

# ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2018 volumen 21 N.º 3

---

## ARTÍCULOS

### **El mapa de la descentralización fiscal en Chile**

Leonardo Letelier S. / Héctor Ormeño C.

### **Análisis descriptivo de las tasas de accidentabilidad laboral en Chile (2012-2016)**

Óscar Arias R. / Isabel Poblete H.

### **Análisis de los coeficientes beta: evidencia en el mercado de activos chileno**

Antonio Terceño / María Glòria Barberà-Mariné / Yanina Laumann

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

### **PIB minero y no minero**

Miguel Fuentes D. / Jorge Fornero / Hernán Rubio H.

### **Caracterización de la migración reciente en Chile**

Rosario Aldunate D. / Gabriela Contreras M. / Claudia de la Huerta F. / Matías Tapia G.

## REVISIÓN DE LIBROS

*The Curse Of Cash*

*Kenneth S. Rogoff*

Michael Pedersen

## 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 de División de 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**

Álvaro Aguirre (Banco Central de Chile)  
Gonzalo Castex (Banco Central de Chile)  
Diego Saravia (Banco Central de Chile)

#### **EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN**

Ernesto Pastén (Banco Central de Chile)  
Michael Pedersen (Banco Central de Chile)  
Lucciano Villacorta (Banco Central de Chile)

#### **EDITOR DE PUBLICACIONES**

Diego Huerta (Banco Central de Chile)

#### **COMITÉ EDITORIAL**

Roberto Chang (Rutgers University)  
Kevin Cowan (Comisión para el Mercado Financiero)  
José De Gregorio (Universidad de Chile)  
Eduardo Engel (Universidad de Chile)  
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)  
Luis Óscar Herrera (BTG Pactual)  
Felipe Morandé (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico)  
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)  
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)  
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)  
Ernesto Talvi (Centro de Estudios de la Realidad Económica y Social)  
Rodrigo Valdés (Pontificia Universidad Católica de Chile)  
Rodrigo Vergara (Centro de Estudios Públicos)

#### **EDITOR ASISTENTE**

Diego Huerta (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 este 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.

ISSN 0717-3830

# ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2018 volumen 21 N.º 3

---

## ÍNDICE

<b>RESÚMENES</b>	<b>2</b>
<b>ABSTRACTS</b>	<b>3</b>
<b>ARTÍCULOS</b>	
<b>El mapa de la descentralización fiscal en Chile</b> Leonardo Letelier S. / Héctor Ormeño C.	4
<b>Análisis descriptivo de las tasas de accidentabilidad     laboral en Chile (2012-2016)</b> Óscar Arias R. / Isabel Poblete H.	42
<b>Análisis de los coeficientes beta: evidencia en el mercado     de activos chileno</b> Antonio Terceño / María Glòria Barberà-Mariné / Yanina Laumann	76
<b>NOTAS DE INVESTIGACIÓN</b>	
<b>PIB minero y no minero</b> Miguel Fuentes D. / Jorge Fornero / Hernán Rubio H.	94
<b>Caracterización de la migración reciente en Chile</b> Rosario Aldunate D. / Gabriela Contreras M. / Claudia de la Huerta F. / Matías Tapia G.	110
<b>REVISIÓN DE LIBROS</b>	
<b>THE CURSE OF CASH</b> <b>Kenneth S. Rogoff</b> Michael Pedersen	124
<b>REVISIÓN DE PUBLICACIONES</b>	
Catastro de publicaciones recientes	130
Resúmenes de artículos seleccionados	133



## RESÚMENES

### EL MAPA DE LA DESCENTRALIZACIÓN FISCAL EN CHILE

Leonardo Letelier S. / Héctor Ormeño C.

A partir de una propuesta de Boex y Simatupang (2008), esta investigación estima un indicador de “empoderamiento fiscal” municipal para Chile (EF), que combina un índice de autonomía fiscal con una medición del grado de control de los residentes sobre el gasto municipal (voice). La principal conclusión indica que la autonomía fiscal municipal se ve afectada significativamente por factores determinísticos cuya relevancia invita a perfeccionar el modelo existente de igualación fiscal municipal, FCM. Respecto del grado de “voice” de los residentes, este posee un impacto superior al 20 por ciento en el valor promedio del EF, lo cual sugiere un camino de fortalecimiento de la democracia local.

---

### ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LAS TASAS DE ACCIDENTABILIDAD LABORAL EN CHILE (2012-2016)

Óscar Arias R. / Isabel Poblete H.

La tasa de accidentes del trabajo en Chile se ha reducido en el último tiempo, especialmente a partir del 2012. Este trabajo realiza un análisis descriptivo de la accidentabilidad laboral en Chile para el período 2012-2016. Con información del Sistema Nacional de Información de Seguridad y Salud en el Trabajo (Sisesat) y del Seguro de Cesantía se construyen tasas de accidentabilidad según sexo, edad, tipo de contrato, tamaño del empleador, sector económico y gravedad del accidente. Se comparan los resultados chilenos con los de otras economías para cada ámbito revisado y se concluye destacando grupos prioritarios para las políticas de seguridad y salud en el trabajo: trabajadores hombres, entre 18 y 24 años, aquellos con contratos temporales y quienes se desempeñan en sectores de industrias manufactureras metálicas, transporte, almacenamiento y comunicaciones, industrias manufactureras no metálicas, hoteles y restaurantes, construcción, agricultura, ganadería, caza y silvicultura, y pesca.

---

### ANÁLISIS DE LOS COEFICIENTES BETA. EVIDENCIA EN EL MERCADO DE ACTIVOS CHILENO

Antonio Terceño / M. Glòria Barberà-Mariné / Yanina Laumann

Este trabajo estima el riesgo sistemático medido por el coeficiente beta del modelo de mercado, aplicando el método de regresión fuzzy lineal de Tanaka e Ishibuchi (1992) mejorado con el método de detección de *outliers* de Hung y Yang (2006). Las estimaciones se realizan para los índices sectoriales y acciones del mercado chileno. Se recurre a la metodología fuzzy porque no se utiliza un valor cierto como observación de la rentabilidad de los activos, sino que esta se expresa a través de un intervalo de confianza cuyos extremos representan la rentabilidad mínima y máxima.

Con el objetivo de analizar las estimaciones fuzzy del riesgo, comparamos, en primer lugar, los resultados obtenidos con el método de regresión fuzzy lineal y con el método de regresión por MCO. Luego contrastamos si los resultados empíricos de la teoría tradicional de carteras, referente al efecto del número de títulos y de la longitud del período de estimación sobre la estabilidad de beta, se verifican en estas estimaciones.

---

## ABSTRACTS

### THE MAP OF FISCAL DECENTRALIZATION IN CHILE

Leonardo Letelier S. / Héctor Ormeño C.

Based upon a proposal by Boex y Simatupang (2008), this research estimates an indicator of municipal "fiscal empowerment" in Chile (EF), which combines a fiscal autonomy index with a measurement of the degree of control made by local residents over the municipal expenditure (voice). Our main conclusion indicates that municipal fiscal autonomy is significantly affected by deterministic factors whose relevance invites to perfecting the existing model of municipal fiscal equalization, FCM. Regarding the degree of residents' voice, this explains close to 20 percent in the average value of EF, which suggests a way for further strengthening local democracy.

### DESCRIPTIVE ANALYSIS OF ACCIDENT RATES IN THE WORKPLACE IN CHILE, 2012-2016

Óscar Arias R. / Isabel Poblete H.

Chile's rate of accidents in the workplace has declined in recent times, especially since 2012. This work makes a descriptive analysis of work accident propensity in Chile for the period 2012-2016. Using data from the National Occupational Health and Safety Information System (Sisesat) and the Unemployment Insurance, accident rates are constructed according to gender, age, type of contract, employer size, economic sector and severity of the accident. Chilean results are compared with those of other economies for each reviewed area and it is concluded by singling out priority groups for policies on safety and health at the workplace: male workers, the 18-to-24 age group, those with temporary contracts, and those working in metal manufacturing, transportation, storage and communications, non-metallic manufacturing, hotels and restaurants, construction, agriculture, livestock, hunting and forestry, and fishery.

### ANALYSIS OF BETA COEFFICIENTS – EVIDENCE FROM THE CHILEAN ASSETS MARKET

Antonio Terceño / M. Glòria Barberà-Mariné / Yanina Laumann

This paper estimates the systematic risk measured by the beta coefficient of the market model applying the fuzzy linear regression method of Tanaka and Ishibuchi (1992) upgraded with the outlier detection method of Hung and Yang (2006). The estimates are made for the sectoral indices and actions of the Chilean market. The fuzzy methodology is used because a given value is not used as an observation of asset profitability, but rather it is expressed via a confidence interval where the extremes represent the minimum and maximum profitability of the assets.

In order to analyze fuzzy risk estimates, we first compare the results obtained with the linear fuzzy regression method and the OLS regression method. We then test whether the empirical results of the traditional portfolio theory regarding the effect of the number of assets and the length of the estimation period on the stability of beta, are confirmed in these estimates.



---

## EL MAPA DE LA DESCENTRALIZACIÓN FISCAL EN CHILE\*

Leonardo Letelier S.\*\*  
Héctor Ormeño C.\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

El concepto de “descentralización” ha sido usualmente asociado a una dimensión específica de la modernización del Estado, cuyo mecanismo de acción se expresa a través de una mayor autonomía de los gobiernos subnacionales y de un más estricto control del Estado por parte de los propios beneficiarios. Se argumenta que Chile es un país muy centralizado (OCDE, 2009), y que ello sería un obstáculo para su desarrollo de largo plazo. Nuestra hipótesis central es que, si bien la descentralización política y administrativa es igual para todas las regiones y municipios de Chile, lo cual se entiende en el marco de la definición de un país unitario, el grado de descentralización fiscal exhibe diferencias entre municipios, lo cual se ve reflejado en una alta heterogeneidad intermunicipal tanto en el grado de rendición de cuentas de los gobiernos locales, como en su capacidad para decidir autónomamente sobre sus recursos propios. Este trabajo tiene por objetivo medir la descentralización fiscal a nivel municipal, lo cual es realizado mediante la estimación de un indicador previamente utilizado en una comparación entre países por Boex y Simatupang (B&S, 2008) adaptado al caso municipal chileno.

El debate académico en torno a la descentralización distingue tres conceptos paralelos. Estos son: la desconcentración política, administrativa, y fiscal. La llamada descentralización política (*DP*), dice relación con el grado de autonomía de los gobiernos subnacionales para elegir autoridades propias mediante el voto y/o la participación en las decisiones colectivas de la comunidad. La descentralización administrativa (*DA*) por su parte, supone la transferencia de responsabilidades en la planeación, financiamiento y gestión de ciertas funciones de gobierno sin que ello implique necesariamente más recursos. Finalmente, la descentralización fiscal (*DF*), sobre la cual versa este trabajo, supone la concesión de mayor autonomía en el gasto y la capacidad de generar recursos propios de los niveles descentralizados de gobierno. Las obvias dificultades para generar una *proxy* de *DP* y/o *DA*, han dado lugar al uso de variables discretas que identifican tipos de gobierno según el grado de autonomía subnacional, los cuales suelen ser indicadores parciales de aquello que se pretende medir. Es en la esfera fiscal, sin embargo, que las mediciones desarrolladas han logrado mayor grado de

---

\* “Este estudio forma parte del Fondecyt (Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico), N° 1171464, el cual es financiado por Conicyt (Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica de Chile)”.

\*\* Instituto de Asuntos Públicos, Universidad de Chile. E-mails: lletelie@iap.uchile.cl; hector.ormenoc@gmail.com

precisión a partir de datos de gasto e ingreso de las entidades subnacionales. Las dos fuentes más utilizadas para tal efecto son los indicadores construidos a partir de las Estadísticas Fiscales del Fondo Monetario Internacional (GFS), y aquellas producidas por la OCDE para sus países miembros.

No obstante las comparaciones internacionales referidas, un desafío metodológico pendiente consiste en medir el grado de descentralización y reflexionar sobre los mecanismos de igualación territorial al interior de un país específico. Por una parte, cabe reconocer que la autonomía fiscal posee diversas dimensiones, muchas de las cuales son difíciles de sintetizar en una métrica única. Por la otra, es razonable suponer que a nivel nacional coexistan realidades diversas, tanto en el grado de disponibilidad de recursos locales susceptibles de utilizar en razón de las preferencias de la comunidad, como también respecto del grado de control que esta misma comunidad puede ejercer sobre su uso. El aporte de este trabajo se focaliza en la medición de lo que llamaremos empoderamiento fiscal (*EF*) a nivel municipal en Chile y, complementariamente, en un intento por explicar las diferencias entre municipios y entre regiones. A la luz de lo mencionado, nuestra definición de *EF* considera dos componentes: uno propiamente fiscal, expresado en los recursos municipales efectivamente disponibles para ser utilizados, y otro basado en el concepto de “rendición de cuentas” de la autoridad local frente a sus electores, lo cual sintetiza el grado de control de estos sobre el gasto municipal realizado.

El resto del trabajo está organizado como sigue. La sección II aborda el concepto de *DF* y su vinculación con aquello que llamaremos empoderamiento fiscal (*EF*). La sección III describe la realidad institucional vigente en Chile. La estimación de nuestra métrica de descentralización y empoderamiento fiscal se aborda en la sección IV. Los factores explicativos y los hechos estilizados de los indicadores obtenidos son analizados en la sección V. Las implicancias de política se discuten en la sección VI y finalmente, la sección VII resume las conclusiones.

## II. CONCEPTO DE DESCENTRALIZACIÓN FISCAL EN LA LITERATURA

Al menos desde inicios de los años noventa, el concepto de Descentralización Fiscal (*DF*) se ha transformado en un tópico obligado en la literatura académica sobre finanzas públicas. Por una parte, diversos razonamientos teóricos se han desarrollado en torno a la hipótesis de que un mayor grado de *DF* es conducente a un estado más eficiente, capaz de generar bienes y servicios públicos de mejor calidad sin que ello necesariamente implique comprometer más recursos públicos. La idea original es al menos parcialmente atribuible a los aportes de John Stuart Mill y Alexis Tocqueville, para quienes la descentralización del Estado permitía fortalecer la democracia. Desarrollos académicos más recientes han destacado el papel de la descentralización como un medio de mejorar el aprovechamiento de la información (von Hayek, 1945), de ajustar la demanda con la oferta de bienes públicos locales (Oates, 1972), de promover la innovación en el desarrollo de las políticas públicas (Donahue, 1997), de generar competencia



entre jurisdicciones independientes (Tiebout, 1956; Brennan y Buchanan, 1980; Breton, 1998), y de fortalecer la rendición de cuentas del gobierno respecto de su comunidad (Seabright, 1996), entre otros argumentos. Esta misma literatura teórica ha consignado también ciertos peligros de la descentralización (Prud'homme, 1995; Treisman, 2007), y ha sido el punto de partida de una extensa agenda de investigación destinada a explorar empíricamente las hipótesis referidas (Ahmad y Brosio, 2009; Letelier, 2012).

Cierta evidencia parece confirmar los potenciales efectos favorables de la *DF* sobre la calidad de la educación (Barankay y Lockhood, 2007; Busemeyer, 2008; Falch y Fischer, 2012, Letelier y Ormeño 2018), la inversión en infraestructura local (e.g. Kappeler et al., 2013), la calidad de la gestión en salud (Robalino et al., 2001; Soto et al., 2012), el equilibrio presupuestario (Shah, 2006; Asatryan et al., 2015) y el crecimiento (Akai et al., 2007, Ma y Mao, 2018), entre otros ámbitos. Sin embargo, un grupo importante de trabajos sugiere que el impacto sobre el crecimiento es incierto o nulo (Martinez-Vasquez y McNab, 2003, Thorton, 2009), que el efecto sobre el equilibrio presupuestario está condicionado por elementos institucionales propios de cada país (De Mello, 2000, 2005), y que si bien la mayor autonomía subnacional puede generar beneficios en ciertas áreas del desempeño local, esta sería conducente a grados superiores de inequidad inter territorial (Qiao, Y. et. al., 2008, Rodríguez-Pose y Ezcurra, 2009), por nombrar solo los trabajos más citados. No obstante esta controversia, la descentralización entendida como un fenómeno político, administrativo y fiscal, es una faceta de la modernización del Estado en la cual confluyen múltiples factores, y que suele intensificarse conforme el ingreso por habitante aumenta y se generan condiciones favorables para su desarrollo (sección V).

Siguiendo la propuesta de B&S (2008), tomaremos como referencia la definición de *DF* Bahl (2005), según la cual esta “supone el otorgamiento de poderes a las personas a través del otorgamiento de poderes a sus gobiernos locales”. Esta definición general exige, sin embargo, especificar qué debemos entender como “poderes de los gobiernos locales”, y “poderes de las personas” respectivamente. En esta misma línea, denominaremos a dicho concepto el “empoderamiento fiscal” municipal (*EF*). De lo anterior se sigue que el ámbito fiscal engloba dos elementos que deben abordarse en forma separada. El primero se refiere a la autonomía de cada jurisdicción para decidir sobre sus fuentes de ingreso (*poderes de los gobiernos locales*). Ello implica capacidad para definir la base gravable y las tasas aplicadas sobre la misma. Cualquiera sea dicha capacidad, esta admite grados diversos de autonomía. Típicamente, los países federales exhiben gran variedad de normativas específicas entre jurisdicciones, lo cual incluye tanto el nivel intermedio como el nivel local de gobierno. Si bien los países unitarios suelen tener normas comunes en el territorio, una administración tributaria centralizada y mediciones catastrales definidas y ejecutadas por el nivel nacional para todos los gobiernos locales, es común que estos últimos colaboren con la autoridad central y/o conserven cierta libertad para definir tasas y tarifas sobre ciertos impuestos. El segundo elemento se refiere a la autonomía en el uso de sus recursos. No obstante que los recursos propios — originados en impuestos locales— son en verdad de libre disponibilidad, existen

al menos dos factores que pueden reducir dicha autonomía. Uno de ellos es el hecho de que las transferencias desde niveles superiores de gobierno pueden tener un importante grado de condicionalidad, lo cual usualmente se entiende en el marco de una labor de agencia desarrollada por las jurisdicciones locales a partir de un mandato del nivel central (principal). Si bien funciones tales como la salud y/o la educación suelen administrarse en forma descentralizada, estas están usualmente financiadas con transferencias condicionadas desde el nivel central, y reguladas por un marco institucional nacional que suele conceder poca libertad de acción a las autoridades locales. A igualdad de recursos totales —suma de las transferencias más los ingresos propios— un mayor número de responsabilidades administrativas del tipo mencionado tiende a reducir la autonomía fiscal de la jurisdicción. En esta misma lógica, la propia composición de los gastos locales puede contener información relevante en torno a la autonomía fiscal de la entidad subnacional en cuestión. Así, por ejemplo, los gastos realizados en remuneraciones vinculadas a cargos de planta a escala municipal, cuya desvinculación exige un sumario administrativo, generan un compromiso de gasto difícilmente renunciabile en el corto plazo.

Los *poderes de las personas*, en la definición de Bahl, deben entenderse como la fortaleza relativa de la rendición de cuentas del mismo gobierno local respecto de los residentes. En este caso, ello está referido al uso de los recursos disponibles, los cuales corresponden a los ingresos de libre disponibilidad en la definición anterior. B&S (2008) denominan “voz” ( $v$ ) a dicha fortaleza, y ella depende de al menos tres factores. Primero, el valor de  $v$  será menor cuanto mayor sea el número de votantes residentes ( $R$ ). En el límite, si  $R$  fuese igual a 1, todo el impacto de la gestión local recaería sobre un individuo, y la rendición de cuentas del gobierno local sería máxima. Segundo, a mayor número de representantes locales elegidos por cada elector, mayor representatividad tendrá cada votante en las decisiones de la comunidad, y por lo tanto mayor será el valor de  $v$ . Tercero, las características de la propia comunidad pueden tener incidencia significativa en el valor de  $v$  (Alsop et al., 2006). En particular, debemos esperar que una comunidad más homogénea en sus preferencias sea capaz de generar un mandato político más claro, fortaleciendo las potenciales exigencias de los electores, y permitiendo así un mayor grado de rendición de cuentas.

### III. AUTONOMÍA FISCAL SUBNACIONAL EN CHILE

La actual división político administrativa vigente en Chile y las normas que definen las competencias y formas de financiamiento de los gobiernos subnacionales tienen su origen en las reformas implementadas a partir de la primera mitad de los setenta a nivel regional, a lo cual se suma el traspaso de los servicios de educación y salud primaria a la administración municipal a inicios de los ochenta. El papel así concedido a los municipios ha generado una extensa literatura empírica en torno a sus potenciales costos y beneficios (Parry, 1997; Kubal, 2006; Letelier y Ormeño, 2016), cuyo elemento central es la capacidad de los mismos de gestionar y financiar debidamente tales servicios sin desatender el conjunto de las restantes funciones locales definidas por ley.



En la actualidad, Chile está dividido en 16 regiones<sup>1</sup>, 54 provincias y 345 municipios, los cuales representan el nivel “local” de gobierno. La Constitución Política de la República de Chile establece que este es un país unitario, con una administración pública “descentralizada o desconcentrada”, lo cual supone la existencia de una administración pública única, a partir de la cual se pueden delegar funciones en favor de la administración regional o municipal. Desde el punto de vista fiscal, lo anterior se expresa en diversos elementos. El primero es que las regiones no poseen una ley de rentas propia, siendo los recursos que administran especificados en la propia Ley de Presupuestos de la Nación. A *contrario sensu*, el nivel municipal goza de “autonomía para la administración de sus finanzas” (Art. 112 de la Constitución), y posee una ley de rentas específica, lo cual —al menos potencialmente— concede a este nivel de gobierno un cierto nivel de autonomía fiscal. Un segundo elemento unificador, muy propio de países unitarios, es la homogeneidad de las competencias entre jurisdicciones. Si bien la Constitución también contempla la posibilidad de que el Estado delegue en las regiones ciertas funciones ministeriales en carácter permanente o transitorio (Art. 114), dicho mecanismo ha sido poco utilizado en la práctica. Una nueva ola de reformas pretende potenciar a las regiones y desvincular a los municipios de su papel en la salud y la educación. Sin embargo, la búsqueda de mayor equidad intermunicipal en el acceso a recursos de libre disponibilidad constituye un aspecto escasamente abordado en la literatura académica chilena.

La comparación a base de indicadores de *DF* entre países de la OCDE muestra que Chile tiene un nivel bajo de autonomía tributaria a nivel local. Los datos disponibles indican que solo 6,6% de la recaudación tributaria proviene del nivel municipal, sobre la cual los municipios ejercen escaso control. Para el promedio de los países de la OCDE, la recaudación local alcanza al 10,6%, siendo la discreción promedio del 60,1% de la base<sup>2</sup>. Por su parte, los datos más recientes del FMI<sup>3</sup> muestran que solo 8,46% del gasto consolidado del gobierno general es ejecutado a nivel subnacional, contra 26,7% de los países industrializados, y 15,15% entre los países unitarios latinoamericanos. Un indicador de la autonomía fiscal muy ilustrativo es el acceso de los gobiernos locales al crédito. Una vez más, Chile aparece casi como una excepción a la regla. Mientras en la mayor parte de los países unitarios de la OCDE, e incluso al interior de América Latina, los gobiernos locales pueden utilizar el crédito para financiar inversiones e incluso gasto corriente bajo ciertas condiciones, los municipios chilenos no pueden.

A la luz del marco referido, el foco de nuestro análisis está en el nivel municipal, ámbito en el cual podemos identificar importantes diferencias en la capacidad

---

1 Esto es válido solo a partir del 2018, año en el cual el territorio de la región del Biobío fue dividido en dos, una de cuyas partes dio lugar a la región de Ñuble. Para efectos de este trabajo, se considera la división político administrativa vigente hasta el 2017 con solo 15 regiones.

2 OECD Fiscal Decentralisation Database. Los datos sobre grado de discreción de la autoridad local utilizados en esta comparación corresponden a los indicadores consignados en la “Taxonomía de Poder Tributario” de esta misma fuente.

3 Estadísticas de Finanzas Públicas del FMI.

de cada gobierno local de generar recursos propios y decidir sobre sus propios ingresos. La Ley de Rentas contempla un tratamiento homogéneo para todos los municipios en lo relativo al impuesto territorial, siendo el Servicio de Impuestos Internos el encargado de elaborar el catastro y de realizar los reavalúos respectivos (Razmilic, 2014). Sin embargo, en las llamadas patentes comerciales, el municipio posee cierta autonomía, dado que está facultado para decidir sobre la tasa a cobrar dentro de cierto rango y siempre que no sea una patente de alcoholes, pudiendo incluso liberar del pago de la misma a ciertas zonas en su territorio. Algo semejante sucede con el cobro de derechos de aseo y las multas que los municipios cursan por diversos conceptos. Si bien los llamados permisos de circulación cobrados a los vehículos poseen una regulación común a nivel nacional, los municipios tienen cierta capacidad de convocatoria sobre el lugar de pago del mismo, la cual ejercen a través de campañas promocionales e incentivos diversos. Sin embargo, el componente más importante de los llamados “ingresos propios” del municipio es el Fondo Común Municipal, sobre el cual este tiene nula injerencia en el corto plazo. Este redistribuye recursos entre municipios, siendo su aporte promedio mayor al 63% de los ingresos propios. La composición específica de estas fuentes de ingreso es sin embargo diversa entre municipios, como diversas son también las capacidades de generar ingresos propios.

#### IV. EN BUSCA DE UNA MÉTRICA DE DESCENTRALIZACIÓN Y EMPODERAMIENTO FISCAL

##### 1. El debate sobre la medición

Tras la elección de una definición apropiada de “descentralización” subyace un extenso debate. La literatura disponible reconoce la llamada “devolución” como la expresión máxima de tal concepto, en virtud de la cual el nivel central transfiere responsabilidades en conjunto con los recursos necesarios para cumplirlas. Sin embargo, tal definición admite múltiples matices, toda vez que el mismo grado de autonomía ejercido por los gobiernos subnacionales sobre los recursos disponibles puede variar sustancialmente según el caso. El uso de una métrica de *DF* basada en la proporción de los recursos propios a nivel subnacional *vis à vis* los recursos del gobierno general, ha sido ampliamente utilizada en estudios empíricos, tanto en países específicos (Habibi et al., 2003), como en el contexto de grupos de países (Letelier, 2005). En forma complementaria, mediciones equivalentes desde la perspectiva del gasto han sido utilizadas tanto para evaluar el impacto de la *DF* en áreas determinadas (sección II), como para identificar los factores responsables de la *DF* por país (Panizza, 1999; Letelier, 2005).

En el caso municipal chileno, es sin embargo desde la perspectiva del gasto que puede observarse mayores diferencias. No obstante las funciones especificadas en la Ley Orgánica de Municipalidades, la diferenciación de mayor relevancia es aquella entre gastos evitables e inevitables. Si entendemos que estos últimos están fuera del control del gobierno municipal, la cuestión consiste en identificar aquellos gastos evitables, lo cual ofrece la oportunidad de medir el grado de autonomía de cada municipio sobre sus propios gastos.

B&S (2008) proponen una métrica de  $EF$ , estimada para un conjunto de países. Nuestro aporte consiste en adaptarlo al caso municipal chileno, lo que exige representar el poder (fiscal) de cada municipio, conjuntamente con el poder de fiscalización de los residentes sobre los recursos locales. Dicho indicador quedará definido como el producto entre la “voz” o empoderamiento de los residentes frente a la autoridad ( $v$ ), y el grado de control del gobierno local sobre sus propios recursos, que llamaremos “ $F$ ”. La ecuación (1) define el empoderamiento fiscal para el caso del municipio  $i$ .

$$EF_i = v_i \times F_i \quad (1)$$

Respecto de la medición de  $v$ , hay dos elementos determinantes de su valor. Uno es el número de residentes-electores ( $R$ ). A igualdad de  $F$ , un mayor  $R$  diluye la responsabilidad política del gobierno local y reduce la capacidad de estos últimos de influir con su voto en las decisiones municipales. El segundo factor está referido a las características de  $R$ , bajo el reconocimiento de que la composición del mismo también tiene un impacto en  $v$ . Adoptamos la hipótesis según la cual un mayor grado de rendición de cuentas de la autoridad se logra en el marco de una comunidad con preferencias más homogéneas, dado que esta supone mayor consenso en torno al desempeño de la autoridad local y por tanto un grado más alto de fiscalización sobre el uso de los recursos. Sobre la base de B&S (2008), la ecuación (2) muestra que la tasa a la cual se reduce el valor de  $v$  conforme  $R$  aumenta es mayor cuanto mayor sea la heterogeneidad de las preferencias locales. Dicha heterogeneidad es medida a través del parámetro  $\gamma$ , cuyo valor es cero en el caso de que la homogeneidad sea completa. Finalmente, el parámetro  $\pi$  captura elementos idiosincráticos de cada jurisdicción, los cuales pueden amplificar o debilitar el valor de  $v$ . La comparación entre países, sería asimilable a la existencia de representantes subnacionales elegidos democráticamente, al estatus federal (unitario) del país en cuestión y/o al rango de competencias efectivas o potencialmente delegadas al nivel subnacional. En la comparación entre jurisdicciones al interior de un determinado país, dicha diferenciación institucional puede tener relevancia en países federales o unitarios descentralizados tales como España o Italia, donde tanto el nivel intermedio como el nivel local tienen competencias diferenciadas según tamaño o en función de factores históricos.

$$v_i = \frac{1}{R_i^{1+\gamma}} \pi_i \quad (2)$$

B&S (2008) consideran  $F_i$  como una *proxy* del gasto total por municipalidad, lo cual es equivalente al gasto per cápita municipal de la comuna  $i$  ( $f_i$ ) multiplicado por el número de residentes ( $R_i$ ), esto es,  $F_i = f_i \times R_i$ . Adicionalmente, si consideramos que todos los municipios pueden ejercer las mismas competencias por ley, podemos suponer que  $\pi_i = 1$ . Estas dos consideraciones nos permiten expresar la ecuación (1) de la siguiente manera:

$$EF_i = \frac{1}{R_i^\gamma} f_i = v_i f_i \quad (3)$$

La estimación de  $EF_i$  exige una propuesta de medición en torno a  $\gamma$  y  $f_i$ , respectivamente. Respecto de  $f_i$ , este corresponde al gasto per cápita promedio municipal en la formulación de B&S (2008). En nuestro caso, el factor  $f_i$  será nuestro índice de *Descentralización Fiscal Efectiva*, cuyo valor refleja la magnitud de recursos per cápita de libre disposición por parte del municipio. Respecto de  $\gamma$ , este es un índice de diversidad, cuya medición pretende recoger el grado de heterogeneidad en las preferencias de los residentes locales, habida cuenta de que en el promedio de los casos, cada votante local alcanzará un mayor bienestar personal a partir de su derecho a voto, cuanto más homogénea sea la comunidad en cuestión.

## 2. Medición de $f$ y estimación de $v$

Los datos utilizados en las estimaciones de  $f$  y  $v$  provienen de cuatro fuentes. Estas son: el Servicio Electoral, el censo del 2002, la encuesta Casén 2013 y el Sistema Nacional de Información Municipal (Sinim). Respecto de las últimas dos fuentes, cabe señalar que si bien son razonablemente precisas y proporcionan la mejor información disponible para los fines de este trabajo, su utilización exige ciertas aclaraciones. Primero, el Sinim es elaborado sobre la base de reportes estandarizados anuales de ingresos y gastos municipales proporcionados por los propios municipios a la Subsecretaría de Desarrollo Regional, algunos de los cuales no remiten dicha información oportunamente, o permanecen sin datos. Para el tema que nos ocupa, estos corresponden a siete casos. Segundo, la encuesta Casén 2013 presenta dos debilidades que deben ser consignadas. Por una parte, la muestra utilizada no incluye observaciones de 21 de las 345 comunas (detalles en sección V). Por otra, esta no tiene representación municipal, lo cual genera una sobreestimación de la desviación estándar de los datos sobre cuya base se estima  $v$  (apéndice B). Si bien una corrección de tales datos se puede realizar combinando la propia encuesta Casén con el censo (Agostini y Brown, 2007), hemos optado por el uso de los datos originales toda vez que la información censal confiable y disponible data del año 2002, lo cual puede inducir un sesgo importante en el resultado. Por su parte, la comparación entre  $DF$  y el  $EF$  estimados, permite suponer que el sesgo inducido por este concepto no es significativo (sección V).

En el contexto anterior, nuestra métrica de *Descentralización Fiscal Efectiva* estará centrada en aquella parte de los ingresos no utilizada para atender gastos inevitables de corto plazo. Aunque el concepto de corto plazo es por esencia arbitrario, en este caso lo definiremos como aquel período en el cual existen gastos irrenunciables en el curso de al menos un año. En dicho espíritu, el valor neto del ingreso total ( $IT$ ) al extraer los componentes del gasto considerados inflexibles en el corto plazo, permite generar las seis definiciones alternativas de  $f$  presentadas en las ecuaciones 4.1 a 4.6. En las versiones 1 y 2 de nuestra medición de  $f$ , estamos restando la suma del gasto en personal de planta y contrata ( $GPC+GPP$ ) y el gasto en personal de planta ( $GPP$ ) respectivamente. A dichos componentes, se agrega el gasto en personal de honorarios ( $GPH$ ) en la ecuación (4.3), el gasto en agua y electricidad en la ecuación (4.4), el gasto en aseo en la ecuación (4.5) y el gasto en otros servicios municipales en la ecuación (4.6) (en apéndice A definición y origen de los datos utilizados).



$$f_1 = \frac{IT_i - (GPC_i + GPP_i)}{R_i} \quad (4.1)$$

$$f_2 = \frac{IT_i - GPP_i}{R_i} \quad (4.2)$$

$$f_3 = \frac{IT_i - (GPC_i + GPP_i + GPH_i)}{R_i} \quad (4.3)$$

$$f_4 = f_3 - \left( \frac{G. Agua + G. Elect.}{R_i} \right) \quad (4.4)$$

$$f_5 = f_4 - \frac{G. Aseo}{R_i} \quad (4.5)$$

$$f_6 = f_5 - \frac{G. Ot. Serv.}{R_i} \quad (4.6)$$

En lo referente a  $\gamma$ , dicho parámetro captura el grado de diversidad sociodemográfica a nivel municipal. Para tal efecto, hemos elegido un conjunto de atributos locales observables que recogen elementos específicos de tal diversidad. Estos son: i) el coeficiente de Gini estimado a base del ingreso de las familias, ii) un índice de Herfindahl basado en la dispersión de partidos políticos representados en el concejo municipal, iii) un índice de Herfindahl basado en la diversidad de nacionalidades a nivel local<sup>4</sup>, iv) un índice de Herfindahl basado en la diversidad etaria de la comuna, y v) la desviación estándar de los años de escolaridad de los residentes. La combinación de las cinco dimensiones referidas se realiza a través de un análisis factorial basado en la técnica de componentes principales (apéndice B). No obstante el valor de  $\gamma$  así obtenido, dicho estimador requiere ser reescalado para hacerlo compatible con la forma funcional definida en la ecuación (2). En este caso, utilizaremos un  $\gamma$  reescalado de 0 a 0,05, puesto que valores superiores a 0,1 generan un  $\nu$  con distribución no normal. Mientras la escala de  $\gamma$  tenga como máximo, valores entre 0,01 y 0,10, la decisión respecto de gamma es irrelevante, pues no cambia la condición de normalidad de  $\nu$  en forma significativa, y por lo tanto no se altera mayormente la distribución del empoderamiento fiscal ( $EF$ ), que desde ya es bastante concentrada. Como el siguiente paso consiste en estimar el índice de  $EF$ , se ha elegido por conveniencia un reescalamiento de  $\gamma$  entre 0 y 0,05, considerando que los resultados serían casi idénticos si se considera un reescalamiento alternativo, siempre que este se encuentre en el intervalo señalado para el mismo  $\gamma$ .

---

<sup>4</sup> Para el año 2014, los migrantes en Chile eran solo 2,3% de la población. Sin embargo, estos están distribuidos en forma muy desigual entre regiones y comunas (Obimid, 2016).

## V. EMPODERAMIENTO FISCAL EN CHILE

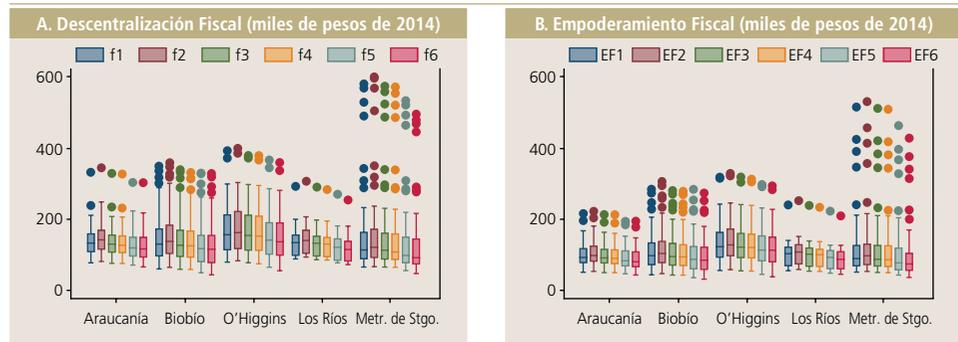
### 1. Análisis interregional

Desde el punto de vista de la disponibilidad de información, debemos distinguir dos grupos. Por una parte, tenemos nueve regiones respecto de las cuales, salvo excepciones puntuales, toda la información necesaria para estimar  $EF$  está disponible en cada municipio. En esta categoría se encuentran los casos representados en los gráficos 1 y 2. El panel A muestra los valores de  $f$  (ecuación 4) en torno a su mediana regional y el panel B muestra lo propio respecto de  $EF$  (ecuación 3). Mientras que los segmentos al interior de cada caja se definen a partir de los cuartiles que separan los municipios por región, los *outliers* corresponden a los puntos fuera de los bigotes de cada caja. La comparación en sendos gráficos se realiza para cada uno de los seis indicadores por separado. Existe sin embargo, un conjunto de municipios omitidos en la muestra<sup>5</sup>, la mayor parte de los cuales no registra observaciones en la encuesta Casén y/o información financiera completa en el SINIM, lo cual impide la estimación de  $v$ . Las regiones que albergan tales casos se presentan en el gráfico 3. En general, estas regiones exhiben valores de  $f$  por municipio sustancialmente mayores al correspondiente promedio regional, lo cual hace improcedente la comparación interregional presentada en los gráficos 1 y 2. Con el fin de ilustrar el comportamiento de tales datos, el gráfico 3 incluye solo las regiones con omisiones significativas, respecto de las cuales hemos estimado por separado el promedio de las seis definiciones  $f$  para cada región con todos los datos disponibles solo para  $f$  (“*todos*”), y un promedio alternativo que incluye los municipios con datos disponibles tanto para  $f$  como para  $v$  (“*municipios disponibles*”). La tercera caja incluye el valor de  $EF$  variable en los casos en que sendos indicadores ( $f$  y  $v$ ) estén disponibles.

