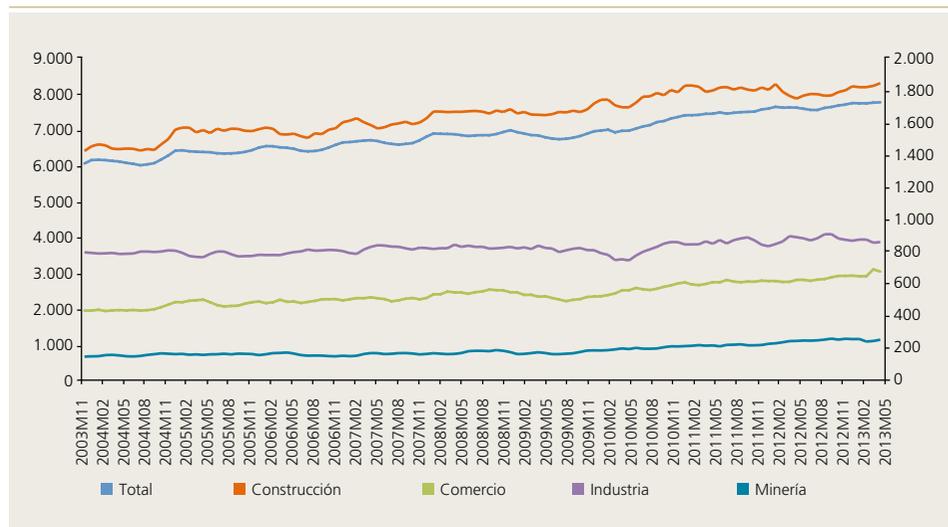
De esta manera, con este último ejercicio predictivo deseamos evaluar si un valor alto del IMCE predice un alza del empleo en los tres meses, y si un valor bajo del IMCE antecede a una caída del empleo en los próximos tres meses.

El IMCE es, por construcción, un indicador que toma valores entre 0 y 100. En el cuadro 1 se puede apreciar que su promedio es cercano a 50 puntos. Para realizar este ejercicio predictivo se definió como "alto" un valor del IMCE superior a 55, mientras que un valor "bajo" se definió como inferior a 45. La evaluación predictiva consiste en analizar la tasa de éxito del IMCE en la predicción de la variación del empleo. Una tasa de éxito originada por el azar sería del 50%. No obstante, pensamos que este es un *benchmark* demasiado poco informativo considerando que el empleo presenta una tendencia creciente como muestra el gráfico 6.

Por esta razón, comparamos la tasa de éxito del IMCE con el pronóstico ingenuo que plantea que el empleo siempre crecerá.

Gráfico 6

Empleo total y sectorial



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

CUADRO 9

Pronósticos de la dirección del empleo en tres meses

	Empleo total	Empleo en comercio	Empleo en construcción	Empleo en industria	Empleo en minería
Éxitos del IMCE	58	46	68	21	27
Éxitos de un Benchmark	53	47	61	18	29
Tasa de Éxito del IMCE	0,66	0,58	0,73	0,44	0,55
Tasa de Éxito del Benchmark	0,60	0,59	0,66	0,38	0,59
t-statistic	1,18	-0,29	1,18	0,82	-0,92
P-value	0,24	0,77	0,24	0,42	0,36
Total de Casos Relevantes	88	79	93	48	49

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 9 muestra los resultados de este análisis. Observamos que en algunos episodios los distintos indicadores IMCE toman valores entre 45 y 55, zona en la cual los estamos considerando no informativos. Hemos excluido estos períodos de nuestro análisis y esa es la razón por la cual tenemos distintos números de observaciones dependiendo de la serie que se considere.

En el cuadro 9 observamos que tanto el IMCE-comercio como el IMCE-minería han tenido un desempeño peor que nuestro *benchmark* ingenuo. IMCE-industria lo ha hecho mejor que nuestro *benchmark*, pero su tasa de éxito es bastante menor al 50%. Finalmente observamos que IMCE-total e IMCE-construcción han tenido desempeños superiores a nuestro *benchmark* y con tasas de éxito también mayores al 50%. No obstante, la evidencia no permite rechazar la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva entre los pronósticos del IMCE y los de nuestros *benchmarks* ingenuos. Cabe señalar que un ejercicio de robustez a este análisis, en el que se considera como zona de no información la región conformada por el promedio del IMCE más y menos una desviación estándar, entrega tasas de éxito de 55%, 50%, 80%, 57% y 50% para toda la economía, y para los sectores comercio, construcción, industria y minería, respectivamente. Estos resultados son relativamente consistentes con los mostrados en el cuadro 9, tal vez con dos diferencias llamativas: la alta tasa de éxito en los sectores construcción e industria.

VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo evaluamos la capacidad predictiva que tienen los índices de confianza empresarial IMCE sobre la variación en doce meses del empleo total y sectorial. Al concentrarnos únicamente en la relación predictiva que existe entre las variables de empleo y los indicadores IMCE, excluyendo del análisis términos autorregresivos de las variables del empleo en cuestión, encontramos sólida evidencia de capacidad predictiva a nivel agregado y en los sectores construcción, comercio e industria. Cuando incorporamos dentro del análisis una estructura autorregresiva para el empleo, la capacidad predictiva adicional de los indicadores IMCE es algo más esquiva y difícil de detectar en ejercicios fuera de muestra, lo



cual es coherente con una capacidad predictiva marginal moderada, pequeña y en algunos casos tal vez derechamente inexistente.

El cuadro 10 a continuación resume la totalidad de los ejercicios predictivos llevados a cabo para predecir la variación en doce meses del empleo total y sectorial. En este cuadro se indica con un número 1 si el ejercicio predictivo someramente descrito en la primera columna fue favorable para la capacidad predictiva del IMCE. Esto significa que se encontró evidencia estadísticamente significativa con un nivel de confianza del 90%. En caso contrario en la celda correspondiente se anota un 0.

El cuadro 10 es elocuente en señalar que la capacidad predictiva del IMCE-total sobre el empleo agregado es bastante robusta a los ejercicios realizados. Más allá de esto los resultados son heterogéneos o poco robustos. Cabe destacar que el sector construcción es el sector en el que más ejercicios arrojan evidencia de predictibilidad. También se aprecia que el sector minero es el que entrega resultados con menos evidencia de predictibilidad.

Para la realización de los ejercicios predictivos hemos tomado varias decisiones con respecto a los *benchmarks* utilizados, los tamaños de las ventanas de estimación, los rezagos incorporados en las especificaciones o el rango de no información de los indicadores IMCE. Estos y otros supuestos podrían ser relajados o sometidos a un análisis de sensibilidad en una investigación futura, cuando con un mayor número de observaciones, podamos tener estimaciones más fidedignas de los modelos involucrados.

CUADRO 10

Resumen de resultados sobre la capacidad del IMCE para predecir la variación anual del empleo total y sectorial

	Empleo total	Empleo en construcción	Empleo en comercio	Empleo en industria	Empleo en minería
ADL	1	1	1	1	0
VAR	1	1	1	1	0
SARIMA DENTRO DE MUESTRA 1 PARÁMETRO	1	1	0	0	0
SARIMA DENTRO DE MUESTRA 7 PARÁMETROS	1	1	1	1	0
SARIMA DENTRO DE MUESTRA 13 PARÁMETROS	1	1	1	1	1
CW 1 PARÁMETRO	1	0	0	0	0
CW 7 PARÁMETROS	1	1	0	0	0
CW 13 PARÁMETROS	1	0	0	0	0
SARIMA FUERA DE MUESTRA CORTO PLAZO	1	0	0	0	0
SARIMA FUERA DE MUESTRA MEDIANO PLAZO	0	0	0	1	1
SARIMA FUERA DE MUESTRA LARGO PLAZO	0	0	0	0	1
Puntaje Final	82%	55%	36%	45%	27%

Fuente: Elaboración propia.

REFERENCIAS

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

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

Contreras-Reyes J. y B. Idrovo (2011). "En Busca de un Modelo Benchmark Univariado para Predecir la Tasa de Desempleo en Chile". *Cuadernos de Economía de la Universidad Nacional de Colombia* 30(55): 105–25.

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

Ghysels E., D. Osborn y P. Rodrigues (2006). "Forecasting Seasonal Time Series". En *Handbook of Economic Forecasting*, vol.1, editado por G. Elliot, C.W.J. Granger y A. Timmermann. Elsevier, North Holland.

Hüfner F. y M. Schröder (2002). "Forecasting Economic Activity in Germany, How Useful are Sentiment Indicators?" Discussion Paper N°02-56. Centro de Investigación Económica Europea.

Pincheira P. (2013). "Shrinkage Based Tests of Predictability". *Journal of Forecasting* 32(4): 289–384.

Pincheira, P. y A. García (2012). "En Busca de un Buen Marco de Referencia Predictivo para la Inflación Chilena". *El Trimestre Económico* 79(313): 85–123.

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

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



APÉNDICE

CUADRO A1

Predictibilidad del IMCE Construcción sobre la tasa anual de variación del empleo en el sector construcción

Análisis fuera de muestra

Horizonte predictivo en meses	RECOMP SARIMA sin IMCE	RECOMP SARIMA con IMCE	EAMPMP SARIMA sin IMCE	EAMPMP SARIMA con IMCE	Cuociente RECOMP	Cuociente EAMPMP	P-values test DMW entre ECMP	P-values test DMW entre EAMPMP
1	2,114	2,180	1,601	1,714	1,03	1,07	0,76	0,89
3	3,878	4,005	3,217	3,361	1,03	1,04	0,72	0,82
6	4,915	5,429	4,106	4,477	1,10	1,09	0,87	0,91
9	5,662	6,570	4,981	5,571	1,16	1,12	0,90	0,91
12	5,732	6,983	4,937	5,738	1,22	1,16	0,89	0,91
18	6,616	6,346	5,470	5,378	0,96	0,98	0,29	0,43
24	6,057	6,340	5,270	5,492	1,05	1,04	0,76	0,65

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO A2

Predictibilidad del IMCE Comercio sobre la tasa anual de variación del empleo en el sector comercio

Análisis fuera de muestra

Horizonte predictivo en meses	RECOMP SARIMA sin IMCE	RECOMP SARIMA con IMCE	EAMPMP SARIMA sin IMCE	EAMPMP SARIMA con IMCE	Cuociente RECOMP	Cuociente EAMPMP	P-values test DMW entre ECMP	P-values test DMW entre EAMPMP
1	1,148	1,203	0,929	0,993	1,05	1,07	0,81	0,93
3	1,962	1,969	1,652	1,554	1,00	0,94	0,52	0,27
6	2,042	2,384	1,727	1,965	1,17	1,14	0,94	0,87
9	2,047	2,496	1,778	2,162	1,22	1,22	0,96	0,94
12	2,125	2,477	1,763	2,131	1,17	1,21	0,91	0,92
18	2,801	2,793	2,316	2,364	1,00	1,02	0,47	0,71
24	3,176	3,058	2,567	2,521	0,96	0,98	0,15	0,36

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO A3

Predictibilidad del IMCE Industria sobre la tasa anual de variación del empleo en el sector industria

Análisis fuera de muestra

Horizonte predictivo en meses	RECOMP SARIMA sin IMCE	RECOMP SARIMA con IMCE	EAMPM SARIMA sin IMCE	EAMPM SARIMA con IMCE	Cuociente RECOMP	Cuociente EAMPM	P-values test DMW entre ECMP	P-values test DMW entre EAMPM
1	1,653	2,179	1,410	1,734	1,32	1,23	0,99	0,97
3	3,590	4,538	2,870	3,482	1,26	1,21	0,96	0,93
6	4,753	5,224	3,465	4,201	1,10	1,21	0,82	0,91
9	5,576	4,947	4,231	4,006	0,89	0,95	0,11	0,30
12	6,153	5,222	4,681	3,837	0,85	0,82	0,03	0,02
18	5,959	5,785	4,790	4,456	0,97	0,93	0,21	0,10
24	6,169	6,074	4,907	4,617	0,98	0,94	0,37	0,15

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO A4

Predictibilidad del IMCE Minería sobre la tasa anual de variación del empleo en el sector minero

Análisis fuera de muestra

Horizonte predictivo en meses	RECOMP SARIMA sin IMCE	RECOMP SARIMA con IMCE	EAMPM SARIMA sin IMCE	EAMPM SARIMA con IMCE	Cuociente RECOMP	Cuociente EAMPM	P-values test DMW entre ECMP	P-values test DMW entre EAMPM
1	3,363	3,500	2,561	2,583	1,04	1,01	0,83	0,57
3	6,646	7,001	5,597	5,652	1,05	1,01	0,75	0,54
6	8,464	8,094	7,026	7,009	0,96	1,00	0,30	0,49
9	9,594	8,912	8,179	7,300	0,93	0,89	0,26	0,18
12	10,410	9,154	8,722	7,909	0,88	0,91	0,10	0,24
18	10,497	8,971	9,282	7,681	0,85	0,83	0,01	0,01
24	11,113	9,436	10,074	7,918	0,85	0,79	0,04	0,03

Fuente: Elaboración propia.



NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objeto 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.

EL IMPACTO DEL ENDEUDAMIENTO Y RIESGO DE DESEMPLEO EN LA MOROSIDAD DE LAS FAMILIAS CHILENAS*

Carlos Madeira**

I. INTRODUCCIÓN

La deuda de las familias es un activo que cada vez cobra mayor importancia en la economía, tanto en Chile como en los otros países en desarrollo (FMI, 2006) y en los países más desarrollados (Girouard et al., 2007). El último *Informe de Estabilidad Financiera* (2013) muestra que en Chile el crédito bancario hipotecario ha crecido a tasas reales de entre 8 y 16% desde 2006. El crédito bancario de consumo tuvo un crecimiento volátil, dado que aumentó a una tasa real de 20% en 2006-2007, bajó a tasas negativas durante la crisis de 2008-2009, y recuperó tasas reales cercanas al 10% desde 2010 hasta hoy. Este crecimiento en el endeudamiento de las familias tiene implicancias para el sistema financiero, sobre todo en el caso del crédito de consumo cuyo riesgo cíclico es significativo (Alfaro et al., 2011). Para el caso chileno, estudios previos han encontrado que la morosidad de los préstamos de consumo está significativamente asociada a altos niveles de carga financiera y riesgo de desempleo (Martínez et al., 2013), además de bajo ingreso y educación (Alfaro y Gallardo, 2012). Sin embargo, no se ha estudiado cómo cambia el impacto de estos factores de riesgo en el tiempo, lo que es una cuestión de gran importancia, dado que en países como Estados Unidos se ha detectado un aumento significativo en el incumplimiento de las familias a lo largo del tiempo (Gross y Souleles, 2002), hasta aquí sin explicación.

Este trabajo estudia cómo distintos factores de riesgo afectan la morosidad de las familias a través del ciclo económico, con particular atención en el rol que cumplen tres tipos de riesgo: i) alto nivel de endeudamiento o carga financiera, ii) pérdida de ingreso y riesgo de desempleo, y iii) grupo demográfico. Además, se identifica si la morosidad de las familias ha

* Comentarios bienvenidos. Todos los errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

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

sido afectada por el crecimiento extensivo (uso de crédito por parte de nuevos deudores) o intensivo (mayor endeudamiento por deudor) del mercado de crédito. De esta forma, se descompone la probabilidad de incumplimiento entre choques ocurridos en el momento en que las familias no pagaron sus créditos y el efecto de selección adversa que es propio del período pasado en que los préstamos fueron otorgados.

Los resultados de esta nota contribuyen a elucidar este problema, utilizando la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen) y la Encuesta Financiera de Hogares (EFH) para evaluar la morosidad de los hogares durante el período de 2006 a 2011. El método econométrico consiste en un proceso de dos etapas (Vella, 1998; Puhani, 2000). En una primera etapa se estima la selección de deudores al crédito de consumo y sus montos de deuda, utilizando como instrumento de identificación los choques laborales observados en ese período. En seguida se estima la decisión de incumplimiento del hogar, tomando en cuenta el efecto de selección del momento en que se tomó la deuda. Los resultados muestran que en los años más recientes existe una mayor reacción de la morosidad debido al efecto directo de familias que enfrentan alto endeudamiento y desempleo, además de una mayor selección adversa debido a la expansión del crédito a deudores más riesgosos.

Este artículo avanza en tres puntos con respecto a estudios previos de la morosidad: i) analiza el efecto de diversos factores de riesgo, como educación, solvencia, liquidez, y riesgo de desempleo (los estudios previos no han incluido medidas de solvencia); ii) muestra cómo la importancia de estos factores de riesgo ha cambiado en el tiempo; y iii) presenta el ingreso permanente y el riesgo de desempleo al momento de tomar la deuda como instrumentos válidos para el sesgo de autoselección de los deudores, lo que es un elemento de identificación ausente en estudios anteriores.

II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Nuestras principales fuentes de información acerca de los compromisos financieros e ingresos de las familias chilenas son la encuesta Casen y la EFH. Ambas toman una muestra representativa de las familias chilenas, pero con distintos enfoques. La Casen cubre más de 44.000 familias a nivel urbano y se realiza cada tres años. Sin embargo, la Casen solo ha recolectado información de incumplimiento de deudas en los años de 2006 y 2009. La EFH es una encuesta con información detallada de los ingresos, activos, deudas e incumplimiento financiero de las familias, pero tiene una muestra más pequeña que la Casen, dado que solo entrevistó a 3.828 familias a nivel nacional en 2007 y a 4.059 en 2011. En 2008, 2009 y 2010 la EFH entrevistó a 1.154, 1.190 y 2.037 familias residentes del Gran Santiago, respectivamente. Tanto la EFH como la Casen se realizan en el último trimestre de cada año. Estas encuestas tienen probabilidades de selección distintas para cada familia, por lo cual todos los resultados de este artículo utilizan factores de expansión poblacionales. Estudios previos muestran que con el uso de pesos poblacionales ambas encuestas son comparables en términos de ingreso, educación, tenencia de vivienda y crédito hipotecario (Madeira, 2011).

Las preguntas sobre morosidad de pago utilizadas son "¿Está pagando su crédito hipotecario actualmente?" y "Aproximadamente, ¿cuántas veces en los últimos 12 meses ha caído en morosidades para cada uno de sus créditos?" Se considerará incumplimiento en la deuda de consumo el reporte de uno o más eventos de morosidad. Esta información fue recogida en



todas las encuestas Casen y EFH, excepto en la Casen 2009, que no preguntó por morosidad de créditos de consumo.

En la próxima sección se detalla la metodología para identificar el impacto en la morosidad de las variables observables, como ingreso o desempleo, y cómo se separa su efecto causal directo del efecto de selección adversa provocado por deudores riesgosos. Además, se expone detalladamente la estimación de medidas de ingreso permanente y riesgo de desempleo para el hogar.

III. METODOLOGÍA

1. Medición del riesgo de desempleo

Para estimar el riesgo laboral de las familias se utiliza la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), que recolecta información laboral de 35.000 familias y cerca de 50.000 trabajadores en cada trimestre, desde 1990 hasta ahora. Con base en la ENE se estiman las probabilidades de desempleo $u_{k,t}$ de trabajadores con características X_k para diversos trimestres t . El vector X_k considera género, edad, educación, región y quintil de ingreso del trabajador (Madeira, 2012). En seguida se obtiene una medida del riesgo de desempleo del hogar i en el período t como

$$u_{it} = \sum_k \frac{Y_{k,t}}{Y_{i,t}} u_{k,t},$$

que es un promedio del riesgo de desempleo de cada uno de sus miembros ponderado por el valor del ingreso del trabajador en relación al ingreso total del hogar. A título de ejemplo, si una familia tiene dos trabajadores, un hombre y una mujer, donde ambos ganan lo mismo, entonces el riesgo laboral es el promedio del riesgo de cada uno de ellos, pero si uno de los miembros del hogar gana el doble del otro, entonces este representa un mayor porcentaje del riesgo laboral de la familia.

Además del riesgo de desempleo, calculo una medida del ingreso permanente del hogar. Las familias que sufren de desempleo ganan transitoriamente un ingreso inferior al esperado, ya que la experiencia de desempleo no durará para siempre. Por otro lado, las familias con todos sus trabajadores actualmente empleados sufren la posibilidad de enfrentar un evento de desempleo en el futuro. Por lo tanto, una mejor medida del ingreso de la familia es su ingreso esperado o ingreso permanente a lo largo de un año. Utilizando la ENE, estimo el ingreso laboral de cada miembro del hogar como un promedio entre su estado de empleo y desempleo, $P_{k,t} = Y_{k,t}(1-u_{k,t}) + R_{k,t} Y_{k,t} u_{k,t}$, donde $R_{k,t}$ es el porcentaje de ingreso que el trabajador consigue obtener cuando está desempleado o "tasa de reemplazo". En promedio, se estima que un trabajador pierde 60% de su ingreso en un evento de desempleo ($R_{k,t}=0,4$), pero esta pérdida puede llegar al 95% en el caso de trabajadores de baja educación y con contratos informales. El ingreso permanente del hogar se obtiene finalmente como la suma del ingreso laboral permanente de cada uno de sus miembros más otras fuentes de ingreso no laborales (arriendos, subsidios o ingresos financieros): $P_{i,t} = a_i + \sum_k P_{k,t}$.

El ingreso permanente estimado es sustancialmente diferente del último ingreso mensual reportado en la Casen y la EFH. El cuadro 1 muestra la correlación entre el ingreso permanente y el ingreso reportado por el hogar. Como se puede verificar, existe una correlación muy alta para las familias de los estratos de ingreso más altos, debido a que la probabilidad de desempleo es baja. Sin embargo, para los quintiles de ingreso más bajo existen diferencias sustanciales entre el ingreso permanente y el ingreso efectivo del hogar, dado que sufren muchos choques de desempleo.

CUADRO 1

Correlación entre ingreso realizado e ingreso permanente (en logaritmo) del hogar

Quintil de ingreso efectivo	1	2	3	4	5	6
Coefficiente de correlación	24,9%	49,7%	50,8%	60,3%	92,7%	89,2%

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

2. Identificación del impacto de los factores de riesgo en la morosidad

El objetivo del análisis es determinar cómo diversos factores de riesgo ($X_{i,t}$) influyen en la decisión de incumplimiento ($Df_{i,t}=1$) de la familia i en el período t . Se debe tener en cuenta que las familias deudoras en el período t han decidido contraer deuda en una etapa anterior $v(i)$, $v(i) < t$, que es la fecha inicial del contrato de deuda. Además, los factores de riesgo que determinan el incumplimiento en t están correlacionados con los determinantes de la decisión de endeudarse en $v(i)$. Por ejemplo, una familia podría ya estar en problemas económicos cuando firmó el préstamo de consumo en $v(i)$ y esos problemas la llevaron al incumplimiento en t .

Para solucionar el problema de endogeneidad, el método econométrico consiste en una estimación en dos etapas en que primero se estima el acceso al crédito de consumo ($D_{i,v(i)} > 0$) y la selección de un determinado monto de deuda ($D_{i,v(i)}$) o su logaritmo ($\ln(D_{i,v(i)})$). En seguida se estima la decisión discreta de incumplir o no el préstamo ($Df_{i,t}=1$), controlando por la probabilidad de contraer un préstamo y el monto de deuda esperado, $Z_{i,t} = \{X_{i,t}, Pr(D_{i,v(i)} > 0 | X_{i,v(i)}), E[\ln(D_{i,v(i)}) | X_{i,v(i)}]\}$. Por lo tanto, se estiman tres funciones estocásticas:

$$Pr(D_{i,v(i)} > 0 | X_{i,v(i)}) = \Phi(\beta X_{i,v(i)}), \tag{1}$$

$$E[\ln(D_{i,v(i)}) | X_{i,v(i)}] = \beta_D X_{i,v(i)}, \tag{2}$$

$$Pr(Df_{i,t}=1 | Z_{i,t}) = \Phi(\beta_{Df} Z_{i,t}), \tag{3}$$

donde Φ es la distribución normal acumulada de probabilidad. Este modelo de tres ecuaciones es simple de estimar, aplicando un modelo simple de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y *probit* (u otro modelo de selección discreta) antes de optimizar el modelo de incumplimiento. La especificación logarítmica del monto de deuda no es necesaria para identificar el modelo, pero es conveniente en términos paramétricos, toda vez que cambios relativos son más relevantes que valores absolutos.

La identificación de este modelo en dos etapas requiere incluir una variable o instrumento en $X_{i,v(i)}$ que no esté en $X_{i,t}$ (Puhani, 2000). La intuición es que si $X_{i,v(i)}$ y $X_{i,t}$ son iguales, entonces no existe información nueva en $Z_{i,t}$ en relación a $X_{i,t}$. En términos teóricos, la necesidad de establecer un instrumento para $X_{i,v(i)}$ existe, ya que de lo contrario el modelo no es identificado en una generalización no paramétrica. Pensemos en la identificación no paramétrica del valor esperado de una variable genérica Y , con base en variables causales directas (X) y la selección de una opción $S=1$ explicada por variables Z . Asumiendo por simplicidad una estructura aditiva no es posible distinguir entre el impacto de X y Z si Z no tiene elementos adicionales al vector X , o sea: $E[Y|Z,X,S=1]=f(X)+g(Z) \equiv f(X)$.

Para esta aplicación los instrumentos propuestos exploran el hecho de que la decisión de endeudamiento se toma en un período anterior al incumplimiento de la deuda. Por lo tanto, la decisión de endeudarse en el período $v(i)$ es afectada por factores de riesgo propios de ese momento, como el riesgo de desempleo $u_{i,v(i)}$ o el ingreso permanente del hogar $P_{i,v(i)}$. Por otro lado, la decisión de incumplimiento en el período t es afectada por los problemas laborales de ese trimestre, o sea por $u_{i,t}$ y $P_{i,t}$. Este supuesto de identificación no es totalmente inocuo, toda vez que asume implícitamente que las familias toman decisiones miopes y tienen estrategias poco sofisticadas en relación al futuro. Pero en un mundo de agentes perfectamente racionales, entonces ambas decisiones —de endeudamiento y de morosidad— son afectadas por todos los eventos pasados y todas las posibilidades futuras. En promedio, las familias chilenas toman deudas de consumo con plazos entre 12 y 20 meses (Marinovic et al., 2011) y el incumplimiento de una deuda ocurre cuatro o cinco trimestres después del inicio del contrato (Alfaro et al., 2011), lo cual implica que pronosticar la morosidad futura es una tarea difícil.

IV. ENDEUDAMIENTO Y RIESGO DE DESEMPLEO EN CHILE, 2006-2011

Para caracterizar la situación financiera en la población entre 2006 y 2011, estudio el rol de tres factores de riesgo: i) el ratio del monto de deuda de consumo sobre el ingreso permanente anual de las familias (RDIP), ii) el ratio de carga financiera sobre ingreso mensual (RCI), y iii) el riesgo de desempleo de los hogares ($u_{i,t}$). El endeudamiento es analizado al nivel de cada familia y no de cada uno de sus miembros por separado. El RDIP se puede interpretar como una medida de solvencia a largo plazo de la familia, mientras el RCI representa la necesidad de liquidez o financiamiento inmediato. La distribución acumulada de probabilidad de estas tres variables está representada respectivamente en los gráficos 1, 2 y 3, para la población del Gran Santiago en cada año. El enfoque en el Gran Santiago se debe al hecho de que la EFH entre 2008 y 2010 solo cubre esa región, por lo cual esta restricción geográfica mantiene el mismo criterio poblacional en todos los años. Dado que las encuestas EFH poseen pocas observaciones en 2008 y 2009, esos años se estudian en conjunto, con el objetivo de aumentar la precisión estadística durante el período de la última crisis económica y financiera.