Gráfico 1

### Regiones cuyos municipios tienen información completa

(miles de pesos 2014)



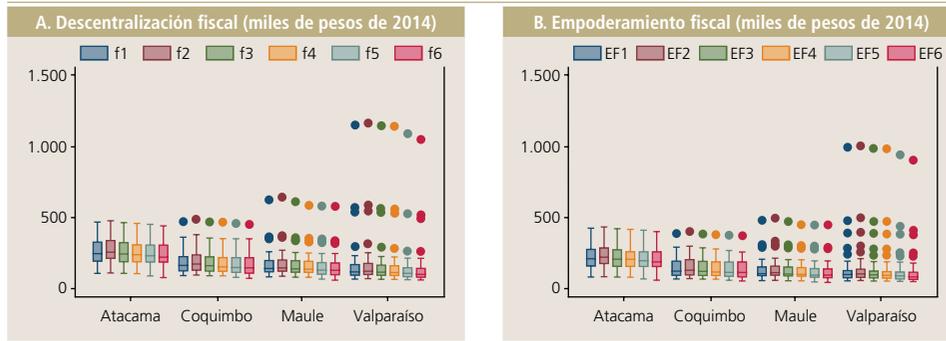
Fuente: Elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), SINIM(2010–2014), e INE (2014).

<sup>5</sup> Los municipios omitidos por región son; Chaitén, Cochamó, Halaihué, Palena y Futaleifú (Los Lagos), General Lagos (Arica y Parinacota), Cabo de Hornos, Torres del Paine, San Gregorio, Laguna Blanca, Primavera y Río Verde (Magallanes), Guaitecas, Lago Verde y O'Higgins (Aisén), Colchane (Tarapacá), Ollague y Tocopilla (Antofagasta).

Gráfico 2

## Regiones con municipios con información completa

(miles de pesos 2014)

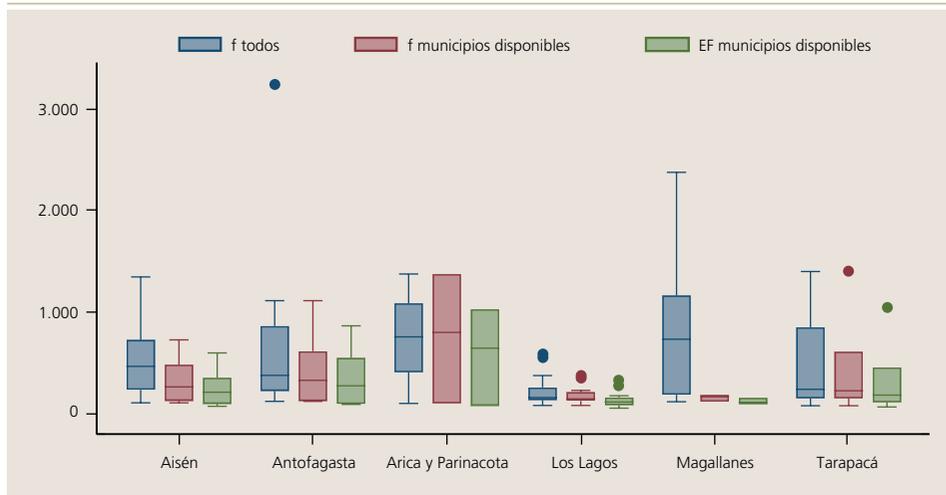


Fuente: Elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), SINIM(2010–2014), e INE (2014).

Gráfico 3

## Descentralización y empoderamiento fiscal

(miles de pesos 2014)



Fuente: Elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), SINIM(2010–2014), e INE (2014).

Al observar los gráficos 1 y 2, se constata que por ser  $v$  menor a uno en todos los casos, se genera un desplazamiento paralelo hacia abajo de los valores de  $EF$ , ajuste que alcanza una caída de 21,3% respecto de  $f$  en el promedio de las regiones. Cabe observar sin embargo, que dicha corrección exhibe importantes diferencias entre regiones, siendo esto el reflejo de diferencias importantes en el grado de diversidad interregional de los residentes (sección IV). En particular, la región que experimenta la mayor corrección es la Araucanía con una reducción de 26,83%, seguida por Los Ríos con 24% y luego Biobío con 23,11%. Respecto de las seis estimaciones alternativas de  $EF$  utilizadas para realizar esta medición,

la estructura de los gráficos es consistente con las definiciones alternativas de  $f$  utilizadas, toda vez que la mediana de cada métrica disminuye conforme añadimos categorías adicionales de gasto (ecuaciones 4.1 y 4.6).

Las regiones incluidas en los gráficos 1 y 2, exhiben una mediana interregional de \$200 (miles) por habitante (US\$393). Es interesante constatar que las regiones que albergan importantes conurbaciones, tales como la Región Metropolitana de Santiago, Valparaíso y Biobío, aparecen con un nivel intermedio —o incluso bajo— de autonomía fiscal. Si bien ello refleja escasa capacidad de ejecutar gastos personalizados, tales como atención primaria o labores de administración vinculadas a programas sociales diversos, los municipios urbanos suelen ser más activos en el desarrollo de servicios locales en los cuales existen importantes economías de escala, tales como el mejoramiento de la infraestructura local. Un aspecto general que cabe observar, es la presencia de numerosos valores extremos localizados por encima del bigote superior de las cajas. Ello es particularmente significativo en las regiones con baja  $EF$ , entre las cuales destacan la región Metropolitana de Santiago y Valparaíso. Dado que lo anterior se repite en las versiones A y B de sendos gráficos, ello es atribuible a una gran dispersión de valores de  $f$  en los casos referidos, hecho que refleja gran disparidad en la capacidad fiscal entre municipios. Respecto de las regiones con información incompleta (gráfico 3), la comparación del  $f$  estimado con todos los casos “disponibles” versus aquel estimado solo con los municipios con información completa para  $f$  y  $v$  simultáneamente, muestra una diferencia significativa en las respectivas medianas, lo cual refleja la importancia de los municipios omitidos. Sin embargo, la comparación entre el valor de  $f$  para los municipios con  $f$  y  $v$  disponibles (columna intermedia), versus el valor de  $EF = v \times f$ , muestra una variación promedio de 22,6%, lo cual se asemeja a la variación de las nueve regiones con información completa (gráficos 1 y 2). Atendiendo la forma en que está estimado el valor de  $v$  (ecuación 2), los resultados reportados indican que, en el marco de nuestra definición, la autonomía fiscal puede variar sustancialmente si se considera elementos idiosincráticos del municipio que pueden potenciar la rendición de cuentas de las autoridades municipales, hecho que posee implicancias relevantes sobre la calidad de la democracia local. Si bien subsiste el sesgo asociado al uso de la encuesta Casén en la construcción de  $v$  (sección IV), ello no afecta las estimaciones de  $f$  (gráficos 1.A y 2.A), y solo genera un sesgo sistemático a la baja en los promedios de  $EF$  por región (gráficos 1.B y 2.B).

## 2. El origen de las diferencias intermunicipales

La literatura sobre federalismo fiscal exhibe una extensa lista de trabajos destinados a explicar las diferencias entre países en el grado de descentralización, la cual representa una línea de investigación aplicada de gran relevancia en el tema que nos ocupa. En el grueso de los casos, el foco ha estado en el componente estrictamente fiscal del problema, sin atender en forma explícita el grado de control de los residentes sobre los recursos locales. La hipótesis subyacente en dichos estudios es que la  $DF$  tiene un componente determinístico entre países y a través del tiempo, lo cual se explica por factores económicos, demográficos

e institucionales (Oates, 1972; Panizza, 1999; Letelier, 2005; Letelier y Sáez Lozano, 2014). Dada la relevancia teórica del tema en el marco de la comparación entre países, surge una pregunta similar al interior de un país determinado. La coexistencia de jurisdicciones con grados diversos de descentralización —definida esta sobre la base de lo que hemos llamado “Empoderamiento Fiscal”— debe ser abordada en su propio mérito. En dicho contexto, podemos plantear que un determinante básico de  $f$  será la base gravable municipal, expresada en el valor fiscal de las propiedades residenciales y comerciales localizadas en el municipio. Ello permite anticipar que: i)  $f$  será mayor cuanto más empresas grandes estén registradas en la comuna, ii) cuanto mayor sea el valor de los bienes raíces residenciales y iii) cuanto mayor sea el parque vehicular registrado. Respecto de  $v$ , este deberá ser mayor cuanto mayor sea la probabilidad de interacción entre residentes (y/o entre estos últimos y las autoridades locales) y mayor sea el propio interés de los mismos por organizarse y exigir rendición de cuentas a su autoridad local. De lo anterior se sigue que el valor de  $v$  será menor en: i) zonas urbanas donde los residentes pierden contacto personal entre ellos, y ii) mayor en zonas con mayor densidad poblacional, en las cuales las personas interactúan con mayor frecuencia. Bajo el supuesto de que los individuos de menor ingreso tienen menos interés potencial por votar y participar en actividades comunitarias (Frey, 1972), podemos anticipar que, iii) el porcentaje de pobreza municipal afectará negativamente a  $v$ .

La estimación de un modelo empírico confirmatorio de las hipótesis mencionadas se muestra en el cuadro 1. La estimación referida contiene resultados separados para  $f$  y  $v$  respecto de cada definición distinta de  $DF$ , en el marco de un sistema de ecuaciones “aparentemente no relacionadas” (Zellner, 1962). Las variables utilizadas corresponden a sus promedios entre el 2010 y el 2014 (apéndice A), más un conjunto de variables mudas por región. Por una parte, es interesante constatar que dichas variables mudas tienen efectos opuestos para  $f$  y  $v$  en algunos casos, siendo esto muy visible en Aysén y Tarapacá, donde dicho “efecto región” es significativo. Por la otra, se puede observar que el signo de las variables municipales explicativas está en línea con las hipótesis planteadas, siendo tal efecto significativo en todos los casos, con excepción de la pobreza. En su conjunto, las regresiones reportadas muestran que el comportamiento determinístico en la variación de  $EF$  es importante, llegando al 60% de la variación en la *Descentralización Fiscal Efectiva* y a cerca del 19% en nuestro indicador de *voz* a nivel local (cuadro 1).

## VI. ALGUNAS IMPLICANCIAS DE POLÍTICA

Nuestros resultados muestran que el grado de empoderamiento fiscal exhibe importantes variaciones entre regiones y entre municipios, hecho que convive con una estructura de transferencias intergubernamentales cuyo diseño en Chile tiene casi cuatro décadas. La lectura del análisis realizado exige separar las implicancias en torno al grado de control del gobierno municipal sobre sus recursos ( $f$ ), respecto de aquellas referidas al grado de control de los residentes

sobre los mismos ( $v$ ). Mientras que las primeras admiten potenciales medidas correctivas en función de una distribución más equitativa de los ingresos municipales, las segundas son el reflejo de una realidad más estructural cuya alteración es solo factible en el largo plazo.

Respecto de  $f$ , su interpretación y resultados en función de las estimaciones presentadas debe enmarcarse en el debate sobre igualación fiscal entre municipios. Este se encuentra dominado por el propósito de garantizar que cada jurisdicción tenga acceso a servicios locales de “calidad similar bajo condiciones de un similar esfuerzo fiscal” (Ahmad y Searle, 2006). En el caso de Chile, ello se contraviene con el diseño del llamado Fondo Común Municipal (FCM), el cual es el principal mecanismo vigente para tal efecto (Ahmad et. al, 2015). Al respecto, dos desafíos importantes deben abordarse en torno a su diseño. El primero está referido al hecho de si la fórmula respectiva debe solo atender elementos de igualación asociados a la disponibilidad de recursos, o también debe incluir consideraciones de “necesidad de gasto”. El actual FCM ha resuelto este problema a base de un conjunto de indicadores que incluye ambas dimensiones del problema. El segundo desafío consiste en definir una fórmula que solo incluya indicadores de igualación fiscal que reflejen la capacidad “potencial” de generar recursos propios, y que a la vez, solo considere indicadores de necesidad de gasto cuyo valor sea exógeno a la gestión del municipio. La asimilación de la capacidad fiscal al ingreso “efectivo” (en contraposición al ingreso “potencial”), y la inclusión en la fórmula de indicadores de necesidad cuyo valor depende de la propia gestión de la jurisdicción receptora de las transferencias, conllevan el peligro de generar incentivos no deseados sobre los municipios receptores (Bravo 2014; Letelier y Mesa, 2015). De lo anterior se sigue que la fórmula de igualación vigente a base del FCM, dista sustancialmente de lo ideal, por cuanto considera como factor de distribución al propio “ingreso permanente” del municipio más algunos factores de necesidad de gasto, entre los cuales se cuentan la población y la pobreza, todos al menos parcialmente dependientes de la gestión municipal. Dado que este mecanismo de igualación data de 1979, la mayor información sociodemográfica y financiera disponible en la actualidad permitirían un mejoramiento importante de la fórmula.

No obstante que  $v$  es el fruto de factores estructurales difícilmente alterables en el corto plazo, este refleja el grado de armonía entre las preferencias de la comunidad y la gestión de las autoridades municipales. Nuestros resultados muestran que dicho indicador es sensible al grado de urbanización y a la densidad poblacional, y que además, exhibe diferencias significativas entre regiones. Ello implica que la capacidad de las autoridades municipales de interpretar las preferencias de la comunidad y honrar los compromisos adquiridos al asumir su gestión, registra diferencias importantes en el territorio. De lo anterior se sigue que el control de la propia comunidad sobre las actividades del municipio admite importantes mejoramientos. Si bien estos no pueden alterarse sustancialmente en el corto plazo, la cuantificación de  $v$  reportada en este trabajo permite reivindicar el valor de la equidad como un elemento central de la democracia.



Cuadro 1

Regresiones SUR sobre  $f$  y  $v$ 

	$EF_1$		$EF_2$		$EF_3$	
	$f_1$	$v$	$f_2$	$v$	$f_3$	$v$
afiscal_pob	0,233** (0,116)		0,246** (0,120)		0,229** (0,114)	
afiscal_pob x exento	-0,0131*** (0,00262)		-0,0137*** (0,00271)		-0,0128*** (0,00260)	
egrandes_pob	19,189** (8,529)		19,892** (8,820)		19,061** (8,436)	
vehiculos_pob	308,5*** (25,22)		316,5*** (26,08)		306,3*** (24,95)	
urbana		-0,000554*** (0,000147)		-0,000552*** (0,000147)		-0,000554*** (0,000147)
pobreza		-0,000679 (0,000643)		-0,000678 (0,000643)		-0,000679 (0,000643)
densidad		0,00402** (0,00160)		0,00401** (0,00160)		0,00402** (0,00160)
Aysén	179,7*** (47,13)	-0,0581** (0,0268)	186,9*** (48,73)	-0,0581** (0,0268)	178,5*** (46,61)	-0,0581** (0,0268)
Antofagasta	271,4*** (44,52)	-0,0159 (0,0255)	274,3*** (46,03)	-0,0159 (0,0255)	270,3*** (44,03)	-0,0159 (0,0255)
Araucanía	18,34 (26,41)	-0,0827*** (0,0171)	18,75 (27,30)	-0,0827*** (0,0171)	18,36 (26,12)	-0,0827*** (0,0171)
Árica y Parínacota	324,0*** (68,79)	-0,0494 (0,0363)	346,4*** (71,13)	-0,0494 (0,0363)	306,8*** (68,04)	-0,0494 (0,0363)
Atacama	71,62* (39,74)	0,00677 (0,0225)	72,86* (41,09)	0,00678 (0,0225)	69,70* (39,30)	0,00677 (0,0225)
Biobío	13,20 (23,29)	-0,0469*** (0,0143)	14,23 (24,08)	-0,0469*** (0,0143)	12,88 (23,04)	-0,0469*** (0,0143)
Coquímbo	35,07 (32,84)	-0,0369** (0,0188)	34,71 (33,95)	-0,0369* (0,0188)	35,41 (32,48)	-0,0369** (0,0188)
Libertador B.O.	2,353 (26,23)	-0,0119 (0,0155)	0,868 (27,12)	-0,0119 (0,0155)	2,660 (25,94)	-0,0119 (0,0155)
Los Lagos	33,04 (28,00)	-0,0604*** (0,0163)	32,27 (28,95)	-0,0603*** (0,0163)	33,39 (27,69)	-0,0604*** (0,0163)
Los Ríos	13,85 (35,80)	-0,0666*** (0,0204)	13,83 (37,02)	-0,0665*** (0,0204)	14,24 (35,41)	-0,0666*** (0,0204)
Magallanes y la A.Ch.	-11,27 (63,97)	-0,0468 (0,0366)	-9,725 (66,14)	-0,0468 (0,0366)	-10,70 (63,26)	-0,0468 (0,0366)
Maule	-39,97 (26,91)	-0,0352** (0,0157)	-42,13 (27,82)	-0,0351** (0,0157)	-39,17 (26,61)	-0,0352** (0,0157)
Metropolitana Stgo.	-16,74 (23,83)	-0,0389** (0,0160)	-18,42 (24,64)	-0,0389** (0,0160)	-15,91 (23,57)	-0,0389** (0,0160)
Tarapacá	294,9*** (46,95)	-0,0475* (0,0268)	305,7*** (48,55)	-0,0475* (0,0268)	293,4*** (46,44)	-0,0475* (0,0268)
Constante	84,15*** (20,29)	0,858*** (0,0173)	91,28*** (20,98)	0,857*** (0,0173)	81,68*** (20,07)	0,858*** (0,0173)
Observaciones	319	319	319	319	319	319
$R^2$	0,602	0,187	0,602	0,187	0,601	0,187

Entre paréntesis, error estándar. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

Cuadro 1 (continuación)

Regresiones SUR sobre  $f$  y  $v$ 

	$EF_1$		$EF_2$		$EF_3$	
	$f_1$	$v$	$f_2$	$v$	$f_3$	$v$
afiscal_pob	0,229** (0,114)		0,234** (0,111)		0,230** (0,110)	
afiscal_pob x exento	-0,0127*** (0,00259)		-0,0129*** (0,00252)		-0,0132*** (0,00250)	
egrandes_pob	19.178** (8.410)		16.617** (8.197)		14.049* (8.111)	
vehiculos_pob	302,3*** (24,87)		298,7*** (24,24)		294,4*** (23,98)	
urbana		-0,000554*** (0,000147)		-0,000552*** (0,000147)		-0,000557*** (0,000147)
pobreza		-0,000679 (0,000643)		-0,000678 (0,000643)		-0,000681 (0,000643)
densidad		0,00402** (0,00160)		0,00401** (0,00160)		0,00403** (0,00160)
Aysén	173,9*** (46,47)	-0,0581** (0,0268)	171,8*** (45,30)	-0,0581** (0,0268)	171,4*** (44,82)	-0,0582** (0,0268)
Antofagasta	267,5*** (43,90)	-0,0159 (0,0255)	254,1*** (42,79)	-0,0159 (0,0255)	249,3*** (42,33)	-0,0159 (0,0255)
Araucanía	17,97 (26,04)	-0,0827*** (0,0171)	17,78 (25,38)	-0,0827*** (0,0171)	17,51 (25,11)	-0,0828*** (0,0171)
Arica y Parinacota	308,1*** (67,83)	-0,0494 (0,0363)	303,2*** (66,12)	-0,0494 (0,0363)	309,6*** (65,42)	-0,0495 (0,0363)
Atacama	67,38* (39,18)	0,00677 (0,0225)	69,58* (38,19)	0,00678 (0,0225)	67,77* (37,79)	0,00674 (0,0225)
Biobío	12,82 (22,96)	-0,0469*** (0,0143)	11,40 (22,38)	-0,0469*** (0,0143)	10,70 (22,15)	-0,0469*** (0,0143)
Coquimbo	34,88 (32,38)	-0,0369** (0,0188)	37,48 (31,56)	-0,0369* (0,0188)	38,12 (31,22)	-0,0370** (0,0188)
Libertador B.O.	3,148 (25,86)	-0,0119 (0,0155)	2,507 (25,21)	-0,0119 (0,0155)	2,255 (24,94)	-0,0120 (0,0155)
Los Lagos	33,71 (27,61)	-0,0604*** (0,0163)	34,04 (26,91)	-0,0604*** (0,0163)	35,11 (26,63)	-0,0605*** (0,0163)
Los Ríos	14,08 (35,30)	-0,0666*** (0,0204)	12,64 (34,41)	-0,0665*** (0,0204)	11,54 (34,04)	-0,0666*** (0,0204)
Magallanes y la A.Ch.	-9,783 (63,07)	-0,0468 (0,0366)	-12,74 (61,48)	-0,0468 (0,0366)	-10,93 (60,83)	-0,0468 (0,0366)
Maule	-38,94 (26,53)	-0,0352** (0,0157)	-38,54 (25,86)	-0,0352** (0,0157)	-36,47 (25,58)	-0,0353** (0,0157)
Metropolitana Stgo.	-15,62 (23,50)	-0,0389** (0,0160)	-18,09 (22,90)	-0,0389** (0,0160)	-17,44 (22,66)	-0,0389** (0,0160)
Tarapacá	292,2*** (46,30)	-0,0475* (0,0268)	283,3*** (45,13)	-0,0475* (0,0268)	282,5*** (44,65)	-0,0476* (0,0268)
Constante	79,84*** (20,01)	0,858*** (0,0173)	73,34*** (19,50)	0,858*** (0,0173)	71,31*** (19,30)	0,858*** (0,0173)
Observaciones	319	319	319	319	319	319
$R^2$	0,598	0,187	0,601	0,187	0,599	0,187

Entre paréntesis, error estándar. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$



## VII. CONCLUSIONES

A base de los datos disponibles del Sistema Nacional de Información Municipal (Sinim), la información sobre diversidad de preferencias políticas entre municipios identificadas a partir de los datos del Servel, y los antecedentes sobre caracterización socioeconómica proporcionados por la encuesta de hogares (Casén), este trabajo realiza dos aportes al debate sobre descentralización fiscal en Chile.

Primero, se estima un indicador de “empoderamiento fiscal municipal” (*EF*) por municipio, el cual resulta de combinar un componente propiamente fiscal (*f*), con un indicador de “*voice*” a nivel comunal (*v*), el cual captura el grado de rendición de cuentas del gobierno municipal respecto de los residentes. El enfoque utilizado reproduce a nivel municipal en Chile, una métrica similar utilizada para el mismo propósito a nivel de una muestra de países por Boex y Simatupang (2008). Segundo, a partir de los resultados obtenidos, se realiza un análisis gráfico de las diferencias entre regiones, y un análisis de regresión a base de los datos municipales disponibles. En ambos casos se concluye que tanto las regiones como los municipios exhiben importantes diferencias en su grado de autonomía fiscal, el cual se ve profundizado si consideramos la capacidad de los residentes de exigir rendición de cuentas a sus autoridades.

Desde la perspectiva del diseño de las transferencias igualadoras del nivel central, los elementos identificados en este ejercicio invitan a reflexionar sobre la búsqueda de esquemas de compensación territorial más potentes y efectivos. En la esfera estrictamente fiscal, ello debe expresarse en un esfuerzo por perfeccionar la actual fórmula del FCM, la cual considera los ingresos y necesidades “efectivas” (y no “potenciales”) de los municipios, pudiendo añadir nuevos indicadores de necesidad de gasto que utilicen debidamente la información disponible actualmente, a partir de la encuesta Casén y otras fuentes. Si bien las conclusiones de política emanadas de los determinantes de *v* no permiten una interpretación directa en el marco del actual mecanismo de financiamiento municipal, nuestros resultados muestran la gran diversidad de dicho indicador entre zonas urbanas y rurales, y entre regiones completas. De lo anterior se sigue que el grado de enforzamiento de las preferencias locales difiere a través del territorio, y que si bien ello es fruto de elementos estructurales difíciles de cambiar en el corto plazo, la promoción de la equidad en el ingreso y de una educación más homogénea en el territorio pueden contribuir significativamente a fortalecer la democracia tanto a nivel local como nacional.

## REFERENCIAS

---

- Agostini, C.A. y P.H Brown (2017). “Desigualdad Geográfica en Chile”. *Revista de Análisis Económico* 22(1): 3–33.
- Ahmad, E. y Brosio G. (2009) “Does Decentralization Enhance Service Delivery and Poverty Reduction?” Cheltenham, R.U.: Edward Elgar.
- Ahmad, E. y R. Searle (2006). “On the Implementation of Transfers to Sub National Levels of Administration”. En *Handbook of Fiscal Federalism*, editado por E. Ahmad y G. Brosio. Cheltenham, Edward Elgar.
- Ahmad E., Letelier, L. S. y Ormeño, C. H. (2015) “Design of transfers in Chile—achieving effective service delivery and convergence of opportunities”, trabajo presentado en las IV Jornadas Iberoamericanas de Financiación Local, CEPAL, Santiago de Chile.
- Alsop, R., Bertelsen, M.F. y Holland J. (2006). *Empowerment in Practice: From Analysis to Implementation* Washington, DC: Banco Mundial.
- Asatryan Z., Feld L.P., y Geys, B. (2015). “Partial Fiscal Decentralization and Sub-national Government Fiscal Discipline: Empirical Evidence from OECD Countries”. *Public Choice* 163: 307–20.
- Bahl, R. W. (2005), *Fiscal Decentralization* 101, Atlanta, GA: Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University.
- Barankay, I. y Lockwood, B. (2007). “Decentralization and the Productive Efficiency of Government: Evidence from the Swiss Cantons”. *Journal of Public Economics* 91: 1197–218.
- Boex, J. y Simatupang, R. (2008). “Fiscal Decentralisation and Empowerment: Evolving Concepts and Alternative Measures”. *Fiscal Studies* 29(4): 435–65.
- Bravo, J. (2014). “Fondo Común Municipal y su Desincentivo a la Recaudación en Chile”. Centro de Políticas Públicas, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Brennan, G. y Buchanan, J. (1980). *The Power to Tax: Analytical Foundations of Federal Constitution*. Cambridge, NJ: Cambridge University Press.



- Breton, A. (1998). *Competitive Governments. An Economic Theory of Politics and Public Finance*. Cambridge, NJ: Cambridge University Press.
- Busemeyer, M. (2008). "The Impact of Fiscal Decentralisation on Education and other Types of Spending". *Swiss Political Science Review* 14(3): 451–81.
- De Mello, L. (2000). "Fiscal decentralization and intergovernmental fiscal relations: A cross-country analysis". *World Development* 28: 365–80.
- De Mello, L. (2005). "Intergovernmental Fiscal Relations: Coordination Failures and Fiscal Outcomes". *Public Budgeting and Finance* 19(1): 3–25.
- Donahue, J.D. (1997). *Disunited States*. Nueva York, N.Y.: HarperCollins Publishers Inc.
- Falch, T. y Fischer J. (2012). "Public Sector Decentralization and School Performance: International Evidence". *Economics Letters* 114(3): 276–79.
- Frey, B. (1971). "Why Do High Income People Participate More in Politics?" *Public Choice* 11: 101–5.
- Habibi, N., Huang, C., Miranda, D., Murillo V., Ranis, G., Sarkar, M. y Steward, F. (2003). "Decentralization and Human Development in Argentina". *Journal of Human Development* 4(1): 73–101.
- Hayek, F.A. (1945). "The Use of Knowledge in Society," *American Economic Review* 35(4): 519–30.
- Kappeler, A., Solé-Ollé, A., Stephan, A. y Vålilä, T. (2013). "Does Fiscal Decentralization Foster Regional Investment in Productive Infrastructure?" *European Journal of Political Economy* 13: 15–25.
- Kubal, M.R. (2006). "Contradictions and Constraints in Chile's Health Care and Education Decentralization". *Latin American Politics and Society* 48(4): 105–35.
- Letelier, L. (2005). "Explaining Fiscal Decentralization". *Public Finance Review* 33(2): 155–83.
- Letelier, L. (2012). *Teoría y Práctica de la Descentralización Fiscal*. Ediciones Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Letelier, L. y Sáez Lozano J.L. (2014). "Fiscal Decentralization in Specific Areas of Government. An Empirical Evaluation Using Country Panel Data". *Government and Policy. Environment and Planning C*, 33(6): 1344–60.

Letelier, L. y Mesa, F. (2015). “A Fiscal Need Approach to Subnational Fiscal Equalization. An Application for the Case of Chile”. *Lex localis -Journal of Local Self-Government* 13(3): 503–19.

Letelier, S. L. y Ormeño, C. H. (2018) “Education and Fiscal Decentralization. The Case of Municipal Education in Chile”, próximamente en *Environment and Planning C: Government and Policy*, doi.org/10.1177/2399654418761888.

Ma, G. y Mao, J. (2018) “Fiscal Decentralisation and Local Economic Growth: Evidence from a Fiscal Reform in China”, *Fiscal Studies*, Vol 39, N. 1, pp. 159–187.

Martínez-Vásquez, J. y McNab, R. (2003) “Fiscal Decentralization and Economic Growth”, *World Development* 31(9), p.p. 1597-1616.

Oates, W. (1972). *Fiscal Federalism*. Nueva York, N.Y.: Harcourt Brace Jovanovich.

OCDE (2009). *Estudios Territoriales de la OCDE. Chile*. París, Francia: OCDE.

Panizza, U. (1999). “On the Determinants of Fiscal Centralization: Theory and Evidence”. *Journal of Public Economics* 74(1): 97–139.

Parry, T.R. (1997). “Decentralization and Privatization: Education Policy in Chile”. *Journal of Public Policy* 17(1): 107–33.

Prud’homme, R. (1995). “The Dangers of Decentralization”. *The World Bank Research Observer* 10(2): 201–10.

Qiao, Y., Martínez-Vásquez, J. y Xu, Y. (2008). “The Tradeoff between Growth and Equity in Decentralization Policy: China’s Experience”. *Journal of Development Economics* 86(1): 112–28.

Razmilic, E. (2014). “Impuesto Territorial y Financiamiento Municipal”. Propuestas de Política Pública N°4, Centro de Estudios Públicos.

Robalino, D., Picazo O. y Voetberg A. (2001). “Does Fiscal Decentralisation Improve Health Outcomes? Evidence from a Cross-Country Analysis”. World Bank Policy Research Working Paper 2565.

Rodríguez-Pose, A. y Ezcurra R. (2009). “Does Decentralization Matter for Regional Disparities? A Cross-Country Analysis”. *Journal of Economic Geography* 10(5):1–26.



Seabright, P. (1996). “Accountability and Decentralisation in Government: An Incomplete Contracts Model”. *European Economic Review* 40: 61-89.

Shah, A. (2006). “Fiscal Decentralization and Macroeconomic Management”. *International Tax and Public Finance* 13: 437–62.

Soto, V.E., Farfan, M.I. y Lorant, V. (2012). “Fiscal Decentralisation and Infant Mortality Rate: The Colombian Case”. *Social Science and Medicine* 74(9): 1426–34.

Thornton, J. (2009) “The (non) impact of revenue decentralization on fiscal deficits: some evidence from OECD countries”, *Applied Economics Letters*, Vol. 16, Issue 14, p.p. 1461-1466.

Tiebout, C.M. (1956). “A Pure Theory of Local Expenditures”. *Journal of Political Economy* 64(4): 416–24.

Treisman, D. (2007). *The Architecture of Government. Rethinking Political Decentralization*. University of California.

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

# APÉNDICE A

## DEFINICIÓN DE VARIABLES

### Cuadro A1

#### Definición de variables

Denominación	Definición	Fuente
$f_1$	Índice de Descentralización Fiscal Efectiva 1. Ingreso municipal per cápita que queda luego de hacer frente a los gastos en personal de contrata ( $GPC_i$ ) y planta ( $GPP_i$ ). Promedio 2010-2014, en miles de pesos de 2014 (ecuación 4.1).	Sinim 2010-2014
$f_2$	Índice de Descentralización Fiscal Efectiva 2. Ingreso municipal per cápita que queda luego de hacer frente a los gastos en personal de planta ( $GPP_i$ ). Promedio 2010-2014, en miles de pesos de 2014 (ecuación 4.2).	Sinim 2010-2014
$f_3$	Índice de Descentralización Fiscal Efectiva 3. Ingreso municipal per cápita que queda luego de hacer frente a los gastos en personal de contrata, planta y honorarios ( $GPH_i$ ). Promedio 2010-2014, en miles de pesos de 2014. (ecuación 4.3)	Sinim 2010-2014
$f_4$	Índice de Descentralización Fiscal Efectiva 4. Ingreso municipal per cápita que queda luego de hacer frente a los gastos en personal de contrata, planta, honorarios, y gastos básicos de funcionamiento (Agua y electricidad). Promedio 2010-2014, en miles de pesos de 2014 (ecuación 4.4).	Sinim 2010-2014
$f_5$	Índice de Descentralización Fiscal Efectiva 5. Ingreso municipal per cápita que queda luego de hacer frente a los gastos en personal de contrata, planta, honorarios, gastos básicos de funcionamiento (Agua y electricidad), y gastos en Servicios de Aseo ( $G.Aseo$ ). Promedio 2010-2014, en miles de pesos de 2014 (ecuación 4.5).	Sinim 2010-2014
$f_6$	Índice de Descentralización Fiscal Efectiva 6. Ingreso municipal per cápita que queda luego de hacer frente a los gastos en personal de contrata, planta, honorarios, gastos básicos de funcionamiento (Agua y electricidad), gastos en Servicios de Aseo, y Gastos en otros Servicios Básicos (Mantención de Jardines, Semáforos, Señalización y Alumbrado). Promedio 2010-2014, en miles de pesos de 2014 (ecuación 4.6).	Sinim 2010-2014
$v$	Índice de <i>voice</i> , $v = 1/R^\gamma$ . Donde $R$ = número de residentes, $\gamma$ = parámetro de heterogeneidad. Elaboración propia usando el método de Componentes Principales, en base a la información de Casén (2013), Servicio Electoral (2012), Sistema Nacional de Información Municipal (2010-2014), e Instituto Nacional de Estadísticas (2014).	Casén 2013, Instituto Nacional de Estadísticas (2014), Sinim 2010-2014, y Servel 2012.
Gini comunal	Estimación del Coeficiente de Gini a nivel comunal, sobre la base del ingreso de las familias (Casén, 2013).	Elaboración propia sobre la base de Casén 2013.
Herfindahl político	Herfindahl de los partidos políticos representados en el Concejo Municipal, sobre la base de la información disponible en el Servicio Electoral para las Elecciones 2012.	Elaboración propia sobre la base del Servicio Electoral (2012).
Herfindahl de nacionalidades	Herfindahl de los nacionalidades por comuna, sobre la base de Casén 2013.	Elaboración propia sobre la base de Casén 2013.
Herfindahl de grupos etarios	Herfindahl de los grupos etarios comunales, definidos sobre la base de la clasificación usada por el Instituto Nacional de Estadísticas: 0 a 4 años, 5 a 9 años, 10 a 14 años, 15 a 19 años, 20 a 24 años, ..., 75 a 79 años, y 80 o más.	Elaboración propia sobre la base de Estimaciones de Población por Edad, Instituto Nacional de Estadísticas (2014).

**Cuadro A1 (continuación)****Definición de variables**

Denominación	Definición	Fuente
Desviación estándar de años de escolaridad	Desviación estándar de los años de escolaridad de la población de la comuna, sobre la base de Casén 2013.	Elaboración propia sobre la base de Casén 2013
afiscal_pob	Avalúo fiscal de las propiedades de la comuna sobre la población de la comuna, promedio 2010-2014. En millones de pesos del 2016.	Servicio de Impuestos Internos, 2010-2014 y Sinim 2010-2014.
exentos	Porcentaje de predios exentos respecto al total de predios de la comuna, promedio 2010-2014.	Sinim 2010-2014.
afiscal_pob x exento	Variable interactiva entre el avalúo fiscal de las propiedades per cápita en MM\$ (afiscal_pob) y el porcentaje de predios exentos en la comuna (exento).	Servicio de Impuestos Internos, 2010-2014 y Sinim 2010-2014.
egrandes_pob	Número de empresas grandes de la comuna, sobre la población de la comuna, promedio 2010-2014. La clasificación se hace a base de la tipología del Servicio de Impuestos Internos, que considera empresas micro aquellas que tienen ventas entre 0.01 y 2.400 UF, pequeñas desde 2.400 a 25.000 UF, Medianas desde 25.000 a 100.000 UF, y grandes desde 100.000 hasta más de 1.000.000 UF.	Servicio de Impuestos Internos, 2010-2014 y Sinim 2010-2014.
vehiculos_pob	Parque de vehículos de la comuna sobre la población de la comuna, promedio 2010-2014.	INE, Anuario Parque de Vehículos en Circulación, 2010-2014. Sinim 2010-2014.
Urbana	Tasa de Urbanidad de la comuna. Zona urbana se define como "Conjunto de viviendas concentradas con población mayor a 2.000 habitantes, o entre 1.001 y 2.000 habitantes, donde al menos el 50% de la población económicamente activa se dedica a actividades secundarias o terciarias" (Casén 2013, Observatorio Social).	Sinim 2010-2014
Pobreza	Porcentaje de pobreza, Casén 2013.	Sinim 2010-2014
Densidad	Densidad de la Comuna respecto de la densidad promedio de las comunas de Chile (773.0699 km <sup>2</sup> ). La densidad a su vez corresponde a la población por kilómetros cuadrados (km <sup>2</sup> ).	Sinim 2010-2014
Regiones	<i>Dummy</i> para cada una de las regiones del país.	Sinim 2010-2014.

Fuente: elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), Sistema Nacional de Información Municipal (2010-2014), e Instituto Nacional de Estadísticas (2010-2014).

## APÉNDICE B

### ESTIMACIÓN DE “ $v$ ”

Las variables de nivel municipal utilizadas en la estimación de  $v$  se resumen en el cuadro B1. Del cuadro se desprende que; i) tanto la desviación estándar del GINI como la del Herfindahl por concejales, son aproximadamente el doble respecto de aquella estimada sobre el indicador de diversidad de nacionalidades, ii) la escolaridad posee la máxima dispersión, debiendo esta variable tener una alta correlación con el coeficiente de GINI. Con el fin de que la combinación de factores seleccionada sea el reflejo del grado de heterogeneidad a nivel municipal, la definición de las variables consideró el valor corriente del coeficiente de GINI, la inversa del Herfindahl de los concejales (a mayor Herfindahl, mayor concentración de los partidos), la inversa del Herfindahl de nacionalidades (a mayor Herfindahl, mayor concentración de nacionalidades), la inversa del Herfindahl de la edad (a mayor Herfindahl, mayor concentración de grupos etarios), y el valor corriente de la desviación estándar de la escolaridad.

Cuadro B1

#### Estadística descriptiva de las variables

Variable	Obs.	Media	Desv. est.	Mín	Máx
Gini	324	0,418	0,068	0,216	0,635
Herf concejales	345	0,353	0,086	0,219	1
Herf nacionalidades	324	0,982	0,036	0,716	1
Desv. est. escolaridad	324	4,084	0,350	2,485	5,154
Herf edad	345	0,067	0,007	0,060	0,124

Fuente: elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), Sistema Nacional de Información Municipal (2010-2014), e Instituto Nacional de Estadísticas (2014).