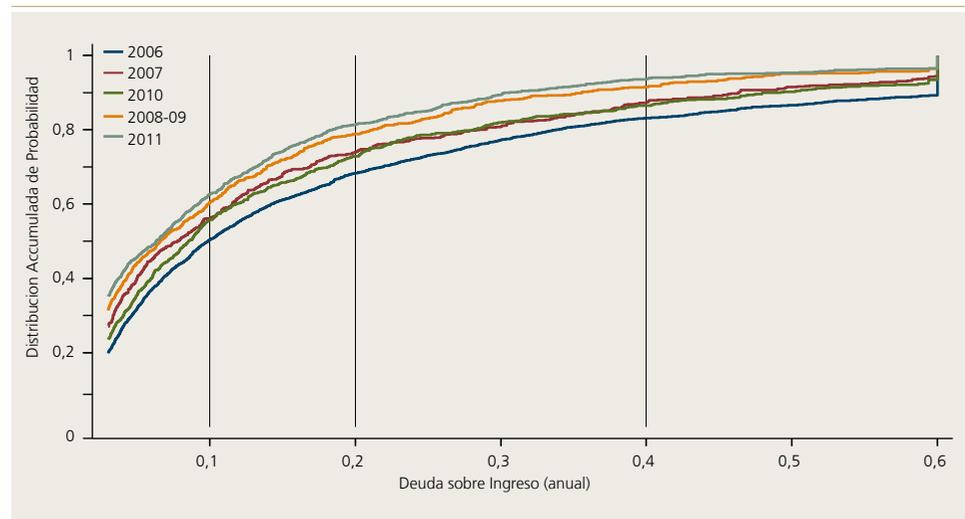
El gráfico 1 muestra que la deuda de consumo bajó como proporción del ingreso permanente de las familias en los años 2010 y 2011. Eso se puede concluir por el hecho de que estos años tienen un mayor porcentaje de familias con valores bajos de RDIP. Por otro lado, el año 2006 fue el momento de mayor endeudamiento como proporción del ingreso de las familias. De hecho, cerca del 60% de las familias deudoras mantenía un stock de deuda de consumo igual o inferior al 20% de su ingreso anual. Por lo tanto, en 2006 la mayoría de las familias deudoras no tenía un endeudamiento excesivo con respecto a sus ingresos. Este alto porcentaje

de deudas moderadas coexistía con un porcentaje de familias muy endeudadas, dado que cerca del 20% de los hogares deudores poseía stocks de deuda de consumo superiores a 40% de su ingreso anual.

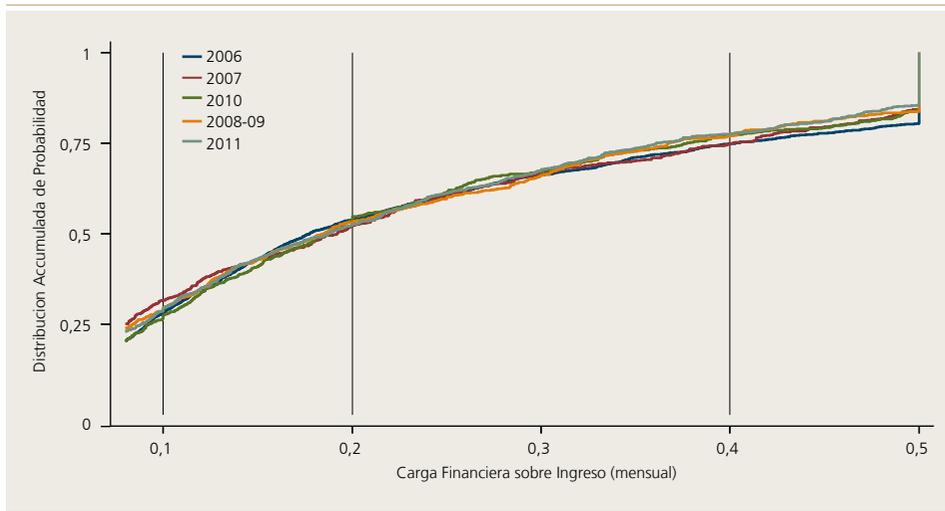
El endeudamiento se redujo un poco en 2007 y 2008-09, dado que en esos años cerca del 70% de las familias tenía un RDIP inferior a 20% y el porcentaje de familias por sobre 40% bajó a un poco menos de 20%. Esto puede haber sido una reacción a la crisis financiera, con las instituciones de crédito cautelando los riesgos de montos altos de deuda. Los años 2010 y 2011 se beneficiaron de una fuerte expansión económica en Chile. En 2011, cerca del 80% de las familias deudoras tenía un monto de deuda de consumo inferior a 20% de su ingreso anual y solo 10% de las familias deudoras reportaban un RDIP superior a 40%, lo que es un endeudamiento mucho más reducido que el del período 2006 a 2009. Sin embargo, no existen grandes cambios en la carga financiera de las familias entre 2006 y 2011 (gráfico 2).

Gráfico 1

Deuda de consumo sobre ingreso permanente de las familias en el Gran Santiago



Fuente: Cálculos propios del autor en base a encuesta Casen 2006, EFH 2007-2011 y ENE.

Gráfico 2**Carga financiera sobre ingreso de las familias en el Gran Santiago**

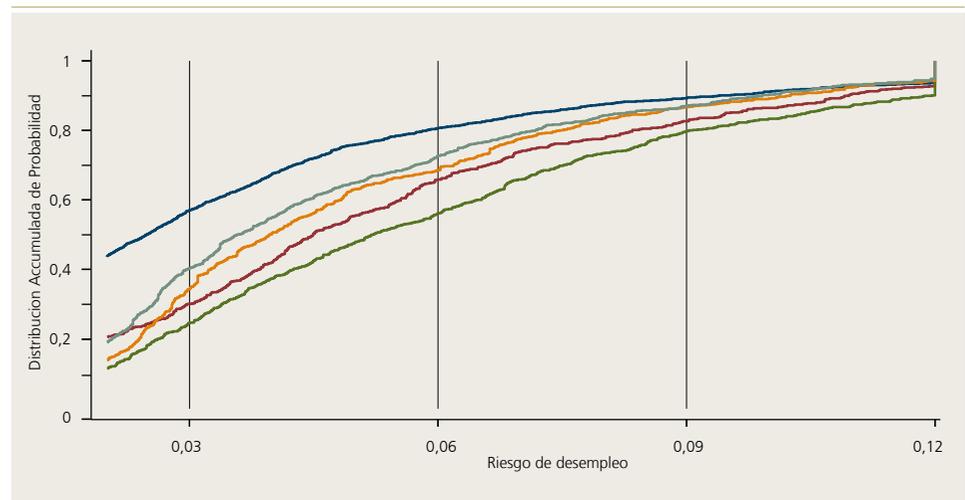
Fuente: Cálculos propios del autor en base a encuesta Casen 2006, EFH 2007-2011,

El mercado laboral fue más duro en 2008-2009 (gráfico 3), con cerca de 20% de las familias sufriendo un riesgo de desempleo superior a 9%. Además, poco más de la mitad de las familias en 2008-2009 tenía un riesgo de desempleo inferior al 6%, mientras en los otros años más del 60% de la población mostraba ese nivel de seguridad laboral. Es destacable que el riesgo de desempleo en 2010 y 2011 seguía siendo mayor que en 2006. Esto puede deberse a cambios estructurales introducidos en la definición de desempleo por el INE a inicios de 2010. También es posible que la masa de ingreso percibida por los trabajadores de empleos más seguros haya bajado con respecto al total de ingreso de la economía, debido a una mayor participación laboral de trabajadores de bajos ingresos.

Cabe destacar que esta probabilidad de desempleo es un poco distinta de la que normalmente se reporta en informes oficiales, ya que está ponderada por el ingreso de cada miembro de la familia y dado que los trabajadores de alto ingreso tienen tasas de desempleo inferiores al promedio. Por ejemplo, imaginemos un hogar con dos trabajadores en que uno gana el doble del otro y el miembro de alto ingreso tiene un 2% de riesgo de desempleo, mientras que el de más bajo ingreso sufre de un riesgo de 12%. Con una medida ponderada por ingreso, este es un hogar con un riesgo de desempleo de 5.3% y no de 7% como aparece en las estadísticas tradicionales.

Gráfico 3

Riesgo de desempleo de las familias en el Gran Santiago



Fuente: Cálculos propios del autor en base a encuesta Casen 2006, EFH 2007-2011 y ENE.

V. SELECCIÓN DE DEUDORES

Ahora presento los resultados del modelo de selección de deuda de consumo ejecutado en la primera etapa de la estimación. La decisión de endeudarse o no en cada año (cuadro 2) es afectada positivamente por el ingreso permanente (mensual) del período, por el número de miembros del hogar, y por el estado civil del jefe de hogar. Esto es razonable, dado que los hombres casados y con mayor número de dependientes familiares tienen mayores gastos y necesidades de deuda. Por otro lado, en el año 2007 hubo varias familias de alto riesgo de desempleo que se endeudaron, lo que se puede interpretar como un fenómeno de selección adversa justo antes de la crisis económica.



Cuadro 2

Regresión Probit de la decisión de endeudamiento, $Pr(D_{i,v(t)} > 0 | X_{i,v(t)})$

Variables exógenas	2006	2007	2008-09	2010	2011
$\ln(P_{i,t})$	0,323*** (0,016)	0,165*** (0,044)	0,189*** (0,053)	0,282*** (0,070)	0,154*** (0,044)
Número de miembros del hogar	0,037*** (0,006)	0,102*** (0,022)	0,065*** (0,021)	0,098*** (0,025)	0,105*** (0,019)
Jefe de hogar (J.H.) es hombre casado	0,150*** (0,027)	0,019 (0,089)	0,058 (0,084)	0,277** (0,115)	0,152* (0,080)
J.H. tiene educación técnica	0,044 (0,046)	0,262** (0,107)	0,211* (0,117)	0,251** (0,124)	0,153* (0,089)
J.H. tiene estudios universitarios	-0,144*** (0,037)	0,0390 (0,088)	0,051 (0,102)	0,008 (0,112)	0,026 (0,076)
$u_{i,t}$	0,038 (0,258)	4,183*** (0,812)	-0,309 (0,816)	-0,886 (0,743)	0,130 (0,613)
N° de observaciones	44.853	3.828	2.344	2.037	4.059
Pseudo R-cuadrado	0,061	0,081	0,049	0,054	0,053

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

Luego, una estimación lineal del logaritmo del monto de deuda de consumo (condicional en que la familia sea deudora), muestra que el endeudamiento tiene una relación positiva con hombres casados y con el ingreso permanente del hogar, con una elasticidad en el rango de 0,58 a 0,79 (cuadro 3). Además, el monto de deuda en el período 2008-2009 es fuertemente decreciente con el riesgo de desempleo, lo que es una señal de que los oferentes de crédito fueron más aversos al riesgo durante la crisis financiera. El año 2011 revela que los hogares con mayor riesgo de desempleo acceden a mayores montos de deuda, lo que representa una expansión intensiva del crédito en ese segmento poblacional.

Cuadro 3

Regresión MCO del monto de endeudamiento (en logaritmo),

$$E[\ln(D_{i,v}(\hat{i})) | X_{i,v}(\hat{i})]$$

VARIABLES EXÓGENAS	2006	2007	2008-09	2010	2011
$\ln(P_{i,t})$	0,794*** (0,022)	0,668*** (0,072)	0,580*** (0,088)	0,762*** (0,102)	0,586*** (0,072)
Número de miembros del hogar	-0,015* (0,008)	0,057* (0,033)	-0,029 (0,032)	-0,078*** (0,030)	-0,021 (0,027)
Jefe de hogar (J.H.) es hombre casado	0,144*** (0,035)	0,061 (0,129)	0,252* (0,135)	0,465*** (0,164)	0,268** (0,122)
J.H. tiene educación técnica	0,181*** (0,055)	0,576*** (0,152)	0,068 (0,159)	0,195 (0,170)	0,179 (0,142)
J.H. tiene estudios universitarios	0,236*** (0,050)	0,125 (0,137)	-0,079 (0,184)	-0,096 (0,186)	0,390*** (0,125)
$u_{i,t}$	-1,760*** (0,349)	-0,181 (1,057)	-4,894*** (1,243)	-1,400 (0,956)	2,815*** (0,903)
N° de observaciones	26.724	1.707	962	975	2.125
R-cuadrado	0,243	0,187	0,143	0,188	0,149

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

VI. EFECTO DEL RIESGO DE DESEMPLEO Y ENDEUDAMIENTO SOBRE MOROSIDAD

Para analizar la probabilidad de incumplimiento en la deuda de consumo, empiezo con las estimaciones de un modelo *probit* que no toma en cuenta el efecto de selección de la primera etapa.



Cuadro 4

Regresión *Probit* de la decisión de incumplimiento, $Pr(D_{i,t}=1 | X_{i,t})$, sin selección

VARIABLES EXÓGENAS	2006	2007	2008-09	2010	2011
$u_{i,t}$	0,833*** (0,244)	1,847* (1,127)	1,082 (1,319)	2,819* (1,650)	3,123*** (1,105)
log(Ingreso)	-0,261*** (0,016)	-0,117* (0,065)	-0,201*** (0,073)	-0,121* (0,063)	-0,135*** (0,049)
RDIP	0,308*** (0,066)	0,585** (0,293)	0,972*** (0,318)	1,538*** (0,468)	0,807*** (0,272)
RCI	0,495*** (0,080)	0,487 (0,375)	0,336 (0,395)	0,278 (0,512)	0,910*** (0,290)
Número de miembros en el hogar	0,138*** (0,007)	0,140*** (0,034)	0,151*** (0,034)	0,085** (0,041)	0,097*** (0,026)
Jefe de hogar (J.H.) es hombre casado	-0,104*** (0,030)	-0,150 (0,145)	-0,279* (0,143)	-0,323 (0,245)	-0,274* (0,142)
J.H. tiene educación técnica	-0,144*** (0,045)	0,079 (0,155)	-0,063 (0,173)	0,360* (0,204)	-0,222* (0,130)
J.H. tiene estudios universitarios	-0,175*** (0,039)	-0,166 (0,134)	-0,056 (0,172)	0,233 (0,245)	-0,475*** (0,125)
Nº de observaciones	24.758	1.665	951	969	2.111
Pseudo R-cuadrado	0,068	0,050	0,077	0,066	0,101

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

El incumplimiento está significativamente asociado a un alto endeudamiento (RDIP y RCI), mayor riesgo de desempleo, bajo ingreso, familias con más miembros, jefe de hogar soltero o de baja educación (cuadro 4). El efecto del riesgo de desempleo, RDIP, y del RCI aumentó mucho en 2010 y 2011, esto es, las familias se han beneficiado de mayor ingreso y menor riesgo de desempleo en los años recientes, pero las familias que sí están muy endeudadas y en riesgo de desempleo son más propensas a decidirse por el incumplimiento de su deuda. Esto parece ser coherente con el resultado de que las familias en riesgo de desempleo asumieron mayores deudas (cuadro 3).

Para finalizar el análisis del incumplimiento de créditos de consumo se presenta el modelo que incluye los efectos de selección estimados en la primera etapa. Los resultados son cualitativamente similares a los del modelo sin selección, aunque los errores estándares son un poco mayores. El incumplimiento está positivamente asociado al riesgo de desempleo, problemas de solvencia (RDIP) y liquidez (RCI), y jefe de hogar soltero. El efecto medido por la selección de mayor monto de deuda, $E[\ln(D_{i,v(t)}) | X_{i,v(t)}]$, es negativo y estadísticamente significativo, lo que indica que los mayores deudores (en monto absoluto) son los más seguros. Una vez más se confirma el resultado de que en los años 2010 y 2011 aumentó la propensión al incumplimiento de los hogares con más riesgo de desempleo ($u_{i,t}$), alto endeudamiento (RDIP) y baja liquidez (RCI alto). Por lo tanto, en los últimos años las familias están con menos problemas económicos, pero las que sí los enfrentan tienen mayores tasas de incumplimiento.

Cuadro 5

Regresión *Probit* de la decisión de incumplimiento, $Pr(Df_{i,t}=1 | Z_{i,t})$, con selección

Variables exógenas	2006	2007	2008-09	2010	2011
$Pr(D_{i,v(t)} > 0 X_{i,v(t)})$	4,598*** (0,913)	2,000 (1,257)	2,497 (4,729)	9,418 (5,945)	3,871 (4,227)
$E[\ln(D_{i,v(t)}) X_{i,v(t)}]$	-0,800*** (0,129)	0,181 (0,255)	-0,400 (0,479)	-1,460* (0,865)	-0,747* (0,453)
$u_{i,t}$	0,262 (0,263)	-0,286 (1,868)	-0,169 (1,899)	3,406* (1,976)	4,760*** (1,495)
$\ln(\text{Ingreso})$	-0,174*** (0,031)	-0,275** (0,130)	-0,165 (0,119)	-0,078 (0,091)	-0,053 (0,074)
RDIP	0,295*** (0,066)	0,130 (0,296)	0,964*** (0,330)	1,470*** (0,476)	0,781*** (0,275)
RCI	0,524*** (0,080)	0,429 (0,379)	0,368 (0,395)	0,333 (0,510)	0,891*** (0,291)
Número de miembros en el hogar	0,065*** (0,017)	0,046 (0,056)	0,084 (0,134)	-0,336 (0,263)	-0,041 (0,162)
Jefe de hogar (J.H.) es hombre casado	-0,225*** (0,043)	-0,179 (0,145)	-0,238 (0,156)	-0,623* (0,367)	-0,294 (0,209)
J.H. tiene educación técnica	-0,007 (0,049)	-0,228 (0,225)	-0,169 (0,359)	-0,098 (0,393)	-0,254 (0,212)
J.H. tiene estudios universitarios	0,303*** (0,084)	-0,312** (0,157)	-0,078 (0,219)	0,162 (0,269)	-0,094 (0,228)
N° de observaciones	24.758	1.665	951	969	2.111
Pseudo R-cuadrado	0,070	0,055	0,078	0,072	0,103

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

Como análisis de robustez se presenta un modelo de la decisión de morosidad que tiene una interacción entre ingreso y riesgo de desempleo, además de las restantes variables y factores de selección de deuda ya mencionados. Los resultados muestran que el efecto del desempleo en la morosidad no cambia significativamente con el ingreso de la familia (cuadro 6). La excepción es el período de crisis económica en 2008-2009 donde el impacto del desempleo en la morosidad fue muy alto entre hogares de bajo ingreso, pero con un efecto mucho más atenuado para los de ingreso mayor. Esto indica que la morosidad durante la crisis de 2008-2009 estuvo asociada sobre todo a familias con un choque simultáneo de mayor riesgo de desempleo y pérdida de ingreso.

**Cuadro 6****Probit de $Pr(Df_{i,t}=1 | Z_{i,t})$, con selección más interacción de ingreso y desempleo**

VARIABLES EXÓGENAS	2006	2007	2008-09	2010	2011
$u_{i,t} \times \ln(\text{Ingreso}_i)$	-0,311 (0,302)	-0,100 (1,084)	-4,769*** (1,546)	-0,284 (0,979)	-0,272 (1,048)
$u_{i,t}$	4,239 (3,876)	0,982 (14,040)	62,290*** (20,390)	7,105 (12,510)	8,222 (13,500)

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ **VII. MOROSIDAD DE DEUDA HIPOTECARIA**

El análisis del incumplimiento hipotecario es más difícil de realizar en frecuencia anual, dado que menos de 15% de las familias chilenas tiene un crédito hipotecario vigente. Eso implica que existen pocas observaciones para estudiar la morosidad hipotecaria con la EFH, por lo cual solo analizo la morosidad hipotecaria observada en la Casen 2006 y 2009. En relación con la deuda hipotecaria, no se corrige por la selección de los deudores, toda vez que son préstamos de duración larga y es difícil encontrar un instrumento creíble para una decisión que se tomó muchos años antes. Además, no se incluye RDIP o el "loan to value", dado que la Casen no presenta información del valor de la vivienda. Con todo, se presenta una regresión *probit* del incumplimiento hipotecario. Los resultados muestran que el incumplimiento está positivamente asociado a un bajo ingreso, poca liquidez (alto RCI) y riesgo de desempleo. Este resultado difiere bastante de estudios previos como Alfaro y Gallardo (2012), dado que no han encontrado un impacto positivo del RCI en la morosidad y tampoco han testeado el efecto del desempleo. Las diferencias entre 2006 y 2009 muestran que en 2009 se manifestó mayor riesgo de hogares con problemas de liquidez (RCI) y de desempleo, pero el riesgo de jefes de hogar de alta educación fue bajo.

Cuadro 7

Regresión *Probit* de la morosidad de deuda hipotecaria

Variables exógenas	Casen 2006	Casen 2009
ln(Ingreso _{it})	-0,268 (0,034)***	-0,291 (0,045)***
RCI	0,104 (0,343)	0,693 (0,339)**
J.H. con estudios universitarios	-0,063 (0,102)	-0,555 (0,126)***
u_{it}	1,332 (0,689)**	1,574 (0,789)**
Nº de observaciones	3.154	3.502

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

VIII. CONCLUSIONES

El incumplimiento de la deuda está asociado a hombres solteros, de bajo ingreso, riesgo de desempleo, elevado endeudamiento, y problemas de liquidez. Además, deudores de montos más altos tienen menor morosidad, lo que es coherente con un sistema financiero saludable. En los años 2006, 2010 y 2011, existe una correlación entre educación y morosidad. Sin embargo, en los años de 2010 y 2011 el efecto de la educación desaparece cuando se corrige el modelo por los factores de selección adversa que afectan la decisión de endeudamiento. Este resultado implica que la relación entre educación y pago de crédito es poco robusta, lo que también se ha confirmado en estudios recientes para Estados Unidos. Agarwal y Mazumder (2013), Brown et al. (2013) y Gerardi et al. (2013) indican que solo el conocimiento matemático afecta el comportamiento financiero, pero ese no es el caso de la educación en general.

En los años más recientes hubo una reducción del desempleo y del endeudamiento como proporción del ingreso permanente de las familias. Sin embargo, la carga financiera de las familias tiene una distribución similar en todo el período entre 2006 y 2011, lo que implica que son las preocupaciones de largo plazo y no las necesidades inmediatas las principales motivaciones de los ajustes de deuda de las familias. Aunque existe menos riesgo de desempleo y de elevado endeudamiento en los últimos años, hay una mayor propensión a incumplir los pagos de deuda para las familias que sí los enfrentan. En 2011 se observa que los hogares con mayor riesgo de desempleo acceden a mayores montos de deuda, lo que puede ser negativo para las instituciones de crédito en el evento de una crisis futura.



REFERENCIAS

Agarwal, S. y B. Mazumder (2013). "Cognitive Abilities and Household Financial Decision Making". *American Economic Journal: Applied Economics* 5(1): 193–207.

Alfaro, R., D. Pacheco y A. Sagner (2011). "Dinámica de la Tasa de Incumplimiento de Créditos de Consumo en Cuotas". *Economía Chilena* 14(2): 119–24.

Alfaro, R. y N. Gallardo (2012). "The Determinants of Household Debt Default". *Revista de Analisis Economico - Economic Analysis Review* 27(1): 55–70.

Banco Central de Chile (2013). *Informe de Estabilidad Financiera*, segundo semestre.

Brown, M., W. van der Klaauw, J. Wen y B. Zafar (2013). "Financial Education and the Debt Behavior of the Young". Federal Reserve Bank of New York Staff Reports N°634.

Fondo Monetario Internacional (2006). "Household Credit Growth in Emerging Market Countries". *Global Financial Stability Report* 46–73.

Gerardi, K., L. Goette y S. Meier (2013). "Numerical Ability Predicts Mortgage Default". *Proceedings of the National Academy of Science* 110(28): 11267–71.

Girouard, N., M. Kennedy y C. André (2007). "Has the Rise in Debt Made Households More Vulnerable?" Documento de Trabajo N°535, Departamento de Economía, OCDE.

Gross, D.B. y N.S. Souleles (2002). "An Empirical Analysis of Personal Bankruptcy and Delinquency". *Review of Financial Studies* 15(1): 319–47.

Madeira, C. (2011). "Computing Population Weights for the EFH Survey". Documento de Trabajo N°632, Banco Central de Chile.

Madeira, C. (2012). "Earnings Dynamics of Chilean Workers: Employment Transitions, Replacement Ratio, and Income Volatility". Mimeo, Banco Central de Chile.

Marinovic, A., J. Matus, K. Flores y N. Silva (2011). "Riesgo Sistémico de los Hogares en Chile". *Economía Chilena* 14(3): 5–39.

Martínez, F., R. Cifuentes, C. Madeira y R. Poblete-Cazenave (2013). "Measurement of Household Financial Risk with the Survey of Household Finances". Documento de Trabajo N°682, Banco Central de Chile.

Puhani, P.A. (2000). "The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique". *Journal of Economic Surveys* 14(1): 53–68.

Vella, F. (1998). "Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey". *Journal of Human Resources* 33(1): 127–69.



EVOLUCIÓN DE DEUDA DE EMPRESAS POR SECTOR ECONÓMICO EN CHILE

Jorge Fernández B.*
Francisco Vásquez L.*

I. INTRODUCCIÓN

La deuda de las empresas no financieras chilenas se mantuvo estable en torno al 90% del PIB entre los años 2009 y 2012. Respecto de la composición de las fuentes de financiamiento, a diciembre del 2012 la más relevante era la deuda bancaria local (45,3% del PIB), seguida de los bonos locales (13,5%) y de la deuda externa bancaria (13,0%)¹. En términos de evolución dentro del período bajo estudio, destaca el crecimiento de casi 5 puntos porcentuales respecto del PIB experimentado por la inversión extranjera directa (IED), que subió de 3,1% del PIB en 2009 a 8,1% en 2012) en desmedro de la deuda externa bancaria (la cual pasó de 16,5% del PIB a 13,0% en igual período). Considerando todo lo anterior, surge la pregunta de cómo se distribuyen y evolucionan dichas fuentes de financiamiento a través de los distintos sectores económicos. También, desde un punto de vista de estabilidad financiera, resulta interesante constatar —como se expondrá más adelante— que existen sectores que dependen casi exclusivamente de una fuente de financiamiento, a diferencia de otros cuyas fuentes son más diversificadas².

El objetivo de este documento de investigación es exploratorio y se materializa a través de la construcción de medidas de endeudamiento de empresas chilenas a nivel sectorial, utilizando información proveniente de la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF), de la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS), del Banco Central de Chile (BCCCh) y del Servicio de Impuestos Internos (SII)³. Los resultados a nivel sectorial se presentan deflactados por ventas en lugar de por el PIB⁴. Lo anterior se explica por el menor rezago con que se dispone de las primeras en comparación con el PIB. A pesar de que en el análisis se mencionan todos los sectores, la atención estará centrada principalmente en los sectores productivos, no entrando en mayor detalle en sectores como Servicios financieros o Servicios comunales.

* Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. E-mails: jfernandez@bcentral.cl; fvasquez@bcentral.cl. Agradecemos la colaboración de Rodrigo Alfaro en distintas etapas de elaboración del documento.

¹ A diciembre del 2012, el resto de las fuentes de financiamiento se distribuyen como sigue: factoring y leasing (6,1% del PIB), deuda externa IED (8,1% del PIB), deuda externa bonos (5,3% del PIB) y deuda externa créditos comerciales (3,5% del PIB). Para mayor información y la serie histórica, ver Banco Central de Chile (2013a) y la página web <http://www.bcentral.cl/publicaciones/recuadros/graficos.htm>.

² Las implicancias financieras para las empresas y/o sectores económicos que se derivan de una estructura de financiamiento concentrada o diversificada, van más allá del alcance del presente documento.