A base de las variables así definidas, procedemos a la identificación de los factores cuyo valor propio es igual o superior a 1, siguiendo el criterio de Kayser. Del cuadro B2 se desprende que tres factores cumplen dicha condición. Los coeficientes de los factores ortogonales pueden apreciarse en el cuadro B3. De ella se desprende que solo el factor 2 es consistente con la relación subyacente entre las variables incluidas en este análisis. En este caso, tanto la correlación entre el coeficiente de GINI y el factor (0,8731), como aquella entre el factor y la escolaridad (0,6376), son altos y positivos, lo cual captura el impacto del capital humano sobre la equidad, y de esta última sobre la diversidad de ingresos personales. Respecto de los factores 1 y 3, las correlaciones reportadas no exhiben coherencia. En el caso del factor 1, coexisten dos situaciones contradictorias, pues la desigualdad del ingreso está negativamente correlacionada con el factor, mientras que la

desviación estándar de la escolaridad está positivamente correlacionada con el mismo factor. Asimismo, el Herfindhal de la edad y el de la etnia están fuertemente correlacionados con el factor, pero tienen signos opuestos, lo cual resta coherencia al concepto de heterogeneidad que deseamos medir. Finalmente, el factor 3 muestra correlaciones con signos opuestos para el coeficiente GINI y la escolaridad, lo cual vuelve a ser contradictorio.

Habiendo elegido el factor 2, queda por establecer cuál es el rango de variación de  $\gamma$ , pues este último se obtiene como una transformación monótona y creciente del factor. Esto no es trivial, toda vez que los diferentes valores que toma  $\gamma$  incidirán directamente en los valores de  $v$ . Para esto, se ha optado por estandarizar el factor en escala de 0 a 1<sup>6</sup>, para así obtener la posibilidad de llevar el factor a diferentes escalas. En el cuadro B4 aparece la correlación de los valores para  $v$  bajo distintas escalas. Por ejemplo,  $v_{1\%}$  implica que  $\gamma$  ha sido reescalado entre los valores 0 y 0,01, mientras que  $v_{2,5\%}$  implica un  $\gamma$  que se encuentre entre 0 y 0,025. En el cuadro se observa que, entre los valores de 0,01 y 0,1 para  $\gamma$ , la elección de este factor no produce correlaciones inferiores a 0,99 para los diferentes valores de  $v$ . En forma adicional, hemos realizado una prueba de normalidad sobre el valor de  $v$  estimado con distintos valores de  $\gamma$  (cuadro B5). Al ser  $v$  una función no lineal de  $\gamma$ , dicha prueba permite constatar que para  $\gamma > 0,1$  podemos rechazar claramente la hipótesis de normalidad ( $p < 0,04$ ), lo cual permite concluir que el rango de  $\gamma$  no debe tener un máximo superior a 0,1. Lo anterior queda refrendado mediante el análisis de los histogramas de  $v$  para diferentes rangos de  $\gamma$  (gráfico B1). Puede observarse que a partir del rango entre 0 y 0,1, el resultado comienza a perder normalidad. Cabe mencionar que dicho rango es el resultado del conjunto particular de factores considerados en el análisis, cuyo comportamiento al interior de la muestra no admite una comparación directa con el mismo rango en el trabajo original de B&S (2008).

Cuadro B2

### Análisis factorial de componentes principales

Factor	Valor propio	Diferencia	Proporción	Acumulativo
Factor 1	1,387	0,254	0,277	0,277
Factor 2	1,133	0,085	0,227	0,504
Factor 3	1,049	0,247	0,210	0,714
Factor 4	0,802	0,173	0,160	0,874
Factor 5	0,629	.	0,126	1,000

Fuente: Elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), Sistema Nacional de Información Municipal (2010-2014), e Instituto Nacional de Estadísticas (2014).

6 Para estandarizar el factor 2 en escala de 0 a 1, se usa la siguiente fórmula:  $factor_{i,} = \frac{factor_i - Min(f)}{Max(f) - Min(f)}$ , donde  $factor_{i,}$  = factor reescalado de 0 a 1 para el municipio  $i$ ,  $factor_i$  = factor del municipio  $i$ ,  $Min(f)$  el valor mínimo que toma el factor, y  $Max(f)$  el valor máximo que toma este.

Cuadro B3

## Análisis de factores ortogonales

Factor	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Unicidad
Gini	-0,1513	0,8731	-0,1430	0,1944
Inversa Herf concejales	0,0019	-0,0483	0,9171	0,1566
Inversa Herf etnia	-0,7871	0,0414	-0,1455	0,3576
Inversa Herf edad	0,6914	-0,0554	-0,3166	0,4187
Desv. est. escolaridad	0,4657	0,6376	0,2694	0,3040

Fuente: Elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), Sistema Nacional de Información Municipal (2010-2014), e Instituto Nacional de Estadísticas (2014).

Cuadro B4

Matriz de correlaciones para índices de *voice*,  $v$ , diferentes  $\gamma$ 

	$U_{1\%}$	$U_{2,5\%}$	$U_{5\%}$	$U_{10\%}$	$U_{25\%}$	$U_{50\%}$	$U_{75\%}$	$U_{100\%}$
$U_{1\%}$	1,0000							
$U_{2,5\%}$	0,9999 (0,000)	1,0000						
$U_{5\%}$	0,9990 (0,0000)	0,9996 (0,0000)	1,0000					
$U_{10\%}$	0,9948 (0,0000)	0,9964 (0,0000)	0,9984 (0,0000)	1,0000				
$U_{25\%}$	0,9620 (0,0000)	0,9664 (0,0000)	0,9731 (0,0000)	0,9846 (0,0000)	1,0000			
$U_{50\%}$	0,8418 (0,0000)	0,8499 (0,0000)	0,8632 (0,0000)	0,8887 (0,0000)	0,9532 (0,0000)	1,0000		
$U_{75\%}$	0,6698 (0,0000)	0,6798 (0,0000)	0,6965 (0,0000)	0,7300 (0,0000)	0,8278 (0,0000)	0,9556 (0,0000)	1,0000	
$U_{100\%}$	0,5068 (0,0000)	0,5169 (0,0000)	0,5341 (0,0000)	0,5695 (0,0000)	0,6807 (0,0000)	0,8572 (0,0000)	0,9693 (0,0000)	1,0000

Fuente: Elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), Sistema Nacional de Información Municipal (2010-2014), e Instituto Nacional de Estadísticas (2014).  
Nota: Significancia entre paréntesis.

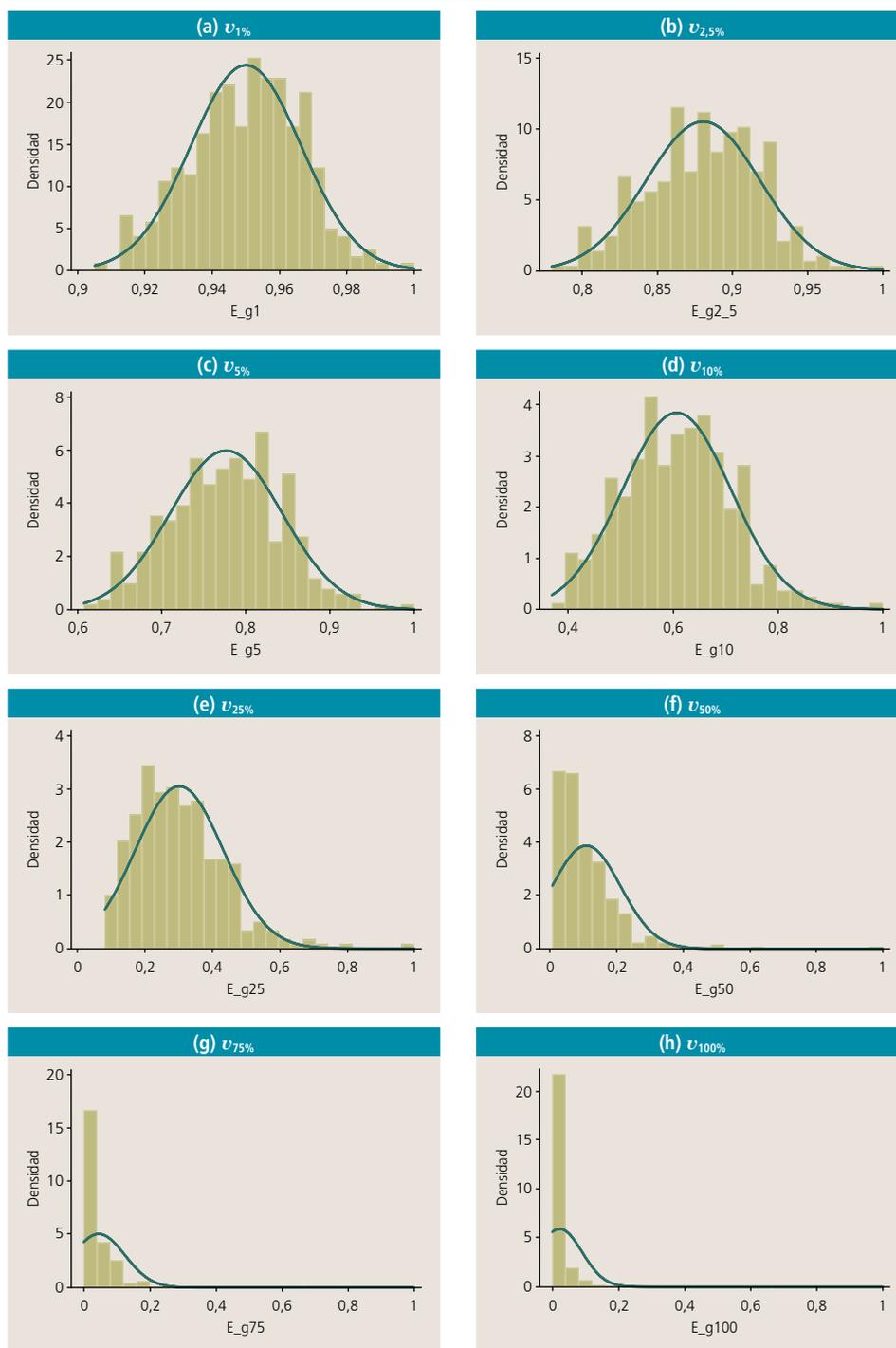
Cuadro B5

## Test de normalidad Shapiro-Wilk

Variable	Obs.	W	Prob > z
$U_{1\%}$	324	0,99357	0,18307
$U_{2,5\%}$	324	0,99446	0,29126
$U_{5\%}$	324	0,99475	0,33621
$U_{10\%}$	324	0,99068	0,03771
$U_{25\%}$	324	0,93960	0,00000
$U_{50\%}$	324	0,73689	0,00000
$U_{75\%}$	324	0,47579	0,00000
$U_{100\%}$	324	0,27551	0,00000

Fuente: Elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), Sistema Nacional de Información Municipal (2010-2014), e Instituto Nacional de Estadísticas (2014).

Gráfico B1

Histogramas de índices de *voice* ( $v$ ), diferentes  $\gamma$ 

Fuente: Elaboración propia a base de Casén (2013), Servel (2012), Sistema Nacional de Información Municipal (2010-2014), e Instituto Nacional de Estadísticas (2014).

## APÉNDICE C

### DATOS POR MUNICIPIO

Cuadro C1

#### Valores para $v$ y $f_i$ por comuna

( $f$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
1101	Iquique	0,7388	212,3958	221,0876	209,6058	208,7725	192,791	180,0444
1107	Alto Hospicio	0,8244	75,0174	77,9151	74,048	73,3305	64,4440	57,2616
1401	Pozo Almonte	0,8582	238,7061	254,3579	234,7054	229,5525	218,3905	215,0441
1402	Camiña	0,7457	1402,601	1478,7510	1395,8540	1392,4930	1342,3330	1336,0250
1403	Colchane	nd	868,5307	893,2352	849,6870	845,9171	831,3480	769,2744
1404	Huara	0,7434	617,5222	628,6744	607,5877	598,1067	583,7948	582,5629
1405	Pica	0,7249	146,5250	148,7297	144,7964	142,4286	136,7506	133,8326
2101	Antofagasta	0,7508	123,3328	126,9980	121,5412	120,3498	106,3265	97,9307
2102	Mejillones	0,8565	432,0313	444,1028	429,0510	423,8060	395,0655	380,6023
2103	Sierra Gorda	0,7759	1136,6410	1158,6580	1125,4520	1115,7800	1058,9220	1030,6990
2104	Taltal	0,8463	328,0206	336,5939	325,3631	310,7159	295,9238	292,3177
2201	Calama	0,7344	119,1400	123,5685	118,0026	117,1790	101,5526	101,5050
2202	Ollagüe	nd	3462,2190	3730,0640	3340,9640	3307,0920	2796,7610	2751,4560
2203	San Pedro de Atacama	0,7210	331,6568	336,6226	331,6568	326,8197	298,7384	297,3533
2301	Tocopilla	0,8943	nd	nd	nd	nd	nd	nd
2302	María Elena	0,8921	613,1147	635,2393	606,6081	604,4584	602,8030	581,6214
3101	Copiapó	0,7524	104,0648	106,8444	103,9464	102,2667	85,9740	74,3147
3102	Caldera	0,8476	243,1109	250,3361	240,6842	230,8468	228,1059	218,0659
3103	Tierra Amarilla	0,8442	326,5182	337,5881	322,8106	306,9721	305,9884	305,5291
3201	Chañaral	0,8239	188,0753	207,5874	183,5837	182,8487	182,3781	181,9513
3202	Diego de Almagro	0,7710	401,2275	413,6727	382,1707	375,1455	375,1455	375,1455
3301	Vallenar	0,7539	123,8171	134,1210	121,8528	119,3710	112,2467	106,4539
3302	Alto del Carmen	0,9085	465,3087	474,8092	461,3494	456,2361	449,4675	438,5935
3303	Freirina	0,8626	240,3397	253,0187	236,0112	235,5514	226,8381	217,5375
3304	Huasco	0,7790	275,5746	287,9261	270,3323	265,0289	247,6695	235,6841
4101	La Serena	0,7139	123,4036	126,6326	122,5190	121,1606	108,4559	98,8274
4102	Coquimbo	0,7703	106,9653	110,2482	106,2632	103,7585	93,7087	93,4730
4103	Andacollo	0,8589	224,3322	236,8631	222,6649	217,7836	217,5306	216,8150
4104	La Higuera	0,8204	468,7010	484,9814	465,2973	462,2538	453,7711	449,8391
4105	Paiguano	0,8605	335,9180	343,6225	330,3403	321,3806	308,6067	295,9537



## Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f$ , por comuna $f$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
4106	Vicuña	0,8316	129,9414	138,3524	127,1189	126,3253	121,4263	116,8045
4201	Illapel	0,7400	119,0495	124,1945	117,3228	116,7784	110,3258	103,4818
4202	Canela	0,7795	202,0339	210,8242	198,9324	196,8566	196,8566	193,6048
4203	Los Vilos	0,7261	165,7010	173,7525	163,5381	162,6152	145,3909	143,0793
4204	Salamanca	0,7995	183,8570	192,0018	181,1941	177,9446	177,9446	174,3570
4301	Ovalle	0,7268	88,5159	92,1615	87,2337	86,6111	76,1461	69,2522
4302	Combarbalá	0,7399	160,0982	169,8574	158,2469	149,9467	149,9449	149,4362
4303	Monte Patria	0,7831	106,8868	111,1690	105,2219	103,9215	103,9215	103,8575
4304	Punitaqui	0,8172	146,5071	154,6266	144,5348	138,9695	136,4970	135,5531
4305	Río Hurtado	0,7304	358,8783	376,7931	352,6673	348,6556	347,9066	347,6633
5101	Valparaíso	0,6666	111,1325	116,5497	108,5175	107,5617	95,5867	93,7972
5102	Casablanca	0,7394	107,3560	111,5053	105,6924	104,3045	97,2793	96,9947
5103	Concón	0,6953	89,2703	92,0638	87,9480	87,8168	76,7939	69,1255
5104	Juan Fernández	nd	1571,7990	1616,6230	1459,8040	1459,7870	1451,5790	1451,3930
5105	Puchuncaví	0,8196	212,0683	221,0291	208,4576	206,1390	197,5416	195,8178
5107	Quintero	0,6611	145,3739	155,1812	142,3082	136,3906	131,6652	130,7196
5109	Viña del Mar	0,6400	172,3645	181,1656	168,5291	166,2745	139,2984	125,1184
5201	Isla de Pascua	nd	572,3957	610,3102	510,6941	503,9055	453,4589	440,1216
5301	Los Andes	0,7942	81,3804	87,4544	79,8879	79,3553	74,3469	64,4252
5302	Calle Larga	0,8432	131,5386	150,9553	129,8327	124,9761	115,8025	114,0911
5303	Rinconada	0,7262	533,0322	541,3263	529,7255	526,1182	523,4131	519,3397
5304	San Esteban	0,8184	100,0873	105,8734	98,4643	92,1071	84,6553	83,9536
5401	La Ligua	0,8467	91,7680	96,6701	90,2195	84,4484	84,4484	83,5836
5402	Cabildo	0,8003	93,2061	98,4949	90,9209	89,3889	79,4640	74,9620
5403	Papudo	0,9369	293,4229	308,7257	283,3305	279,6813	255,9847	255,2175
5404	Petorca	0,8024	146,6563	163,0097	139,6709	138,5985	132,0351	128,5815
5405	Zapallar	0,8629	1150,5290	1163,3030	1144,0630	1141,7500	1090,3310	1045,7610
5501	Quillota	0,7734	89,4487	93,4281	88,8721	87,9224	78,7543	74,7931
5502	Calera	0,8502	78,3123	82,4658	76,6089	75,4419	69,8780	64,6476
5503	Hijuelas	0,8143	110,8527	117,0254	107,7146	106,3369	97,1149	89,4266
5504	La Cruz	0,7956	124,7830	128,2480	122,1825	121,9851	115,0698	111,8118
5506	Nogales	0,7172	86,9662	93,5921	84,4310	79,5247	76,6774	73,0245
5601	San Antonio	0,7448	102,8034	107,1544	101,2133	100,1017	87,1026	81,1436
5602	Algarrobo	0,7193	198,8617	249,5369	193,8277	178,7125	175,1634	175,1594
5603	Cartagena	0,8850	124,8745	136,5006	122,6634	120,5943	119,3454	117,8131

Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f_i$  por comuna $f_i$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
5604	El Quisco	0,9555	198,9901	217,8340	195,8238	194,1336	192,2830	185,0104
5605	El Tabo	1,0000	229,0767	242,5396	222,9470	219,8521	211,3318	210,1732
5606	Santo Domingo	0,8333	570,9496	592,9560	564,0931	562,0564	522,5139	489,0959
5701	San Felipe	0,7816	79,8440	86,1473	78,4538	77,9904	68,1077	61,5253
5702	Catemu	0,8536	113,7911	119,7119	112,7029	111,5973	101,2231	97,0451
5703	Llaillay	0,8200	80,7719	89,2469	78,4611	76,9712	76,1185	75,1136
5704	Panquehue	0,8180	164,3410	172,4573	160,6047	154,7031	152,9294	152,7822
5705	Putendo	0,9304	116,4577	121,1620	114,5733	112,7574	109,1890	107,6438
5706	Santa María	0,8326	114,8025	118,5473	112,2429	107,6918	107,2532	96,2437
5801	Quilpué	0,7785	81,6223	84,4677	80,3365	79,3797	67,7238	63,4159
5802	Limache	0,8292	86,3582	89,3093	84,9723	83,8034	71,2124	67,3215
5803	Olmué	0,7561	128,9447	135,5956	126,8184	123,7649	113,8028	103,4277
5804	Villa Alemana	0,8025	63,5872	66,7084	62,2699	61,6833	59,3904	57,5633
6101	Rancagua	0,7066	77,8061	81,1541	76,4936	75,8049	62,4272	52,6095
6102	Codegua	0,8937	127,5556	141,2368	125,5203	124,4403	121,8918	119,3036
6103	Coinco	0,7662	211,1497	220,5709	210,0639	207,4059	189,0181	188,5197
6104	Coltauco	0,8570	117,4071	123,4953	114,8121	113,2020	107,8545	103,4776
6105	Doñihue	0,8268	110,8575	114,2690	109,7267	109,0062	98,3931	95,5988
6106	Graneros	0,8262	nd	nd	nd	nd	nd	nd
6107	Las Cabras	0,6872	105,4412	110,5893	103,3942	101,8863	94,5358	91,1324
6108	Machalí	0,6791	134,8454	139,6716	133,5215	132,0176	117,3857	106,9272
6109	Malloa	0,8336	155,3779	161,9940	152,0704	150,8932	144,3344	141,3524
6110	Mostazal	0,8162	297,3652	301,4427	295,8038	293,0429	284,1036	279,3565
6111	Olivar	0,7921	117,1785	127,3418	113,8441	113,0159	110,2926	99,1211
6112	Peumo	0,9113	132,7283	139,1584	130,0004	126,9979	116,1523	112,2447
6113	Pichidegua	0,7863	155,3453	162,0774	154,1509	152,4327	143,4505	143,1448
6114	Quinta de Tilcoco	0,8637	94,2855	110,8278	93,1322	85,4443	82,2335	81,3396
6115	Rengo	0,7378	76,8390	80,6292	75,0539	72,2354	64,9136	63,8173
6116	Requínoa	0,8890	109,7300	114,3204	107,6365	106,9529	97,8013	91,8855
6117	San Vicente	0,8006	79,5603	87,2840	78,0630	76,1696	70,0323	63,9850
6201	Pichilemu	0,8565	239,1499	248,0010	234,4464	233,2144	215,0776	211,2019
6202	La Estrella	0,7861	167,5771	181,0665	162,7028	156,3477	156,3477	155,4858
6203	Litueche	0,8590	276,0081	285,6874	271,9152	269,7267	251,9102	248,6246
6204	Marchihue	0,8479	177,3493	185,4949	174,8758	173,0960	166,1319	163,3742
6205	Navidad	0,8534	371,0712	383,6053	370,1326	364,5761	343,6447	334,9018



## Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f$ , por comuna $f$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
6206	Paredones	0,7741	264,8448	273,9128	260,0956	259,8826	255,6829	249,7015
6301	San Fernando	0,7368	nd	nd	nd	nd	nd	nd
6302	Chépica	0,8258	125,2939	132,9855	122,2308	120,3045	110,0973	107,5154
6303	Chimbarongo	0,8335	81,1225	87,0823	79,1123	77,8745	71,1989	70,7216
6304	Lolol	0,7548	262,3233	269,9618	260,0173	255,2171	246,4869	228,3692
6305	Nancagua	0,9179	154,1125	160,1174	152,1310	150,2698	139,0199	134,2437
6306	Palmilla	0,8439	193,6577	205,1543	189,4290	186,5146	182,4188	178,2142
6307	Peralillo	0,8045	183,1204	190,7994	181,9139	178,3534	165,7790	164,7642
6308	Placilla	0,8058	186,2502	192,5110	183,6650	181,2626	177,5268	171,4718
6309	Pumanque	0,8149	390,4782	397,0049	378,2516	376,6929	364,3142	357,6806
6310	Santa Cruz	0,7155	146,8698	150,6969	145,3984	144,4580	131,4468	123,6792
7101	Talca	0,6440	82,0309	85,0850	80,4711	79,5869	67,8764	63,0376
7102	Constitución	0,6848	138,2990	142,5824	137,4081	136,4038	126,7300	125,8696
7103	Curepto	0,7685	171,7742	184,1457	169,8926	169,2473	159,9135	152,5104
7104	Empedrado	0,8556	363,1250	376,1101	358,4421	354,9559	347,4898	337,2190
7105	Maule	0,8143	131,7331	135,1795	130,6075	128,5322	112,7575	112,5590
7106	Pelarco	0,8129	349,1576	359,6500	347,2305	343,1593	339,9663	339,5321
7107	Pencahue	0,8501	239,6431	248,4945	236,5600	235,1981	225,9025	225,8319
7108	Río Claro	0,8322	206,6788	214,0428	203,7911	201,7698	194,7392	192,3718
7109	San Clemente	0,7979	125,5418	132,4144	122,7249	121,8540	104,9053	103,0222
7110	San Rafael	0,7916	152,0966	168,3563	148,7042	146,5748	139,6470	137,7862
7201	Cauquenes	0,7486	114,8043	120,1907	112,9180	110,0190	96,3166	91,8853
7202	Chanco	0,7988	186,9321	197,5056	183,3635	178,0058	171,5139	170,5224
7203	Pelluhue	0,8826	340,3418	352,3020	336,1673	323,4923	317,4871	312,8519
7301	Curicó	0,7174	79,6565	86,6105	77,9091	77,2637	65,1086	60,4870
7302	Hualañé	0,7417	nd	nd	nd	nd	nd	nd
7303	Licantén	0,7547	256,3538	267,0490	251,3301	247,3102	243,9617	243,9484
7304	Molina	0,8167	93,6663	98,1920	91,5893	90,5450	74,9556	67,7024
7305	Rauco	0,7687	196,9190	200,9168	195,4702	191,6541	182,4602	178,7304
7306	Romeral	0,7220	138,5298	145,1353	135,9641	133,4147	131,6215	131,2636
7307	Sagrada Familia	0,8666	142,8754	156,2874	142,1852	142,0602	135,5551	133,5653
7308	Teno	0,8068	95,1900	102,8035	94,0542	93,3335	87,9367	84,0259
7309	Vichuquén	0,7702	621,2399	638,0838	612,9220	584,4401	578,2119	577,5011
7401	Linares	0,7131	79,3833	83,9941	77,3432	76,4811	63,5286	56,3133
7402	Colbún	0,8472	140,1637	145,3290	138,3218	137,6752	132,2877	126,1542

Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f_i$  por comuna $f_i$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
7403	Longaví	0,8173	101,2944	105,6558	99,6646	98,8404	93,0965	91,8512
7404	Parral	0,7541	125,4869	131,2154	123,4383	121,6983	109,5067	105,2200
7405	Retiro	0,7596	112,3565	117,4433	110,0104	108,9499	98,7419	93,1967
7406	San Javier	0,7571	99,4039	110,9721	99,3955	98,9914	85,4460	81,4350
7407	Villa Alegre	0,7234	128,1112	134,0703	125,2884	123,4361	116,5728	115,6644
7408	Yerbas Buenas	0,8799	115,8982	123,8732	112,9843	109,8969	103,7639	101,2584
8101	Concepción	0,6946	92,8701	96,9006	90,9697	89,8489	75,7140	65,6579
8102	Coronel	0,7790	95,9850	104,0357	94,0848	89,1356	77,4948	73,3146
8103	Chiguayante	0,7422	57,6048	62,1128	56,6116	56,2283	46,7421	41,0733
8104	Florida	0,7774	152,3873	160,1189	148,8831	147,0574	140,6999	140,2295
8105	Hualqui	0,8495	87,7865	101,5625	84,9621	83,4022	70,1329	68,7584
8106	Lota	0,8201	173,9432	179,4575	171,7410	169,6062	151,0207	150,4101
8107	Penco	0,7689	87,3269	90,6595	85,9873	85,2258	76,3601	74,7617
8108	San Pedro de la Paz	0,6415	93,4487	100,2757	91,5746	86,2175	73,2750	66,7676
8109	Santa Juana	0,8109	144,0895	152,5354	142,7265	137,0787	128,5109	115,6279
8110	Talcahuano	0,7773	93,7993	99,1154	91,8298	91,1114	70,1531	61,1124
8111	Tomé	0,7889	112,0287	118,1258	110,3329	109,6448	102,2745	98,1562
8112	Hualpén	0,7656	91,2303	100,1435	89,7028	89,3135	74,2212	54,3820
8201	Lebu	0,7330	106,8483	112,7643	96,7997	94,5383	89,0876	88,7202
8202	Arauco	0,6992	92,9715	96,0784	91,9065	91,5198	83,3051	79,6614
8203	Cañete	0,6830	96,9912	100,7943	94,8224	94,0721	85,1363	81,7390
8204	Contulmo	0,7818	241,9519	261,3860	239,3897	231,7410	229,5321	228,0614
8205	Curanilahue	0,7031	190,5806	196,7320	188,0632	178,3367	178,3367	178,3367
8206	Los Álamos	0,7916	138,9456	144,3563	136,9390	132,1343	130,9062	126,4257
8207	Tirúa	0,6896	124,2043	131,1678	121,4841	120,5104	111,2051	110,8064
8301	Los Ángeles	0,6839	77,3936	80,3632	76,3610	75,6088	65,2727	58,4716
8302	Antuco	0,8264	297,8216	315,8806	286,5125	280,8186	273,4951	272,5708
8303	Cabrero	0,7647	92,6153	97,1883	90,6216	88,5475	76,8839	74,7883
8304	Laja	0,8697	122,2068	128,1691	120,2818	119,0306	104,7492	100,7932
8305	Mulchén	0,7744	91,1919	98,6857	89,4400	88,3175	77,3334	73,8332
8306	Nacimiento	0,8110	99,3085	104,1378	97,2813	96,4572	88,2167	81,1448
8307	Negrete	0,7796	144,1834	163,6352	141,1215	137,2731	131,2633	121,2571
8308	Quilaco	0,8590	286,9376	299,5147	281,0574	276,8408	260,3932	257,7351
8309	Quilleco	0,8245	131,2527	137,8515	130,2095	128,6590	122,8317	120,7621
8310	San Rosendo	0,7480	247,8957	259,3452	240,4662	238,3688	214,9586	198,6310



## Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f$ , por comuna $f$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
8311	Santa Bárbara	0,7381	137,5629	145,4136	134,6504	133,3717	126,9305	124,5412
8312	Tucapel	0,7151	128,8769	138,6560	125,2254	123,8209	110,4539	110,0414
8313	Yumbel	0,7403	173,3350	179,9928	170,7847	168,5871	152,1718	152,1718
8314	Alto Biobío	0,7034	109,2446	126,9552	105,9957	102,5065	101,1470	100,4359
8401	Chillán	0,7196	91,0299	94,7558	89,3635	87,4137	74,6149	71,4490
8402	Bulnes	0,7513	97,0956	107,5654	95,8393	94,3580	85,0020	74,0495
8403	Cobquecura	0,7378	279,0042	294,7870	271,3037	270,1397	252,8808	243,5939
8404	Coelemu	0,7519	147,9723	156,0036	144,8987	143,0470	125,0671	120,9506
8405	Coihueco	0,6733	91,6015	95,6559	89,5539	88,4324	81,4409	77,0572
8406	Chillán Viejo	0,7449	83,0269	88,4099	81,1233	79,7291	76,3724	72,9729
8407	El Carmen	0,7231	145,0336	160,5542	142,5093	136,7763	135,7976	134,8624
8408	Ninhue	0,8072	240,9644	257,5334	238,2441	231,1005	223,7035	220,3670
8409	Niquén	0,8457	171,3960	186,8858	165,6427	164,1647	163,1320	157,2941
8410	Pemuco	0,8031	160,1640	166,2823	157,8239	156,5263	154,8976	153,8832
8411	Pinto	0,7602	173,2809	181,8289	170,6904	169,6219	155,6677	153,2398
8412	Portezuelo	0,8190	334,8347	345,1018	331,1549	329,4796	327,7948	316,4998
8413	Quillón	0,8627	169,4630	186,0483	163,8104	161,4319	143,4798	134,5105
8414	Quirihue	0,6911	125,0452	132,7295	123,1083	121,2377	111,7302	102,4620
8415	Ránquil	0,8503	316,1211	325,7391	312,8958	311,2970	297,6385	291,5895
8416	San Carlos	0,6802	86,5640	90,5820	85,7703	85,3690	74,7877	69,7347
8417	San Fabián	0,6828	347,2715	357,5543	338,5916	330,6100	328,6252	327,9326
8418	San Ignacio	0,7391	104,1157	121,3282	102,8557	102,1692	101,3044	100,6231
8419	San Nicolás	0,7572	158,5502	163,2251	155,8172	153,4652	149,1336	146,8683
8420	Treguaco	0,7941	170,2749	200,7743	167,5805	165,5842	153,4634	153,3307
8421	Yungay	0,6974	126,6106	132,1645	123,7757	121,5698	117,8437	115,4883
9101	Temuco	0,6681	74,8287	78,6428	73,4218	73,1222	68,4764	63,3040
9102	Carahue	0,6545	118,4715	123,9113	116,3176	114,1990	105,6760	101,5410
9103	Cunco	0,6794	130,4506	138,4387	127,4700	123,3316	113,9535	113,7669
9104	Curarrehue	0,7619	152,4181	161,6088	149,6328	148,2762	148,2762	148,0800
9105	Freire	0,7412	106,2169	111,6672	104,5601	103,2149	96,9015	93,0039
9106	Galvarino	0,7261	209,0223	219,0908	205,5450	204,1904	203,3032	202,9851
9107	Gorbea	0,8046	113,8342	122,3819	111,1534	109,1015	100,6559	94,8223
9108	Lautaro	0,6893	102,5498	108,0872	100,8678	98,1188	91,2224	85,5936
9109	Loncoche	0,6918	104,7855	115,6830	103,4614	102,6250	91,6493	91,6454
9110	Melipeuco	0,8453	187,8710	200,6780	185,1077	182,6451	179,9215	163,2871

Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f_i$  por comuna $f_i$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
9111	Nueva Imperial	0,7332	103,2977	108,5956	101,8419	99,4567	88,7394	79,5221
9112	Padre Las Casas	0,6918	100,1799	103,1471	98,8469	97,8822	91,2921	87,5808
9113	Perquenco	0,8664	193,2442	208,7313	188,3760	184,8576	171,0953	168,9590
9114	Pitrufquén	0,7022	97,6137	105,4139	95,6544	94,7025	86,4170	79,4498
9115	Pucón	0,6865	150,0245	156,2264	148,4533	146,4591	137,4046	136,4138
9116	Saavedra	0,6495	137,8018	148,1263	134,7022	132,6788	121,3625	117,4277
9117	Teodoro Schmidt	0,7373	121,8030	127,9973	119,2771	116,8898	112,3898	110,0318
9118	Toltén	0,7072	140,7047	152,8616	135,9548	132,1313	120,2535	114,3419
9119	Vilcún	0,7556	129,8147	133,9175	127,8925	126,1586	120,7400	117,0478
9120	Villarrica	0,6722	79,1022	83,4047	78,1410	75,7308	71,4379	68,5328
9121	Cholchol	0,7065	162,7902	173,2998	158,4110	155,2121	147,4812	146,7713
9201	Angol	0,7949	106,8034	113,2538	105,8361	103,4048	94,3762	88,9696
9202	Collipulli	0,6821	134,9765	141,1087	134,4965	133,6263	120,0693	115,0315
9203	Curacautín	0,7009	170,7658	180,2579	166,9393	165,1193	165,0268	164,9809
9204	Ercilla	0,8309	236,6308	246,8116	233,6225	229,6783	221,4002	215,8068
9205	Lonquimay	0,6925	179,7470	187,6333	177,2897	173,3273	170,1408	169,7873
9206	Los Sauces	0,6473	331,0597	343,1251	326,6985	325,2437	301,1629	301,1499
9207	Lumaco	0,7107	148,2993	159,1394	143,9449	131,1642	128,1915	127,6516
9208	Purén	0,7834	130,8136	145,8488	126,7765	121,0606	111,8724	106,4569
9209	Renaico	0,8273	149,4313	157,0542	146,7181	145,9003	133,1400	126,3551
9210	Traiguén	0,6874	92,1132	99,9947	88,9772	83,7174	78,6360	78,5859
9211	Victoria	0,7751	116,4969	122,9376	113,6764	112,4073	103,1702	97,8339
10101	Puerto Montt	0,6360	77,7959	80,7778	76,6279	75,4872	65,2858	61,7677
10102	Calbuco	0,7560	83,5675	87,4594	82,2402	81,1065	73,0458	70,5964
10103	Cochamó	nd	277,4243	287,7943	272,6347	268,4805	268,3495	268,2574
10104	Fresia	0,8125	147,1377	155,3530	144,8381	142,8149	142,8149	142,2446
10105	Frutillar	0,7312	130,0955	135,0061	128,1827	126,9301	125,5808	124,6877
10106	Los Muermos	0,6642	140,0165	145,3188	139,2651	138,1381	134,6169	127,0140
10107	Llanquihue	0,6998	79,4819	90,2446	79,4337	77,6188	77,1100	76,4409
10108	Mauñín	0,7918	139,3179	149,2303	137,1584	130,5116	124,9020	123,2557
10109	Puerto Varas	0,6403	124,1257	128,1485	122,6874	121,0126	108,5254	102,4816
10201	Castro	0,8164	136,4719	141,9764	134,8691	134,4089	121,0652	117,6055
10202	Ancud	0,7515	130,0292	135,1068	128,8216	126,4615	119,8797	115,1186
10203	Chonchi	0,7635	225,5934	231,2522	223,3561	222,3031	212,8414	211,8951
10204	Curaco de Vélez	0,7856	357,1406	367,8737	351,3737	349,0433	320,1396	317,8673



## Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f$ , por comuna $f$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
10205	Dalcahue	0,8033	183,2253	187,8303	181,1545	180,3415	173,9129	169,5973
10206	Puqueldón	0,8877	373,5045	385,7878	369,6252	368,3391	352,9622	352,9126
10207	Queilén	0,7919	346,9960	356,3493	343,1420	339,6985	335,1152	330,9730
10208	Quellón	0,7829	89,8538	92,3287	88,9315	87,9121	84,6506	83,9945
10209	Quemchi	0,8150	208,7234	215,3776	205,8272	204,3542	197,2084	195,9610
10210	Quinchao	0,7459	215,7448	227,4854	212,5273	205,7088	187,6893	181,5068
10301	Osorno	0,6462	85,3166	89,6799	83,4352	82,4299	68,0037	64,3212
10302	Puerto Octay	0,8525	171,4864	180,5726	169,5301	168,0443	165,2158	162,4683
10303	Purranque	0,7221	100,0446	104,7652	98,1453	97,3207	90,3674	85,0904
10304	Puyehue	0,8450	147,9564	160,3616	143,8423	141,2249	133,6997	129,1936
10305	Río Negro	0,7271	157,9415	164,5217	155,9723	154,1806	151,6921	150,1806
10306	San Juan de la Costa	0,7610	206,5096	217,8416	202,8881	201,2007	199,7038	199,3754
10307	San Pablo	0,8090	130,8117	143,3226	126,0351	122,8743	118,0825	113,5755
10401	Chaitén	nd	253,4477	267,6591	248,8014	246,3274	244,9363	243,7093
10402	Futaleufú	nd	583,1145	609,5816	579,8092	570,7377	568,1227	564,6298
10403	Hualaihué	nd	316,1109	321,9505	313,7639	311,9292	308,6863	307,9593
10404	Palena	nd	545,3501	573,5817	538,8821	536,2012	535,8834	519,1572
11101	Coihaique	0,6540	105,8013	112,6541	103,6796	102,4181	86,3815	81,9494
11102	Lago Verde	nd	884,4401	950,5176	873,8959	864,8312	846,4742	844,9703
11201	Aisén	0,7441	122,5948	129,0997	120,2490	118,1098	110,4328	108,4484
11202	Cisnes	0,7806	297,6661	310,7979	294,4192	278,9346	266,2668	260,7442
11203	Guaitecas	nd	463,5716	490,8392	456,1186	454,9636	447,5924	434,9711
11301	Cochrane	0,7286	482,3053	506,6862	481,3229	469,0861	456,3221	456,1049
11302	O'Higgins	nd	1340,0920	1406,0660	1333,5160	1319,5280	1314,7720	1314,7720
11303	Tortel	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd
11401	Chile Chico	0,8157	233,9081	241,9788	229,7171	223,0745	216,8302	212,7730
11402	Río Ibáñez	0,8206	725,9859	761,7050	714,1143	708,6099	704,7881	696,9110
12101	Punta Arenas	0,7737	117,0307	125,0452	113,5941	112,8208	95,9323	92,5283
12102	Laguna Blanca	nd	1163,2360	1229,7230	1144,6830	1143,3360	1132,0860	1125,4630
12103	Río Verde	nd	2429,3850	2580,9800	2299,4270	2299,4270	2298,1680	2298,1680
12104	San Gregorio	nd	1030,6220	1101,7990	1008,9940	1008,9940	996,6737	990,9728
12201	Cabo de Hornos	nd	429,9578	455,8153	418,5051	417,9721	417,9721	417,3651
12301	Porvenir	0,8422	181,0230	193,4689	180,6406	178,3701	169,5468	163,0819
12302	Primavera	nd	1750,1750	1838,9350	1708,1160	1708,1160	1683,7940	1681,0220
12303	Timaukel	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd

## Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f_i$  por comuna $f_i$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
12401	Natales	0,6535	165,3517	175,4555	162,6717	161,0078	146,6147	141,7867
12402	Torres del Paine	nd	730,1822	779,3757	712,5406	712,5406	712,5406	700,8147
13101	Santiago	0,6903	567,0145	599,8218	556,9570	552,7444	532,4840	494,5002
13102	Cerrillos	0,7653	161,9798	170,3384	159,2716	157,5930	130,9561	112,6682
13103	Cerro Navia	0,8486	89,8564	94,0160	88,3554	85,4550	78,1224	70,8428
13104	Conchalí	0,8337	116,5508	122,2363	115,1502	113,9160	95,8629	91,5322
13105	El Bosque	0,7939	75,4870	79,5482	74,4884	70,2851	52,9115	44,5907
13106	Estación Central	0,8074	109,8297	118,6147	107,4787	105,1677	88,1174	83,7139
13107	Huechuraba	0,7991	209,6091	216,5651	206,6398	204,5787	184,9491	171,1535
13108	Independencia	0,7906	140,0231	149,0965	139,1054	137,3826	102,1673	92,9236
13109	La Cisterna	0,8177	96,9131	103,9016	96,3783	94,9403	75,4653	74,0916
13110	La Florida	0,7591	83,4533	86,3671	82,6469	82,1104	68,8865	60,5582
13111	La Granja	0,7821	74,9854	82,8202	73,2778	70,2152	57,0489	53,5978
13112	La Pintana	0,7918	65,4257	68,3121	65,1786	64,5684	55,7546	51,1507
13113	La Reina	0,6971	178,0537	183,8647	175,1439	174,7289	159,6456	148,8734
13114	Las Condes	0,7104	489,4030	503,2418	486,0461	484,1542	462,4684	443,9918
13115	Lo Barnechea	0,6077	340,6739	348,2893	337,9593	336,8835	306,0210	279,3929
13116	Lo Espejo	0,8717	72,5624	81,5635	70,9028	69,7405	55,7180	53,8059
13117	Lo Prado	0,8393	104,1935	115,1120	103,2031	101,9046	90,2890	77,1090
13118	Macul	0,7499	138,6943	145,2376	137,1732	135,4575	120,8475	111,9766
13119	Maipú	0,8005	76,5683	78,0476	76,0104	74,6220	68,3076	59,8141
13120	Nuñoa	0,7593	nd	nd	nd	nd	nd	nd
13121	Pedro Aguirre Cerda	0,8615	81,5185	88,7376	81,5185	78,2091	64,8398	63,3319
13122	Peñalolén	0,7306	103,0485	107,0470	102,4528	101,6556	89,5585	82,9226
13123	Providencia	0,8074	527,6463	567,3891	522,3105	518,8156	491,5911	467,1127
13124	Pudahuel	0,8641	95,7098	98,1419	95,1771	94,5152	82,9333	74,6941
13125	Quilicura	0,6669	111,2985	114,3588	110,6020	108,0961	98,0286	87,8963
13126	Quinta Normal	0,7957	145,9314	152,6897	144,5359	143,1338	132,6683	129,1094
13127	Recoleta	0,8249	134,8898	141,1427	132,4809	127,1215	111,2097	104,2000
13128	Renca	0,8387	117,0164	119,7275	116,5772	115,2336	98,4564	89,4036
13129	San Joaquín	0,8005	131,8168	145,8329	130,8125	126,7432	102,8856	93,5087
13130	San Miguel	0,7814	147,9428	157,4379	144,0498	143,0341	127,9076	126,2463
13131	San Ramón	0,8223	80,0916	85,9233	79,6583	78,6336	67,9465	63,0086
13132	Vitacura	0,8948	578,9808	595,0134	573,2376	570,6629	519,2460	478,9137
13201	Puente Alto	0,8176	62,9655	64,0383	62,9104	62,3735	56,3572	52,2996



## Cuadro C1 (continuación)

Valores para  $v$  y  $f$ , por comuna $f$  en miles de pesos del 2014)

Código Casén 2013	Municipio	$v$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	$f_5$	$f_6$
13202	Pirque	0,7478	230,7017	234,8652	228,6315	226,1668	217,2111	214,3504
13203	San José de Maipo	0,7770	197,1508	205,8106	193,0348	189,4552	179,2656	177,6628
13301	Colina	0,9277	145,4643	147,3627	145,3594	144,9751	129,8619	112,2472
13302	Lampa	0,8063	157,3642	159,8422	156,9029	156,2295	148,1991	142,9376
13303	Tiltil	0,8348	114,0568	127,8445	111,6846	103,5665	103,5665	103,3762
13401	San Bernardo	0,7410	72,1609	74,7786	70,8136	69,9078	58,8736	52,3669
13402	Buín	0,6463	93,0916	97,8392	91,9417	89,9469	74,2306	73,3488
13403	Calera de Tango	0,8857	116,3949	125,0446	115,1979	114,3073	104,1375	103,5424
13404	Paine	0,7886	85,5698	89,0398	84,5329	83,7934	74,8513	73,3600
13501	Melipilla	0,7205	93,7585	97,3937	92,7220	92,3776	83,8040	77,8337
13502	Alhué	0,7816	306,9442	315,6679	295,3922	286,7138	285,6618	284,2791
13503	Curacaví	0,8531	100,8144	104,9074	100,3761	98,9888	89,7143	89,3011
13504	María Pinto	0,7364	287,3934	293,0948	285,6759	284,6260	277,2693	276,8532
13505	San Pedro	0,8070	171,7649	179,3272	168,8463	166,1007	162,6985	159,9686
13601	Talagante	0,7065	71,3888	74,6464	69,9741	69,0429	61,0337	54,7480
13602	El Monte	0,7851	86,1155	90,5191	84,9876	83,7275	81,6260	81,5991
13603	Isla de Maipo	0,7475	92,9516	99,6856	92,0746	91,2586	80,5514	79,7103
13604	Padre Hurtado	0,7708	108,0293	111,4701	106,5310	105,5814	94,7024	93,1099
13605	Peñaflor	0,7726	69,3032	75,9656	67,6315	67,3463	58,9164	55,7800
14101	Valdivia	0,6765	94,2247	98,8887	92,5466	90,4043	78,3912	78,3226
14102	Corral	0,8271	290,7539	304,2052	288,5520	281,9342	269,0765	252,8883
14103	Lanco	0,7918	130,7401	136,7546	129,5206	127,6244	118,1360	106,1798
14104	Los Lagos	0,6872	96,3298	103,0109	94,1033	93,4692	85,4234	85,0636
14105	Máfil	0,8521	159,1319	177,6077	156,1431	150,0585	145,5720	143,1297
14106	Mariquina	0,7495	135,4819	141,8428	133,2453	131,4480	121,1723	118,5603
14107	Paillaco	0,7703	95,7887	101,5359	93,6878	92,4893	78,6570	78,2727
14108	Panguipulli	0,7079	197,8422	204,6626	195,7556	193,0382	179,0232	178,4174
14201	La Unión	0,6345	85,9024	91,0909	83,6707	82,6859	74,8098	69,8978
14202	Futroneo	0,8130	132,9790	139,2105	130,7690	128,0150	119,6488	118,6867
14203	Lago Ranco	0,7118	149,1024	157,1990	145,7215	144,9516	141,5396	129,3642
14204	Río Bueno	0,7428	93,4618	100,3057	90,9546	89,6161	83,9799	79,9560
15101	Arica	0,7509	97,0308	103,3295	94,2240	92,5448	88,9370	82,7514
15102	Camaronés	0,8041	831,2883	867,9576	788,9243	785,7146	739,3464	738,9600
15201	Putre	0,7469	1374,1900	1445,1870	1353,4600	1343,1850	1343,0320	1342,4810
15202	General Lagos	nd	707,3294	742,4227	693,6868	693,6868	693,6868	693,5934

Nd: No disponible.





---

## ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LAS TASAS DE ACCIDENTABILIDAD LABORAL EN CHILE (2012-2016)

Óscar Arias R.\*  
Isabel Poblete H.\*

### I. PRESENTACIÓN

La Organización Internacional del Trabajo (OIT) estimó que para el año 2013 el total de accidentes del trabajo y enfermedades profesionales tuvieron un costo<sup>1</sup> aproximado global de 4% del PIB mundial, o unos US\$2,8 billones. A nivel de países también se ha descrito un impacto económico significativo en términos del costo de los accidentes laborales y las enfermedades profesionales: Reino Unido, 1% del PIB; Australia, 4,8%; Alemania, 3,1%, y Singapur, 3,2% (OIT-ILO, 2014). Para el conjunto de América Latina se ha estimado que el costo total de los accidentes del trabajo y enfermedades profesionales representa entre 2% y 4% del PIB de la región (Giuffrida et al., 2002).

A escala internacional se observa en los últimos años un alza en la cantidad de accidentes del trabajo; sin embargo, debido al aumento de la masa de trabajadores, esto se ha traducido en una disminución de la tasa de accidentes (Hämäläinen et al., 2009). En el caso de Chile, el número de accidentes del trabajo se mantuvo relativamente constante entre los años 1999 y 2010; pero a partir del 2012 se observa una importante reducción en los accidentes (gráfico 1), lo que unido al aumento de la masa de trabajadores protegidos, ha producido una disminución en las tasas de accidentes en los últimos años<sup>2</sup> (gráfico 2).

Hasta el momento existe poca información respecto de la dinámica de las tasas de accidentes laborales en Chile y su incidencia en distintos subconjuntos de trabajadores (según sexo, edad, actividad económica, gravedad de las lesiones, u otros). Esto, debido a la dificultad de acceso a microdatos sobre accidentabilidad en el sistema de seguridad y salud en el trabajo chileno. Sin embargo, el desarrollo del Sistema Nacional de Información de Seguridad y Salud en el Trabajo (Sisesat), administrado por la Superintendencia de Seguridad Social de Chile (Suseso), ha permitido consolidar y sistematizar información (a partir del 2012) que permite por primera vez realizar este tipo de análisis a nivel nacional.

---

\* Unidad de Estudios y Estadísticas, Superintendencia de Seguridad Social de Chile. E-mails: oarias@suseso.cl; ipoblete@suseso.cl

<sup>1</sup> Considera costos directos e indirectos de accidentes del trabajo y enfermedades profesionales: costos de atención de salud, subsidios de incapacidad laboral, productividad perdida, reducción en la capacidad de trabajo y menor participación laboral.

<sup>2</sup> Especialmente desde el 2012.

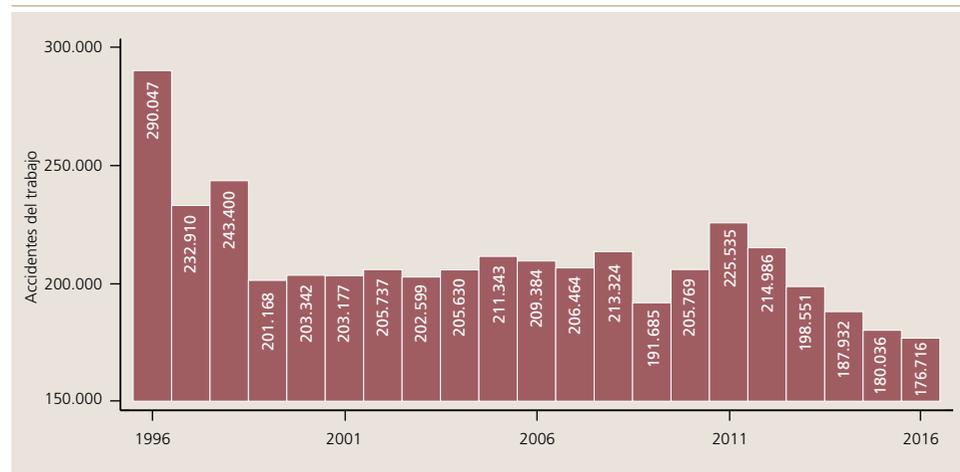
En este trabajo se realiza un análisis descriptivo de las tasas de accidentes del trabajo en Chile para el período 2012-2016, utilizando los datos disponibles hasta el momento en el Sisesat. Se presenta la tasa de accidentes del trabajo en dicho período para el conjunto de los trabajadores, y se realizan comparaciones de las tasas en grupos de trabajadores según sexo, edad, tipo de contrato, tamaño de la empresa, sector económico y días perdidos<sup>3</sup>. Además, se realiza un análisis exploratorio de los principales factores asociados a la accidentabilidad laboral en el período.

## II. DATOS Y METODOLOGÍA

A pesar de la importancia de contar con un análisis de las tasas de accidentabilidad laboral en distintos grupos de trabajadores, debido a la escasez de datos desagregados, hasta el momento no se han realizado análisis de este tipo para un conjunto amplio de trabajadores. Sin embargo, a partir de la implementación del Sisesat se dispone de información micro de accidentabilidad proveniente de todos los organismos administradores del Seguro Social de Accidentes del Trabajo y Enfermedades Profesionales de Chile.

Gráfico 1

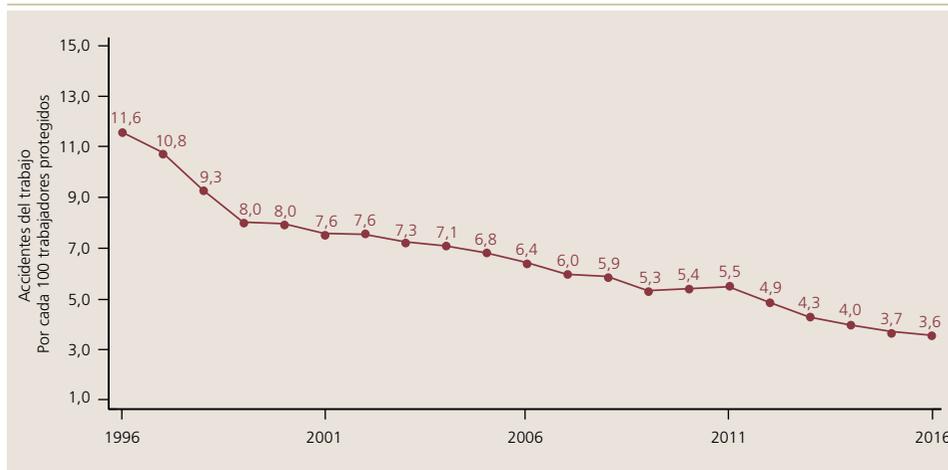
### Número de accidentes del trabajo, Chile (1996-2016)



Fuente: Elaboración a partir de Suseso (2017b).

Nota: No se consideran accidentes con altas inmediatas, ni accidentes de trayecto.

<sup>3</sup> Un indicador de la gravedad de los accidentes.

**Gráfico 2****Tasa de accidentes del trabajo, Chile (1996-2016)**

Fuente: Elaboración propia a partir de Suseso (2017b).

Nota: No se consideran accidentes con altas inmediatas ni accidentes de trayecto. Tasas 2001–2016 se calculan considerando el total de trabajadores protegidos. Tasas 1996–2000 consideran el total de trabajadores cotizantes.

En este trabajo se utiliza primariamente la información de accidentes del trabajo del Sisesat, plataforma a cargo de la Superintendencia de Seguridad Social de Chile que registra información referida a denuncias de accidentes del trabajo y de enfermedades profesionales (con y sin días perdidos), diagnósticos de enfermedad profesional, y calificaciones de accidentes y enfermedades. Este sistema, impulsado por la Suseso, dispone de información sobre seguridad y salud en el trabajo (desde el 2012<sup>4</sup>).

Los datos consolidados en el Sisesat provienen de los organismos administradores del Seguro Social de la Ley 16.744<sup>5</sup>: Mutualidades privadas sin fines de lucro (organismos administradores privados: Asociación Chilena de Seguridad, Mutual de Seguridad de la Cámara Chilena de la Construcción e Instituto de Seguridad del Trabajo), el Instituto de Seguridad Laboral (organismo administrador público) y las administradoras delegadas (empleadores que al mismo tiempo son organismos administradores privados: las divisiones de Codelco y la Pontificia Universidad Católica de Chile). El cuadro 1 presenta el promedio mensual de trabajadores que cotizaron en cada organismo administrador en el período 2012-2016.

<sup>4</sup> No se dispone en Chile de datos desagregados para realizar este tipo de análisis con anterioridad al 2012.

<sup>5</sup> Ver anexo B.

Cuadro 1

### Promedio mensual de trabajadores que cotizó para el Seguro Social de la Ley 16.744, por organismo administrador (2012-2016)

	2012		2013		2014		2015		2016	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
AChS	2.175.846	41,2	2.219.280	40,1	2.243.972	40,2	2.341.532	41,5	2.362.817	41,3
MUSEG	1.620.001	30,7	1.879.691	33,9	1.904.808	34,2	1.922.415	34,1	1.993.273	34,9
IST	515.745	9,8	536.928	9,7	555.431	10,0	557.007	9,9	568.197	9,9
<b>Mutuales</b>	<b>4.311.592</b>	<b>81,6</b>	<b>4.635.899</b>	<b>83,7</b>	<b>4.704.211</b>	<b>84,4</b>	<b>4.820.954</b>	<b>85,5</b>	<b>4.924.287</b>	<b>86,2</b>
<b>ISL</b>	<b>945.640</b>	<b>17,9</b>	<b>877.506</b>	<b>15,8</b>	<b>847.780</b>	<b>15,2</b>	<b>791.220</b>	<b>14,0</b>	<b>765.619</b>	<b>13,4</b>
Codelco Chuqui.	6.832	0,1	6.598	0,1	6.201	0,1	6.247	0,1	6.123	0,1
Codelco Salvador	1.498	0,0	1.482	0,0	1.430	0,0	1.401	0,0	1.497	0,0
Codelco Andina	1.566	0,0	1.611	0,0	1.619	0,0	1.657	0,0	1.683	0,0
Codelco Teniente	5.000	0,1	5.049	0,1	4.920	0,1	4.783	0,1	4.535	0,1
PUC	9.177	0,2	9.533	0,2	9.973	0,2	10.186	0,2	10.613	0,2
<b>Adm. delegada</b>	<b>24.073</b>	<b>0,5</b>	<b>24.273</b>	<b>0,4</b>	<b>24.143</b>	<b>0,4</b>	<b>24.273</b>	<b>0,4</b>	<b>24.451</b>	<b>0,4</b>
<b>Total</b>	<b>5.281.305</b>	<b>100,0</b>	<b>5.537.678</b>	<b>100,0</b>	<b>5.576.134</b>	<b>100,0</b>	<b>5.636.447</b>	<b>100,0</b>	<b>5.714.357</b>	<b>100,0</b>

Fuente: Suseso (2017b).

Nota: AChS: Asociación Chilena de Seguridad; MUSEG: Mutual de Seguridad de la CChC; IST: Instituto de Seguridad del Trabajo; ISL: Instituto de Seguridad Laboral; PUC: P. Universidad Católica de Chile.

Cuadro 2

### Promedio mensual de trabajadores que cotizó para el Seguro Social (Ley 16.744) y Seguro de Cesantía (Ley 19.728) (2012-2016)

	2012	2013	2014	2015	2016
Seguro Social (Ley 16.744)	5.281.305	5.537.678	5.576.134	5.636.447	5.714.357
Seguro de Cesantía (Ley 19.728)	4.355.588	4.536.405	4.607.727	4.738.280	4.845.743
Diferencia	925.717	1.001.273	968.407	898.167	868.614
Diferencia como porcentaje respecto de cotizantes del Seguro Social (%)	17,5	18,1	17,4	15,9	15,2

Fuente: Elaboración propia en base a Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

Respecto de la cobertura del Seguro Social de accidentes del trabajo y enfermedades profesionales, en el período 2006-2016 entre 68% y 71% de los trabajadores ocupados estuvieron protegidos por el Seguro de la Ley 16.744<sup>6</sup> (Suseso, 2016; 2017c).

6 Ver anexo B.



Por otro lado, la información de accidentes del trabajo incluye características de los trabajadores y empleadores, tales como sexo, edad, región, tipo de contrato, actividad económica y tamaño de la empresa o empleador. Se entiende como *accidente del trabajo* todo accidente ocurrido a causa o con ocasión del trabajo, y que provoca incapacidad que requiera, al menos, un día de reposo (*día perdido*). Esto no incluye los accidentes de trayecto ni los accidentes con alta inmediata (sin días perdidos). Tampoco se considera en este documento los accidentes con resultado de muerte del trabajador, o los sufridos por dirigentes sindicales a causa o con ocasión de su cometido gremial.

Para la construcción de tasas de accidentes se utilizó como referencia el total de trabajadores por los que se cotizó para el Seguro de Cesantía entre los años 2012 y 2016<sup>7</sup>, por lo que el análisis se refiere al total de trabajadores que cotizaron en el Seguro de Cesantía y en el Seguro de Accidentes del Trabajo y Enfermedades Profesionales en el período. El cuadro 2 muestra las diferencias<sup>8</sup> entre el número de trabajadores cotizantes en el Seguro Social de la Ley 16.744 (Seguro de Accidentes y Enfermedades Profesionales) y los casos de trabajadores cotizantes disponibles en las bases de datos del Seguro de Cesantía de la Ley 19.728.

Las tasas semestrales de accidentes fueron calculadas en forma anualizada, considerando el número de días de cada semestre<sup>9</sup>. Además, fueron estandarizadas de acuerdo con la distribución por sexo, edad y tipo de contrato de los trabajadores por los que se cotizó para el Seguro de Cesantía en los semestres 1<sup>o</sup> y 2<sup>o</sup> del 2016. Esta estandarización permite comparar tasas manteniendo constante la distribución de trabajadores según las variables consideradas. La estandarización por sexo, edad y tipo de contrato permite que la distribución por sector económico de los trabajadores sea semejante (comparable) entre los distintos semestres y años. De este modo, la evolución de tasas no se ve afectada por los cambios en la estructura ocupacional de la población a través del tiempo. La estandarización se realizó a través de *propensity score matching*, comparando el semestre 1<sup>o</sup> y 2<sup>o</sup> de cada año con los semestres respectivos del 2016 y generando un ponderador para cada caso en el período 2012–2015. Además de las tasas estandarizadas, se reporta la pendiente de una aproximación lineal a la tendencia de las tasas (alza o descenso) en cada grupo<sup>10</sup>.

---

7 Se utilizó esta información ya que los registros administrativos disponibles en el Sistema de Gestión de Reportes e Información para la Supervisión (GRIS) administrado por Suseso (que entregan información sobre trabajadores cotizantes) solo están disponibles a partir del 2013. La información del Seguro de Cesantía proviene de la Sociedad Administradora de Fondos de Cesantía de Chile II S.A. (AFC Chile), que es la entidad (privada) que administra este seguro.

8 Ver apéndice B.

9 Debido a que se consideran las tasas de accidentes para el conjunto de trabajadores por los que se cotizó para el Seguro de Cesantía, éstas no coinciden con las tasas de accidentes oficiales que reporta anualmente la Superintendencia de Seguridad Social. Esto ya que las tasas oficiales de accidentes presentes en las estadísticas del Seguro Social de la Ley 16.744 se calculan considerando al conjunto de los trabajadores protegidos por el Seguro Social, y dentro de estos, solo a aquellos afiliados a una Mutualidad (AChS, IST o MUSEG).

10 Ver Rhee et al. (2013).

## 1. Estadísticos descriptivos

Respecto de la muestra considerada en este trabajo<sup>11</sup>, se observa que en el 2016 en torno a 40% de los trabajadores correspondió a mujeres y 60% a hombres, apreciándose un leve aumento de la participación femenina desde el 2012 (cuadro 3). En cuanto a la edad se observa que en el 2016 cerca del 31% de los trabajadores pertenecían al segmento de entre 25 y 34 años, y cerca de 26% al grupo de entre 35 y 44 años. Desde el 2012 se registra una disminución en la proporción de trabajadores de entre 18 y 24 años, y un aumento de los trabajadores de entre 55 y 64 y más de 64 años (cuadro 3).

Respecto de la distribución de trabajadores según actividad económica (cuadro 4), no se observan cambios importantes desde el 2012. Durante el 2016, 37% de los trabajadores se emplearon en el sector servicios (que considera las actividades de intermediación financiera, actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler, enseñanza, servicios sociales y de salud, otras actividades de servicios comunitarias, sociales y personales, hogares privados con servicio doméstico y administración de edificios y condominios, organizaciones y órganos extraterritoriales), mientras que la categoría comercio, hoteles y restaurantes representó el 21% de los trabajadores.

En cuanto al tamaño de las firmas (cuadro 5), en el 2016 sobre un cuarto de los trabajadores se desempeñó en una empresa con mil o más trabajadores, mientras una proporción similar correspondió a los trabajadores empleados en firmas de 25 o menos trabajadores. No se observan variaciones importantes en la distribución de trabajadores según tamaño de la firma desde el 2012. En el 2016 se observa que más del 77% de los trabajadores protegidos tenían un contrato indefinido. Esta proporción representa un aumento respecto de esta misma proporción en el 2012.

Finalmente, se observa que en el 2016 hubo más de 360 mil denuncias por accidentes del trabajo (cuadro 6), 44% de las cuales fueron calificadas efectivamente como accidentes del trabajo (con días perdidos) y 30% como accidentes del trabajo con alta inmediata (sin días perdidos) por los organismos administradores del Seguro Social. En tanto, 25% de los accidentes fue calificado como común, esto es, de naturaleza no laboral y por lo tanto responsabilidad del seguro común de salud del trabajador (Fonasa o Isapre). Respecto del 2012, se aprecia que el total de denuncias casi no varía (361 mil denuncias). Sin embargo, la proporción de casos laborales versus comunes experimenta un cambio: en el 2012 sobre 50% de las denuncias fueron calificadas como accidentes del trabajo, mientras que menos del 20% calificó como accidente común (la proporción de casos calificados como accidentes del trabajo con alta inmediata permanece más bien estable). Respecto de la gravedad de los accidentes del trabajo (cuadro 6), desde el 2012 se observa un alza de la incidencia de accidentes que requieren de 14 a 90 días de reposo y de los que requieren más de 90 días de reposo (los accidentes de mayor gravedad).

---

<sup>11</sup> *Trabajadores que cotizaron por el Seguro Social de Accidentes del Trabajo y por el Seguro de Cesantía entre el 2012 y el 2016.*

**Cuadro 3****Promedio semestral de trabajadores (cotizantes) por sexo y tramo de edad (2012-2016)**

(porcentaje)

		2012	2012	2013	2013	2014	2014	2015	2015	2016	2016
		1S	2S								
Sexo	Femenino	37,0	37,1	37,6	37,9	38,5	38,8	39,0	39,1	39,3	39,5
	Masculino	63,0	62,9	62,4	62,1	61,5	61,2	61,0	60,9	60,7	60,5
Edad	18 a 24	13,9	14,8	13,3	14,0	12,2	13,0	11,3	12,1	10,7	11,5
	25 a 34	31,8	31,6	31,5	31,5	31,4	31,4	31,2	31,3	30,9	31,1
	35 a 44	26,1	25,8	25,8	25,7	25,8	25,6	25,9	25,7	25,9	25,7
	45 a 54	19,8	19,6	20,2	20,0	20,5	20,4	20,8	20,6	21,0	20,7
	55 a 64	7,8	7,6	8,5	8,3	9,2	9,0	10,0	9,7	10,7	10,4
	65 y más	0,6	0,5	0,7	0,5	0,8	0,6	0,8	0,6	0,8	0,7
	Total cotizantes	4.311.050	4.400.127	4.522.949	4.549.861	4.594.164	4.621.291	4.719.188	4.757.372	4.852.175	4.839.312

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

**Cuadro 4****Promedio semestral de trabajadores (cotizantes) por actividad económica (2012-2016)**

(porcentaje)

	2012	2012	2013	2013	2014	2014	2015	2015	2016	2016
	1S	2S								
Agricultura, ganadería, caza y silvicultura	6,8	6,6	7,7	7,0	7,4	7,2	7,6	7,1	7,5	6,9
Pesca	0,7	0,8	0,9	0,8	0,9	0,9	0,9	0,9	0,8	0,7
Explotación de minas y canteras	1,7	1,7	1,6	1,5	1,5	1,5	1,5	1,4	1,4	1,4
Industria manufacturera no metálica	7,7	7,5	7,8	7,6	7,7	7,6	7,7	7,5	7,5	7,3
Industria manufacturera metálica	3,1	3,2	3,3	3,3	3,3	3,2	3,2	3,0	2,9	2,9
Suministro de electricidad, gas y agua	0,5	0,5	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
Construcción	13,7	14,2	14,4	14,5	13,7	13,4	13,2	13,3	13,4	13,0
Comercio al por mayor y menor; rep. vehículos y enseres	17,1	16,7	16,0	16,0	16,2	16,1	16,1	16,2	16,4	16,9
Hoteles y restaurantes	4,5	4,6	4,9	5,0	5,0	5,0	5,1	5,1	5,1	5,1
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	7,8	8,0	8,2	8,2	8,3	8,2	8,1	8,1	8,0	7,9
Intermediación financiera	4,1	4,1	4,1	4,5	4,5	4,6	4,6	4,8	4,8	5,0
Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler	17,9	17,5	16,7	16,6	16,7	17,0	17,1	17,2	16,9	17,1
Enseñanza	5,2	5,5	5,5	6,0	5,9	6,2	6,1	6,3	6,2	6,5
Servicios sociales y de salud	2,2	2,3	2,5	2,6	2,7	2,8	2,8	2,8	2,8	2,8
Otras act. de serv. comunitarios, sociales y personales	6,6	6,1	4,9	4,8	4,8	4,9	4,8	4,8	4,7	5,0
Hogares privados con serv. doméstico y adm. de edif. y cond.	0,5	0,5	0,8	0,9	0,9	0,7	0,7	0,8	0,8	0,8
Organizaciones y órganos extraterritoriales	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total cotizantes	4.311.050	4.400.127	4.522.949	4.549.861	4.594.164	4.621.291	4.719.188	4.757.372	4.852.175	4.839.312

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

**Cuadro 5****Promedio semestral de trabajadores (cotizantes) por tamaño de la firma y tipo de contrato (2012-2016)**

(porcentaje)

		2012	2012	2013	2013	2014	2014	2015	2015	2016	2016
		1S	2S								
Tamaño de la firma (Nº de trabajadores)	1 a 10	15,4	15,6	15,4	15,7	15,7	15,9	15,9	16,2	16,1	16,2
	11 a 25	10,0	10,2	10,0	10,2	10,0	10,1	10,0	10,2	10,1	10,2
	26 a 100	17,5	17,5	17,2	17,3	17,1	17,1	17,1	17,1	17,2	17,2
	101 a 499	21,8	21,3	21,5	21,3	21,6	21,4	21,5	21,1	21,3	21,6
	500 a 999	9,4	9,5	9,6	9,4	9,1	8,9	8,8	8,8	9,0	8,8
	1.000 y más	25,9	25,9	26,2	26,1	26,6	26,5	26,7	26,6	26,3	26,1
Tipo de contrato	Indefinido	73,2	74,3	74,3	75,5	75,8	76,6	76,8	77,7	77,4	78,1
	A plazo	26,8	25,7	25,7	24,5	24,2	23,4	23,2	22,3	22,6	21,9
	Total cotizantes	4.311.050	4.400.127	4.522.949	4.549.861	4.594.164	4.621.291	4.719.188	4.757.372	4.852.175	4.839.312

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

**Cuadro 6****Accidentes del trabajo con alta inmediata y comunes, por semestre, y gravedad del accidente (días perdidos) (2012-2016)**

(porcentaje)

		2012	2012	2013	2013	2014	2014	2015	2015	2016	2016
		1S	2S								
Tipo de accidente	Acc. trabajo	55,4	50,3	46,8	46,4	46,5	44,5	45,0	44,6	43,6	44,6
	Acc. trabajo (AI)	28,3	30,5	31,5	31,3	31,4	33,5	32,0	31,0	30,7	30,3
	Acc. común	16,3	19,1	21,6	22,4	22,1	22,0	23,0	24,4	25,7	25,1
	Total de accidentes	185.164	176.042	187.492	181.684	180.366	178.596	179.115	178.755	183.891	176.042
Gravedad Acc. del Trabajo (días perdidos)	De 1 a 3 días	36,1	35,1	33,4	32,8	33,4	34,6	32,9	34,4	34,5	36,1
	De 4 a 13 días	45,2	45,8	45,4	45,4	46,2	45,1	46,8	41,7	41,0	39,9
	De 14 a 90 días	16,4	16,6	18,4	18,9	17,6	17,6	17,7	20,1	20,6	20,3
	Más de 90 días	2,3	2,5	2,8	2,8	2,8	2,7	2,6	3,7	3,9	3,7
	Total de accidentes con días perdidos	102.565	88.585	87.839	84.247	83.924	79.498	80.581	79.690	80.248	78.427

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

Nota: AI: Altas Inmediatas (accidentes sin días perdidos).



### III. RESULTADOS

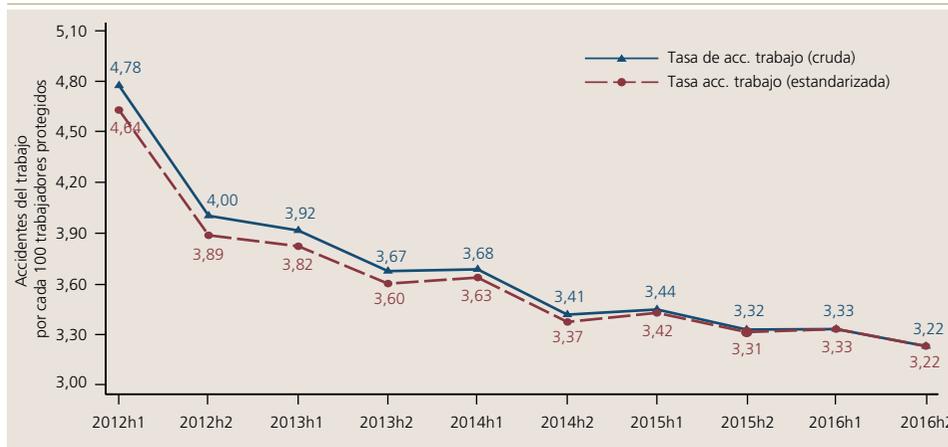
#### 1. Tasa de accidentes del trabajo en Chile en el período 2012-2016

Las tasas de accidentes del trabajo muestran una reducción importante en el período 2012–2016 (gráfico 3). Si se considera las tasas estandarizadas, entre el primer semestre del 2012 y el primer semestre del 2016 se observa una reducción de 8% promedio semestral en la tasa de accidentes del trabajo, mientras entre el segundo semestre del 2012 y el segundo semestre del 2016 la reducción corresponde a 5% promedio semestral.

Al comparar las tasas estandarizadas con las crudas, se observa que las primeras tienden a presentar valores ligeramente inferiores a los de las tasas crudas, lo que indica un cierto impacto del cambio en la distribución de trabajadores, principalmente hacia ocupaciones de menor riesgo. En efecto, la economía actual está concentrando una cantidad creciente de trabajadores en el sector terciario, de menor riesgo laboral, a la vez que disminuye la fuerza de trabajo empleada en actividades primarias o secundarias, de mayor riesgo. En el caso de Chile, en el período 2005-2012<sup>12</sup> se observa una disminución del número de trabajadores empleados en los sectores de agricultura, ganadería, caza y silvicultura y pesca (sector de mayor riesgo), mientras se incrementó la proporción de trabajadores en la minería y el comercio (sectores de bajo riesgo de accidentes) e industrias manufactureras metálicas (sector de alto riesgo) (Arellano y Carrasco, 2014).

Gráfico 3

#### Tasa semestral de accidentes del trabajo cruda y estandarizada, Chile (1996-2016)



Fuentes: Suseso (2017a) y AFC Chile (2017).

Nota: Considera mutualidades, ISL y administración delegada. Tasa anualizada y estandarizada según distribución de trabajadores en el 2016. "h1": Primer semestre y "h2": Segundo semestre.

<sup>12</sup> En este período la tasa de accidentes del trabajo en Chile (para los trabajadores adheridos a Mutualidades privadas) disminuyó desde 6,8 accidentes del trabajo cada 100 trabajadores protegidos en el 2005 a 4,9 accidentes del trabajo cada 100 protegidos en el 2012 (gráfico 2).

Sin embargo, el gráfico 3 parece indicar que este efecto ha sido menor para Chile, donde el mayor impacto en la reducción de tasas en el período 2012–2016 parece corresponder a la disminución en la cantidad de accidentes del trabajo (gráfico 1) y a un incremento de la masa de trabajadores (cuadro 1).

La caída en el número de accidentes del trabajo en años recientes sin duda puede relacionarse con las medidas de prevención impulsadas por los organismos administradores<sup>13</sup>, así como, con las medidas de fiscalización y orientaciones (circulares, decretos y dictámenes) responsabilidad de los organismos reguladores (Suseso, Dirección del Trabajo, otros). Sin embargo, existen otros factores adicionales que podrían haber impactado en la disminución de los accidentes. Además del ya mencionado cambio en las ocupaciones según riesgo, la creciente participación laboral femenina —que en Chile pasó de 29% en 1986 a 42% en el 2010 (INE, 2015)— podría asociarse a una reducción de las tasas de accidentes del trabajo, ya que este grupo muestra una menor accidentabilidad que los hombres (Suseso, 2017c).

También el envejecimiento de la fuerza de trabajo en las economías desarrolladas o en vías de desarrollo (caso de Chile) ha generado interés respecto de su impacto en la accidentabilidad laboral (Smith y Berecki-Gisolf, 2014). Toda vez que tienden a encontrarse menores tasas de accidentes en los trabajadores de mayor edad (Suseso, 2017c) a pesar de que la gravedad relativa de los accidentes (cuando ocurren) es mayor en estos trabajadores (Wuellner, 2016).

Además del impacto de las iniciativas de prevención y fiscalización, y del cambio en la composición de los trabajadores cotizantes —y por esto, de su perfil de riesgo laboral asociado—, se ha observado también la existencia de un tercer factor relacionado con la accidentabilidad laboral: el ciclo económico (Suseso, 2015).