³ Para mayor información acerca de las fuentes de información utilizadas, ver sección II “Deuda a nivel sectorial”, apartado 2 “Detalle de las fuentes de información”.

⁴ A pesar de encontrar indicadores de endeudamiento diferentes utilizando el PIB sectorial, se observa una estabilidad temporal similar a los resultados obtenidos con las ventas, por lo cual no se pierde información relevante en el análisis. Ver apéndice A, para una comparación agregada de la evolución entre ventas y PIB.

Se encuentra que, en el período de 2009 a 2012, en términos sectoriales el nivel de endeudamiento se mantiene relativamente estable, con la excepción de los sectores Minería y Construcción. Respecto de las fuentes de financiamiento, se observa heterogeneidad en su distribución sectorial. A modo de ejemplo, destaca la casi total dependencia con la banca local de los sectores de Agricultura y Construcción, mientras que Electricidad, gas y agua (EGA) y Minería destacan por su baja dependencia de esta fuente de financiamiento. Finalmente, se observan diferencias en la moneda en que se toma un crédito dependiendo del sector. En este aspecto, destaca que el único sector con casi la totalidad de sus créditos en pesos es el sector Construcción, resultado que parece coherente con ser este un sector no transable⁵.

El resto del documento está estructurado de la siguiente manera: en la sección II se especifica la metodología utilizada para homologar las clasificaciones sectoriales provenientes de las distintas bases de datos, junto con una descripción en detalle de estas; en la sección III se presentan los principales hallazgos utilizando clasificaciones a nivel de nueve y veintidós sectores; y en la sección IV se concluye y se proponen diversas líneas de trabajo a futuro.

II. DEUDA A NIVEL SECTORIAL

Con el objeto de consolidar la información de deuda utilizada en el presente documento fue necesario homologar la clasificación sectorial proveniente de las distintas fuentes de información. En particular, la deuda bancaria local se encuentra clasificada en nueve sectores económicos definidos por la SBIF (SBIF 9), los cuales a su vez se pueden desagregar en veintidós sectores (SBIF 22). Por otro lado, en el caso de la deuda originada en la emisión de bonos locales y la deuda externa (bancaria, bonos, IED y otros) se utiliza un directorio de actividad económica a nivel de doce sectores (CAE 12), el cual a su vez se puede desagregar en ochenta sectores (CAE 80), generado por la División Estadísticas del BCCh, en base a información entregada por el SII⁶.

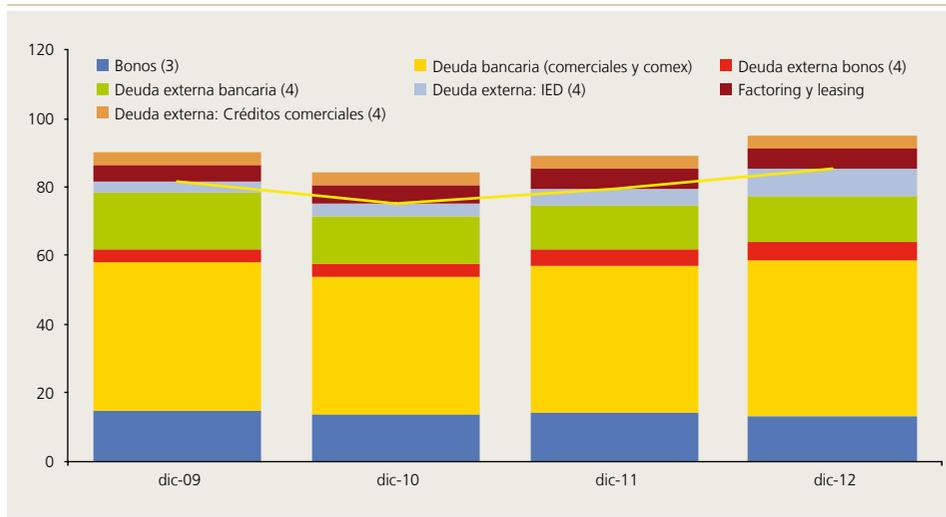
La asignación anterior permite clasificar sectorialmente la deuda total de las empresas no bancarias, con excepción de los créditos comerciales originados en operaciones de importación (trabajo en proceso) y la deuda por *factoring* y *leasing*. Ambos tipos de deuda representan en promedio menos del 10% de la deuda total en cada cierre durante el período bajo estudio (ver barras sobre la línea amarilla del gráfico 1). A pesar de que la importancia de dichas deudas es menor dentro del total, se debe tener en consideración esta limitante al momento de evaluar los resultados.

⁵ La relación entre las colocaciones en moneda local y extranjera para sectores transable y no transable ha sido mostrada en diversos Informes de Estabilidad Financiera del Banco Central de Chile; por ejemplo, véase el informe del segundo semestre del 2013.

⁶ La clasificación CAE (Clasificación de Actividad Económica) es una metodología utilizada en el BCCh que posee distintos niveles de desagregación, la cual es consistente con la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU).

Gráfico 1**Deuda total de empresas no financieras (1)**

(porcentaje del PIB) (2)



(1) Las fuentes de financiamiento por sobre la línea amarilla corresponden a las que no están clasificadas sectorialmente.

(2) Se considera el PIB acumulado al cierre de año.

(3) Bonos corporativos (excepto Codelco), bonos securitizados con subyacente de origen no bancario y efectos de comercio, a valor de mercado.

(4) Convertida a pesos según el tipo de cambio promedio anual.

Fuente: Banco Central de Chile en base a información de Achef, SBIF y SVS.

1. Homologación sectores económicos

En el cuadro 1, se detalla la homologación realizada entre las clasificaciones sectoriales SBIF y CAE (SBIF 9 y CAE 12) y que a su vez compatibilizan las restantes clasificaciones (SBIF 22 y CAE 80). Como se puede observar en el caso del sector SBIF 9 "Agricultura", la homologación implicó agrupar dos sectores CAE 12: "Agricultura" y "Pesca". Similar situación ocurrió en el caso del sector SBIF 9 "Servicios comunales", donde la equivalencia implicó agrupar los sectores CAE 12 "Administración pública" y "Servicios personales". En el Apéndice B se presenta un cuadro con la equivalencia SBIF 9, SBIF 22 y CAE 80 que resulta de seguir los criterios aplicados en el cuadro 1.

Es importante mencionar que nuestro análisis principal se presenta en base a las clasificaciones SBIF que son las más agregadas, facilitando de esta manera la exposición sin pérdida de información relevante. Es por esto que realizamos una breve descripción de los sectores SBIF 22 contenidos en la clasificación SBIF 9^{7, 8}:

7 Una descripción más detallada de los sectores puede encontrarse en la "Tabla 10: Actividad Económica", contenida en el "Manual Sistemas de Información Bancos y Financieras", disponible en la página web de la SBIF (<http://www.sbif.cl/sbifweb/servlet/LeyNorma?indice=3.2&idCategoria=6>).

8 Se incluye el nombre completo utilizado por la SBIF entre paréntesis, si se omite es porque el nombre usado en este documento coincide con el nombre usado por la SBIF.

CUADRO 1

Homologación clasificación sectorial SBIF - CAE

SBIF 9	CAE_12 (*)
Agricultura	Agricultura Pesca
Comercio	Comercio, Restaurantes y Hoteles
Construcción	Construcción
EGA	EGA
Servicios financieros	Servicios Financieros y Empresariales
Minería	Minería
Servicios comunales	Administración Pública Servicios Personales
Transporte	Transporte y Comunicaciones
Manufactura	Industria Manufacturera

Fuente: Elaboración propia.

(*) No considera sector "servicios de vivienda".

- 1.- "Agricultura" (Agricultura, ganadería, silvicultura, infraestructura predial, pesca). A nivel de SBIF 22 considera los mismos subsectores con excepción de infraestructura predial.
- 2.- "Comercio": incluye los subsectores SBIF 22 "Comercio al por mayor" y "Comercio al por menor, restaurantes y hoteles".
- 3.- "Construcción": incluye los subsectores SBIF 22 "Construcción de viviendas" y "Otras obras y construcciones". Sin embargo, para los efectos del presente documento, este sector está consolidado en uno solo debido a que no se cuenta con la separación de los subsectores bajo la clasificación CAE.
- 4.- "EGA" (Electricidad, gas y agua): como bien indica su nombre, a nivel de SBIF 22 se incluyen empresas en cada uno de estos tres rubros.
- 5.- "Servicios financieros" (Establecimientos financieros, seguros, bienes inmuebles y servicios). A nivel de SBIF 22 considera los subsectores "Bienes inmuebles y servicios a empresas" y "Establecimientos financieros y de seguros". En esta categoría se incluyen los "Conglomerados"⁹.
- 6.- "Minería" (Explotación de minas y canteras). Incluye a su vez los subsectores SBIF 22 "Explotación de minas y canteras" y "Producción de petróleo crudo y gas natural".
- 7.- "Servicios Comunales" (Servicios comunales sociales y personales). Presenta los mismos dos subsectores a nivel de SBIF 22. Incluye empresas estatales (administración, educación y salud) y empresas privadas (educación y salud).
- 8.- "Transporte" (Transporte, almacenamiento y comunicaciones). Como su nombre lo indica, a nivel de SBIF 22 se consideran empresas en cada uno de esos dos rubros separando entre "Comunicaciones" y "Transporte y almacenamiento".

⁹ En este documento, se entiende por "Conglomerados" a aquellas empresas cuyos activos están representados principalmente por inversiones en empresas filiales o no, que a su vez participan en distintos sectores económicos. Por este motivo, los "Conglomerados" son difíciles de asignar a un sector económico en particular.



9.- “Manufactura”: Este es el sector que más subsectores presenta a nivel de SBIF_22, ya que abarca la fabricación de productos minerales, industria maderera, alimentos, bebidas y tabacos, químicos y derivados del petróleo, papel, textil y otras industrias manufactureras.

2. Detalle de las fuentes de información

Para acercarnos a la deuda de las firmas chilenas a través de un análisis sectorial, utilizamos diversas fuentes de información que abarcan desde diciembre del 2009 hasta diciembre del 2012. Un resumen del nivel de desagregación de las bases utilizadas se puede observar en el cuadro 2, donde la información proveniente de la SBIF cuenta con la clasificación SBIF 9 y SBIF 22, en tanto en el resto de las fuentes se cuenta con la clasificación CAE 12 y CAE 80.

CUADRO 2

Detalle de bases utilizadas

Base	Fuente
Deuda bancaria local	SBIF
Bonos locales	SVS
Deuda externa	BCCh
IVAS	BCCh
Directorio	SI/BCCh

Fuente: Elaboración propia.

La descripción de cada fuente es como sigue:

- i. Deuda bancaria local: información generada por la SBIF y disponible en su página web¹⁰. Esta se encuentra detallada en moneda nacional y extranjera. Como se mencionó anteriormente, corresponde a información agregada a nivel SBIF 9, la cual se puede desagregar a nivel SBIF 22. Se debe advertir que en este caso la clasificación sectorial puede estar afecta a criterios que difieran puntualmente de los utilizados por el BCCh, siendo esta la única fuente donde no se cuenta con información a nivel de empresa.
- ii. Bonos locales: información generada por la SVS y disponible en su página web¹¹. Esta se encuentra detallada en moneda nacional y extranjera a nivel de RUT real que se clasifica sectorialmente utilizando el directorio CAE.
- iii. Deuda externa: información generada por la División Estadísticas del BCCh e incluye todas las operaciones realizadas por las empresas nacionales con acreedores extranjeros (incluyendo relacionados). La información no es de carácter público y corresponde a

¹⁰ <http://www.sbif.cl/sbifweb/servlet/InfoFinanciera?indice=4.1&idCategoria=2135&tipocont=2136>, ver “Información Financiera Regional (Nueva versión)”. Consultada durante el segundo semestre del 2013.

¹¹ <http://www.svs.cl/portal/estadisticas/606/w3-propertyvalue-20153.html>, ver “Bonos Corporativos: colocación y deuda vigente”. Consultada durante el segundo semestre del 2013.

deuda bancaria, bonos, IED y otros¹², y se encuentra detallada a nivel de RUT real que se clasifica sectorialmente utilizando el directorio CAE. Es importante destacar que esta información fue consultada durante el segundo semestre del 2013, ya que se encuentra sujeta a revisiones y ajustes de manera periódica a medida que se actualizan los datos.

- iv. IVA (Impuesto al valor agregado): base generada por la División Estadísticas del BCCh en base a información entregada por el SII e incluye “todos aquellos contribuyentes afectos a la Ley de Impuestos a las Ventas y Servicios que estén en presencia del inicio real y efectivo de una actividad económica” y “...todos los contribuyentes que declaren retenciones de impuesto y Pagos Provisionales.”¹³. La información no es de carácter público y corresponde a las declaraciones mensuales del Formulario 29, detalladas a nivel de RUT ficticio y con actividad económica CAE. Esta base se utiliza para realizar un análisis del endeudamiento sectorial. No se realiza este análisis en el caso del sector SBIF 9 “Servicios comunales” debido a que las ventas registradas en las declaraciones de IVA reflejan solo parcialmente su nivel de operaciones, por lo que se presentan muy bajas en relación a su nivel de deuda.
- v. Directorio: proporcionado por la División Estadísticas del BCCh, actualizado a fines del 2012 y que se genera en base a información proveniente de la declaración anual de impuestos recopilada por el SII. La información no es de carácter público y se encuentra detallada a nivel de RUT real con actividad económica.

Es importante destacar que al realizar la clasificación por actividad económica de las distintas bases que tenemos a nivel de RUT real, no todos quedan clasificados en algún sector. Sin embargo, para el período analizado las tasas clasificación de cada una de las variables (sin considerar créditos comerciales, factoring ni leasing) alcanza en promedio un 97% de la deuda en cada trimestre¹⁴.