Mientras que Steele (1974) postulaba el carácter contracíclico de la accidentabilidad laboral, debido al mayor costo del ausentismo y del reemplazo de trabajadores en períodos de expansión económica, la mayor parte de la evidencia más reciente apunta a que las tasas de accidentes del trabajo disminuyen en períodos de contracción económica (comportamiento procíclico) (Asfaw et al., 2011; Davies y Elias, 2000; Davies et al., 2009; de la Fuente et al., 2014; Fernández-Muñiz et al., 2016).

Existen distintos factores que pueden explicar esta relación entre ciclo económico y accidentabilidad: durante los períodos de bajo crecimiento (i) existen menos trabajadores sin experiencia en funciones; (ii) disminuye el uso de equipos para producción, y por tanto se ocupan los equipos más modernos, que son más seguros; (iii) el ritmo de trabajo es más lento; (iv) las firmas con mayor riesgo laboral experimentan las mayores disminuciones de trabajadores ocupados,

---

*13 La evaluación de las medidas de prevención implementadas representa un desafío, principalmente por sus costos y la falta de datos y registros. Por ejemplo, para el caso chileno, ver la propuesta de evaluación de impacto de Singer et al. (2015).*



y (v) el temor a ser despedidos puede desincentivar el uso del seguro por parte de los trabajadores (IWH, 2009).

Respecto de los accidentes que disminuyen en momentos de contracción económica, se ha observado que corresponden en mayor medida a los accidentes de menor gravedad (Davies et al., 2009; Girao Popolizio y López López, 2012). Finalmente, existe evidencia de que la relación entre accidentabilidad laboral y ciclo económico podría ser espuria, y reflejar más bien el subreporte de los accidentes del trabajo en períodos en que aumenta el desempleo (Boone y van Ours, 2006; Boone et al., 2011).

A continuación, se describe la evolución de las tasas de accidentes del trabajo en el período 2012–2016 según distintas características disponibles para los trabajadores y sus empleadores; asimismo, se presenta la evolución en el mismo período de las tasas de accidentes del trabajo, según gravedad del accidente (días perdidos).

## 2. Tasa de accidentes del trabajo según sexo y grupo de edad

El cuadro 7 presenta la variación en las tasas de accidentes del trabajo en Chile según sexo y edad en el quinquenio 2012-2016. Se observa que las mujeres tienen tasas de accidentes del trabajo menores que los hombres, y que la reducción de sus tasas de accidentes del trabajo tiene una tendencia semejante a la de los hombres: entre el 2012 y el 2016 las mujeres presentan una disminución promedio semestral de 9% y 5% en el primer y segundo semestre, respectivamente, con una pendiente de -0,112. Por su parte, los hombres muestran una reducción de 7% promedio en el primer semestre y de 4% en el segundo (en ambos casos al comparar los años 2012 y 2016) y pendiente de -0,125.

La disminución a ritmos semejantes en las tasas de accidentes de hombres y mujeres ha mantenido el riesgo relativo<sup>14</sup> según género casi constante desde el 2012, existiendo en el 2016 una cifra de 1,46 accidentes del trabajo en hombres por cada accidente del trabajo de una mujer (en el 2012 este valor alcanzó 1,37). Esto resulta interesante en el contexto de un mercado laboral donde la participación femenina ha ido en aumento: si bien en teoría podrían encontrarse mayores riesgos de accidentes en las mujeres, debido a su incorporación a tareas diseñadas tradicionalmente para hombres (Messing y Östlin, 2006), lo que se observa es lo contrario<sup>15</sup>.

---

14 El riesgo relativo corresponde en este caso a la tasa de accidentes del trabajo de hombres (numerador) sobre la tasa de accidentes del trabajo de mujeres (denominador). Si hombres y mujeres tuvieran la misma tasa de accidentes cada 100 trabajadores, el riesgo relativo sería igual a 1. Valores mayores a 1 significan que los hombres tienen tasas de riesgo mayores que las mujeres, y viceversa. Mientras más cercano a 1, mayor equidad entre hombres y mujeres.

15 Por otro lado, es posible que la incorporación de la mujer se concentre en tareas sin un marcado estereotipo masculino, las que suelen tener un menor riesgo asociado de accidentes. Conforme la participación laboral de las mujeres se incrementa, estas deberían sumarse a estas tareas más riesgosas, aumentando su accidentabilidad laboral.

Cuadro 7

### Tasa semestral (estandarizada) de accidentes del trabajo según sexo y edad, Chile (2012-2016)

		2012	2012	2013	2013	2014	2014	2015	2015	2016	2016	Var.		Pend.
		1S	2S	1S	2S									
Sexo	Femenino	3,8	3,1	3,0	2,9	2,8	2,6	2,6	2,5	2,6	2,5	-9,3 %	-5,3 %	-0,112
	Masculino	5,2	4,4	4,4	4,1	4,1	3,8	3,9	3,8	3,8	3,7	-7,3 %	-4,1 %	-0,125
	RR	1,372	1,391	1,453	1,418	1,455	1,457	1,493	1,495	1,498	1,464	2,2 %	1,3 %	0,012
Edad	18 a 24	6,6	5,4	5,4	4,9	5,1	4,6	4,9	4,6	4,8	4,5	-7,8 %	-4,5 %	-0,168
	25 a 34	4,3	3,5	3,5	3,3	3,3	3,1	3,1	3,0	3,1	2,9	-8,1 %	-4,3 %	-0,113
	35 a 44	4,3	3,6	3,4	3,3	3,3	3,1	3,1	3,0	3,0	2,9	-8,7 %	-4,9 %	-0,118
	45 a 54	4,7	4,0	3,9	3,8	3,8	3,5	3,5	3,5	3,4	3,3	-7,8 %	-4,9 %	-0,125
	55 a 64	4,3	3,7	3,8	3,5	3,6	3,3	3,5	3,3	3,4	3,3	-5,5 %	-2,5 %	-0,081
	65 y más	3,4	2,7	3,0	2,9	2,9	2,3	2,8	2,5	2,9	2,8	-4,0 %	0,8 %	-0,046
<b>Total</b>		<b>4,6</b>	<b>3,9</b>	<b>3,8</b>	<b>3,6</b>	<b>3,6</b>	<b>3,4</b>	<b>3,4</b>	<b>3,3</b>	<b>3,3</b>	<b>3,2</b>	<b>-8,0 %</b>	<b>-4,6 %</b>	<b>-0,121</b>

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

Nota: Tasas analizadas y estandarizadas según distribución de trabajadores en el 2016. Considera Mutualidades, ISL y administración delegada. Var.: Variación promedio semestral 2012-2016; Pend.: Pendiente; RR: Riesgo Relativo.

Cuadro 8

### Tasa semestral (estandarizada) de accidentes del trabajo según tamaño del empleador (número de trabajadores), Chile (2012-2016)

	2012	2012	2013	2013	2014	2014	2015	2015	2016	2016	Var.		Pend.
	1S	2S	1S	2S									
1 a 10	2,4	2,1	2,2	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	1,9	1,9	-4,9 %	-3,1 %	-0,040
11 a 25	5,0	4,4	4,4	4,1	4,0	4,0	4,1	3,8	3,8	3,7	-6,8 %	-4,2 %	-0,117
26 a 100	5,9	5,0	5,0	4,7	4,7	4,4	4,4	4,3	4,3	4,2	-7,7 %	-4,5 %	-0,153
101 a 499	5,7	4,7	4,6	4,4	4,5	4,1	4,1	4,0	4,1	3,8	-8,3 %	-4,8 %	-0,155
500 a 999	4,5	3,7	3,6	3,4	3,5	3,2	3,3	3,1	3,2	3,0	-8,2 %	-5,2 %	-0,122
1.000 y más	4,2	3,5	3,3	3,1	3,1	2,8	2,9	2,8	2,8	2,8	-9,6 %	-5,2 %	-0,127
<b>Total</b>	<b>4,6</b>	<b>3,9</b>	<b>3,8</b>	<b>3,6</b>	<b>3,6</b>	<b>3,4</b>	<b>3,4</b>	<b>3,3</b>	<b>3,3</b>	<b>3,2</b>	<b>-8,0 %</b>	<b>-4,6 %</b>	<b>-0,121</b>

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

Nota: Tasas anualizadas y estandarizadas según distribución de trabajadores en el 2016. Considera Mutualidades, ISL y administración delegada. Var.: Variación promedio semestral 2012-2016; Pend.: Pendiente.

Este resultado debe considerarse, por lo tanto, con atención, especialmente tomando en cuenta que en un contexto de discriminación de género y de reciente incorporación al mercado laboral, podría existir una probabilidad mayor de que las trabajadoras subreporten un accidente laboral por temor a ser discriminadas. Estos elementos dan cuenta de la importancia de incorporar la perspectiva de género en la investigación en seguridad y salud en el trabajo (Astudillo-Cornejo e Ibarra-Villanueva, 2014), para mejorar las iniciativas de prevención y seguridad, así como el acceso de las y los trabajadores a las prestaciones del Seguro Social.



Respecto de la evolución de las tasas de accidentes según grupo etario (cuadro 7), se observa que entre los años 2012 y 2016 los grupos con las mayores incidencias de accidentes del trabajo corresponden a los trabajadores jóvenes (entre 18 y 24 años) y también a los que pertenecen a los tramos entre 45 y 54 años y entre 55 y 64 años. No se observan diferencias importantes en la evolución de las tasas de accidentes en los trabajadores de menos de 55 años, los que tienen reducciones promedio de sus tasas de accidentes similares al promedio general. En el caso de los trabajadores de 65 años y más, se trata del grupo con la menor tasa de accidentes del trabajo, por lo que puede esperarse una reducción promedio menor. Además, la reducción de tasas en el período ha avanzado con mayor velocidad entre los trabajadores más jóvenes (18 a 24 años).

Existe evidencia a nivel internacional de la relación entre edad y accidentabilidad: en general se observan tasas de accidentes más elevadas entre los trabajadores jóvenes, mientras que en los trabajadores mayores se aprecia una menor incidencia de accidentes, pero de mayor gravedad (Salminen, 2004). En este sentido es importante indagar en las características y causas de los accidentes en el grupo de trabajadores de 45 a 54 años, y de 55 a 64 años, quienes tienen tasas de accidentes mayores a lo que cabría esperar a partir de la comparación internacional.

### 3. Tasa de accidentes del trabajo según tipo de contrato

En cuanto al tipo de contrato (gráfico 4) se observa que la tasa de accidentes entre trabajadores con contrato indefinido es menor que la de los trabajadores con contrato a plazo fijo (por obra o faena). A pesar de que se observa una disminución en el período de la tasa de accidentes en ambos grupos de trabajadores, debido a la semejanza en la reducción, se ha mantenido una brecha en las tasas de accidentabilidad entre ambos grupos.

También es importante el componente estacional de la accidentabilidad de los trabajadores con contrato a plazo fijo (contratos temporales): sus tasas de accidentabilidad son mayores en el segundo semestre de cada año<sup>16</sup>. Estas diferencias entre trabajadores según tipo de contrato pueden relacionarse con las ocupaciones y actividades económicas que desarrolla cada tipo de trabajador, y también con su nivel de especialización, conocimiento y experiencia: el trabajo temporal se relaciona en algunos casos con trabajadores menos experimentados, los que tienen mayor probabilidad de accidentarse.

Debe considerarse además que los trabajadores con contrato temporal pueden tener menor acceso a oportunidades de capacitación laboral, de participar en iniciativas de prevención, y de adquirir mayor experiencia laboral (Benavides et al., 2006). También existe un impacto propio de la precariedad laboral en las condiciones de seguridad en el trabajo: se ha observado que la inseguridad en

---

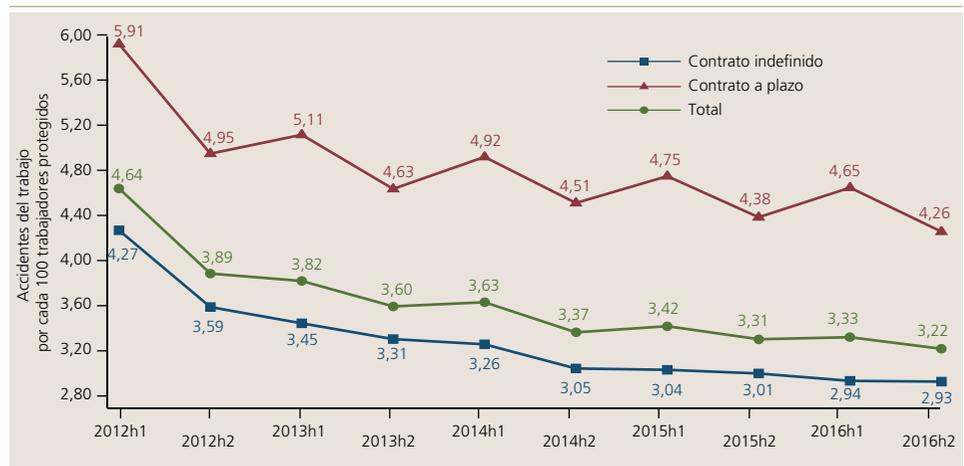
<sup>16</sup> Esto se puede deber a la disminución en el número de trabajadores protegidos.

el trabajo incide en el presentismo laboral<sup>17</sup> (Heponiemi et al., 2010), afectando la recuperación de los trabajadores, y que la calidad del trabajo tiene efectos importantes en la salud de los trabajadores (Burgard y Lin, 2013). Existe evidencia de que el trabajo con contrato temporal puede tener efectos en la salud mental de los trabajadores, así como en una mayor probabilidad de sufrir accidentes laborales; sin embargo, se asocia a un menor número de días perdidos por enfermedad laboral<sup>18</sup> (Kivimäki et al., 2003; Virtanen et al., 2005).

Los cambios de las últimas décadas en el mercado del trabajo, así como la creciente flexibilización laboral, impone un desafío en materias de salud laboral y prevención (Benach et al., 2010; Papadopoulos et al., 2010), precisamente debido al impacto que tienen los cambios en las formas de organizar el trabajo en el bienestar de los trabajadores. Benavides (2010) señala que es importante considerar la situación de los trabajadores con contratos temporales en el contexto de las transformaciones de más largo plazo del mercado del trabajo, ya que esto permite abordar el problema de su mayor accidentabilidad en dos niveles: por un lado, a nivel acotado, a través de estrategias de prevención, capacitación y mejora de las condiciones de trabajo específicas. En un segundo nivel, más amplio, abordando las condiciones estructurales asociadas a las relaciones laborales, así como a la modernización de las estrategias de seguridad social.

Gráfico 4

Tasa semestral (estandarizada) de accidentes del trabajo según tipo de contrato, Chile (1996-2016)



Fuente: Suseso (2017a) y AFC Chile (2017).

Nota: Considera Mutualidades, ISL y administración delegada. Tasas anualizadas y estandarizadas según distribución de trabajadores en el 2016. h1: Primer Semestre; h2: Segundo Semestre.

17 Presentismo: Presencia en el lugar de trabajo de personas con una incapacidad temporal, por accidente o enfermedad, las que deberían estar recuperándose, pero asisten por inseguridad laboral.

18 Lo que, nuevamente, podría asociarse al presentismo laboral propio de los trabajos menos estables.



#### 4. Tasa de accidentes del trabajo según tamaño del empleador

Las mayores tasas de accidentes según tamaño del empleador (cuadro 8) se encuentran en las empresas que tienen entre 26 y 100 trabajadores y entre 101 y 499 trabajadores, mientras que las menores tasas se aprecian en los empleadores de 1 a 10 trabajadores (las empresas de menor tamaño). Se observa una reducción semejante de las tasas de accidentes en todos los tamaños de empresa, excepto en el grupo de empresas de uno a diez trabajadores, que disminuyen menos su tasa en el período. Sin embargo, este grupo es también el que presenta las menores tasas de accidentes en la muestra considerada.

Aunque a nivel internacional se ha observado que las empresas de menor tamaño tienden a mostrar tasas de accidentes mayores (Fabiano et al., 2004; McVittie et al., 1997), este no es siempre el caso en todas las economías o industrias (Leigh, 1989). Respecto de Chile, la información oficial de los Boletines Estadísticos de la Suseso muestra que las tasas de accidentabilidad son mayores en el caso de las empresas de menor tamaño (Suseso, 2017b), distinto a lo observado en el cuadro 4.

Las diferencias entre la estimación de tasas derivada del *Boletín Estadístico* con la generada en este documento se debe a que en este trabajo incorporamos la información del Instituto de Seguridad Laboral (ISL), mientras que el *Boletín Estadístico* solo reporta las tasas de accidentes para el sistema de mutuales. La diferencia se produce porque la mayoría de los empleadores del ISL tienen una baja cantidad de trabajadores, al tiempo que se observa una subnotificación en los sistemas de información de los accidentes laborales de empleadores afiliados al ISL<sup>19</sup>. De este modo, se aumenta el número de trabajadores (denominador), sin que aumenten en forma significativa los accidentes (numerador), generándose tasas disminuidas en las empresas con menos trabajadores.

#### 5. Tasa de accidentes del trabajo según actividad económica

La actividad económica con la mayor tasa de accidentes del trabajo en el período 2012–2016 corresponde a la industria manufacturera metálica (cuadro 9). También se observa tasas mayores en los sectores de transporte, almacenamiento y comunicaciones; industrias manufactureras no metálicas; hoteles y restaurantes; construcción; agricultura; ganadería; caza y silvicultura, y pesca. Por otro lado, las actividades económicas con las menores tasas de accidentes corresponden a los sectores de intermediación financiera; organizaciones y órganos extraterritoriales; explotación de minas y canteras; suministro de electricidad, gas y agua; enseñanza; hogares privados con servicio doméstico y administración de edificios y condominios, y servicios sociales y de salud.

---

<sup>19</sup> Es decir, existen accidentes del trabajo que son calificados y cubiertos como tales por el ISL, pero no son notificados en los sistemas de información de la Suseso en forma oportuna o precisa.

Las mayores disminuciones en las tasas de accidentes se observa en industrias manufactureras metálicas; pesca; industrias manufactureras no metálicas; transporte, almacenamiento y comunicaciones; comercio al por mayor y menor; reparación de vehículos automotores, y enseres domésticos. Las actividades menos riesgosas han mantenido prácticamente estables sus tasas de accidentes desde el 2012.

Entre las actividades con tasas mayores, las menores disminuciones de tasas en el período se aprecian en hoteles y restaurantes; construcción, y agricultura, ganadería, caza y silvicultura. Mientras, en el conjunto de actividades con menores tasas de accidentes en el período, las mayores reducciones de tasas se observa en actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler; servicios sociales y de salud; otras actividades de servicios comunitarias, sociales y personales, y enseñanza.

Los sectores económicos con las mayores tasas de accidentes (no fatales) presentan variaciones y semejanzas en distintas economías. En el Reino Unido, el sector con las mayores tasas de accidentes corresponde a agricultura, silvicultura y pesca, mientras que minería y construcción tienen tasas mayores al promedio, pero más bajas que el sector primario. Y las actividades industriales tienen una accidentabilidad menor que minería y construcción (HSE, 2016). Por otro lado, en Irlanda las mayores tasas de accidentes del trabajo se observan en los sectores de hotelería y turismo; agricultura, silvicultura y pesca; administración pública y defensa; transporte y almacenamiento, y actividades de salud y servicio social (HSA, 2015). En el caso de España, las mayores tasas se registran en el sector de industria (extractiva y manufactura); construcción, y electricidad, agua y gas (agua, saneamiento y residuos y energía eléctrica, gas y vapor) (Girao Popolizio y López López, 2012). En Turquía las mayores incidencias de accidentes se encuentran el sector industria (básica, metálica, vehículos de transporte, maquinaria, áridos y textil), construcción y minería (Unsar y Sut, 2009). Finalmente, en Estados Unidos los sectores (firmas privadas) con las mayores tasas de accidentes no fatales corresponden a transporte y almacenamiento; agricultura, silvicultura y pesca, y construcción (BLS, 2016).

Esta comparación permite contextualizar las tasas de accidentes de determinados sectores económicos: en muchas economías se aprecia que los sectores de alta accidentabilidad corresponden a agricultura, silvicultura y pesca, así como a transporte y almacenamiento (y en algunos casos a construcción), como es también el caso de Chile. Sin embargo, en estas mismas economías el trabajo en el sector industrial no está asociado a tasas tan importantes de accidentabilidad como en Chile (su comparación más cercana corresponde a Turquía y España). Puede suponerse que esta semejanza se asocia a las condiciones del trabajo industrial en países en vías de desarrollo. En el caso de Chile esto requiere un énfasis especial en investigación y prevención, ya que se trata de un sector de alta accidentabilidad, donde la modernización de las técnicas de producción y de las relaciones laborales debería tender hacia una mejora importante de la seguridad laboral.



Cuadro 9

### Tasa semestral (estandarizada) de accidentes del trabajo según actividad económica, Chile (2012-2016)

	2012	2012	2013	2013	2014	2014	2015	2015	2016	2016	Var.		Pend.
	1S	2S	1S	2S									
Industrias manufactureras metálicas	8,2	7,3	7,2	6,6	6,7	6,1	6,0	6,0	5,9	5,5	-8,0 %	-6,6 %	-0,258
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	6,4	5,4	5,3	5,0	5,3	4,7	4,7	4,5	4,5	4,5	-8,2 %	-4,7 %	-0,176
Industrias manufactureras no metálicas	6,7	5,3	5,5	5,1	5,4	4,7	5,0	4,7	4,8	4,4	-8,2 %	-4,7 %	-0,180
Hoteles y restaurantes	5,5	4,8	4,5	4,6	4,4	4,3	4,2	4,4	4,2	4,2	-6,4 %	-3,4 %	-0,107
Construcción	5,1	4,4	4,5	4,2	4,3	4,0	4,3	4,2	4,4	4,1	-3,6 %	-1,4 %	-0,061
Agricultura, ganadería, caza y silvicultura	5,3	4,0	4,4	4,1	4,3	4,0	4,3	3,9	4,1	3,7	-5,8 %	-2,0 %	-0,092
Pesca	5,9	4,9	5,1	4,9	5,1	4,5	4,8	4,2	4,1	3,7	-8,6 %	-6,7 %	-0,185
Comercio al por mayor y menor, rep. vehículos y enseres	5,2	4,3	4,0	3,7	3,7	3,4	3,4	3,4	3,3	3,4	-10,8 %	-5,4 %	-0,164
Otras act. de servicios comunitarias, sociales y personales	4,1	3,4	3,2	3,3	3,1	3,0	3,0	2,8	2,8	2,9	-8,6 %	-4,0 %	-0,105
Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler	3,9	3,4	3,1	2,9	2,9	2,7	2,7	2,6	2,5	2,5	-10,5 %	-6,7 %	-0,130
Servicios sociales y de salud	2,8	2,5	2,3	2,4	2,1	2,2	2,0	2,1	2,1	2,1	-7,4 %	-4,7 %	-0,072
Hogares privados con serv. doméstico y adm. edif. y cond.	2,6	2,5	1,8	1,4	1,6	1,7	1,8	1,9	1,7	2,0	-9,3 %	-5,4 %	-0,053
Enseñanza	2,6	2,4	2,0	2,2	1,9	2,0	1,8	2,0	1,8	2,0	-8,2 %	-4,9 %	-0,065
Suministro de electricidad, gas y agua	2,0	1,8	1,9	1,8	1,8	1,8	1,6	1,7	1,6	1,5	-6,6 %	-4,8 %	-0,050
Explotación de minas y canteras	1,8	1,6	1,5	1,3	1,4	1,2	1,5	1,3	1,3	1,4	-7,9 %	-3,6 %	-0,041
Organizaciones y órganos extraterritoriales	1,9	1,0	1,1	1,0	0,9	0,9	0,9	2,2	1,1	1,1	-12,7 %	2,0 %	-0,009
Intermediación financiera	1,6	1,2	1,1	1,0	0,9	0,9	0,9	0,8	0,9	0,9	-13,9 %	-6,9 %	-0,064
<b>Total</b>	<b>4,6</b>	<b>3,9</b>	<b>3,8</b>	<b>3,6</b>	<b>3,6</b>	<b>3,4</b>	<b>3,4</b>	<b>3,3</b>	<b>3,3</b>	<b>3,2</b>	<b>-8,0 %</b>	<b>-4,6 %</b>	<b>-0,121</b>

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

Nota: Tasas anualizadas y estandarizadas según distribución de trabajadores en el 2016. Actividades ordenadas según tasa de accidentes en el 2016 2S (de mayor a menor). Considera Mutualidades, ISL y administración delegada. No se reportan las tasas de accidentes asociadas a Administración Pública y Defensa. Var.: Variación promedio semestral 2012-2016; Pend.: Pendiente.

## 6. Tasa de accidentes del trabajo según gravedad (días perdidos)

La cantidad de días perdidos por accidentes del trabajo es un indicador de la gravedad de los accidentes. Al revisar las tasas de accidentes del trabajo según días perdidos, se observa que las tasas más altas se encuentran en los accidentes de cuatro a 13 días perdidos, y en aquellos que tienen entre uno y tres días perdidos, es decir los accidentes menos graves (cuadro 10).

Se observa además, que las reducciones más importantes en las tasas de accidentes corresponden a aquellos accidentes asociados a pocos días perdidos. Incluso, en el caso de los accidentes ocurridos en el segundo semestre, se observa que aquellos de 14 a 90 días perdidos no experimentan variación, mientras que los de más de 90 días perdidos (de mayor gravedad) registran un aumento promedio semestral

de 5% en el período<sup>20</sup>. Lo anterior refleja que la disminución de la accidentabilidad en el período 2012-2016 se ha concentrado en los accidentes menos graves, y que las tasas de accidentes para aquellos accidentes con 14 a 90 días perdidos han disminuido menos. Y en el caso de los accidentes más graves (más de 90 días perdidos) se observa un alza de las tasas.

Sin embargo, no se puede señalar que en general las tasas de accidentes menos graves hayan disminuido en el quinquenio 2012-2016: al observar las tasas de accidentes del trabajo sin días perdidos, es decir, los de menor gravedad que no requieren días de reposo, se observa que estas se han mantenido estables en el período.

Si se considera los datos anuales de accidentes (gráfico 5) se observa que efectivamente la reducción en la incidencia de accidentes se ha centrado principalmente en los accidentes con menos días perdidos (de menor gravedad): la tasa de accidentes del trabajo de uno a tres días perdidos ha disminuido 23,5%, y la tasa de accidentes de cuatro a 13 días, 31,3% (desde el 2012). Por otro lado, la tasa de accidentes por encima de 90 días perdidos (aquellos de mayor gravedad) muestra un aumento de 18%.

Sin embargo, existe una discontinuidad en esta tendencia, ya que los accidentes sin días perdidos (los de menor gravedad en todo el conjunto de accidentes del trabajo) registran una disminución de solo 4,1% (anual) entre el 2012 y el 2016, en comparación con los accidentes del trabajo de uno a tres días perdidos y entre cuatro a 13 días perdidos. La disminución de 23,2% total de la tasa de accidentes del trabajo (con días perdidos) se ha concentrado en los accidentes de menor gravedad, ya que la tasa de accidentes del trabajo de 14 a 90 días perdidos ha bajado solo 6,3% entre el 2012 y el 2016, y la tasa de accidentes del trabajo con más de 90 días perdidos registra un aumento importante en el período.

#### Cuadro 10

#### Tasa semestral (estandarizada) de accidentes del trabajo según días perdidos (gravedad), Chile (2012-2016)

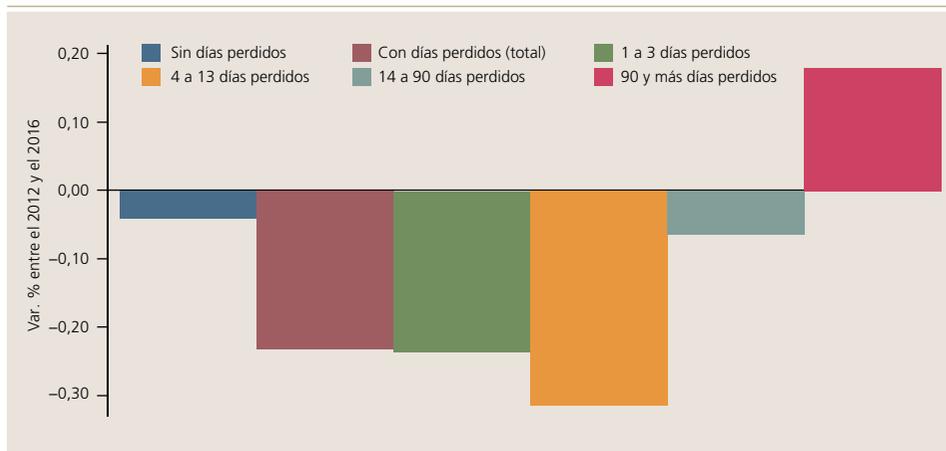
	2012		2013		2014		2015		2016		Var.		Pend.
	1S	2S	1S	2S									
1 a 3 días perdidos	1,66	1,36	1,27	1,17	1,21	1,16	1,12	1,14	1,15	1,16	-8,9 %	-3,8 %	-0,041
4 a 13 días perdidos	2,09	1,77	1,73	1,63	1,67	1,52	1,60	1,38	1,36	1,29	-10,1 %	-7,7 %	-0,073
14 a 90 días perdidos	0,77	0,66	0,71	0,69	0,65	0,60	0,61	0,67	0,69	0,65	-3,0 %	-0,1 %	-0,008
Más de 90 días perdidos	0,11	0,10	0,11	0,11	0,10	0,09	0,09	0,12	0,13	0,12	3,4 %	5,1 %	0,002
<b>Total acc. con días perdidos</b>	<b>4,64</b>	<b>3,89</b>	<b>3,82</b>	<b>3,60</b>	<b>3,63</b>	<b>3,37</b>	<b>3,42</b>	<b>3,31</b>	<b>3,33</b>	<b>3,22</b>	<b>-8,0 %</b>	<b>-4,6 %</b>	<b>-0,121</b>
<b>Total acc. sin días perdidos</b>	<b>2,36</b>	<b>2,36</b>	<b>2,57</b>	<b>2,42</b>	<b>2,45</b>	<b>2,53</b>	<b>2,43</b>	<b>2,30</b>	<b>2,34</b>	<b>2,19</b>	<b>-0,3 %</b>	<b>-1,8 %</b>	<b>-0,018</b>

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso (2017b) y AFC Chile (2017).

Nota: Tasas anualizadas y estandarizadas según distribución de trabajadores en el 2016. Considera Mutualidades, ISL y administración delegada. Var.: Variación promedio semestral 2012-2016; Pend.: Pendiente.

Gráfico 5

### Cambio porcentual en la tasa (anual) de accidentes del trabajo según días perdidos (gravedad) – Chile, 2012 y 2016



Fuentes: Suseso (2017a) y AFC Chile (2017).

Nota: Considera Mutualidades, ISL y administración delegada. Compara tasas estandarizadas según distribución de trabajadores en el 2016.

Existen estudios que han relacionado las variaciones en la accidentabilidad según gravedad de las lesiones con problemas en el reporte de los accidentes del trabajo. Específicamente, Boone et al. (2011) muestran que el reporte de un accidente laboral puede estar asociado a una mayor probabilidad de despido del trabajador lo que podría explicar la relación entre ciclo económico y accidentabilidad, toda vez que en períodos de contracción económica los accidentes que disminuyen corresponden a los de menor gravedad y por tanto más susceptibles de no ser reportados.

Los datos del sistema chileno muestran que precisamente son estos accidentes los que disminuyen en el período 2012-2016. Esto no implica necesariamente un problema de subreporte: podría pensarse que estos accidentes también son los que deberían responder de mejor manera a las medidas de prevención, capacitación y seguridad más comúnmente difundidas. Los accidentes de mayor gravedad, en tanto, podrían corresponder a situaciones menos previsibles o controlables, o que requieren de medidas de prevención más específicas y costosas. Sin embargo, si este fuera el caso, los accidentes con alta inmediatez también deberían haber experimentado una reducción semejante, la que no se aprecia (gráfico 5).

Por otro lado, también se ha señalado que la entrada en régimen de equipos, exámenes y procedimientos de atención más modernos ha permitido reducir los días perdidos por accidentes del trabajo. Sin embargo, esto por sí solo no permite explicar que la reducción se concentre en los accidentes de menor gravedad, mientras que la tasa de accidentes con más de 90 días de reposo laboral aumente.

Estos resultados resaltan la importancia de profundizar en el análisis de los factores detrás del reporte y calificación de accidentes laborales en el marco del Seguro Social de la Ley 16.744. En el seguro chileno de accidentes del trabajo y enfermedades profesionales existe un complejo problema de agencia en el caso de las aseguradoras (los organismos administradores), ya que su cliente no corresponde al trabajador, sino al empleador. Y al mismo tiempo que las aseguradoras califican los accidentes como laborales o no laborales, tienen la obligación de aumentar las tasas de cotización a los empleadores que registran más accidentes o accidentes con mayor cantidad de días perdidos (gravedad). De modo que existe espacio para el comportamiento estratégico tanto de los organismos administradores en sus pautas de calificación de accidentes<sup>21</sup>, como por parte de los empleadores, especialmente quienes concentran mayor cantidad de trabajadores y se ven afectados en mayor medida con un aumento de tasas de cotización por mayor accidentabilidad, y que pueden adherirse a otro organismo administrador en cualquier momento<sup>22</sup>.

Al considerar las tasas de accidentabilidad y posibles comportamientos estratégicos de los actores que participan en el sistema, resulta relevante destacar que a pesar de tratarse de un seguro, los trabajadores y empleadores cubiertos por el Seguro Social de la Ley 16.744 no parecen segmentarse por tipo de riesgo<sup>23</sup>: la mayor diferencia entre los organismos administradores (mutualidades, en comparación con el organismo público ISL) respecto de sus asegurados responde a su nivel de remuneraciones. Las mutualidades concentran a los trabajadores de mayor ingreso y a los empleadores de mayor tamaño, que por lo general están asociados a mayores remuneraciones, mientras que el ISL concentra a la gran mayoría de pequeñas empresas y trabajadores de baja remuneración<sup>24</sup> así como empleadores con cotizaciones impagas<sup>25</sup>. Sin embargo, no existe una segmentación por riesgo: los empleadores con riesgos altos y bajos de accidentabilidad están adheridos a mutualidades y al ISL en forma indistinta.

---

21 En este sentido, la regulación del Seguro Social de la Ley 16.744 cobra especial relevancia: durante el primer semestre del 2016 se apreció un aumento importante de los accidentes de trayecto en comparación con igual semestre del 2016. Este incremento puede relacionarse con la Circular 3154 sobre Accidentes de Trayecto de la Suseso, que entró en vigencia el 1 de noviembre de 2015 y refunde y complementa las instrucciones a los organismos administradores respecto a la definición, denuncia, atención, investigación y calificación de este tipo de accidentes.

22 Excepto durante el 2º semestre de los años que se realiza evaluación de siniestralidad. Ver Decreto Supremo 67 (2000).

23 Ver Suseso (2017c).

24 En esta segmentación incide también la antigua diferencia entre empleados y obreros en la legislación chilena: los primeros asociados a trabajo intelectual y con posibilidad de acceder a Mutualidades privadas, mientras que los segundos se asocian a trabajo físico y no pueden acceder a prestaciones de Mutualidades. Actualmente existe un proyecto de ley en trámite para terminar con esta diferencia.

25 El no pago de cotizaciones es una de las principales causales de cambio de un empleador desde una mutualidad privada hacia el ISL.



#### IV. FACTORES ASOCIADOS A LAS TASAS DE ACCIDENTES DEL TRABAJO EN EL PERÍODO 2012-2016

Para explorar factores asociados a las tasas de accidentabilidad en el período, consideramos las tasas de accidentes del trabajo mensuales en Chile entre enero del 2012 y diciembre del 2016, en cada uno de los 17 sectores económicos<sup>26</sup> y estimamos el siguiente modelo:

$$I_{e,t} = \beta_1 I_{e,t-1} + \beta_2 X_{e,t} + \beta_3 Imacec_t + \mu_{e,t}$$

donde  $I_{e,t}$  corresponde a la tasa de accidentes del trabajo en el sector económico  $e$  en el mes  $t$ ,  $I_{e,t-1}$  corresponde a la tasa de accidentes del trabajo en el sector económico  $e$  en el mes  $t - 1$ ,  $X_{e,t}$  es un vector de características del sector económico  $e$  en el mes  $t$  que incluye: proporción de trabajadoras, proporción de trabajadores con contrato temporal, promedio de edad de los trabajadores, promedio de remuneraciones de los trabajadores, y promedio de trabajadores por firma. Además, controlamos por un indicador mensual de actividad económica (Imacec)<sup>27</sup> en los meses  $t$  y  $t-1$ , común para todos los sectores económicos (se incluyó también controles por año, mes y sector económico).  $\mu_{e,t}$  es un término de error para el sector económico  $e$  en el mes  $t$ . Se estimaron dos modelos: el primero con datos sin ponderar y el segundo con datos ponderados para reflejar la misma distribución según características de los trabajadores en el 2016 (se detectó autocorrelación en varios sectores económicos, por lo que se reportan errores estándar según el estimador de Newey-West).

El cuadro 11 presenta los coeficientes de los modelos estimados. En cuanto al modelo sin ponderación, se observa que las tasas de accidentabilidad se relacionan positivamente con la tasa de accidentes del mes anterior, la proporción de trabajadores con contrato temporal, el promedio de trabajadores por firma y el indicador de actividad económica (Imacec). Por otro lado, se observa una relación negativa con la proporción de mujeres en el sector económico y el promedio de edad de los trabajadores. Respecto del modelo con datos ponderados, se mantienen las mismas relaciones, con la excepción del promedio de edad de los trabajadores, que pierde significancia. Se aprecia también una disminución importante en el impacto de la proporción de mujeres y la proporción de contratos temporales en la tasa de accidentes en el sector económico.

Respecto de los sectores económicos<sup>28</sup>, en comparación con los trabajadores del sector comercio, solo se encuentran tasas de accidentabilidad mayores (y significativas) entre los trabajadores de hoteles y restaurantes. Pesca, minería, EGA, construcción, intermediación financiera, actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler, enseñanza y consejo de administración de edificios y condominios se asocian a menores tasas.

<sup>26</sup> Los mismos sectores económicos considerados en el cuadro 9 con la excepción de Organizaciones y Órganos Extraterritoriales, que registra una baja frecuencia de accidentes en el período, como para hacer un análisis mensual de tasas de accidentes.

<sup>27</sup> Indicador Mensual de Actividad Económica (Imacec), elaborado por el Banco Central de Chile (ver <http://si3.bcentral.cl/estadisticas/Principa11/Metodologias/CCNN/imacec/Metodologias.html>).

<sup>28</sup> Ver apéndice A, cuadro A1.

Cuadro 11

## Tasa de accidentes del trabajo y covariables, Chile (2012-2016)

	Sin ponderar	Ponderado
Tasa acc. lag 1	0,321*** (0,042)	0,304*** (0,043)
Proporción de mujeres	-1,187*** (0,210)	-0,026*** (0,005)
Proporción de contratos temporales	0,222* (0,095)	0,008** (0,002)
Promedio edad	-0,198* (0,091)	-0,101 (0,068)
Promedio remuneraciones	-0,169 (0,094)	-0,048 (0,108)
Promedio trab. por firma	2,421*** (0,390)	1,977*** (0,418)
Imacec	0,105** (0,034)	0,094* (0,037)
Constante	1,363*** (0,188)	2,227*** (0,316)
<i>N</i>	928	928
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,9570	0,9444
<i>F</i>	617,033	483,104
<i>p</i>	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso.