III. RESULTADOS

1. Utilizando clasificación a nivel de 9 sectores

En cuanto a la deuda en términos absolutos, entre diciembre del 2009 y diciembre del 2012, los sectores que destacan son: “Servicios financieros” (que incluyen los conglomerados) y “Servicios comunales” (que incluyen las empresas estatales), mientras que Minería y Agricultura presentan los menores montos (gráfico 2).

Al observar la composición de la deuda, los sectores Agricultura y Construcción presentan alta dependencia de la banca local. Por el contrario, EGA y Minería destacan por su baja dependencia de esta fuente de financiamiento. En términos de dependencia de la deuda externa, destacan en los sectores “Servicios financieros” y Transporte.

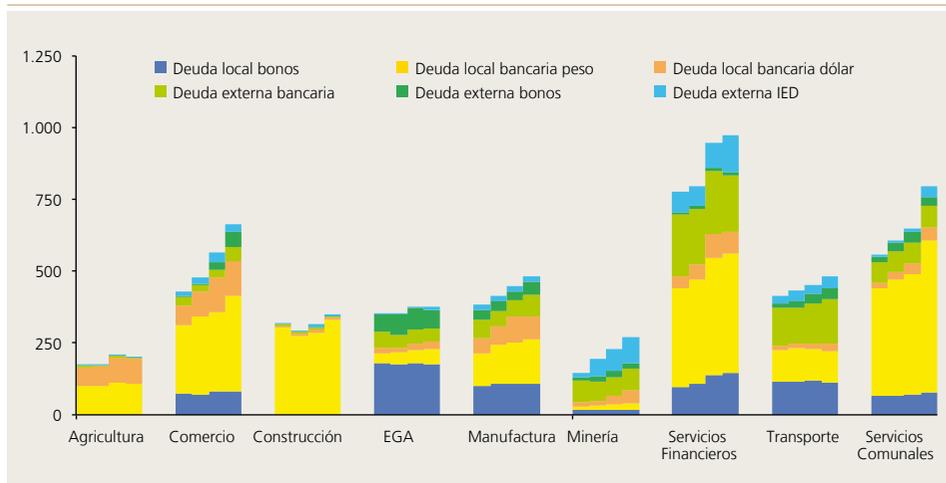
¹² En la clasificación de deuda externa bancaria se incorporan pasivos con otros acreedores externos en forma de créditos donde un banco actúa como intermediario, por ejemplo, obligaciones garantizadas.

¹³ Fuente: SII.

¹⁴ Para el valor de cada variable, la tasa de clasificación se define como: monto clasificado con actividad económica sobre monto total.

Gráfico 2**Deuda total por sector económico SBIF 9 y fuente de financiamiento**

(diciembre 2009 – diciembre 2012, millones de UF)



Fuentes: Banco Central de Chile, SBIF y SVS.

Nota: Cada barra representa datos a diciembre de cada año, partiendo desde la izquierda con el 2009 y finalizando con el 2012.

El financiamiento vía bonos es intensivamente utilizado por el sector EGA, que emite tanto en el mercado local como en el externo. Transporte, “Servicios financieros” y Manufactura utilizan estos instrumentos mayoritariamente emitidos en el mercado local. Respecto de la deuda asociada a IED, los sectores de Minería y “Servicios financieros” presentan un importante aumento en los últimos años¹⁵.

En términos de la moneda a la que se encuentra indexada la deuda, destaca el sector Construcción —eminentemente no transable— como el sector más intensivo en deuda en moneda local (gráfico 3).

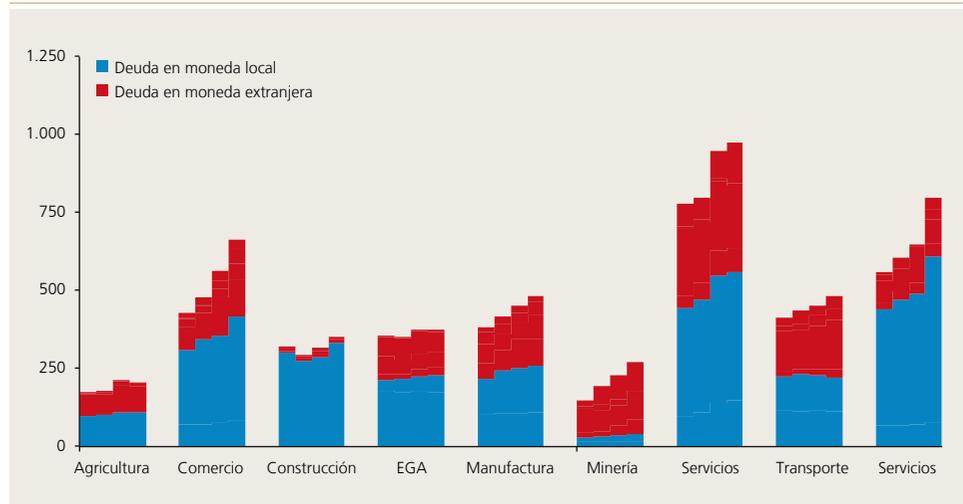
Resulta interesante analizar el nivel de endeudamiento escalado por ventas anuales con la finalidad de dimensionar la deuda en términos del nivel de operaciones de cada sector (gráfico 4). Tres puntos se deben destacar: i) a diferencia del gráfico anterior, se incluyen dos categorizaciones adicionales de deuda: deuda externa con organismos multilaterales y otros gobiernos (“Deuda externa multi_gob”) y “Deuda externa otros sectores”, correspondiente a deuda que no clasifica en el resto de las categorías de deuda externa; ii) en el análisis del endeudamiento, no se incluye el sector “Servicios comunales”, ya que las ventas declaradas a través de los formularios de IVA reflejan solo parcialmente su nivel de operaciones, por lo cual son muy bajas en relación a su deuda, y iii) a pesar de encontrar indicadores de endeudamiento diferentes utilizando el PIB sectorial como deflactor de la deuda, se observa una estabilidad temporal similar a los resultados obtenidos con las ventas provenientes de los IVA.

¹⁵ La deuda contabilizada como IED corresponde a deuda relacionada (no asociada a aporte de capital). Respecto a esta existe un menor riesgo de renovación, debido a que corresponde a un contrato entre partes relacionadas (matriz-filial).

Gráfico 3

Deuda total por sector económico SBIF 9 y tipo de moneda

(diciembre 2009 – diciembre 2012, millones de UF)



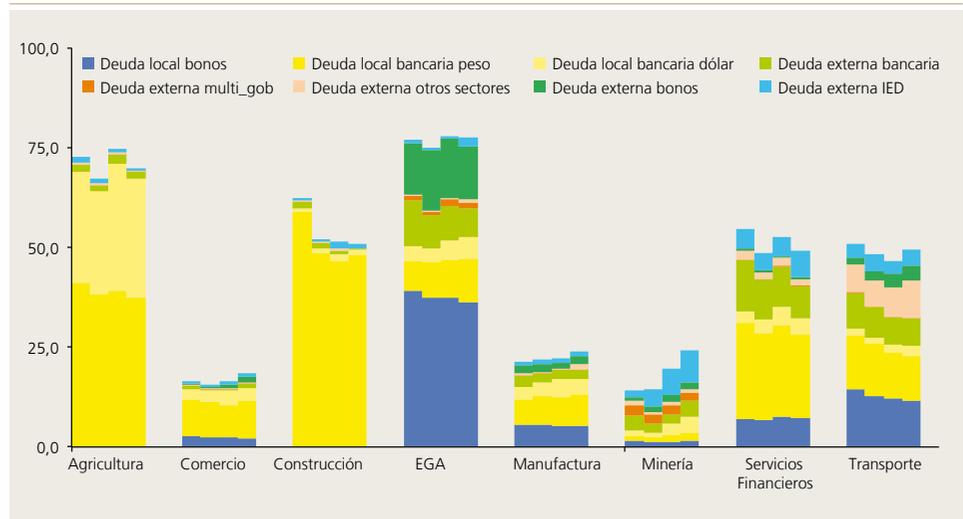
Fuentes: Banco Central de Chile, SBIF y SVS.

Nota: Cada barra representa datos a diciembre de cada año, partiendo desde la izquierda con el 2009 y finalizando con el 2012.

Gráfico 4

Deuda total sobre ventas anuales por sector económico SBIF 9 y fuente de financiamiento

(diciembre 2009 – diciembre 2012, porcentaje)



Fuentes: Banco Central de Chile, SBIF, SVS y SIL.

Nota: Cada barra representa datos a diciembre de cada año, partiendo desde la izquierda con el 2009 y finalizando con el 2012.



El nivel de endeudamiento por sector escalado por ventas anuales permanece estable en casi todos los sectores salvo Minería y Construcción. Mientras en la Minería la deuda sobre ventas ha ido en alza¹⁶, en la Construcción se observa una baja importante entre 2009 y 2010. Esta baja compensó un alza similar entre 2008 y 2009¹⁷, la cual se explica por una abrupta caída de las ventas que no se vio acompañada por una disminución similar en el nivel de deuda.

2. Utilizando clasificación a nivel de 22 sectores

Resulta interesante desagregar los resultados encontrados hasta el momento a nivel de clasificación sectorial SBIF 9, en términos de clasificación SBIF 22, debido a que el mayor detalle a nivel sectorial puede revelar cierta homogeneidad o heterogeneidad en la composición de la deuda de los subsectores que componen cada industria. Se debe destacar, sin embargo, que mientras más granular es el análisis más relevante es el supuesto de la concordancia entre las diferentes clasificaciones, en particular entre la clasificación proveniente de la SBIF y la clasificación CAE utilizada en el BCCh. En este sentido se debe tener especial precaución al interpretar los resultados provenientes de la deuda bancaria local, cuya clasificación sectorial puede estar afectada a criterios que difieran puntualmente de los utilizados por el BCCh. Este problema es menos relevante en el análisis a nivel de SBIF 9, debido a que en la agregación de los datos es más probable que se compensen potenciales diferencias de criterio. A este nivel no se presentará un análisis de endeudamiento utilizando ventas por las mismas razones de concordancia entre las clasificaciones sectoriales provenientes de distintas fuentes ya que —en resultados preliminares— para algunos sectores, las ventas informadas en los IVA no son representativas del nivel de actividad de dicha industria, especialmente en el caso del subsector “Servicios comunales y personales”.

Con la finalidad de presentar los resultados a nivel de SBIF 22 y para facilitar la exposición se separaron los 22 subsectores en dos grupos, presentando en los gráficos la composición de la deuda correspondiente.

En varios casos la apertura sectorial a nivel de clasificación SBIF 22 refleja fielmente los principales puntos destacados en el análisis a nivel de clasificación SBIF 9. Por ejemplo, por el lado de la composición de la deuda, los sectores: “Agricultura y ganadería excepto fruticultura”, Fruticultura, Pesca y “Silvicultura y extracción de madera”, aparecen altamente dependientes de la deuda local bancaria (gráfico 5; todos estos incluidos en el sector SBIF 9 Agricultura). “Explotación de minas y canteras” (SBIF 9 Minería) y EGA (SBIF 9 EGA), en tanto, destacan por su baja dependencia de esta fuente de financiamiento (gráficos 5 y 6).

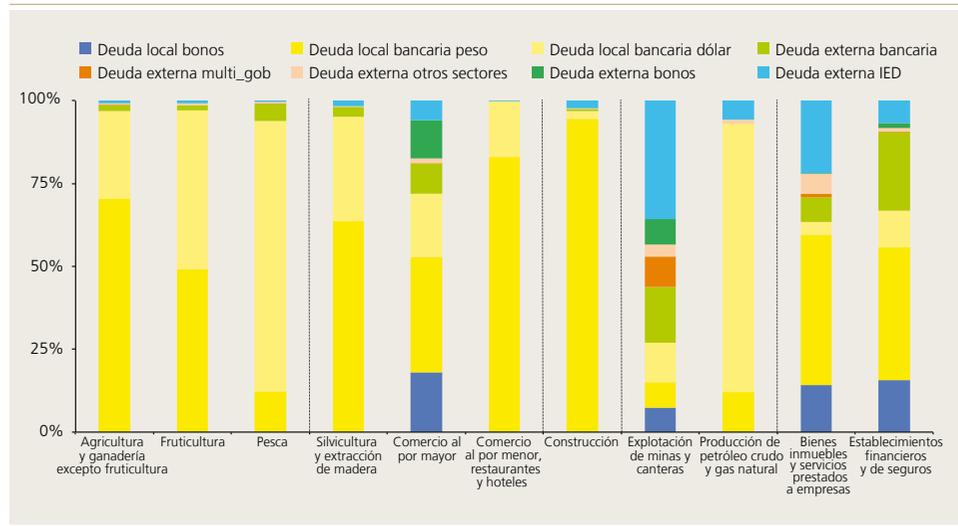
¹⁶ Alza en el indicador asociada probablemente al ciclo minero experimentado durante los últimos años. Véase Banco Central de Chile (2013b). Además, se debe recordar que los bonos de Codelco no están incluidos en la base.

¹⁷ Para este análisis se utilizaron datos del 2008 que no están disponibles para todo tipo de deuda, pero sí para banca local, lo que es suficiente para un análisis de este sector. Junto a lo anterior, se utilizó la información de ventas proveniente de los IVAs disponible desde el año 2008 en adelante. Así, el valor del endeudamiento para el 2008 es similar al reportado para el 2010.