Nota: Estimación OLS, errores estándar *Newey-West* (variables estandarizadas). No se muestran controles por año, mes y sector económico. Casos ponderados: ponderador para ajustar distribución de trabajadores de cada año a la distribución del 2016. Considera mutualidades, ISL y administración delegada (\*:  $p < 0, 05$ , \*\*:  $p < 0, 01$ , \*\*\*:  $p < 0, 001$ ).

Los resultados anteriores muestran que las tasas de accidentes tienden a ser menores en sectores económicos con mayor proporción de mujeres, mientras que son más altas en sectores económicos donde es mayor la proporción de trabajadores temporales (con contrato a plazo). Ambos efectos, sin embargo, tienen una magnitud menor en comparación con el promedio de trabajadores por firma en el sector económico. Es posible que la importancia de este factor se deba al impacto de las tareas de prevención y capacitación en las empresas de mayor tamaño, que podría incidir en un mayor conocimiento y uso del seguro de accidentes del trabajo y enfermedades profesionales. Cabe señalar que para el 2015 se estima que solo 45% de los trabajadores dependientes sepan que están protegidos por el seguro de la Ley 16.744 (Suseso, 2017d).

Finalmente, se aprecia una relación positiva entre ciclo económico y accidentabilidad: las tasas de accidentes son mayores en los meses en que el Imacec es alto. La relación entre ciclo económico y accidentabilidad laboral en Chile podría asociarse a un fenómeno similar al observado por Boone et al. (2011): el subreporte de accidentes del trabajo en períodos de bajo ciclo económico, relacionado con el temor al despido.

El cuadro 12 presenta las estimaciones del modelo para una selección de sectores económicos. La menor cantidad de observaciones disminuye la significación de los coeficientes. Sin embargo, se conservan muchas de las relaciones que presenta el cuadro 11; en general, el bajo impacto de la proporción de mujeres y de la proporción de contratos temporales (aunque significativos en algunos sectores económicos), en comparación con el promedio de trabajadores por firma (significativa solo en comercio y enseñanza). Al comparar por sector económico se detecta que el promedio de remuneraciones tiene una relación importante con la tasa de accidentes del trabajo en varios sectores económicos: se aprecia que en los meses en que el promedio de remuneraciones del sector económico es menor, la tasa de accidentes es mayor, lo que puede asociarse a meses en que existen trabajadores menos productivos, menos capacitados, con menor experiencia y por lo tanto, con mayor propensión a accidentarse (esta relación es significativa y negativa en industria metálica, construcción, comercio, hoteles y restaurantes, y transporte). Finalmente, se observa una relación positiva entre accidentabilidad y ciclo económico (con la excepción del sector de enseñanza), la que es significativa en industria no metálica, y en hoteles y restaurantes.

**Cuadro 12**
**Tasa de accidentes del trabajo y factores asociados según actividad económica (sectores seleccionados), Chile (2012- 2016)**

	Agricultura, ganadería y silvicultura	Minería	Industria no metálica	Industria metálica	Construcción	Comercio	Hoteles y restaurantes	Transporte	Enseñanza
Tasa acc. lag 1	0,226 (0,190)	-0,150 (0,120)	0,315* (0,131)	0,064 (0,136)	-0,105 (0,128)	0,063 (0,118)	0,253 (0,191)	0,223 (0,147)	-0,072 (0,135)
Proporción mujeres	-0,018 (0,017)	-0,013 (0,025)	-0,033 (0,029)	-0,139* (0,065)	-0,016 (0,026)	-0,010 (0,015)	-0,034 (0,017)	0,021 (0,049)	0,024 (0,017)
Proporción contratos temp.	0,006 (0,009)	0,033 (0,017)	0,016 (0,020)	-0,006 (0,018)	0,012* (0,005)	0,012 (0,016)	0,026 (0,021)	0,000 (0,015)	-0,013* (0,006)
Promedio de edad	-0,947* (0,413)	0,464 (0,801)	-0,578 (2,009)	0,730 (2,465)	0,735 (0,939)	-0,352 (0,903)	1,289 (0,831)	-0,255 (2,970)	-2,538 (1,570)
Promedio de remuneraciones	-2,064 (1,382)	0,106 (0,265)	-3,808 (2,115)	-4,577** (1,323)	-2,265*** (0,613)	-4,195* (1,672)	-4,258*** (1,181)	-3,094** (1,077)	-1,375 (0,945)
Prom. trab. por firma	-12,195 (7,440)	1,530 (1,042)	7,548 (6,948)	-3,054 (14,531)	7,653 (5,038)	21,409** (7,321)	-2,139 (4,708)	23,840 (23,398)	8,124*** (2,173)
Imacec	0,214 (0,126)	0,028 (0,094)	0,327* (0,137)	0,278 (0,178)	0,142 (0,101)	0,121 (0,120)	0,266** (0,087)	0,200 (0,168)	-0,042 (0,095)
Constante	-4,781 (2,485)	-1,606* (0,688)	1,664 (2,224)	4,264 (5,055)	0,282 (0,838)	5,812** (1,939)	-0,578 (2,041)	8,262 (7,772)	-3,214* (1,232)
N° de obs.	58	58	58	58	58	58	58	58	58
R <sup>2</sup>	0,646	0,449	0,744	0,740	0,318	0,836	0,635	0,819	0,942
F	16,944	24,351	30,019	49,577	20,613	53,221	12,580	11,832	135,813
p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia a base de Suseso.

 Nota: Estimación MCO, errores estándar Newey-West (variables estandarizadas). No se muestran controles por año y mes. Datos ponderados (ponderador para ajustar distribución de trabajadores de cada año a la distribución del 2016). Considera mutualidades, ISL y administración delegada (\*:  $p < 0,05$ , \*\*:  $p < 0,01$ , \*\*\*:  $p < 0,001$ ).

## V. DISCUSIÓN

El principal resultado de la revisión de tasas de accidentes en el período 2012-2016 es la importante disminución en la accidentabilidad, pasando de 4,64 accidentes del trabajo por cada 100 cotizantes<sup>29</sup> en el primer semestre del 2012 a 3,22 accidentes del trabajo por cada 100 cotizantes en el segundo semestre del 2016. A pesar de que este trabajo considera la muestra de trabajadores que cotizaron en el Seguro de Cesantía lo que excluye, por ejemplo, a los trabajadores del sector público<sup>30</sup>, así como a los trabajadores domésticos, estos resultados son coherentes con la información que recoge el *Boletín Estadístico* de la Suseso (Suseso, 2017b).

Las tasas estandarizadas por sexo, edad y tipo de contrato presentan valores ligeramente inferiores a los de las tasas crudas, lo que indica un cierto impacto del cambio en la distribución de trabajadores; no obstante, la reducción de tasas en el período 2012-2016 parece responder más bien a la disminución de accidentes del trabajo y al aumento en el número de trabajadores protegidos en dicho período. Es importante indagar en los factores que están detrás de esta reducción, para ponderar el efecto en el período, no solo de las medidas de prevención de los organismos administradores —y de fiscalización y orientación de los organismos reguladores—, sino también para cuantificar el impacto de otras variables que afectan la accidentabilidad en el trabajo: cambio en la composición de trabajadores según sexo, edad y sector económico, así como el impacto del ciclo económico. Esta tarea es central para conocer el impacto de las medidas de prevención, capacitación y fiscalización implementadas en los últimos años, de modo de potenciar las estrategias más efectivas para favorecer la seguridad y salud en el trabajo.

Este documento permite también conocer grupos prioritarios en términos de prevención: comparativamente se observa tasas mayores de accidentabilidad entre los trabajadores hombres, de 18 a 24 años, aquellos con contratos temporales y quienes se desempeñan en sectores de industrias manufactureras metálicas, transporte, almacenamiento y comunicaciones, industrias manufactureras no metálicas, hoteles y restaurantes, construcción, y agricultura, ganadería, caza y silvicultura y pesca. La mayoría de estos resultados son coherentes con lo observado en otros estudios.

Destaca la accidentabilidad observada en el grupo de trabajadores de 45 a 54 años, y de 55 a 64, quienes superan las tasas de accidentabilidad de los trabajadores de 25 a 44 años. También destaca la importancia de los accidentes de la industria no metálica, en comparación con algunas economías desarrolladas, donde este sector tiene una representación no tan protagónica en los accidentes del trabajo.

29 En la muestra considerada en este estudio (tasas estandarizadas).

30 Las relaciones del sector público no se rigen por el Código del Trabajo, sino por el Estatuto Administrativo.



Respecto del análisis de la variación de los accidentes del trabajo según días perdidos, la mayor parte de la reducción se concentra en los accidentes con baja de menos de 14 días. No obstante, en los accidentes más graves (más de 90 días perdidos) se observa un aumento en las tasas de accidentabilidad. Este resultado obliga en el futuro a un análisis más detallado de las variables que han incidido en la reducción de tasas de accidentes desde el 2012. Por un lado, debe cuantificarse el impacto de las medidas de prevención y fiscalización, así como el de los tratamientos y mejoras médicas implementadas por los organismos.

El análisis de los factores asociados a la accidentabilidad laboral en el período 2012-2016, muestra que la proporción de mujeres tiene una relación negativa con la tasa de accidentes del trabajo (tasas más altas en períodos y sectores económicos en que disminuye la proporción de mujeres), mientras que existe una relación positiva con la proporción de trabajadores con contrato a plazo fijo (tasas más altas en períodos y sectores económicos en que aumenta la proporción de contratos temporales).

Sin embargo, se aprecia que uno de los factores más importantes que inciden en la tasa de accidentes corresponde al promedio de trabajadores por firma: las tasas de accidentes son mayores en los meses y sectores económicos donde aumenta el promedio de trabajadores por empleador. Esto podría relacionarse con una mayor propensión de uso del Seguro de Accidentes del Trabajo y Enfermedades Profesionales entre los trabajadores de empresas de mayor tamaño, lo que plantea la necesidad de incrementar el conocimiento y uso del seguro entre los trabajadores independientes y quienes pertenecen a empresas con pocos trabajadores.

Se detecta también una relación entre el ciclo económico y la accidentabilidad laboral: la tasa de accidentes tiende a ser más alta en períodos de expansión económica. Del mismo modo que se describe en la literatura revisada, esta relación podría indicar subreporte de accidentes del trabajo en períodos de bajo crecimiento económico, cuando los trabajadores prefieren no denunciar accidentes por temor a perder su empleo. Esta relación debe abordarse en el futuro con mayor profundidad, debido a las implicancias que podría tener en el subreporte de accidentes, en la salud y el bienestar de los trabajadores, y en el correcto cálculo de la accidentabilidad de las firmas.

Los resultados encontrados sin duda pueden relacionarse con las medidas de prevención impulsadas por los organismos administradores, así como con las medidas de fiscalización y orientaciones de responsabilidad de los organismos reguladores.

Sin embargo, también debe considerarse el impacto que puedan tener otros factores relevantes, tales como el subreporte de accidentes laborales, el desconocimiento del seguro, sus prestaciones o requisitos por parte de empleadores y trabajadores, la atención de accidentes laborales bajo la modalidad del seguro común de salud (isapres o Fonasa), y el comportamiento estratégico de los actores (empleadores, trabajadores y organismos administradores),

relevante considerando las características de agencia del Seguro de Accidentes del Trabajo y Enfermedades Profesionales chileno. Ambos elementos (prevención y factores externos) deben considerarse para identificar de mejor manera la relación causal entre accidentabilidad y los distintos factores revisados aquí.

Finalmente, debe considerarse que el Seguro Social de la Ley 16.744 cubre en torno al 70% de los trabajadores chilenos. No se dispone de estadísticas respecto de la accidentabilidad de los trabajadores no protegidos. Sin embargo, considerando que se trata de un segmento compuesto principalmente por trabajadores informales o independientes, los que no reciben apoyo en términos de prevención y seguridad, cabe pensar que su nivel de accidentabilidad es mayor. Resulta un desafío para la Seguridad Social el incorporar a estos trabajadores a las prestaciones del seguro de accidentes laborales y enfermedades profesionales<sup>31</sup>.

---

*31 A este respecto, ver la Circular 3226 del 2016 de la Suseso respecto de la incorporación de trabajadores independientes al Seguro Social de la Ley 16.744.*



## REFERENCIAS

---

AFC Chile (2017). *Base de Datos de Cotizantes del Seguro de Desempleo*.

Arellano, P. y C. Carrasco (2014). “Las Empresas en Chile por Tamaño y Sector Económico desde el 2005 a la Fecha”. Unidad de Estudios. Ministerio de Economía, Fomento y Turismo, Gobierno de Chile.

Asfaw, A., R. Pana-Cryan y R. Rosa (2011). “The Business Cycle and the Incidence of Workplace Injuries: Evidence from the U.S.A.” *Journal of Safety Research* 42(1): 1–8.

Astudillo-Cornejo, P. y C. Ibarra-Villanueva (2014). “La Perspectiva de Género, Desafíos para la Ergonomía en Chile: Una Revisión Sistemática de Literatura.” *Ciencia y Trabajo* 16(49): 28–37.

Benach, J., O. Solar, M. Vergara, C. Vanroelen, V. Santana, A. Castedo, J. Ramos y C. Muntaner (2010). “Six Employment Conditions and Health Inequalities: A Descriptive Overview”. *International Journal of Health Services* 40(2): 269–80.

Benavides, F. (2010). “Occupational Injury, Employment Conditions and the Global Market”. *Occupational and Environmental Medicine* 67(3): 146.

Benavides, F.G., J. Benach, C. Muntaner, G.L. Delclos, N. Catot y M. Amable (2006). “Associations between Temporary Employment and Occupational Injury: What Are the Mechanisms?” *Occupational and Environmental Medicine* 63(6): 416–21.

BLS (2016). “Employer-Reported Workplace Injuries and Illnesses 2015”. News Release. Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor.

Boone, J. y J.C. van Ours (2006). “Are Recessions Good for Workplace Safety?” *Journal of Health Economics* 25(6): 1069–93.

Boone, J., J.C. van Ours, J.-P. Wuellrich y J. Zweimüller, (2011). “Recessions are Bad for Workplace Safety”. *Journal of Health Economics* 30(4): 764–73.

Burgard, S.A. y K.Y. Lin (2013). “Bad Jobs, Bad Health? How Work and Working Conditions Contribute to Health Disparities.” *The American Behavioral Scientist* 57(8): 1105–27.

Davies, R. y P. Elias (2000). “An Analysis of Temporal and National Variations in Reported Workplace Injury Rates”. Report prepared on behalf of the Health and Safety Executive. Institute for Employment Research, University of Warwick.

Davies, R., P. Jones e I. Nuñez (2009). “The Impact of the Business Cycle on Occupational Injuries in the UK”. *Social Science and Medicine* 69(2): 178–82.

De la Fuente, V.S., M.A.C. López, I.F. González, O.J.G. Alcántara y D.O. Ritzel (2014). “The Impact of the Economic Crisis on Occupational Injuries”. *Journal of Safety Research* 48: 77–85.

Ministerio del Trabajo y Previsión Social, Chile (1968). Decreto Supremo N° 110: *Escala para la Determinación de la Cotización Adicional Diferenciada*.

Ministerio del Trabajo y Previsión Social, Chile (2000). Decreto Supremo N° 67: *Aprueba Reglamento para la Aplicación de Artículos 15 y 16 de la Ley N° 16.744 sobre Exenciones, Rebajas y Recargos de la Cotización Adicional Diferenciada*.

Dirección del Trabajo (2016a). “¿Qué Trabajadores Están Obligados a Cotizar para el Seguro de Cesantía?” <http://www.dt.gob.cl/consultas/1613/w3-article-95302.html>.

Dirección del Trabajo (2016b). “¿Qué Trabajadores No Están Afectos al Seguro de Desempleo?” <http://www.dt.gob.cl/consultas/1613/w3-article-95305.html>.

Fabiano, B., F. Currò y R. Pastorino (2004). “A Study of the Relationship between Occupational Injuries and Firm Size and Type in the Italian Industry”. *Safety Science* 42(7): 587–600.

Fernández-Muñiz, B., J.M. Montes-Peón y C.J. Vázquez-Ordás (2016). “Occupational Accidents and the Economic Cycle in Spain, 1994–2014”. *Safety Science* 106: 273–84.

Girao Popolizio, I. N. y J.C. López López (2012). “Evolución Temporal de Lesiones por Accidentes de Trabajo en Población Afiliada a MC Mutual, 2005-2009”. *Arch. Prevención de riesgos laborales (ed. impr.)* 15(4): 178–84.

Giuffrida, A., R.F. Iunes y W.D. Savedo (2002). “Occupational Risks in Latin America and the Caribbean: Economic and Health Dimensions”. *Health policy and planning* 17(3): 235–46.

Hämäläinen, P., K. Leena Saarela y J. Takala (2009). “Global Trend according to Estimated Number of Occupational Accidents and Fatal Work-Related Diseases at Region and Country Level”. *Journal of Safety Research* 40(2): 125–39.

Heponiemi, T., M. Elovainio, J. Pentti, M. Virtanen, H. Westerlund, P. Virtanen, T. Oksanen, M. Kivimäki y J. Vahtera (2010). “Association of Contractual and Subjective Job Insecurity with Sickness Presenteeism among Public Sector Employees”. *Journal of Occupational and Environmental Medicine* 52(8): 830–35.



HSA (2015). *Summary of Workplace Injury, Illness and Fatality Statistics 2012-2014*. Health and Safety Authority, Irlanda.

HSE (2016). *Reporting of Injuries, Diseases and Dangerous Occurrences Regulations (RIDDOR) and Earlier Regulations*. Health and Safety Executive, Reino Unido.

INE (2015). “Mujeres en Chile y Mercado del Trabajo: Participación Laboral Femenina y Brechas Salariales”. Departamento de Estudios Laborales, Departamento de Estudios Sociales, Instituto Nacional de Estadísticas, Chile.

IWH (2009). “Workers’ Compensation and the Business Cycle. Issue Briefing. Institute for Work and Health, Canadá (marzo).

Kivimäki, M., J. Vahtera, M. Virtanen, M. Elovainio, J. Pentti y JE. Ferrie (2003). “Temporary Employment and Risk of Overall and Cause-Specific Mortality”. *American Journal of Epidemiology* 158(7): 663–68.

Leigh, J.P. (1989). “Firm Size and Occupational Injury and Illness Incidence Rates in Manufacturing Industries”. *Journal of Community Health* 14(1): 44–52.

McVittie, D., H. Banikin y W. Brocklebank (1997). “The Effects of Firm Size on Injury Frequency in Construction”. *Safety Science* 27(1): 19–23.

Messing, K. y P. Östlin (2006). *Gender Equality, Work and Health: A Review of the Evidence*. Ginebra, Suiza: Organización Mundial de la Salud – WHO.

OIT-ILO (2014). “Creating Safe and Healthy Workplaces for All”. Informe Técnico preparado para la Reunión de Ministros del Trabajo y el Empleo del G-20, en Melbourne, Australia, 10-11 de septiembre.

Papadopoulos, G., P. Georgiadou, C. Papazoglou y K. Michaliou (2010). “Occupational and Public Health and Safety in a Changing Work Environment: An Integrated Approach for Risk Assessment and Prevention”. *Safety Science* 48(8): 943–49.

Rhee, K.Y., S.W. Choe, Y.S. Kim y K.H. Koo (2013). “The Trend of Occupational Injuries in Korea from 2001 to 2010”. *Safety and Health at Work* 4(1): 63–70.

Salminen, S. (2004). “Have Young Workers More Injuries than Older Ones? An International Literature Review”. *Journal of Safety Research* 35(5): 513–21.

Singer, M., J.Á. Matamala-González y W. Rudolph (2015). “Evaluación de Impacto de las Intervenciones de Prevención en Clientes”. *Ciencia y Trabajo* 17(53): 99–106.

Smith, P.M. y J. Berecki-Gisolf (2014). “Age, Occupational Demands and the Risk of Serious Work Injury”. *Occupational Medicine* 64(8): 571–6.

Steele, G.R. (1974). “Industrial Accidents: An Economic Interpretation”. *Applied Economics* 6: 143–55.

Suseso (2015). *Informe Anual Estadísticas de Seguridad Social 2014*. Unidad de Estudios y Estadísticas, Superintendencia de Seguridad Social de Chile.

Suseso (2016). *Informe Anual Estadísticas de Seguridad Social 2015*. Unidad de Estudios y Estadísticas, Superintendencia de Seguridad Social de Chile.

Suseso (2017a). *Base de datos del Sistema Nacional de Información de Seguridad y Salud en el Trabajo* (Sisesat).

Suseso (2017b). *Boletines Estadísticos 1996-2016*. Unidad de Estudios y Estadísticas, Superintendencia de Seguridad Social de Chile.

Suseso (2017c). *Informe Anual Estadísticas de Seguridad Social 2016*. Unidad de Estudios y Estadísticas, Superintendencia de Seguridad Social de Chile.

Suseso (2017d). *Informe Regional Estadísticas de Seguridad Social 2016*. Unidad de Estudios y Estadísticas, Superintendencia de Seguridad Social de Chile.

Unsar, S. y N. Sut (2009). “General Assessment of the Occupational Accidents that Occurred in Turkey between the Years 2000 and 2005”. *Safety Science* 47(5): 614–9.

Virtanen, M., M. Kivimäki, M. Joensuu, P. Virtanen, M. Elovainio y J. Vahtera (2005). “Temporary Employment and Health: A Review”. *International Journal of Epidemiology* 34: 610–22.

Wuellner, S. (2016). “Occupational Injuries by Worker Age, Washington 2011 2015”. Safety and Health Assessment and Research for Prevention (SHARP) Program, Washington State Department of Labor & Industries, Estados Unidos.



## APÉNDICE A

**Cuadro A1**

**Tasa de accidentes de trabajo y covariables, Chile 2012-2016)**

	Sin ponderar	Ponderado
Tasa Acc. Lag 1	0,321*** (0,042)	0,304*** (0,043)
Proporción de mujeres	-1,187*** (0,210)	-0,026*** (0,005)
Proporción de contratos temporales	0,222* (0,095)	0,008** (0,002)
Promedio de edad	-0,198* (0,091)	-0,101 (0,068)
Promedio de remuneraciones	-0,169 (0,094)	-0,048 (0,108)
Promedio de trabajadores por firma	2,421*** (0,390)	1,977*** (0,418)
2013	-0,059 (0,034)	-0,160*** (0,034)
2014	-0,047 (0,047)	-0,212*** (0,041)
2015	-0,022 (0,060)	-0,233*** (0,057)
2016	0,014 (0,075)	-0,296*** (0,075)
Agricultura, ganadería, caza y silvicultura	-0,961* (0,379)	-0,232 (0,193)
Pesca	-1,545*** (0,281)	-0,792*** (0,215)
Explotación de minas y canteras	-3,354*** (0,453)	-2,742*** (0,470)
Industrias manufactureras no metálicas	-0,422** (0,142)	-0,092 (0,135)
Industrias manufactureras metálicas	-0,593* (0,284)	0,312 (0,173)
Suministro de electricidad, gas y agua	-1,521*** (0,218)	-1,315*** (0,228)
Construcción	-2,694*** (0,554)	-1,233*** (0,250)
Hoteles y restaurantes	0,799*** (0,139)	0,554*** (0,109)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	-0,666** (0,230)	0,057 (0,143)
Intermediación financiera	-0,597** (0,221)	-1,312*** (0,207)

## Cuadro A1 (continuación)

## Tasa de accidentes de trabajo y covariables, Chile 2012-2016)

	Sin ponderar	Ponderado
Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler	-0,724*** (0,095)	-0,553*** (0,068)
Enseñanza	-0,017 (0,273)	-0,679*** (0,191)
Servicios sociales y de salud	1,332*** (0,330)	0,204 (0,156)
Otras actividades de servicios comunitarias, sociales y personales	0,126 (0,175)	-0,046 (0,108)
Consejo de administración de edificios y condominios	-1,279*** (0,372)	-0,836** (0,285)
Imacec	0,105** (0,034)	0,094* (0,037)
Constante	1,363*** (0,188)	2,227*** (0,316)
N° de observaciones	928	928
R <sup>2</sup>	0,9570	0,9444
F	617,033	483,104
p	0,000	0,000

Fuentes: Suseso (2017a) y AFC Chile (2017).

Nota: Estimación MCO, errores estándar Newey-West (variables estandarizadas). No se muestran controles por mes. Casos ponderados: ponderador para ajustar distribución de trabajadores de cada año a la distribución del 2016. Considera Mutualidades, ISL y administración delegada \*:  $p < 0,05$ , \*\*:  $p < 0,01$ , \*\*\*:  $p < 0,001$ .



## APÉNDICE B

---

### NORMATIVA SOBRE SEGURIDAD Y SALUD EN EL TRABAJO EN CHILE

---

**(Nota al pie N°5):** La Ley 16.744 de 1968 establece normas sobre accidentes del trabajo y enfermedades profesionales, y establece el marco jurídico para el Seguro de Accidentes del Trabajo y Enfermedades Profesionales chileno. Este sistema tiene carácter solidario, protege a los trabajadores formales y se financia a través de cotizaciones pagadas por los empleadores. Estos deben cotizar por una tasa común para todos los trabajadores (una tasa básica de 0,9% de las remuneraciones brutas de cada trabajador, y una tasa extraordinaria de 0,05%) y por una tasa variable de acuerdo a la siniestralidad del empleador (que puede variar entre 0,0% y hasta 6,8% de las remuneraciones brutas de cada trabajador). Ver Decreto Supremo 67 del 2000 y Decreto Supremo 110 de 1968 (Ministerio del Trabajo y Previsión Social, 1968; 2000).

**(Nota al pie N°6):** Los trabajadores protegidos por el Seguro Social de Accidentes del Trabajo y Enfermedades Profesionales corresponden al total de trabajadores dependientes por quienes las entidades empleadoras declararon y pagaron cotizaciones, más aquellos por los cuales declararon y no pagaron cotizaciones y los trabajadores que sin haberse desafiado la entidad empleadora del organismo administrador, sus cotizaciones no fueron declaradas ni pagadas, siempre que no se encuentren en esta última situación por más de cuatro meses. Considera además a los trabajadores independientes registrados, del artículo 88 de la Ley 20.255, es decir, aquellos que obtienen rentas del trabajo de las señaladas en el artículo 42, N° 2 de la Ley sobre Impuesto a la Renta, que al mes informado estén registrados en el organismo administrador aun cuando no hayan realizado pagos provisionales de cotizaciones. Finalmente, considera a los trabajadores independientes registrados, del artículo 89 de la Ley 20.255, es decir, aquellos que desarrollan una actividad por la cual perciben rentas del trabajo que no se encuentran contempladas en el artículo 42, N° 2 de la Ley sobre Impuesto a la Renta y que cotizan voluntariamente en el Seguro Social de la Ley 16.744, siempre que en el mes correspondiente además coticen para pensiones y para salud; y que al mes informado se encuentren registrados en el organismo administrador aun cuando no hayan realizado pagos de cotizaciones. Se incluye en este grupo de trabajadores a los independientes incorporados al Seguro de la Ley 16.744, con anterioridad a la vigencia de la Ley 20.255. Por otro lado, los trabajadores no cubiertos por el seguro corresponden principalmente a trabajadores informales (por los cuales no se cotiza bajo ninguna modalidad), así como por trabajadores independientes que no cotizan.

**(Nota al pie N°8):** De acuerdo con la Ley 19.728, el Seguro de Cesantía es obligatorio para todos los trabajadores formales que se incorporaron o reiniciaron actividades laborales desde el 2 de octubre de 2002, y que cumplan, al mismo tiempo, con la condición de ser trabajadores dependientes y de que su relación laboral se rija por el Código del Trabajo. Las diferencias se producen porque existen trabajadores no cubiertos por el Seguro de Cesantía: la Ley 19.728 excluye de este seguro a los trabajadores de casa particular, los trabajadores sujetos a contrato de aprendizaje, los menores de 18 años de edad hasta que los cumplan y los pensionados, salvo que, en el caso de estos últimos, la pensión se hubiere otorgado por invalidez parcial. También se excluye del seguro a los empleados públicos, los funcionarios de las Fuerzas Armadas y de Orden, y los trabajadores independientes o por cuenta propia. Finalmente, tampoco se aplica el seguro a los trabajadores cuya relación laboral es regulada por un estatuto especial, como es el caso de los profesionales de la educación que prestan servicios en el sector municipal, ya que su relación laboral está regulada por el Estatuto Docente, y los funcionarios de la Atención Primaria de Salud Municipal, regidos por las normas de la Ley 19.378. Se incluye, sin embargo, a los profesionales de la educación correspondientes a establecimientos educacionales privados y a los trabajadores municipales cuya relación laboral está normada íntegramente por el Código del Trabajo. Esto debido a que su relación laboral se rige precisamente por el Código del Trabajo, especialmente en lo relativo a la terminación de los contratos de trabajo. Ver Dirección del Trabajo (2016a) y Dirección del Trabajo (2016b).



---

## ANÁLISIS DE LOS COEFICIENTES BETA: EVIDENCIA EN EL MERCADO DE ACTIVOS CHILENO

Antonio Terceño  
M. Glòria Barberà-Mariné  
Yanina Laumann

### I. INTRODUCCIÓN

El modelo de precios de activos de capital CAPM (Sharpe, 1964) es un modelo para la formación de carteras de valores óptimas que establece que el rendimiento esperado de cualquier activo, individual o cartera, es una función lineal y positiva de su riesgo sistémico medido a través del coeficiente beta ( $\beta$ ), único riesgo remunerado en los mercados financieros. Suponiendo que existe un solo factor de riesgo agregado en la economía, podemos recurrir al modelo de mercado para estimar el riesgo beta de cualquier activo financiero. En la práctica, el riesgo beta no es más que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios MCO de regresar el rendimiento del activo, individual o cartera ( $R_C$ ) sobre el rendimiento de la cartera de mercado ( $R_C^M$ ) durante un período de tiempo determinado.

$$R_C = \alpha + \beta R_C^M \quad (1)$$

El CAPM postula que, bajo determinadas condiciones en torno a la distribución del rendimiento de los activos, el rendimiento esperado de una acción está linealmente relacionado con la covarianza entre el rendimiento del activo y el rendimiento de la cartera de mercado (coeficiente  $\beta$ ). Estas condiciones son: los inversores tienen expectativas homogéneas, sus carteras son eficientes en términos de la media y la varianza, no existen fricciones en el mercado, y se puede prestar y tomar prestado a la tasa de interés libre de riesgo. De tal forma que, cuando el mercado está en equilibrio, el inversor es remunerado solo por el riesgo sistémico o no diversificable, ya que el riesgo propio del título lo elimina en forma simple y sin costes a través de la diversificación de su cartera.

Por lo tanto, el riesgo sistémico de un activo, medido a través del coeficiente beta, es la única medida de riesgo relevante para determinar su precio. La importancia de beta se refleja en ser una medida del riesgo que va más allá de la propia validez del modelo teórico que lo sustenta como medida de riesgo relevante.

---

\* Departamento de Gestión de Empresas - Universidad Rovira i Virgili - España; antonio.terceno@urv.cat

\*\* Departamento de Gestión de Empresas - Universidad Rovira i Virgili - España; gloria.barbera@urv.cat

\*\*\* Departamento de Economía - Universidad Nacional del Sur - Argentina; yaninalaumann@yahoo.com

Contribuyendo a la literatura empírica sobre el riesgo sistemático, nuestro principal objetivo es calcular, conocer y describir coeficientes beta *fuzzy*, sectoriales e individuales, en el mercado emergente latinoamericano de Chile. Para ello, en primer lugar estimamos los coeficientes beta *fuzzy* y los beta estimados por MCO, comparando los resultados. Luego contrastamos si los resultados empíricos de la teoría tradicional de carteras, referente al efecto del número de títulos y de la longitud del período de estimación sobre la estabilidad de los beta, se verifican en las estimaciones *fuzzy*.

La literatura empírica financiera tradicional considera que las cotizaciones históricas de los activos pueden utilizarse para determinar las tasas de rendimiento de los activos. Sin embargo, el precio que se negocia en los mercados financieros durante una sesión para un determinado activo difícilmente es único, sino que suele negociarse dentro de una horquilla delimitada por un precio mínimo y por un precio máximo. Para utilizar las técnicas econométricas tradicionales deben cuantificarse las observaciones de la variable explicada (y explicativa) a través de un valor cierto utilizándose, por ejemplo, el precio medio negociado o el precio de cierre en el modelo que se vaya a implementar. Este proceder es una decisión arbitraria y conlleva una importante pérdida de información.

Para implementar los métodos de regresión *fuzzy* no hace falta reducir el valor de las variables observadas a un valor cierto de forma que se puede ajustar la relación funcional trabajando con el intervalo de todos los valores observados, es decir, utilizando toda la información disponible. Como resultado de la estimación *fuzzy* obtenemos el coeficiente beta *fuzzy*, también como un intervalo.

La regresión estadística presenta problemas cuando el número de observaciones es pequeño, hay dificultades para verificar que la función de distribución de los errores sea normal, hay incertidumbre en la relación entre las variables independientes y la dependiente, o cuando las observaciones de las variables son inciertas. Ante estas situaciones es más apropiado ajustar un modelo de regresión *fuzzy*.

En la regresión ordinaria, las desviaciones son vistas como una variable aleatoria con distribución normal, varianza constante y media cero, y se emplea la teoría de la probabilidad para modelar los errores aleatorios. En el caso de la regresión *fuzzy*, el término de error no queda introducido como un sumando en la ecuación de regresión, sino que está incorporado en los coeficientes al asumirse su naturaleza *fuzzy*.

El artículo se organiza de la siguiente forma: en la sección II revisamos la literatura; en la sección III se presenta el método de regresión *fuzzy* de Tanaka e Ishibuchi (1992) y el método de detección de *outliers* de Hung y Yang (2006); en la sección IV presentamos y analizamos los resultados de las estimaciones de los beta de activos y carteras del mercado chileno en el período 2010-15, y finalmente, exponemos las conclusiones en la sección V.



## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Un número considerable de analistas de inversión, gerentes de fondos, directores financieros y asesores financieros utilizan el coeficiente beta en el proceso de toma de decisiones, ya que este se utiliza como una estimación del riesgo de un activo o una cartera. El coeficiente beta de un fondo de inversión, por ejemplo, es una información sustancial que delimita el riesgo del fondo respecto al mercado y, en consecuencia, es un elemento importante para la decisión de invertir o no en el mismo.

Una línea de investigación ha demostrado, ya fuese con un enfoque empírico o teórico, que la estabilidad de los coeficientes beta depende de varios factores (el índice de mercado empleado, el período de posesión, el período de estimación y el número de títulos constitutivos de una cartera, entre otros). A continuación exponemos los principales aportes respecto al efecto de la longitud del período de estimación y al efecto de formación de carteras, factores analizados en este trabajo.

El período de estimación de un título o cartera hace referencia al horizonte temporal que se va a utilizar como unidad de comparación al calcular beta. Levy (1971) y Blume (1971) encuentran que la capacidad de predicción aumenta cuando se consideran períodos más amplios. Las investigaciones empíricas de Baesel (1974), Roenfeldt et al. (1978), Eubank y Zumwalt (1981) y Harrington (1983) presentan resultados similares.

Asimismo Levy (1971) y Blume (1971) analizaron la estabilidad de los beta, tanto de valores individuales como de carteras. Sus resultados indican que el beta de un título individual fluctúa más que el de una cartera. La misma relación directa entre tamaño de las carteras y la estabilidad de los beta es observada por Altman et al. (1974), Eubank y Zumwalt (1981) y Tole (1981), entre otros. Por su parte, Damodaran (2001) reconoce que los beta de los activos oscilan mucho, pero afirma que los beta sectoriales (beta de la cartera compuesta por las empresas de un mismo sector) oscilan muy poco. Por eso recomienda utilizar el beta calculado de un sector. Por su parte, Yao y Gao (2004) señalan, desde una perspectiva práctica, que los beta son especialmente útiles en el contexto de sectores.

Para el caso particular del mercado de Chile, los trabajos son escasos. Entre la evidencia empírica encontramos el estudio de Ortas et al. (2010) que trata el tema de la estimación del coeficiente beta sectorial. Sus resultados indican que el coeficiente de riesgo sistemático de los principales índices bursátiles chilenos, de mercado o sectoriales, no es constante a lo largo del tiempo, proporcionando el filtro de Kalman una estimación recursiva más satisfactoria de su evolución a lo largo del tiempo. Chicoma et al. (2003) estiman betas del sector financiero a través del modelo de mercado aplicando MCO para estudiar comparativamente la disciplina del mercado en Japón, México, Chile y Argentina, en períodos de crisis financieras. Los coeficientes beta para los bancos en Chile fueron menores que uno, y relativamente bajos en relación con los beta del mismo sector de

los otros países que estiman. Fernández (2006) estima el CAPM para 24 activos de la bolsa de Chile durante el período 1996-2002 empleando el análisis *wavelet*. Encuentra evidencia a favor del CAPM a medio plazo.

La regresión *fuzzy*, como ya se ha comentado, es más versátil que la regresión convencional porque la relación funcional puede obtenerse cuando las variables independientes, la variable dependiente, o ambas, no son ciertas sino intervalos de confianza o números *fuzzy*.

Hay dos enfoques principales en el análisis de regresión *fuzzy*: el enfoque de regresión de mínimos cuadrados *fuzzy* (Diamond, 1988) y el enfoque de regresión posibilística, basado en programación lineal (Tanaka et al., 1982). Además han sido propuestos modelos híbridos que combinan ambos enfoques (Ishibuchi y Nii, 2001).

El enfoque basado en métodos de mínimos cuadrados *fuzzy* tiene como objetivo minimizar la distancia entre los valores de la variable dependiente estimados y los observados. Diamond (1988) propuso varios modelos para un ajuste simple de mínimos cuadrados de datos *fuzzy*. Celmiņš (1987a, 1987b), Savic y Pedrycz (1991), D'Urso y Gastaldi (2000), D'Urso (2003), Kao y Chyu (2003), D'Urso y Santoro (2006) y D'Urso et al. (2011), entre otros, continúan esta línea de trabajo.

La idea básica del enfoque posibilístico, desarrollado posteriormente por Tanaka (1987), Tanaka y Watada (1988) y Tanaka et al. (1989), consiste en minimizar la incertidumbre del modelo minimizando la amplitud de los coeficientes *fuzzy* sujeto a un criterio de ajuste especificado. Se obtienen diferentes modelos dependiendo del criterio de ajuste usado. Tanaka e Ishibuchi (1991) consideran funciones de pertenencia cuadráticas para obtener los coeficientes *fuzzy*, y Tanaka et al. (1995) una función de pertenencia exponencial. Tanaka y Lee (1998) consideran la tendencia central sobre el modelo posibilístico de Tanaka.

Varios autores advierten que los modelos de regresión posibilística son sensibles a los valores atípicos, comúnmente denominados *outliers*, debido a la relación de inclusión entre los datos observados y los estimados (Peters, 1994; Chang y Lee, 1994; Özelkan y Duckstein, 2000; Hung y Yang, 2006; Gladysz, 2010; Wang et al., 2015).