Gráfico 5

Composición de deuda por sector económico SBIF 22 (grupo 1 de 2) y fuente de financiamiento

(diciembre 2012, porcentaje)



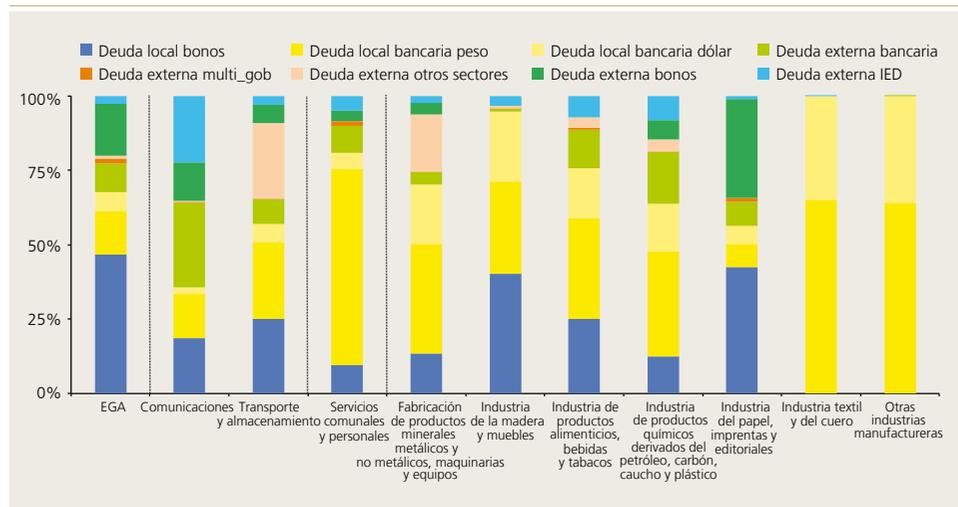
Fuentes: Banco Central de Chile, SBIF, SVS y SII.

Nota: Las líneas punteadas separan los grupos por clasificación SBIF 9; en este gráfico los sectores son Agricultura, Comercio, Construcción, Minería, y Servicios financieros, respectivamente.

Gráfico 6

Composición deuda por sector económico SBIF 22 (grupo 2 de 2) y fuente de financiamiento

(diciembre 2012, porcentaje)



Fuentes: Banco Central de Chile, SBIF, SVS y SII.

Nota: las líneas punteadas separan los grupos por clasificación SBIF 9; en este Gráfico son EGA, Transporte, Servicios Comunales, y Manufactura respectivamente.



Otro ejemplo se observa en el financiamiento vía bonos. Este es intensivamente utilizado por EGA, a nivel tanto local como externo (gráfico 6). Mientras, "Bienes inmuebles y servicios prestados a empresas" y "Establecimientos financieros y de seguros" (ambos clasificados en SBIF 9 "Servicios Financieros", gráfico 5) y Comunicaciones y "Transporte y almacenamiento" (ambos clasificados en SBIF 9 Transporte, gráfico 6) utilizan estos instrumentos emitidos principalmente en el mercado local. Respecto de la deuda asociada a IED, destacan los subsectores de "Explotación de minas y canteras" y "Bienes inmuebles y servicios prestados a empresas", los cuales integran los sectores de más rápido crecimiento de este tipo de deuda al hacer el análisis en términos de SBIF 9.

Como se mencionó anteriormente, en otros casos el análisis sectorial a nivel de clasificación SBIF 22 revela cierta heterogeneidad en los subsectores componentes de la clasificación SBIF 9. Un ejemplo de lo anterior se da en el sector SBIF 9 Transporte, el cual se compone de los sectores SBIF 22 Comunicaciones y "Transporte y almacenamiento", donde el segundo presenta un componente importante de deuda externa en otros sectores en comparación con el primero (gráfico 6)¹⁸.

Destaca también la heterogeneidad observada en el caso de Minería (SBIF 9). En términos de composición, se observa que el subsector "Producción de petróleo crudo y gas natural" presenta un componente importante de deuda local en su financiamiento, situación muy distinta a la de "Explotación de minas y canteras" (gráfico 5).

Relacionado con lo anterior, destacan también las diferencias en la composición de las deudas del sector SBIF 9 Comercio. El subsector "Comercio al por menor, restaurantes y hoteles", se presenta altamente dependiente de la deuda bancaria local, mientras que "Comercio al por mayor" presenta una mayor variedad en sus fuentes de financiamiento, utilizando, además de la deuda local bancaria en pesos y en dólares, deuda bonos local y externa y en menor medida deuda externa bancaria (gráfico 5).

Finalmente, destaca la variedad que se observa en la composición de la deuda de los subsectores que componen el sector SBIF 9 Manufactura¹⁹. En un extremo se puede mencionar "Industria del papel, imprentas y editoriales" que utiliza diversas fuentes de financiamiento, entre las que destaca deuda local y externa bonos, mientras por otro lado tenemos subsectores como "Industria textil y del cuero" y "Otras industrias manufactureras" que concentran sus fuentes de financiamiento en la banca local.

IV. CONCLUSIONES Y TRABAJO FUTURO

Este documento presenta la evolución del endeudamiento de empresas chilenas y sus fuentes de financiamiento a través de sectores económicos. A nivel agregado se observa cierta estabilidad en la composición de las fuentes de financiamiento entre los años 2009 y 2012. Sin embargo, en una apertura sectorial se revela heterogeneidad en la distribución de las fuentes. En un

¹⁸ Esta última es explicada por las obligaciones garantizadas comentadas anteriormente (ver Nota al pie N° 12).

¹⁹ Los subsectores que componen Manufactura son todos aquellos ubicados a la derecha del subsector "Servicios comunales y personales" en el gráfico 6.

análisis a nivel de nueve sectores se puede ver que los sectores habitualmente clasificados como transables (Agricultura, Minería y Manufactura) son los que presentan el mayor uso de deuda en dólares. Los sectores Agricultura y Construcción presentan una alta dependencia de la banca local, a diferencia de EGA y Minería que presentan diversidad en sus fuentes de financiamiento. El impacto de esta diversificación en el costo de la deuda y la correlación con el ingreso por sectores es una potencial línea de trabajo a futuro.

Cuando se realiza el análisis del endeudamiento, escalado por ventas anuales, el indicador permanece estable en casi todos los sectores a excepción de Minería y Construcción. Mientras en el primero la deuda sobre ventas ha ido en alza, en el segundo se observa un alza puntual en el indicador durante el 2009. Estas diferencias entre sectores pueden estar determinadas por el plazo requerido para producir en cada rubro, y cómo este plazo puede afectar la rigidez de un sector para responder ante un cambio en la demanda final. El impacto de estos plazos en el comportamiento de pago de deuda por sector es otra línea de investigación que puede ser abordada a futuro.

Finalmente, en muchos casos las conclusiones anteriores se confirman al desagregar el análisis anterior a nivel de veintidós sectores²⁰. No obstante, como se mencionó en el texto, existe una fuente de información que no presenta el detalle de la deuda a nivel de RUT. Un trabajo a futuro es ver la posibilidad de desagregar la deuda local a este nivel, de tal forma de poder analizar la deuda total por empresa y realizar una clasificación con el mismo criterio.

²⁰ Se debe tener presente que mientras mayor es el detalle sectorial, más fuerte es el supuesto de concordancia en la homologación de clasificación SBIF y CAE. Lo anterior cobra especial relevancia en el caso de la deuda bancaria local, cuya clasificación puede estar afectada a criterios que difieran puntualmente de los utilizados en el BCCh.



REFERENCIAS



Banco Central de Chile (2013a). *Informe de Estabilidad Financiera*, segundo semestre 2013.

Banco Central de Chile (2013b). *Informe de Política Monetaria*, marzo.

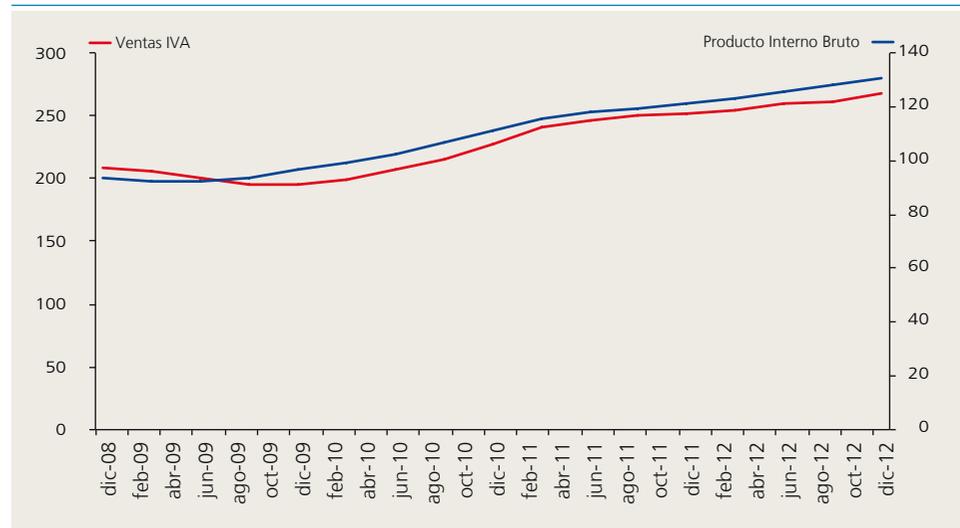
APÉNDICE A

COMPARACIÓN VENTAS IVA Y PIB

Gráfico A1

Comparación ventas IVA y PIB

(billones de pesos corrientes)



Fuente: Elaboración propia en base a SII y Banco Central de Chile.

Nota: Las Ventas IVA (Formulario 29) corresponden a las ventas acumuladas en doce meses a cada fecha.



APÉNDICE B

HOMOLOGACIÓN DE SECTORES ECONÓMICOS SBIF 9, SBIF 22 Y CAE 80

CUADRO B1

Homologación de sectores económicos SBIF 9, SBIF 22 y CAE 80

SBIF 9	SBIF 22	CAE 80
Agricultura, ganadería, silvicultura, infraestructura predial, pesca	Agricultura y ganadería excepto fruticultura	Agricultura Ganadería
	Fruticultura	Fruticultura
	Pesca	Pesca
	Silvicultura y extracción de madera	Silvicultura
Comercio	Comercio al por mayor	Comercio
	Comercio al por menor, restaurantes y hoteles	Hoteles Restaurantes
Construcción	Construcción de viviendas	Construcción
	Otras obras y construcciones	Construcción
Electricidad, gas y agua	Electricidad, gas y agua	Agua Electricidad Gas
Establecimientos financieros, seguros, bienes inmuebles y servicios	Bienes inmuebles y servicios prestados a empresas	Activ. inmobiliarias Alquiler maq. y equipo Informática y conexas Serv. a empresas n.e. Servicios agrícolas
	Establecimientos financieros y de seguros	Act. financieras Otras actv. financieras Seguros
Explotación de minas y canteras	Explotación de minas y canteras	Carbón Cobre Hierro Minería no metálica Otros minerales
	Producción de petróleo crudo y gas natural	Petróleo
Servicios comunales, sociales y personales	Servicios comunales, sociales y personales	Administración pública Educación privada Educación pública Salud privada Salud pública Serv. esparcimiento Serv. sociales y otros

SBIF 9	SBIF 22	CAE 80
Industria manufacturera	Comunicaciones	Comunicaciones
	Transporte y almacenamiento	Caminero carga
		Conexas transporte
		Otro transp.terrestre
		Transporte aéreo
		Transporte ferroviario
	Fabricación de productos minerales metálicos y no metálicos, maquinarias y equipos	Transporte marítimo
		Básicas no ferrosas
		Hierro y acero
		Maq. y equipo general
No metálicos n.c.p.		
Industria de la madera y muebles	Prod. metálicos	
	Vidrio	
Industria manufacturera	Industria de productos alimenticios, bebidas y tabacos	Maderas
		Muebles
		Aceites
		Agro conservas
		Alimenticios diversos
		Alimentos p/animales
		Azúcar
		Cervezas
		Confites
		Fideos y pastas
		Gaseosas
		Ind. Pesquera
		Lácteos
		Mataderos
		Molinería
Panaderías		
Industria de productos químicos derivados del petróleo, carbón, caucho y plástico	Tabaco	
	Vinos	
	Caucho	
	Combustible	
Industria del papel, imprentas y editoriales	Otros químicos	
	Plástico	
	Químicas básicas	
Industria textil y del cuero	Imprentas	
	Papel	
	Calzados	
	Cueros	
Otras industrias manufactureras	Textiles	
	Vestuario	
	Alcohol	
	Manufactureras n.c.p.	
	Material de transporte	

Barra celeste: Sector separado en CAE 12
 Barra gris: Sector separado solo en SBIF 22

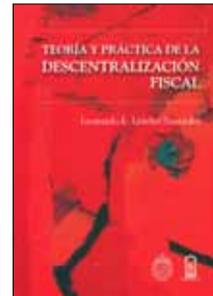


REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "TEORÍA Y PRÁCTICA DE LA DESCENTRALIZACIÓN FISCAL"

de Leonardo E. Letelier Saavedra

Ediciones Universidad Católica de Chile, 2012



Giorgio Brosio*

El libro de Letelier es un gran logro: en pocas páginas presenta una ilustración actualizada de la teoría del federalismo fiscal, que abarca la mayor parte de los aportes recientes y una serie de interesantes temas y visiones. Al mismo tiempo ilustra, con constantes referencias a la teoría, las instituciones y las experiencias de federalismo fiscal en Canadá, Estados Unidos y varios países de América Latina y de Europa, oriental y occidental. El resultado es un libro preciso, de fácil lectura, dirigido a un público amplio que incluye, además de estudiantes y académicos, a expertos nacionales e internacionales y a diferentes actores de los procesos de descentralización.

Parte con un capítulo sobre los costos y beneficios de la descentralización, seguido de otro capítulo analítico sobre la evolución de la teoría del federalismo fiscal, construida básicamente sobre la oposición entre modelos de primera y segunda generación. Ambas generaciones se diferencian entre sí en la importancia que asigna la segunda al tema de los incentivos. Mientras los modelos de primera generación suponían que a los políticos los movía el interés público, los de segunda se basan en la noción —más realista— de que a los políticos los motivan sus propios objetivos, tales como la reelección, una carrera en otras esferas del Estado, o incluso su beneficio personal.