Hung y Yang (2006) destacan que la principal desventaja de la mayoría de los procedimientos de detección de *outliers* (Peters, 1994; Chen, 2001, entre otros) es la falta de definición de los puntos de corte de los *outliers*.

Terceño et al. (2014) proponen una representación *fuzzy* del modelo de mercado que incorpora el cálculo del rendimiento de un activo expresado a través de un intervalo de confianza. Esta metodología fue aplicada para estimar coeficientes beta *fuzzy* de sectores y subsectores de la Bolsa de Madrid. En Laumann (2015) se utilizó esta metodología para estimar los beta sectoriales en el mercado brasileño. En este artículo se avanza en esta línea de investigación mejorando la estimación *fuzzy* mediante el método de detección de *outliers* de Hung y Yang (2006) en la Bolsa de Valores de Santiago de Chile.



### III. REGRESIÓN FUZZY LINEAL

El objetivo de la regresión *fuzzy* es determinar una relación funcional entre una variable dependiente con varias variables explicativas donde los parámetros estimados son intervalos de confianza. El modelo de regresión *fuzzy* que vamos a utilizar se encuentra desarrollado en Tanaka e Ishibuchi (1992).

#### 1. Modelo de Tanaka e Ishibuchi

Tanaka e Ishibuchi parten, para un determinado fenómeno, de una muestra que representan como:  $\{(Y_1, X_1), (Y_2, X_2), \dots, (Y_j, X_j), \dots, (Y_n, X_n)\}$ , donde:

- $Y_j$  es la observación  $j$ -ésima de la variable dependiente,  $j = 1, 2, \dots, n$ , representada por un intervalo de confianza expresado a través de sus extremos inferior,  $Y_j^1$ , y superior,  $Y_j^2$ :  $Y_j = [Y_j^1; Y_j^2]$  o bien a través de su centro,  $Y_{jC}$ , y radio,  $Y_{jR}$ :  $Y_j = \langle Y_{jC}, Y_{jR} \rangle$ , siendo  $Y_{jC} = \frac{Y_j^2 + Y_j^1}{2}$  e  $Y_{jR}$  la distancia de cualquier extremo del intervalo a este punto medio. Si  $Y_j$  es un número cierto,  $Y_j^1 = Y_j^2 = Y_{jC}$  e  $Y_{jR} = 0$ .
- $X_j$  es un vector  $m$ -dimensional  $X_j = (X_{0j}, X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{ij}, \dots, X_{mj})$  donde  $X_{0j} = 1$ ,  $\forall j$ , y  $X_{ij}$  es el valor en la  $j$ -ésima observación para la variable independiente  $i$ -ésima, con  $i = 0, \dots, m$  siendo las observaciones de la variable independiente representadas por datos ciertos.

El modelo asume que la relación existente entre la variable dependiente y la variable independiente es lineal:

$$Y = A_0 + A_1 X_1 + A_2 X_2 + \dots + A_m X_m \quad (2)$$

donde  $A_i$  es un intervalo de confianza que representan a través de su centro y radio,  $A_i = \langle a_{iC}, a_{iR} \rangle$ .

El objetivo final es minimizar la incertidumbre total de las estimaciones  $\hat{Y}_j$ . Los parámetros  $\hat{A}_i$  deben procurar no solo que la incertidumbre de las estimaciones  $\hat{Y}_j$  sea lo menor posible, sino que  $\hat{Y}_j$  sea lo más congruente posible con la observación  $Y_j$  que pretenden aproximar.

Tanaka e Ishibuchi postulan que la observación de la variable explicada,  $Y_j$ , debe estar incluida dentro de su estimación,  $\hat{Y}_j : Y_j \subseteq \hat{Y}_j, \forall j$ . Así, el programa que plantean resolver es el siguiente:

$$\text{Min } Z = \sum_{j=1}^n \hat{Y}_{jR} = \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}| \quad (3)$$

sujeto a:

$$\hat{Y}_{jC} - \hat{Y}_{jR} = \sum_{i=0}^m a_{iC} X_{ij} - \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}| \leq Y_{jC} - Y_{jR} \quad j = 1, 2, \dots, n$$

$$\hat{Y}_{jC} + \hat{Y}_{jR} = \sum_{i=0}^m a_{iC} X_{ij} + \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}| \geq Y_{jC} + Y_{jR} \quad j = 1, 2, \dots, n$$

$$\alpha_{iR} \geq 0$$

$$i = 0, 1, \dots, m$$

La función objetivo es la minimización de la incertidumbre, es decir, de la amplitud de los intervalos. La primera restricción asegura que los extremos inferiores de las estimaciones sean inferiores a los extremos inferiores de las observaciones, mientras la segunda garantiza que los extremos superiores de las estimaciones sean superiores a los de las observaciones. El tercer bloque de restricciones asegura que el radio de intervalo de confianza sea positivo.

## 2. Detección de *outliers* de Hung y Yang

Las series de datos pueden contener observaciones que son consideradas *outliers*, esto es, valores que se encuentran alejados del resto de los datos. Estos casos atípicos pueden presentarse en la variable dependiente, en la variable independiente, o en ambas, y también en la amplitud o en el centro de la variable dependiente estimada. La existencia de valores atípicos en los datos puede causar una interpretación incorrecta de los resultados de la regresión *fuzzy*.

Hung y Yang (2006) proponen un enfoque de omisión para el método de programación lineal de Tanaka e Ishibuchi. Este método mide la influencia de la observación  $l$ -ésima sobre el valor de la función objetivo cuando la observación  $l$ -ésima es omitida. El procedimiento consiste en borrar en primer lugar la observación  $l$ -ésima, resolver el programa de programación lineal con las restantes  $(n - 1)$  observaciones y obtener el valor minimizado de la función objetivo ( $Z^l$ ). De esta forma calculan el impacto de la observación  $l$ -ésima sobre el valor de la función objetivo a través de la diferencia normalizada  $r_l$ :

$$r_l = \frac{|Z - Z^l|}{Z} \quad l = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

donde  $Z$  es el valor mínimo de la función objetivo incluyendo todas las observaciones.

Un mayor valor de  $r_l$  indica un gran impacto de la observación  $l$  en el valor de la función objetivo. Para detectar los valores atípicos, se calcula el cuartil uno (Q1), el cuartil tres (Q3) y el rango intercuartílico (RIC=Q3-Q1) del conjunto de valores  $r_l$  y se eliminan aquellas observaciones cuyo valor  $r_l$  sea inferior a  $Q1 - 1,5 \cdot \text{RIC}$  o superior a  $Q1 + 1,5 \cdot \text{RIC}$ .

## IV. APLICACIÓN EMPÍRICA

### 1. Datos y Metodología

Durante el período 2010-2015, tomamos los precios diarios del Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA), de los índices sectoriales construidos por la Bolsa de Comercio de Santiago y de dos empresas constitutivas de cada índice sectorial (cuadro 1).

**Cuadro 1****Índices sectoriales de la Bolsa de Comercio de Santiago y empresas analizadas**

Índices sectoriales	Empresas
Banca	Banco de Crédito e Inversiones (BCI) Banco Santander-Chile (BSANTANDER)
Commodities	Cap S.A. (CAP) Empresas CMPC S.A. (CMPC)
Construcción e inmobiliario	Salfacorp S.A. (SALFACORP) Besalco S.A. (BESALCO)
Consumo	Compañía Cervecerías Unidas S.A. (CCU) Viña Concha y Toro S.A. (CONCHATORO)
Industrial	Compañía Sud Americana de Vapores S.A. (VAPORES) Masisa S.A. (MASISA)
Retail	S.A.C.I. Falabella (FALABELLA) Empresas La Polar S.A. (NUEVAPOLAR)
Utilities	Colbún S.A. (COLBÚN) Empresa Nacional de Electricidad S.A. (ENDESA-CH)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

Para determinar la tasa de rendimiento semanal de cada índice tomamos los precios en su versión con dividendo que considera la reinversión de los pagos de dividendos en la cartera del índice, llamados índices de retorno absoluto, y se calcula a partir del correspondiente precio de cotización de los días viernes. De no existir cotización ese día, se toma la del día previo más reciente. Todos los datos empleados en esta investigación fueron obtenidos de *Datastream*.

Siguiendo a Terceño et al. (2014), calcularemos las rentabilidades semanales para cualquier activo financiero, de tres formas:

1. Tasa de rendimiento tradicional ( $R_{c,t}$ ).

Calculamos la tasa de rendimiento tradicional de la semana  $t$ ,  $R_{c,t}$ , como:

$$R_{C,t} = \frac{P_{cierre,t} - P_{cierre,t-1}}{P_{cierre,t-1}} 100, \quad (5)$$

donde  $P_{cierre,t-1}$  y  $P_{cierre,t}$  corresponden al precio de cierre del activo el día viernes de la semana  $t-1$  y  $t$ , respectivamente.

2. Intervalo de rendimiento cierto ( $[R_{1,t}; R_{2,t}]$ ).

Rentabilidad expresada por medio de un intervalo de confianza cuyos extremos coinciden y están dados por la tasa de rendimiento tradicional calculada según (6).

$$[R_{1,t}; R_{2,t}] = [R_{c,t}; R_{c,t}] \quad (6)$$

3. Intervalo de rendimiento incierto ( $[R_{min,t}; R_{max,t}]$ ).

Rentabilidad expresada por medio de un intervalo de confianza cuyos extremos están dados por:

- $R_{min,t}$ : rentabilidad mínima que puede obtener el inversor. Sucederá cuando compre el activo al mayor precio de cotización el día viernes de la semana  $t-1$  ( $PC_{max,t-1}$ ) y lo venda el día viernes de la semana  $t$  al menor precio ( $PV_{min,t}$ ).

$$R_{min,t} = \frac{PV_{min,t} - PC_{max,t-1}}{PC_{max,t-1}} 100 \tag{7}$$

- $R_{max,t}$ : rentabilidad máxima que puede obtener el inversor. Sucederá cuando compre el activo al menor precio de cotización el día viernes de la semana  $t-1$  ( $PC_{min,t}$ ) y lo venda al mayor precio el día viernes de la semana  $t$  ( $PV_{max,t}$ ).

$$R_{max,t} = \frac{PV_{max,t} - PC_{min,t-1}}{PC_{min,t-1}} 100 \tag{8}$$

Calculamos estas rentabilidades semanales para cada activo y sector en el período 2010-2015 y estimamos los beta para los 24 trimestres naturales comprendidos en este período y los 12 semestres naturales del mismo período. Finalmente, para las comparaciones, utilizamos la media de los valores trimestrales y semestrales hallados.

Los coeficientes beta de los activos y sectores se estiman a través de dos metodologías:

1. MCO sobre la tasa de rendimiento tradicional del activo,  $R_c$

$$R_c = \alpha_{MCO} + \beta_{MCO} R_c^M \tag{9}$$

donde  $R_c^M$ : rendimiento de la cartera de mercado, calculado a partir de la cotización de cierre.

2. Regresión *fuzzy* de Tanaka e Ishibuchi a partir de la representación *fuzzy* del modelo de mercado que incorpora el cálculo del rendimiento del activo, individual o de la cartera sectorial, expresado a través de un intervalo de confianza.

$$[R_1; R_2] = [\alpha_1; \alpha_2] + [\beta_1; \beta_2] R_c^M \tag{10}$$

donde:

$R_c^M$ : rendimiento de la cartera de mercado, calculado a partir de la cotización de cierre.

$[R_1; R_2]$ : rendimiento del activo expresado a través de un intervalo de confianza.

$[\alpha_1; \alpha_2], [\beta_1; \beta_2]$ : intervalos de confianza, parámetros *fuzzy* a calcular.

Esta metodología la desarrollaremos utilizando dos tipos de tasas de rendimiento:

2.1 tasa de rendimiento *cierta* del activo expresada a través de un intervalo de confianza y calculada con los precios de cierre. En este caso obtenemos los coeficientes beta  $[\beta_1^C; \beta_2^C]$

$$[R_c; R_c] = [\alpha_1^C; \alpha_2^C] + [\beta_1^C; \beta_2^C] R_c^M \quad (11)$$

2.2 tasa de rendimiento *incierto* del activo expresada a través de un intervalo de confianza y calculada a partir de las rentabilidades mínimas y máximas ya definidas. Con estos datos obtenemos los coeficientes beta  $[\beta_1^U; \beta_2^U]$

$$[R_{min}; R_{max}] = [\alpha_1^U; \alpha_2^U] + [\beta_1^U; \beta_2^U] R_c^M \quad (12)$$

Sobre las series de rendimientos de datos inciertos aplicamos el método de detección de *outliers* de Hung y Yang. Eliminados estos, obtenemos los coeficientes beta  $[\beta_1^{U-HY}; \beta_2^{U-HY}]$

$$[R_{min}; R_{max}] = [\alpha_1^{U-HY}; \alpha_2^{U-HY}] + [\beta_1^{U-HY}; \beta_2^{U-HY}] R_c^M \quad (13)$$

## 2. Análisis de resultados

*Beta MCO vs beta fuzzy, con intervalo de rendimiento cierto*

El cuadro 2 presenta los coeficientes beta promedios, trimestrales y semestrales, obtenidos mediante regresión por MCO ( $\bar{\beta}_{MCO}$ ) y regresión *fuzzy* lineal ( $[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$ ). En ambos casos se utiliza, para calcular el rendimiento del activo, su precio de cierre, ya sea expresado a través de un número cierto ( $R_c$ ) o un intervalo de confianza ( $[R_c; R_c]$ ), respectivamente. Se incluye también en el cuadro una medida de la distancia entre ambas estimaciones,  $d(\bar{\beta}_{MCO}; [\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C])$ . Si el valor del coeficiente beta obtenido por regresión ordinaria se sitúa dentro del intervalo de confianza estimado por regresión *fuzzy*, asignamos el valor 0 a la distancia; en caso contrario, medimos la distancia de ( $\bar{\beta}_{MCO}$ ) al extremo más próximo del intervalo  $[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$ :

$$d(\bar{\beta}_{MCO}; [\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]) = 0 \text{ si } \bar{\beta}_1^C \leq \bar{\beta}_{MCO} \leq \bar{\beta}_2^C \quad (14)$$

$$d(\bar{\beta}_{MCO}; [\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]) = \left| \frac{\bar{\beta}_{MCO} - \bar{\beta}_1^C}{\bar{\beta}_1^C} \right| * 100 \text{ si } \bar{\beta}_{MCO} > \bar{\beta}_1^C \quad (15)$$

$$d(\bar{\beta}_{MCO}; [\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]) = \left| \frac{\bar{\beta}_{MCO} - \bar{\beta}_2^C}{\bar{\beta}_2^C} \right| * 100 \text{ si } \bar{\beta}_{MCO} > \bar{\beta}_2^C \quad (16)$$

Cuadro 2

### Coefficientes beta estimados por regresión MCO y regresión fuzzy lineal. Rendimiento cierto

Sectores / Acciones	Trimestral			Semestral		
	$\bar{\beta}_{MCO}$	$[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$	$d(\bar{\beta}_{MCO}; [\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C])$	$\bar{\beta}_{MCO}$	$[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$	$d(\bar{\beta}_{MCO}; [\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C])$
CL - BANCA	0,91	[0,84; 0,91]	0,00	0,93	[0,90; 0,98]	0,00
BCI	0,97	[0,85; 0,95]	2,42	0,92	[0,91; 0,97]	0,00
BSANTANDER	1,04	[0,99; 1,16]	0,00	1,12	[1,10; 1,16]	0,00
CL - COMMODITIES	1,18	[1,16; 1,21]	0,00	1,18	[1,12; 1,17]	0,43
CAP	1,73	[1,41; 2,29]	0,00	1,79	[1,59; 2,61]	0,00
CMPC	1,29	[1,32; 1,33]	2,55	1,24	[1,37; 1,39]	9,46
CL - CONST. E INMOB.	0,95	[1,00; 1,10]	5,01	0,96	[1,11; 1,21]	13,58
SALFACORP	0,99	[1,21; 1,38]	18,22	1,04	[1,00; 1,10]	0,00
BESALCO	0,94	[0,94; 1,19]	0,54	1,00	[0,85; 1,14]	0,00
CL - CONSUMO	0,77	[0,78; 0,82]	1,70	0,76	[0,82; 0,84]	7,20
CCU	0,82	[0,92; 1,12]	10,56	0,85	[0,86; 0,87]	2,00
CONCHATORO	0,80	[0,91; 0,95]	12,95	0,78	[0,95; 0,95]	17,67
CL - INDUSTRIAL	1,02	[0,85; 1,05]	0,00	1,03	[0,90; 1,13]	0,00
VAPORES	1,06	[1,46; 1,77]	27,40	1,21	[1,75; 2,34]	31,09
MASISA	0,74	[0,79; 0,87]	6,30	0,75	[0,99; 1,06]	24,31
CL - RETAIL	1,08	[1,05; 1,07]	0,93	1,06	[1,09; 1,10]	2,94
FALABELLA	1,10	[1,21; 1,26]	9,35	1,03	[0,93; 1,02]	0,00
NUEVAPOLAR	1,18	[0,92; 1,07]	10,27	1,08	[1,30; 1,30]	16,45
CL - UTILITIES	0,86	[0,86; 0,89]	0,22	0,85	[0,82; 0,82]	4,50
COLBÚN	0,83	[0,80; 0,88]	0,00	0,77	[0,59; 0,78]	0,00
ENDESA-CH	1,01	[0,83; 0,95]	6,32	1,02	[0,92; 1,01]	1,01
<b>(<math>\bar{d}</math>) Promedio Sectores</b>	-	-	1,12	-	-	4,09
<b>(<math>\bar{d}</math>) Promedio Acciones</b>	-	-	7,63	-	-	7,29

Fuente: Elaboración propia.

En general,  $(\bar{\beta}_{MCO})$  se encuentra a una distancia de  $[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$  menor o igual a 10%, en estimaciones tanto trimestrales como semestrales. Esta afirmación es cierta para todos los índices sectoriales a excepción de la estimación semestral de Construcción e Inmobiliario. En el caso de las acciones individuales se constatan más excepciones. No obstante, aun en los casos en los cuales la distancia entre ambos coeficientes es mayor a 10%, los coeficientes  $(\bar{\beta}_{MCO})$  y  $[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$  son similares en cuanto a su clasificación de mayor, menor o igual a la unidad. De nuevo el índice sectorial Construcción e Inmobiliario es la excepción.

La distancia  $d(\bar{\beta}_{MCO}; [\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C])$  en cada sector, en general, es menor que en cada acción constitutiva del mismo. No obstante, encontramos algunas situaciones llamativas. Por ejemplo, tanto para las estimaciones trimestrales como para las

semestrales, en el sector Industrial,  $\bar{\beta}_{MCO}$  está contenida  $[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$ , sin embargo sus acciones, Vapores y Masisa, presentan las mayores distancias entre todas las estimaciones. En el caso de la acción Vapores, la distancia podría explicarse por un valor atípico en el primer trimestre del 2012, dada la sensibilidad del método de regresión *fuzzy* a los valores atípicos. Esta sensibilidad a los valores atípicos se corregirá posteriormente con el método de Hung y Yang.

A pesar de las excepciones mencionadas, al estar  $\bar{\beta}_{MCO}$  muy próxima al intervalo  $[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$  —incluso en muchos casos incluida en el mismo—, se confirma la bondad del método de regresión *fuzzy* y, siendo que este presenta ventajas respecto a la regresión MCO, ya que permite obtener una relación funcional cuando las variables no son ciertas, sostenemos la supremacía de estimación del coeficiente beta a partir del modelo de regresión *fuzzy*. Es por ello que procederemos, en la siguiente sección, a estimar los coeficientes beta utilizando, como rentabilidad asociada a cada activo, no un valor cierto, sino el intervalo de confianza que resulta de considerar todos los precios negociados en cada sesión.

#### *Beta fuzzy: intervalo de rendimiento cierto vs incierto*

Los extremos del intervalo de rendimiento incierto  $[R_{min}; R_{max}]$  se calculan, según (8) y (9), considerando los precios de cotización mínimos y máximos en cada sesión. A partir de dicho rendimiento se obtiene el coeficiente beta *fuzzy* aplicando la regresión *fuzzy* lineal,  $[\bar{\beta}_1^U; \bar{\beta}_2^U]$ . Comparamos dichos coeficientes con los obtenidos en la sección anterior,  $[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$ . La comparación nos permitirá verificar si la utilización de toda la información sobre las cotizaciones diarias de un activo conduce a estimaciones que pudieran resultar poco precisas, lo que ocurriría si el resultado generara intervalos de confianza con una amplitud mucho mayor a la obtenida considerando únicamente el precio de cierre.

Para la comparación se observa la amplitud y también se ordenan ambos intervalos. En cuanto a la ordenación, en sentido estricto, dados dos intervalos de confianza  $[a_1; a_2]$  y  $[b_1; b_2]$ , podemos afirmar que:

$$[a_1; a_2] \leq [b_1; b_2] \text{ si } a_2 \leq b_1 \quad (17)$$

Dado que esta relación de orden no es total, es decir, en la mayoría de las ocasiones no podría establecerse ninguna comparación, relajamos la exigencia estableciendo la siguiente relación de orden:

$$[a_1; a_2] \leq [b_1; b_2] \text{ si } a_1 \leq b_1 \text{ y } a_2 \leq b_2. \quad (18)$$

Esta relación tampoco es de orden total, por lo que utilizaremos, para la comparación de nuestras estimaciones, la siguiente:

$$[a_1; a_2] \leq [b_1; b_2] \text{ si } \frac{a_1 + a_2}{2} \leq \frac{b_1 + b_2}{2} \quad (19)$$

El cuadro 3 presenta las estimaciones  $[\bar{\beta}_1^U; \bar{\beta}_2^U]$  e incorpora las obtenidas en la sección anterior,  $[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$ . Se indica en qué casos se cumple que  $[\bar{\beta}_1^U; \bar{\beta}_2^U] \leq [\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$ .

El resultado permite comparar el efecto del cambio en la forma de considerar el rendimiento del activo.

Los datos del cuadro 3 indican que, en la mayoría de los casos, los coeficientes beta *fuzzy* calculados usando el precio de cierre son mayores a los obtenidos si consideramos el intervalo de confianza  $[R_{min}; R_{max}]$ . En cuanto a la amplitud, a pesar de que aumenta en la mayoría de los casos —como era de esperar—, no invalida la interpretación de las estimaciones. Sin embargo, como mencionamos en la revisión de la literatura, el método de regresión *fuzzy* es especialmente sensible a los valores atípicos por lo que, para conseguir una mejor estimación de los coeficientes beta, se hace necesaria su detección y omisión, que realizaremos, en la siguiente sección, a partir del método de Hung y Yang.

**Cuadro 3**

**Coefficientes beta estimados por regresión *fuzzy* lineal. Rendimiento cierto vs rendimiento incierto**

Sectores / Acciones	Trimestral			Semestral		
	$[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$	$[\bar{\beta}_1^U; \bar{\beta}_2^U]$	$[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C] \leq [\bar{\beta}_1^U; \bar{\beta}_2^U]$	$[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C]$	$[\bar{\beta}_1^U; \bar{\beta}_2^U]$	$[\bar{\beta}_1^C; \bar{\beta}_2^C] \leq [\bar{\beta}_1^U; \bar{\beta}_2^U]$
CL - BANCA	[0,84; 0,91]	[0,74; 0,88]	Sí	[0,90; 0,98]	[0,85; 0,99]	Sí
BCI	[0,85; 0,95]	[0,86; 0,91]	Sí	[0,91; 0,97]	[0,86; 0,97]	Sí
BSANTANDER	[0,99; 1,16]	[0,71; 0,97]	Sí	[1,10; 1,16]	[0,77; 0,96]	Sí
CL - COMMODITIES	[1,16; 1,21]	[0,99; 1,07]	Sí	[1,12; 1,17]	[1,01; 1,05]	Sí
CAP	[1,41; 2,29]	[1,31; 2,29]	Sí	[1,59; 2,61]	[1,71; 2,71]	No
CMPC	[1,32; 1,33]	[1,26; 1,36]	Sí	[1,37; 1,39]	[1,17; 1,29]	Sí
CL - CONST. E INMOB.	[1,00; 1,10]	[0,96; 1,02]	Sí	[1,11; 1,21]	[1,08; 1,09]	Sí
SALFACORP	[1,21; 1,38]	[1,12; 1,22]	Sí	[1,00; 1,10]	[0,83; 0,94]	Sí
BESALCO	[0,94; 1,19]	[1,07; 1,33]	No	[0,85; 1,14]	[0,94; 1,28]	No
CL - CONSUMO	[0,78; 0,82]	[0,81; 0,89]	No	[0,82; 0,84]	[0,83; 0,89]	No
CCU	[0,92; 1,12]	[0,83; 1,09]	Sí	[0,86; 0,87]	[0,81; 0,99]	No
CONCHATORO	[0,91; 0,95]	[0,74; 0,84]	Sí	[0,95; 0,95]	[0,88; 0,88]	Sí
CL - INDUSTRIAL	[0,85; 1,05]	[1,84; 1,98]	No	[0,90; 1,13]	[1,44; 1,56]	No
VAPORES	[1,46; 1,77]	[1,50; 1,76]	Sí	[1,75; 2,34]	[1,98; 2,24]	No
MASISA	[0,79; 0,87]	[0,85; 1,03]	No	[0,99; 1,06]	[0,93; 1,08]	No
CL - RETAIL	[1,05; 1,07]	[0,95; 0,97]	Sí	[1,09; 1,10]	[0,91; 0,91]	Sí
FALABELLA	[1,21; 1,26]	[0,99; 1,06]	Sí	[0,93; 1,02]	[0,89; 0,92]	Sí
NUEVAPOLAR	[0,92; 1,07]	[1,09; 1,68]	No	[1,30; 1,30]	[1,23; 1,37]	Sí
CL - UTILITIES	[0,86; 0,89]	[0,74; 0,79]	Sí	[0,82; 0,82]	[0,72; 0,77]	Sí
COLBÚN	[0,80; 0,88]	[0,68; 0,74]	Sí	[0,59; 0,78]	[0,40; 0,70]	Sí
ENDESA-CH	[0,83; 0,95]	[0,72; 0,81]	Sí	[0,92; 1,01]	[0,71; 0,83]	Sí

Fuente: Elaboración propia.



*Beta fuzzy con rendimiento incierto aplicando el método de omisión de Hung y Yang. Estabilidad del coeficiente beta fuzzy*

El cuadro 4 presenta los coeficientes beta estimados utilizando regresión *fuzzy* lineal y rendimiento incierto luego de eliminar los valores atípicos aplicando el método de omisión de Hung y Yang ( $[\bar{\beta}_1^{U-HY}; \bar{\beta}_2^{U-HY}]$ ).

Con el fin de comparar la estabilidad de los coeficientes beta estimados, calculamos la desviación estándar de los beta inferiores,  $\sigma_{\beta_1}$ , de los beta superiores,  $\sigma_{\beta_2}$ , y la desviación conjunta de los coeficientes  $\beta_1$  y  $\beta_2$ ;  $\sigma_{\beta_1; \beta_2}$ . Los resultados se presentan en el cuadro 5.

El análisis por columna verifica que los beta sectoriales trimestrales son más estables (presentan menor desviación estándar) que los beta trimestrales de sus correspondientes activos. En las estimaciones semestrales existen algunas excepciones, pero la diferencia es mínima.

**Cuadro 4**

**Coeficientes beta estimados por regresión *fuzzy* lineal con rendimiento incierto aplicando el método de omisión de Hung y Yang**

Sectores / Acciones	Trimestral	Semestral
	$[\bar{\beta}_1^{U-HY}; \bar{\beta}_2^{U-HY}]$	$[\bar{\beta}_1^{U-HY}; \bar{\beta}_2^{U-HY}]$
CL - BANCA	[0,73; 0,84]	[0,82; 0,90]
BCI	[0,91; 0,98]	[0,97; 1,09]
BSANTANDER	[0,78; 0,85]	[0,79; 0,92]
CL - COMMODITIES	[1,11; 1,16]	[1,11; 1,14]
CAP	[1,24; 1,64]	[1,42; 1,60]
CMPC	[1,09; 1,24]	[1,39; 1,41]
CL - CONST. E INMOB.	[0,88; 0,95]	[1,13; 1,14]
SALFACORP	[1,00; 1,01]	[1,19; 1,31]
BESALCO	[0,96; 1,11]	[1,19; 1,29]
CL - CONSUMO	[0,72; 0,80]	[0,82; 0,84]
CCU	[0,75; 0,81]	[0,82; 0,89]
CONCHATORO	[0,67; 0,77]	[0,61; 0,61]
CL - INDUSTRIAL	[0,84; 1,01]	[0,83; 1,00]
VAPORES	[0,87; 1,04]	[0,97; 1,49]
MASISA	[0,57; 0,77]	[0,80; 1,00]
CL - RETAIL	[0,90; 1,01]	[0,93; 1,02]
FALABELLA	[0,93; 1,03]	[0,93; 1,04]
NUEVAPOLAR	[0,68; 1,08]	[1,41; 1,89]
CL - UTILITIES	[0,68; 0,72]	[0,74; 0,76]
COLBUN	[0,65; 0,70]	[0,66; 0,77]
ENDESA-CH	[0,79; 0,86]	[0,69; 0,87]

Fuente: Elaboración propia.

El análisis por filas permite evaluar si la extensión del período de estimación afecta la estabilidad del coeficiente. Observamos que la desviación estándar de la beta semestral es menor que la correspondiente a la beta trimestral, con tres únicas excepciones (el índice sectorial *Retail*, su acción constitutiva Nueva Polar y el caso de la acción Masisa), de forma que verificamos que, a mayor período, mayor estabilidad.

Cuadro 5

Desviación estándar del coeficiente beta  $[\bar{\beta}_1^{U-HY}; \bar{\beta}_2^{U-HY}]$ 

Sectores / Acciones	Estimación trimestral			Estimación semestral		
	$\sigma_{\beta_1^{U-HY}}$	$\sigma_{\beta_2^{U-HY}}$	$\sigma_{\beta_1^{U-HY} \beta_2^{U-HY}}$	$\sigma_{\beta_1^{U-HY}}$	$\sigma_{\beta_2^{U-HY}}$	$\sigma_{\beta_1^{U-HY} \beta_2^{U-HY}}$
BANCA	0,35	0,39	0,37	0,31	0,39	0,34
BCI	0,51	0,48	0,49	0,37	0,53	0,45
BSANTANDER	0,57	0,61	0,59	0,52	0,41	0,46
COMMODITIES	0,25	0,31	0,28	0,19	0,20	0,19
CAP	0,92	1,58	1,30	0,88	0,94	0,90
CMPC	0,62	0,60	0,61	0,50	0,51	0,49
CONST. E INMOB.	0,85	0,86	0,84	0,81	0,81	0,79
SALFACORP	0,98	0,99	0,98	0,79	0,83	0,80
BESALCO	1,19	1,23	1,20	0,71	0,88	0,78
CONSUMO	0,43	0,39	0,41	0,24	0,23	0,23
CCU	0,50	0,52	0,51	0,29	0,20	0,25
CONCHATORO	1,28	1,19	1,23	0,44	0,44	0,43
INDUSTRIAL	0,40	0,60	0,51	0,31	0,53	0,43
VAPORES	1,28	1,32	1,29	1,36	1,20	1,28
MASISA	0,80	0,84	0,81	0,97	0,88	0,91
RETAIL	0,39	0,51	0,45	0,51	0,59	0,54
FALABELLA	0,72	0,73	0,72	0,46	0,56	0,50
NUEVA POLAR	2,06	2,37	2,21	2,50	2,99	2,71
UTILITIES	0,30	0,32	0,31	0,19	0,19	0,18
COLBÚN	0,61	0,53	0,56	0,47	0,49	0,47
ENDESA-CH	0,47	0,49	0,47	0,38	0,29	0,35

Fuente: Elaboración propia.



## V. CONCLUSIONES

Este trabajo constituye un aporte a la literatura en el cálculo del coeficiente beta, sectorial e individual, en el mercado chileno usando el método de regresión *fuzzy* lineal de Tanaka e Ishibuchi (1992) mejorado con el método de detección de *outliers* de Hung y Yang (2006).

Se muestra cómo el método de regresión por MCO y el método de regresión *fuzzy* reportan estimaciones del riesgo perfectamente comparables utilizando los mismos datos de entrada, teniendo en cuenta que dicha comparación se realiza entre un valor cierto y un intervalo de confianza. Asimismo, se observa que, incorporando toda la información disponible respecto a los precios de cotización de los activos, es decir, expresando la rentabilidad de los activos a través de un intervalo de confianza cuyos extremos representan la rentabilidad mínima y máxima, se obtiene un nivel de riesgo menor en la mayoría de las estimaciones, aunque aumente ligeramente la incertidumbre de la estimación, consecuencia lógica de incorporar mayor información. Finalmente, se confirma también, que los coeficientes beta estimados mediante regresión *fuzzy* verifican las hipótesis tradicionales de la teoría de carteras: los beta *fuzzy* sectoriales son más estables que los beta *fuzzy* de sus correspondientes activos individuales y los beta *fuzzy* semestrales son más estables que los beta *fuzzy* trimestrales.

## REFERENCIAS

---

- Altman, E.I., B. Jacquillat y M. Levasseur (1974). “Comparative Analysis of Risk Measures: France and the United States”. *Journal of Finance* 29(5): 1495–511.
- Baesel, J.B. (1974). “On the Assessment of Risk: Some Further Considerations”. *Journal of Finance* 29(5): 1491–94.
- Blume, M.E. (1971). “On the Assessment of Risk”. *Journal of Finance* 26(1): 1–10.
- Celmiņš, A. (1987a). “Least Squares Model Fitting to Fuzzy Vector Data”. *Fuzzy Sets and Systems* 22(3): 245–69.
- Celmiņš, A. (1987b). “Multidimensional Least-Squares Fitting of Fuzzy Models”. *Mathematical Modelling* 9(9): 669–90.
- Chang, P.T. y E.S. Lee (1994). “Fuzzy Linear Regression with Spreads Unrestricted in Sign”. *Computers & Mathematics with Applications* 28(4): 61–70.
- Chen, Y.S. (2001). “Outliers Detection and Confidence Interval Modification in Fuzzy Regression”. *Fuzzy Sets and Systems* 119(2): 259–72.
- Chicoma, J., E. Demaestri, M.P. Iannariello y P. Masci (2003) “Market Discipline and Stock Prices in Japan, Argentina, Chile and Mexico”. En *Financial Crises in Japan and Latin America*, editado por E. Demaestri y P. Masci. Nueva York, N.Y.: Inter-American Development Bank.
- Damodaran, A. (2001). *The Dark Side of Valuation*. Upper Saddle River, NJ: Financial Times Press.
- Diamond, P. (1988). “Fuzzy Least Squares”. *Information Sciences* 46(3): 141–57.
- D’Urso, P. (2003). “Linear Regression Analysis for Fuzzy/Crisp Input And Fuzzy/Crisp Output Data”. *Computational Statistics and Data Analysis* 42(1–2): 47–72.
- D’Urso, P. y T. Gastaldi (2000). “A Least-Squares Approach to Fuzzy Linear Regression Analysis”. *Computational Statistics & Data Analysis* 34(4): 427–40.
- D’Urso, P., R. Massari y A. Santoro (2011). “Robust Fuzzy Regression Analysis”. *Information Sciences* 181(19): 4154–74.
- D’Urso, P. y A. Santoro (2006). “Goodness of Fit and Variable Selection in the Fuzzy Multiple Linear Regression”. *Fuzzy Sets and Systems* 157(19): 2627–47.



Eubank, A.A. y J.K. Zumwalt (1981). "Impact of Alternative Length Estimation and Periods on the Stability of Security and Portfolio Betas". *Journal of Business Research* 9(3): 321–25.

Fernández, V. (2006). "The CAPM and value at risk at different time-scales". *International Review of Financial Analysis* 15(3): 203–19.

Gladysz, B. (2010). "A Method for Detecting Outliers in Fuzzy Regression". *Operations Research and Decisions* 20(2): 25–39.

Harrington, D.R. (1983). "Whose Beta is Best? *Financial Analysts Journal* 39(4): 67–73.

Hung, W.L. y M.S. Yang (2006). "An Omission Approach for Detecting Outliers in Fuzzy Regression Models". *Fuzzy Sets and Systems* 157(23): 3109–22.

Ishibuchi, H. y M. Nii (2001). "Numerical Analysis of the Learning of Fuzzified Neural Networks from Fuzzy If-Then Rules". *Fuzzy Sets and Systems* 120(3): 281–307.

Kao, C. y C. Chyu (2003). "Least-Squares Estimates in Fuzzy Regression Analysis". *European Journal of Operational Research* 148(2): 426–35.

Laumann, Y. (2015). "Analysis of Beta Coefficients in the Brazilian Stock Market Using Fuzzy Linear Regression Methodology". *Fuzzy Economic Review* XX(2): 3–17.

Levy, R.A. (1971). "On the Short-Term Stationarity of Beta Coefficients. *Financial Analysts Journal* 27(5): 55–62.

Ortas, E., J. Moneva y M. Salvador (2010). "Dinámica del Riesgo Sistemático en los Principales Índices Bursátiles del Mercado Chileno". *Panorama Socioeconómico* 28(40): 34–50.

Özelkan, E.C. y L. Duckstein (2000). "Multi-Objective Fuzzy Regression: A General Framework". *Computers & Operations Research* 27(7–8): 635–52.

Peters, G. (1994). "Fuzzy Linear Regression with Fuzzy Intervals". *Fuzzy Sets and Systems* 63(1): 45–55.

Roefeldt, R.L., G.L. Griepentrog y C.C. Pflaum (1978). "Further Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13(1): 117–21.

Savic, D.A. y W. Pedrycz (1991). "Evaluation of Fuzzy Linear Regression Models". *Fuzzy Sets and Systems* 39(1): 51–63.

Sharpe, W.F. (1964). “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”. *Journal of Finance* 19(3): 425–42.

Tanaka, H. (1987). “Fuzzy Data Analysis by Possibilistic Linear Models”. *Fuzzy Sets and Systems* 24(3): 363–75.

Tanaka, H., I. Hayashi y J. Watada (1989). “Possibilistic Linear Regression Analysis for Fuzzy Data”. *European Journal of Operational Research* 40(3): 389–96.

Tanaka, H. y H. Ishibuchi (1991). “Identification of Possibilistic Linear Systems by Quadratic Membership Functions of Fuzzy Parameters”. *Fuzzy Sets and Systems* 41(2): 145–60.

Tanaka, H. y H. Ishibuchi (1992). “A Possibilistic Regression Analysis Based on Linear Programming”. En *Fuzzy Regression Analysis*, editado por J. Kacprzyk y M. Fedrizzi. Heidelberg, Alemania: Physica-Verlag Heidelberg.

Tanaka, H., H. Ishibuchi y S. Yoshikawa (1995). “Exponential Possibility Regression Analysis”. *Fuzzy Sets and Systems* 69(3): 305–18.

Tanaka, H. y H. Lee (1998). “Interval Regression Analysis by Quadratic Programming Approach”. *IEEE Transactions on Fuzzy Systems* 6(4): 473–81.

Tanaka, H., S. Uejima y K. Asai (1982). “Linear Regression Analysis With Fuzzy Model”. *IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics* 12(6): 903–7.