El tercer capítulo revisa estudios empíricos dedicados a verificar el impacto de la descentralización en términos de los resultados efectivos de las políticas. La educación, la salud, el crecimiento, la corrupción y el equilibrio fiscal son las áreas principales. Los resultados e indicaciones de esta literatura, sin embargo, no son concluyentes, como sugiere el autor, y a veces contradictorios, reflejo de los distintos objetivos que se asocian a la descentralización, y del carácter muy específico con que se definen los logros o la falta de ellos. Por encima de todo, las instituciones políticas y constitucionales de cada país son un factor determinante del éxito de la descentralización. Esto queda muy claro en el caso de la corrupción. Ante la ausencia de, entre otras cosas, instituciones políticas sanas y medios de comunicación independientes, la descentralización conducirá con toda probabilidad a una mayor difusión de las prácticas corruptas.

Más aun, y este es un punto esencial muy desatendido en la literatura, incluso si la descentralización tiene en general la capacidad de mejorar el efecto de las políticas, no asegura que más centralización traerá políticas más eficaces. En otras palabras, puede que exista un nivel óptimo de descentralización para cada país, dependiendo del contexto en el que se aplique.

Podemos suponer, por ejemplo, que si Chile avanza en la descentralización, podrá mejorar su gobernabilidad. Al mismo tiempo, es muy posible que el país se beneficie más dando pasos graduales para eliminar los principales obstáculos a la autonomía y responsabilidad local que si pasa de un salto desde su actual esquema centralizado a un sistema federal hecho y derecho. Este es un aspecto que un trabajo empírico por lo general no puede captar,

* *Università degli Studi di Torino, Italia. E-mail: giorgio.brosio@unito.it*

ya que su enfoque habitual es correlacionar los resultados de las políticas con algún índice de descentralización, dando a entender que mientras más se descentralice un país, mejores serán sus políticas, lo que claramente no está garantizado, y que puede explicar los vagos resultados de esta literatura.

El libro de Letelier procede luego a analizar tres elementos básicos de la descentralización desde el punto de vista de los ingresos. Estos se refieren a si los gobiernos locales se financian con impuestos propios, con transferencias, o con deuda. Los tres instrumentos están estrictamente relacionados entre sí. Por ejemplo, una mayor dependencia de los impuestos requiere más transferencias con fines de igualación. Más impuestos propios reducen la necesidad de endeudamiento. Más importante aún —como subraya Letelier repetidamente—, la forma en que se estructura el sistema de ingresos de los gobiernos locales es crucial para asegurar la responsabilidad fiscal y, al fin y al cabo, el éxito de la descentralización.

El libro concluye con dos capítulos generales. El penúltimo trata de la búsqueda de la estructura óptima de un gobierno local en términos del número de niveles del gobierno y cuántas unidades contiene cada nivel. Esta es una decisión que depende de varios factores, tales como economías de escala, necesidades de coordinación, y el rango de funciones que se asignen a los niveles subnacionales y la demanda por autonomía local. Aquí tampoco hay un modelo óptimo, y cada país individual experimenta con diferentes enfoques. El capítulo incluye un interesante catastro de procesos de descentralización desde una perspectiva estructural.

El último capítulo es el más original, pues se basa en investigación realizada por el propio autor. Letelier intenta identificar los factores que determinan el grado de descentralización que han alcanzado varios países. Lo primero que surge es que el grado de descentralización está asociado al nivel de desarrollo económico de cada país. Los países ricos tienden a ser más descentralizados que los países pobres. Esto puede deberse, como sugiere el autor, a que la descentralización puede ser costosa, al menos al principio, pues se pierden economías de escala. También puede deberse, como sugiere parte de la literatura, a que los países industrializados también tienen mejores instituciones políticas. De hecho, esta es una de las razones por las que son ricos. Al mismo tiempo, las buenas instituciones políticas permiten funcionar mejor a los sistemas descentralizados de gobierno, como se sugirió anteriormente.

En conclusión, es un libro muy valioso. No solo ilustra y explica las instituciones y los temas asociados a la descentralización, sino que además estimula al lector a hacer su propia evaluación con la ayuda de una sólida masa de evidencia institucional y empírica.



REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2014

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

*Cavallo, A., E. Cavallo y R. Rigobon (2013). "Prices and Supply Disruptions during Natural Disasters". NBER Working Paper N°19474.

Jacome, L. (2013). "Políticas Macroprudenciales en la América Latina: Fundamentos Institucionales". *El Trimestre Económico* 80(4): 723–70.

Pardo, C. (2013). "Entrepreneurial Risk Aversion, Net Worth Effects and Real Fluctuations". *Review of Financial Economics* 22(4): 158–68.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

Alba, J., W. Chia y Z. Su (2013). "Oil Shocks and Monetary Policy Rules in Emerging Economies". *Applied Economics* 45(34-36): 4971–84.

*Bahmani-Oskooee, M., H. Harvey y S. Hegerty (2014). "Industry Trade and Exchange-Rate Fluctuations: Evidence from the U.S. and Chile". *International Review of Economics and Finance* 29: 619–26.

Liu, B. y S. Devadoss (2013). "Effects of Trade Diversion and Trade Creation of MERCOSUR on U.S. and World Apple Markets". *Applied Economics* 45(31-33): 4474–86.

Zamora, A. y O. Pedraza (2013). "International Transport as a Competitive Factor in Foreign Trade". *Journal of Economics, Finance and Administrative Science* 18(35): 108–18.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Antonakakis, N. y J. Darby (2013). "Forecasting Volatility in Developing Countries' Nominal Exchange Returns". *Applied Financial Economics* 23(19-21): 1675–91.

*Pino, G. e I. Araya (2013). "Impact of the Heterogeneity in Market Power on the Relationship between Risk Taking and Competition: Case of the Chilean Banking Sector". *Emerging Markets Finance and Trade* 49(4): 98–112.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

Arias, M., M. Atienza y J. Cademartori (2014). "Large Mining Enterprises and Regional Development in Chile: Between the Enclave and Cluster". *Journal of Economic Geography* 14(1): 73–95.

Ayala, A., J. Cuñado y L. Gil-Alana (2013). "Real Convergence: Empirical Evidence for Latin America". *Applied Economics* 45(22): 3220-9.

*Melo, O., A. Engler L. Nahuehual, G. Cofré y J. Barrena (2014). "Do Sanitary, Phytosanitary, and Quality-Related Standards Affect International Trade? Evidence from Chilean Fruit Exports". *World Development* 54: 350–59.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Bravo-Ortega, C., N. Eterovic y V. Paredes (2014). "What Do Women Want? Female Suffrage and the Size of Government". Documento de Trabajo N°386, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Bucheli, M. y E. Salvaj (2013). "Reputation and Political Legitimacy: ITT in Chile, 1927-1972". *Business History Review* 87(4): 729–55.

Gallego, F., J. Montero y C. Salas (2013). "The Effect of Transport Policies on Car Use: Evidence from Latin American Cities". *Journal of Public Economics* 107: 47–62.

Parada-Contzen, M. A. Riquelme-Won y F. Vasquez-Lavin (2013). "The Value of a Statistical Life in Chile". *Empirical Economics* 45(3): 1073–87.

*Pincheira, P. (2013). "A Bunch of Models, a Bunch of Nulls and Inference about Predictive Ability". *Romanian Journal of Economic Forecasting* 16(3): 26–43.

Saens, R. y G. Lobos (2013). "Elasticidad Precio de la Demanda por Autopistas Interurbanas en Chile". *Lecturas de Economía* 0(79): 143–70.



RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Cavallo, A., E. Cavallo y R. Rigobon (2013). "Prices and Supply Disruptions during Natural Disasters". NBER Working Paper N°19474.

We study the daily behavior of supermarket prices and product availability following two recent natural disasters: the 2010 earthquake in Chile and the 2011 earthquake in Japan. In both cases there was an immediate and persistent effect on product availability. The number of goods available for sale fell 32% in Chile and 17% in Japan from the day of the disaster to its lowest point, which occurred 61 and 18 days after the earthquakes, respectively. Product availability recovered slowly, and a significant share of goods remained out of stock after six months. By contrast, prices were stable for months, even for goods that were experiencing severe shortages. These trends are present at all levels of aggregation, but there is heterogeneity across categories. We further look at the frequency and magnitudes of price changes in both countries and find that the results in Chile are consistent with pricing models where retailers have fear of "customer anger". In Japan the evidence suggests a bigger role for supply disruptions that restricted the ability of retailers to re-stock goods after the earthquake.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Bahmani-Oskooee, M., H. Harvey y S. Hegerty (2014). "Industry Trade and Exchange-Rate Fluctuations: Evidence from the U.S. and Chile". *International Review of Economics and Finance* 29: 619–26.

In recent years, research on the effects of currency movements on trade has used disaggregated data and error-correction and cointegration models. The resulting short-run and long-run estimates can be used to isolate not only specific industry responses, but also dynamic effects such as the "J curve." This study examines the United States' trade balance with Chile, both at the aggregate level and for 49 individual industries. Of the 40 cointegrated industries, only ten improve in the long run after a depreciation, and only nine exhibit the temporary deterioration and eventual improvement typical of a "J curve." We find that most effects concentrated among certain manufactures, with agricultural products and raw materials responding less to currency movements than do other commodities.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Pino, G. e I. Araya (2013). "Impact of the Heterogeneity in Market Power on the Relationship between Risk Taking and Competition: Case of the Chilean Banking Sector". *Emerging Markets Finance and Trade* 49(4): 98–112.

Until the end of the 1990s, the existence of a negative relationship between banking competition and stability was generally accepted in the economic literature. Since then, a new point of view has emerged questioning this relationship and instead argues about the existence of a positive

relationship between these two variables. This paper studies the impact of the heterogeneity in market power on this relationship through the case of the Chilean banking sector. The results indicate that this kind of heterogeneity can play an important role in the relationship between risk taking and competition.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

*Melo, O., A. Engler L. Nahuehual, G. Cofré y J. Barrena (2014). "Do Sanitary, Phytosanitary, and Quality-Related Standards Affect International Trade? Evidence from Chilean Fruit Exports". *World Development* 54: 350–59.

Increasing awareness of food safety issues has brought a boost in sanitary and phytosanitary regulations and standards. Although it is likely that these regulations have increased health and welfare in the countries that impose them, they may also have an important effect in exporting countries, affecting especially small producers in developing countries. Other papers have found that individual quantitative measures of regulatory stringency have an impact on trade, but none has looked into broader SPS regulation stringency indicators. Through a survey that asked Chilean fresh fruit exporters to evaluate the stringency for 16 countries and four fresh fruits, we create an index that incorporates several aspects of SPS regulation. Our estimations suggest that, on average, quality standards and packaging and labeling issues are considered the most stringent. We also estimate a gravity model and find that SPS regulatory stringency, measured by this broad index, has a negative and significant effect on traded volume.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Pincheira, P. (2013). "A Bunch of Models, a Bunch of Nulls and Inference about Predictive Ability". *Romanian Journal of Economic Forecasting* 16(3): 26–43.

Inference about predictive ability is usually carried-out in the form of pairwise comparisons between two forecasting methods. Nevertheless, some interesting questions are concerned with families of models and not just with a couple of forecasting strategies. For instance: Are time-series models more accurate than economic models to predict inflation? In this family-wise context it is not clear if the methods developed to analyze two models will be useful. We address this problem by presenting a simple methodology to test the null hypothesis of equal predictive ability between two families of forecasting methods. Our approach builds on the reality check presented by White. We illustrate our results comparing the ability of two families of models to predict inflation in Chile, the U.S., Sweden and Mexico.

PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales. (Publicación anual desde 1997 a 2003, discontinuada a partir de 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. (Desde la edición 2012 solo en versión digital).
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 17.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. (Desde la edición de julio del 2013 solo en versión digital).
- 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.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2008-2011. Publicación anual. (Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital).
- 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. Desde la edición 2012, solo en versión digital).
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 46.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 708.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Noviembre 2011.
- Economic and Financial Report. (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 103.
- 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. 2012. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2012. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Gestión de Sistemas de Pagos de Alto Valor del Banco Central Chile. 2012. (Edición en español y en inglés, disponibles solo en versión digital).
- Guía de Estilo en Inglés. 2001.
- Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos. Noviembre 2009.
- Indicadores de Comercio Exterior. (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004. Desde la edición del segundo trimestre del 2013 solo en versión digital).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. (Edición en español y en inglés).
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales de Chile 1980-2010. 2012. (Disponible solo en versión digital).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. (Edición en español e inglés. Disponible solo en versión digital).
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario. (Edición en español. (Desde el 2013, disponible solo en versión digital).
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Informe de Percepciones de Negocios. 2013. (Edición semestral en español disponible solo en versión digital).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- 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).
- Investigación al Día. 2012. (Edición trimestral en español disponible solo en versión digital).
- 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. (Edición en español y en inglés).
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006 (Disponible solo en versión digital).
- 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. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.
- Nueva Familia de Billetes para Chile. 2013. Edición bilingüe español-inglés.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. (Edición 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 versión digital).
- 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, con el nombre de Estudios Económicos Estadísticos).
- Series Monetarias. 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.
- Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. (Edición en español e inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. (Desde la edición 2012, solo en versión digital).

**Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:
Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 26702888.**

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:

www.bcentral.cl/books/serie.htm

bcch@bcentral.cl

Teléfono: (562) 2670-2888

Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

Fiscal Policy and Macroeconomic Performance

Luis Felipe Céspedes, Jorde Galí, eds.

"Can fiscal policy get us quickly out of Great Recessions like the one we just had? Should we aggressively use fiscal stimuli or be prudent? How and how quickly do we reduce large deficits? What are the long run costs of large debts? These are some of the fundamental questions that this volume discusses with breath of coverage and depth of analysis. A first rate group of contributors deliver an essential reading for those interested in the fundamental theoretical and empirical issues in public finance".

Alberto Alesina, Harvard University.

Tapa dura, 466 pp. Ch\$15.000, US\$40.

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 recurrence. 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.

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 por vía electrónica a rec@bcentral.cl. También se invita a enviar comentarios sobre 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 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 por vía electrónica 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 VIO U.

DIAGRAMACIÓN: MARU MAZZINI

IMPRESIÓN: QUADGRAPHICS CHILE S.A.

<http://www.bcentral.cl/estudios/revista-economia/>



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA Abril 2014 volumen 17 N.º1