Tanaka, H. y J. Watada (1988). “Possibilistic Linear Systems and Their Application to the Linear Regression Model”. *Fuzzy Sets and Systems* 27(3): 275–89.

Terceño, A., G. Barberà-Mariné H. Vigier y Y. Laumann (2014). “Stability of Beta Coefficients of Sector and Subsector Portfolios in an Uncertain Environment”. *Computer Science and Information Systems* 11(2): 859–80.

Tole, T.M. (1981). “How to Maximize Stationarity of Beta”. *Journal of Portfolio Management*, 7(2): 45–49.

Yao, J. y J. Gao (2004). “Computer-Intensive Time-Varying Model Approach to the Systematic Risk of Australian Industrial Stock Returns”. *Australian Journal of Management* 29(1): 121–45.

Wang, C., J. Li y P. Guo (2015). “The Normalized Interval Regression Model with Outlier Detection and its Real-World Application to House Pricing Problems”. *Fuzzy Sets and Systems* 274: 109–23.



---

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

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

---

## PIB MINERO Y NO MINERO\*

Miguel Fuentes D. \*\*

Jorge Fornero. \*\*

Hernán Rubio Hurtado. \*\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

Las medidas de valor agregado de los sectores de Minería, Agro, Pesca y EGA típicamente están sujetos a *shocks* o innovaciones de oferta, que tienen efectos transitorios y resultan bien difíciles de anticipar o predecir<sup>1</sup>. Desde el IPoM de diciembre de 2017, el Banco Central comenzó a utilizar en su análisis el PIB no minero, el cual es definido excluyendo el valor agregado del sector minero (Recuadro III.1). Antes de este cambio, internamente el equipo técnico del Banco Central de Chile utilizaba el “PIB Resto” en sus modelos de brecha, excluyendo sectores ligados a recursos naturales (RR.NN.: Minería, Pesca y Electricidad, gas y agua, también conocido como EGA) (Banco Central, 2003)<sup>2</sup>.

En la estructura de oferta de la economía chilena, dada la alta ponderación del sector de minería en el valor agregado, las innovaciones sectoriales repercuten

---

\* Se agradece los comentarios y aportes de Alberto Naudon, Alfonso Barrero, Wildo González, Roberto Zúñiga, Gonzalo Calvo y Rocío Valdés. También se agradece los comentarios de los editores y a un árbitro anónimo. Todos los errores son de exclusiva responsabilidad de los autores.

\*\* Gerencia de Análisis Económico, Banco Central de Chile. Emails: mafuentes@bcentral.cl; jfornero@bcentral.cl.

\*\*\* Dirección de Presupuestos. Email: hrubio@dipres.gob.cl.

1 En esta nota, la referencia a PIB a costo de factores y valor agregado será indistinta. Por simplicidad, se omite “a costo de factores” para las subagregaciones de PIB.

2 La brecha PIB Resto constituye un importante fundamento en la explicación de la inflación subyacente, como se consigna en la curva de Phillips (controlando por otros factores).

en el valor agregado total<sup>3</sup>. No obstante lo anterior, un análisis que se desprende de la muestra que abarca el período de metas de inflación apunta a que el valor agregado de minería presenta una pequeña conexión y/o tracción desde y hacia los restantes sectores. En contraste, los sectores no mineros en general evidencian un mayor grado de transmisión desde y hacia los otros sectores.

Esta nota tiene dos objetivos. Primero, proporcionar análisis y evidencia de la importancia relativa de los sectores económicos y la relevancia de las interacciones económicas entre ellos. Segundo, a base de lo anterior, justificar la exclusión del valor agregado del sector minero del valor agregado total, y reportar estimaciones de brecha usando dicho agregado.

Varias metodologías estadísticas estándar se utilizan para alcanzar los objetivos. Primero, se describen las propiedades básicas de las series temporales de valor agregado sectorial: persistencia, volatilidad, correlaciones entre sectores e incidencia en la volatilidad del PIB. Segundo, se aplican técnicas econométricas más formales, tales como modelos de vectores autorregresivos (VAR) entre pares de sectores para testear la existencia de *spillover* o contagio entre sectores. Además, se especifican modelos VAR extendidos con todos los sectores para examinar contagio “desde” y “hacia” todos los sectores. Tercero, examinamos las brechas que resultan de estimar el PIB potencial con modelos semiestructurales que pertenecen a la familia de filtros estadísticos multivariados.

Primero, encontramos que el valor agregado del conjunto de sectores RR.NN. es más volátil, presenta una menor persistencia y, en general, su relación con los demás sectores de la economía es más acotada que la de los principales sectores Resto. No obstante, se estima pertinente cambiar los conceptos de PIB RR.NN. y PIB resto por los de PIB minero y PIB no minero. Este cambio se basa en tres razones, en orden de importancia: (i) el sector minero relativamente transmite a otras ramas de actividad una menor cuantía de las innovaciones originadas en el sector; ello no ocurre con Pesca y EGA que transmiten a otros sectores una mayor proporción de sus innovaciones. Siguiendo con este argumento, la exclusión de minería facilita una lectura e interpretación del ciclo económico “más limpio” de *shocks* aleatorios puntuales, lo que otorga a la autoridad de política un diagnóstico más estable sobre los sectores de actividad centrales; (ii) es coherente con la publicación mensual del Imacec, que separa el valor agregado en minero y no minero<sup>4</sup>, y (iii) resulta más concordante con las prácticas de otros países productores de materias primas (como se explica más adelante en la cuarta sección).

---

<sup>3</sup> Además, el sector de Minería es el que contribuye relativamente más a las exportaciones. Entre el 2013 y el 2017 las exportaciones mineras (principalmente cobre) representaron en torno al 54% de los envíos de bienes al exterior. Gephart et al. (2017) enfatizan el origen microeconómico de los *shocks* de oferta en la industria de la pesca y producción de mariscos. Knop y Vespignani (2014) es un estudio reciente que identifica el origen y cuantifica la transmisión de los *shocks* de los sectores primarios a otros sectores. Los autores analizan el caso de Australia. La metodología y los resultados de ese trabajo se relacionan con los que entregamos en esta nota.

<sup>4</sup> El Banco Central de Chile publica el Imacec minero y no minero, pero no entrega esas definiciones de PIB en frecuencia trimestral. Para subsanar este vacío se entrega una planilla Excel que es útil para calcular estos agregados (ver apéndice). Nótese que el Imacec no minero incluye impuestos indirectos y derechos de importación.



Segundo, encontramos evidencia de que la volatilidad del valor agregado minero explica una fracción importante de la volatilidad del valor agregado total. No obstante los niveles de PIB potencial utilizando PIB resto, PIB resto sin agro y PIB no minero inferidos presentan diferencias cuantitativamente menores (ergo, instancias de brechas históricas parecidas).

La sección siguiente caracteriza brevemente los sectores económicos que componen el PIB en Chile. Se hace referencia a la variabilidad trimestral de cada sector de la actividad económica, su impacto en la volatilidad agregada y los encadenamientos entre los sectores. La sección III examina los efectos que tiene la exclusión de algunos sectores sobre la medición del producto potencial y la brecha de capacidad. La sección IV sintetiza la experiencia internacional respecto de los sectores de actividad considerados en el diagnóstico macroeconómico relevante para la política monetaria. Finalmente, se presentan las conclusiones en la sección V.

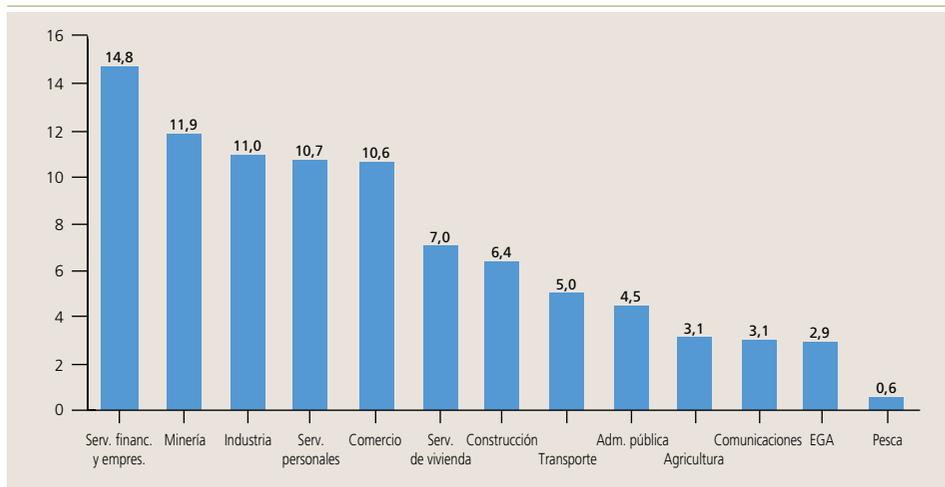
## II. SECTORES ECONÓMICOS EN CHILE: CARACTERIZACIÓN E INTERRELACIONES

La actividad económica se origina en distintos sectores, los que son recogidos por la medición de cuentas nacionales. Según se observa en el gráfico 1, la ponderación de cada actividad varía desde algo menos de 15% en el caso de los servicios financieros y empresariales, hasta valores inferiores a 3% para EGA y Pesca.

Gráfico 1

### Participación sectorial en el PIB

(promedio 2008 a 2017, porcentaje)



Fuente: Cuentas Nacionales, cálculos propios.

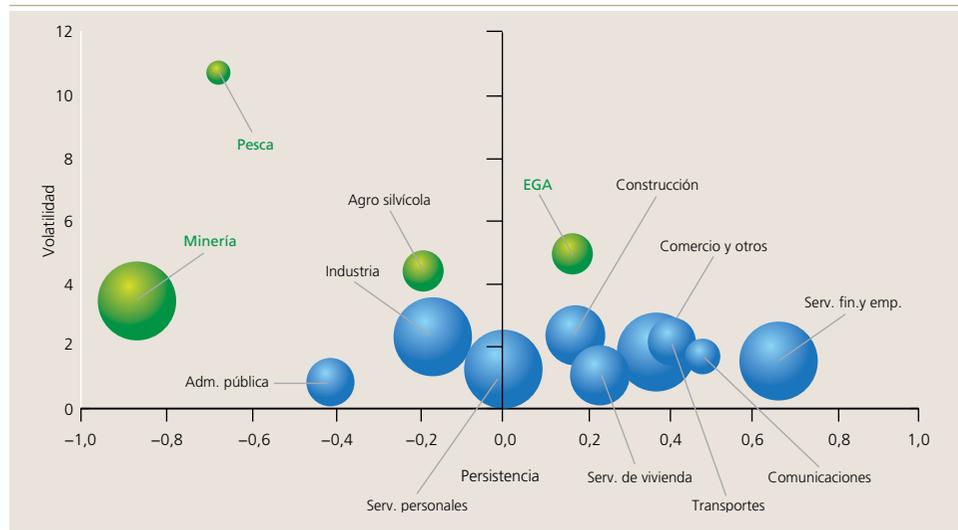
Además de diferenciarse en términos del tipo de bienes y servicios que proveen, cada sector económico presenta características particulares en términos de su volatilidad de corto plazo y su interrelación con el resto de la economía. Para examinar estas facetas, se utilizan las variaciones trimestrales de las series desestacionalizadas en período de metas de inflación (entre 2001.III y 2018.I) publicadas en la Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile. De acuerdo con el gráfico 2, existen diferencias en términos tanto de volatilidad como de persistencia entre los sectores económicos.

Según se puede apreciar, los sectores de RR.NN. exhiben dos características importantes: alta volatilidad y baja persistencia. Destaca el sector pesca, con una desviación estándar algo superior a 10%, casi siete veces su crecimiento promedio. Además, los coeficientes de persistencia de variaciones trimestrales de los sectores minería y pesca resultan altos en valor y negativos. Lo anterior, significa que las sorpresas en el crecimiento trimestral suelen revertirse en el corto plazo.

Estas diferencias de volatilidad, en combinación con el tamaño de cada sector y su sincronía con las demás actividades, determinan el impacto que tiene cada sector en la variabilidad de la actividad agregada. Estos resultados se presentan en el gráfico 3, donde se aprecia que los sectores que más contribuyen a la volatilidad del PIB son minería e industria manufacturera. En el otro extremo, pese a su alta volatilidad, pesca y EGA no son muy relevantes en la contribución a la volatilidad del PIB, debido a su baja ponderación. Es importante notar que en el caso de la minería, su contribución a la varianza tiene más que ver con su propia varianza que con su relación con otros sectores.

Gráfico 2

**Volatilidad (%) y coeficiente de persistencia de sectores del PIB**

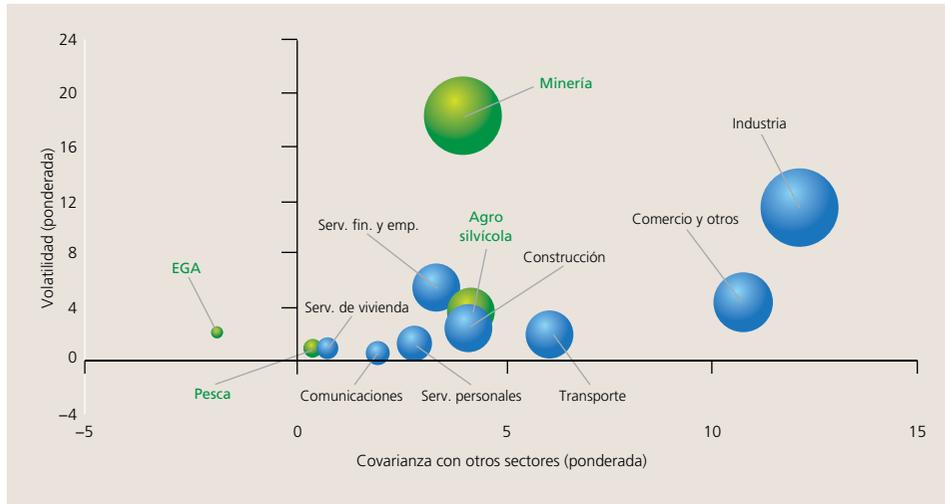


Fuente: Cálculos propios.

La persistencia es la suma de los coeficientes autorregresivos AR(p) seleccionados con criterio AIC permitiendo un máximo de cuatro rezagos. La volatilidad es la desviación estándar. El tamaño del círculo representa la ponderación del sector en el PIB nominal. Muestra 2001.III–2018.I. Los datos utilizados en el análisis son las variaciones trimestrales desestacionalizadas.

**Gráfico 3****Incidencia sectorial en varianza del PIB a costo de factores**

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las incidencias se calculan a partir de la relación  $Var(Z) = \sum_{i=1}^N Var(X_i) + \sum_{i=1}^N Cov(X_i, Z_{-i})$ , donde  $Z = \sum_{i=1}^N X_i$ ,  $Z_{-i} = Z - X_i$ . El tamaño del círculo es la contribución total de cada sector a la varianza del PIB a costo de factores. Esto corresponde a la suma de las coordenadas de los ejes X e Y para cada sector. Muestra 2001. III– 2018.I. Los datos son las variaciones trimestrales desestacionalizadas.

Hasta ahora, los estadísticos simples presentados sugieren mucha variabilidad del valor agregado de sectores RR.NN. pero escasa persistencia y transmisión de la variabilidad a otros sectores. Antes de pasar a un análisis económico de los encadenamientos intersectoriales, cuantificamos el grado de conexión entre los sectores siguiendo dos procedimientos estadísticos más formales.

Primero, se analiza la interrelación entre el valor agregado de pares de sectores utilizando la prueba de causalidad de Granger. La idea de causalidad enfatiza una precedencia estadística: se basa en la relación de predictibilidad entre los valores pasados de una variable y los valores futuros de otras. Antes de interpretar los resultados que se entregan en el cuadro 1, debe notarse que la metodología, por construcción, excluye la causalidad contemporánea. Este supuesto puede parecer restrictivo; sin embargo, tiene sentido en contextos donde se realizan ejercicios (predictivos) fuera de muestra. Brevemente, el análisis de los resultados de esta prueba indica que, para los sectores de RR.NN., en la mayoría de los casos, no puede rechazarse la hipótesis nula de no causalidad con los otros sectores. Esto significa que no es esperable que innovaciones típicas de valor agregado de Minería, por ejemplo, influyeran cambios en la proyección de valor agregado de sectores Resto. Por el contrario, los sectores actualmente incluidos en PIB Resto tienden a causar, en un sentido de precedencia estadística, a varias otras ramas de actividad dentro de esos sectores.

Cuadro 1

**Test de Granger**  
**Fila no causa a columna (valor p)**

	Agro	Pesca	Min	EGA	Indu	Const	Comer	Trans	Comunic	Finan	Viv	Ser Per	Adm Pub
Agro		0,89	0,10	0,71	0,46	0,43	0,08	0,31	0,92	0,23	0,27	0,73	0,45
Pesca	0,16		0,62	0,22	0,62	0,27	0,30	0,77	0,30	0,14	0,78	0,25	0,91
Min	0,81	0,80		0,29	0,13	0,13	0,59	0,66	0,47	0,84	0,40	0,81	0,86
EGA	0,75	0,62	0,14		0,31	0,31	0,84	0,58	0,04	0,88	0,41	0,20	0,31
Indu	0,14	0,49	0,59	0,39		0,24	0,38	0,01	0,61	0,03	0,04	0,29	0,27
Const	0,18	0,80	0,03	0,68	0,01		0,02	0,87	0,19	0,51	0,96	0,53	0,53
Comer	0,13	0,44	0,88	0,81	0,02	0,08		0,88	0,59	0,02	0,07	0,63	0,10
Trans	0,29	0,94	0,60	0,01	0,11	0,56	0,79		0,48	0,77	0,00	0,49	0,00
Comunic	0,73	1,00	0,10	0,31	0,26	0,37	0,67	0,51		0,24	0,20	0,83	0,34
Finan	0,19	0,58	0,87	0,17	0,03	0,02	0,63	0,01	0,18		0,05	0,58	0,24
Viv	0,38	0,93	0,48	0,12	0,74	0,39	0,75	0,84	0,89	0,23		0,36	0,04
Ser Per	0,74	0,09	0,13	0,50	0,80	0,26	0,75	0,99	0,88	0,24	0,96		0,01
Adm Pub	0,17	0,25	0,31	0,53	0,51	1,00	0,11	0,87	0,26	0,65	0,83	0,38	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: valor  $p$  menor que 0,1 rechaza la hipótesis nula de que "fila no causa a columna". Se usan 4 rezagos. Muestra 2001.III – 2018.I. Los datos son las variaciones trimestrales desestacionalizadas. Las celdas marcadas en color rojo indican que la hipótesis nula de no causalidad puede rechazarse. Los resultados se obtienen luego de controlar por una *dummy* "Crisis Subprime" (2008.IV y 2009. I) y una *dummy* terremoto (2010.I). Los resultados permanecen robustos a este tratamiento.

Una metodología alternativa permite estimar la retroalimentación (*feedback*) entre todos los sectores de la economía, en contraste con el test de causalidad de Granger, que examina pares de sectores. En efecto, se especifica un VAR con las series de valor agregado sectoriales. La metodología fue propuesta por Diebold y Yilmaz (2009) y extendida por Diebold y Yilmaz (2012). Los autores analizan *spillovers* direccionales a partir de descomposiciones de varianzas que contienen las correlaciones de las innovaciones contemporáneas, así como las interacciones dinámicas futuras a otras variables del VAR<sup>5</sup>. Los autores se enfocan en la medición de la volatilidad de portafolios dentro de un horizonte donde se pueden hacer ajustes en las participaciones de los activos: 10 días (Diebold y Yilmaz, 2011). La aplicación del método con datos diarios puede extenderse para datos mensuales o trimestrales, y se ajusta la medición del *spillover* o contagio<sup>6</sup>. En efecto, creemos relevante utilizar este método por dos razones:

- el uso de un enfoque sistémico permite estimar el *feedback* de todos los sectores hacia el sector "i" así como en la dirección opuesta, es decir el *feedback* desde el sector "i" al resto de la economía, y
- se admite el *feedback* contemporáneo y dinámico de las innovaciones, dentro de un horizonte de cuatro trimestres.

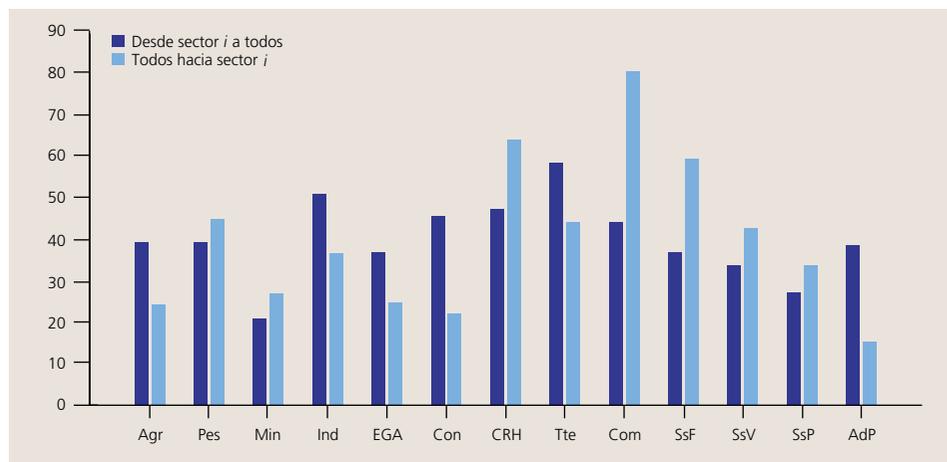
<sup>5</sup> Las correlaciones dinámicas de las innovaciones futuras se aproximan por un parámetro que es el número de trimestres. Ese número que el investigador escoge asegura que los resultados sean robustos.

<sup>6</sup> Para una aplicación con datos mensuales, ver, por ejemplo, Netsunajev y Glass (2017).

Los resultados obtenidos confirman la evidencia reportada en el cuadro 1. En efecto, como ilustra el gráfico 4, el porcentaje de la varianza de las innovaciones contemporáneas y dinámicas *desde* cualquiera de los sectores de RR.NN. es relativamente pequeño e incluso menor que las proporciones estimadas para los sectores que componen el PIB resto. En el gráfico 4 las barras oscuras (color más tenue) muestran porcentajes de las varianzas en la dirección “desde” el sector “*i*” a todos (de todos *hacia* el sector “*i*”). Los resultados para toda la muestra confirman que el *spillover* de las innovaciones de valor agregado desde Minería a todos los sectores es el menor de todos, alcanzando un valor cercano a 20%. Además, los *spillovers* de todos los sectores hacia minería también resultan pequeños, en torno a 25%. Los tamaños de las proporciones se comparan en magnitud con las estimadas hacia los sectores agro-silvícola, EGA y construcción<sup>7</sup>.

Gráfico 4

### Contagio direccional “desde” y “hacia” el valor agregado del sector “*i*”



Fuente: Cálculo de los autores.

Nota: Los nombres de los sectores se abrevian. “Agr” denota agro, “Pes” pesca, “Min” minería, “Ind” industria, “EGA” electricidad gas y agua, “Con” construcción, “CRH” comercio, restaurantes y hoteles, “Tte” transporte, “Com” comunicaciones, SsF servicios financieros, “SsV” servicios de vivienda, “SsP” servicios personales y “AdP” administración pública. Se estima un VAR( $p$ ), donde el rezago  $p = 1$  se determina con el criterio de información BIC. La muestra inicia en 2001.III y termina en 2018.I. Los *spillovers* se calculan a partir de la matriz de varianza-covarianza que acumula dinámicas hasta  $h = 4$ . Los resultados son robustos si cambia  $h$ . En particular, cuando  $h = 2$  contribuciones de minería se mantienen cualitativamente.<sup>8</sup> La identificación de los shocks en el SVAR es generalizada, es decir independiente de un ordenamiento particular, ver Diebold y Yilmaz (2012). Se controla por una dummy “crisis subprime” (2008.IV y 2009.I) y una dummy terremoto (2010.I). Los resultados son robustos al control de las *dummies*.

<sup>7</sup> Diebold y Yilmaz (2012) argumentan que al considerar toda la muestra, la medición de los *spillovers* o contagio en los mercados financieros esconde información útil. Típicamente, ante una noticia, la reacción y dinámica de los precios de activos en mercados rápidamente se aprietan y relajan, por cuanto es relevante medir en tiempo real los *spillovers* con submuestras (ventanas rodantes). Así, cuando estos aumentan, el regulador puede tomar acción interviniendo para restablecer la calma. De esta forma, es oportuno y pertinente contar con medidas en tiempo real. En nuestra aplicación este argumento no aplica. Sin embargo, motivamos el ejercicio de estimaciones recursivas para estudiar la robustez de los resultados. La implementación usa todos los datos disponibles (desde 1996) para medir los *spillovers* “hacia” y “desde” Minería. La primera estimación corresponde al trimestre 2010.I y se usan ventanas rodantes de tamaño 55 trimestres. Por razones de espacio, y dado que se confirman los resultados para toda la muestra, no reportamos los detalles aquí.

<sup>8</sup> Los resultados son cualitativamente similares si en lugar de usar los datos públicos empalmados trimestrales usamos el Imacec en frecuencia mensual. La razón de no usar esta información en nuestro análisis es porque el empalme realizado no es información oficial ni pública.

Desde una perspectiva económica, la relación entre los distintos sectores puede analizarse mediante los encadenamientos productivos que se informan en la matriz insumo-producto. En particular, utilizando la matriz inversa de Leontief se calculan los coeficientes de encadenamiento “hacia adelante” y “hacia atrás” entre las distintas ramas de actividad. El primero muestra el cambio en la producción de un sector cuando los demás sectores aumentan su producción en una unidad. El encadenamiento “hacia atrás” mide en cambio cuánto se revisa el valor agregado de la economía como un todo, cuando la producción de cada sector aumenta en una unidad. Los valores de estos coeficientes se calculan a partir de la tabla insumo-producto del año 2013 y se reportan en el cuadro 2.

Cuadro 2

### Encadenamiento productivo a base de la matriz insumo-producto, año 2013

Ranking	Sector	Encadenamiento “hacia adelante”	Ranking	Sector	Encadenamiento “hacia atrás”
1	Industria	1.86	1	Pesca	1.09
2	Serv. empresariales	1.41	2	EGA	0.92
3	Transp. y comun.	1.10	3	Industria	0.88
4	EGA	0.90	4	Construcción	0.86
5	Comercio y otros	0.79	5	Agropecuario-silvícola	0.76
6	Serv. financieros	0.60	6	Comercio y otros	0.73
7	Agropecuario-silvícola	0.50	7	Transp. y comun.	0.66
8	Construcción	0.44	8	Minería	0.56
9	Serv. de vivienda	0.30	9	Serv. financieros	0.47
10	Pesca	0.29	10	Serv. empresariales	0.44
11	Minería	0.19	11	Serv. personales	0.40
12	Serv. personales	0.09	12	Serv. de vivienda	0.39
13	Adm. pública	0.04	13	Adm. pública	0.35

Fuente: Cálculos propios a base de la matriz inversa de Leontief. Compilación de referencia 2013.

Los valores de los encadenamientos productivos confirman los resultados discutidos más arriba a base de correlaciones estadísticas. Por una parte, la industria manufacturera es un sector que aparece altamente relacionado con las otras actividades de la economía. En cuanto a la minería, sus encadenamientos productivos tienden a estar en el tramo inferior de los sectores económicos, lo que contrasta con su alta ponderación en el PIB total<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> El relativamente bajo encadenamiento productivo de Minería en Chile también ha sido reportado por Correa (2016). Respecto a Pesca, podría llamar la atención el alto encadenamiento productivo “hacia atrás” que presenta. No obstante, es importante recordar que los coeficientes reportados asumen un aumento de igual magnitud en todos los sectores económicos, lo que posiblemente es un ejercicio poco realista dada la diferencia de tamaño entre sectores. Reportar los valores a choques de igual magnitud entre sectores es, no obstante, la práctica estándar al analizar encadenamientos productivos con la matriz inversa de Leontief.

**Cuadro 3****Estadísticas descriptivas de medidas de crecimiento del PIB que excluyen sectores de RR.NN.**

(porcentaje)

	PIB	PIB a Costo de Factores	PIB a Costo de Factores sin				PIB Resto	PIB Resto sin Agro
			Pesca	EGA	Agro	Minería		
Promedio	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	1,0	1,1	1,1
Desv. Est.	0,9	0,9	0,9	1,0	0,9	0,9	1,0	0,9
CV	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,9
P90 - P10	2,3	2,3	2,3	2,6	2,4	2,2	2,4	2,2
Autocorrelación	0,4	0,3	0,4	0,3	0,3	0,5	0,5	0,5

Proporción de veces en que la diferencia en variación trimestral con PIB a costo de factores ha sido mayor a (%)								
Divergencia $\pm$ 0,3	1,5		0,0	3,0	4,5	32,8	50,7	49,3
Divergencia $\pm$ 0,4	0,0		0,0	0,0	1,5	28,4	34,3	43,3

Fuente: Cálculos de los autores a partir de datos de CC.NN.

La evidencia estadística y económica presentada hasta ahora indica que Minería se distingue de los otros sectores productivos por tener una alta volatilidad, que incide en la varianza de corto plazo del PIB y cuya interrelación con el resto de la economía es, en general, acotada. Esto sugiere que excluir Minería de la medición de actividad puede contribuir a obtener una medida menos volátil y que no omita relaciones relevantes con otros sectores<sup>10</sup>. Para ilustrar este punto, se construyen distintos agregados de actividad a partir de datos desestacionalizados, cuyas estadísticas descriptivas se presentan en el cuadro 3<sup>11</sup>.

En particular, el cuadro 3 muestra el efecto de excluir cada uno de los sectores de RR.NN. en distintos estadísticos, utilizando como referencia el PIB a costo de factores<sup>12</sup>. Se aprecia que Minería es el único sector cuya exclusión genera cambios importantes en el análisis del PIB. Se observa una disminución de la media del crecimiento, de su volatilidad medida por el coeficiente de variación y una mayor autocorrelación. Por último, cuando se analiza la proporción de veces que el crecimiento trimestral de las series que excluyen algún sector se

10 Bullano (2018) confirma los resultados principales de esta nota: el sector minero contribuye con mucha volatilidad al PIB y también es el sector que entrega menor contagio. La metodología usa un modelo de equilibrio general para obtener los shocks y luego estima la proporción de la varianza del shock común y del shock idiosincrático de cada sector, siguiendo a Foerster et al. (2011). La metodología es alternativa al enfoque de VAR estructural con ordenamiento generalizado.

11 El uso de información sobre base encadenada, vigente en Chile en las Cuentas Nacionales que se publican desde el año 2012, introduce algunas complejidades para la construcción de agregados y para el cálculo de incidencias desestacionalizadas (ver Guerrero et al., 2012; Cobb y Jara, 2013; Cobb, 2013). Con el fin de facilitar el cálculo de los agregados desestacionalizados, junto con esta minuta se publica una planilla Excel que permite calcular los agregados desestacionalizados utilizando índices encadenados. Ver apéndice de datos.

12 Dado que el IVA y los derechos de importación no se pueden asignar a un sector específico, las comparaciones se hacen con el PIB a costo de factores, que descuenta el IVA y derechos de importación.

ha desviado del crecimiento del PIB a costo de factores en más de 0,3 o 0,4 puntos porcentuales, se aprecia que solo al excluir Minería hay diferencias significativas. En particular, entre el tercer trimestre del 2001 y el primero del 2018, en 33% de los trimestres se dio una diferencia superior a 0,3 puntos porcentuales entre el PIB total y el que excluye Minería. Este análisis sugiere, por ende, que excluir minería de la medición de actividad contribuye a tener una medida menos volátil. En la siguiente sección se analizan las implicancias que tiene para la medición de PIB potencial y brecha usar la serie de PIB no minero en lugar del PIB resto, actualmente utilizada por el Banco Central de Chile.

### III. INFERENCIA DE PIB POTENCIAL Y BRECHAS

Esta sección describe el procedimiento usado para estimar el PIB no minero y PIB resto sin agro potenciales a costo de factores o valor agregado. Con el fin de mantener la comparabilidad con el PIB resto potencial presentado en el IPoM de septiembre, se usó la misma metodología. El crecimiento del PIB potencial resulta del promedio simple de estimaciones resultantes de filtros estadísticos: filtro trivariado y filtro multivariado (FMV). La síntesis de la metodología utilizada se presenta en Fornero y Zúñiga (2017)<sup>13</sup>.

Más arriba se proporcionó evidencia de la similitud de los estadígrafos muestrales de las series de crecimiento de PIB resto, PIB no minero y PIB resto sin agro (cuadro 3). Es razonable, entonces, abordar los ejercicios de estimación cambiando las series de PIB, manteniendo inalterados los principales supuestos y parámetros<sup>14</sup>. Las estimaciones de los parámetros en ambos filtros son muy parecidos. En consecuencia, las estimaciones de PIB potenciales resultan similares.

El cuadro 4 presenta el crecimiento efectivo de las tres versiones de PIB estudiadas para tres períodos de cinco y seis años. En promedio, no se aprecian diferencias relevantes (segunda a cuarta columna). En particular, en el período más reciente las tasas de crecimiento de las tres versiones de PIB son prácticamente iguales: mientras el PIB resto crece en promedio 2,8%, el PIB no minero y PIB resto sin agro crecen 2,9%. La metodología aplicada entrega estimaciones de crecimiento del PIB potencial entre 3,1% y 3,2%. Nótese que esas pequeñas diferencias se originan en las tasas de crecimiento de los PIB efectivos.

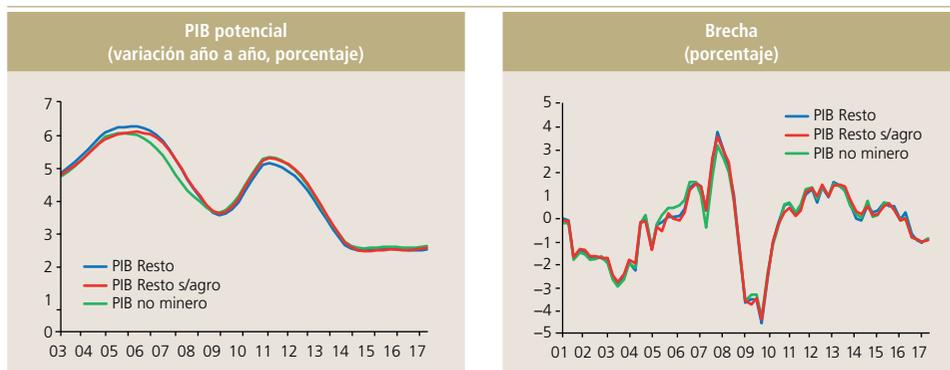
<sup>13</sup> Los filtros estadísticos son métodos que permiten extraer el componente secular o tendencial de una serie temporal y separarlo de su ciclo.

<sup>14</sup> En particular, los ejercicios se estiman con el mismo período muestral que en IPoM de septiembre 2017 (hasta 2017.II), aunque se usa la última revisión de datos de CC.NN., se mantienen los valores iniciales, las densidades 'a priori' de los parámetros se mantienen invariables al rehacer las estimaciones del FMV, entre otros.

**Cuadro 4**
**Crecimiento efectivo, potencial y brecha sobre la base a distintos agregados**

	Efectivo (var a/a, %)			Potencial (var a/a, %)			Brecha (var a/a, %)		
	PIB Resto	PIB No Minero	PIB Resto s/Agro	PIB Resto	PIB No Minero	PIB Resto s/Agro	PIB Resto	PIB No Minero	PIB Resto s/Agro
Promedio (2001-2005)	4.9	5.0	5.0	5.6	5.3	5.3	-1.3	-1.3	-1.2
Promedio (2006-2011)	4.9	4.9	5.1	4.8	4.7	4.9	0.0	-0.1	-0.1
Promedio (2012-2017)	2.8	2.9	2.9	3.1	3.2	3.2	0.5	0.4	0.5
Promedio (2001-2017)	4.2	4.3	4.3	4.3	4.3	4.3	-0.2	-0.2	-0.2

Fuente: Cálculo de los autores. Ver metodología en Fornero y Zúñiga (2017).

**Gráfico 5**
**PIB potenciales y brechas**


Fuente: Cálculo de los autores. Ver metodología en Fornero y Zúñiga (2017).

Finalmente, las brechas son muy similares. Cabe notar, sin embargo, que las magnitudes de las brechas promedio deben interpretarse con cuidado. En efecto, las brechas promedio resultan positivas entre el 2012 y el 2017 (últimas tres columnas a la derecha del cuadro 4), pero ello esconde que las brechas se estimaban en un rango entre +1,05% y +1,32% en el 2012. Y, como la economía mostró un crecimiento efectivo inferior al potencial, estas gradualmente se deterioraron (gráfico 5). Así, en el segundo trimestre del 2017, todas las mediciones de brechas se estiman negativas en torno a -1%.

**IV. COMPARACIÓN INTERNACIONAL**

Los países exportadores de materias primas que desarrollan su política monetaria en un marco de metas de inflación, suelen realizar algún tipo de análisis diferenciado entre sectores ligados a RR.NN. y el resto de los sectores productivos. En particular, la mayoría de estos países considera el impacto de las actividades relacionadas a RR.NN. en la trayectoria de actividad de corto plazo y

en las perspectivas para la inversión. No obstante, los casos en que se presentan proyecciones por separado para el PIB de RR.NN. y el resto de los sectores no son la norma y solo en un país la estimación de brecha de capacidad excluye a los sectores de RR.NN. Los países y dimensiones de análisis considerados se presentan en el cuadro 5.

Según puede apreciarse, en varios casos se efectúa una distinción de PIB excluyendo algún recurso natural. Un ejemplo de estos es el caso australiano, donde el *Reserve Bank of Australia* estima la actividad minera y no minera con un buen nivel de detalle del primer ítem, pero sin hacer públicas sus proyecciones. De modo similar, Perú cuenta en su reporte de inflación un análisis detallado del PIB de sectores primarios —que incluye minería, hidrocarburos, pesca, agropecuario y manufactura primaria— y de sectores no primarios. Noruega realiza una estimación de su PIB *mainland*, que excluye extracción de petróleo y gas, junto con su transporte y ductos.

Sin embargo, estos análisis no se traducen en un cálculo alternativo de PIB potencial; solo Noruega realiza pronósticos y estima su brecha de producto usando su definición de PIB *mainland*. El resto de las economías citadas, o no cuenta con esas estimaciones de brecha o bien no las hacen públicas en sus reportes de inflación.

**Cuadro 5**

**Experiencia internacional, exclusión analítica de PIB RR.NN.**

	¿Publican/analizan PIB resto?	¿Proyecciones de PIB resto?	¿Publican/analizan inversión resto?	Brecha
Australia	Sí / ex minería	Mencionan pero no lo ponen en las tablas	Sí / ex minería	PIB total
Canadá	No	No	Sí / ex minería y petróleo	PIB total
Noruega	Sí / ex oil y gas, ductos y transporte ( <i>mainland</i> )	PIB <i>mainland</i>	Sí / <i>mainland</i>	PIB <i>mainland</i>
Nueva Zelanda	No	No	No	PIB total
Perú	Sí / proyectan todos los sectores	Sí / proyectan todos los sectores	Sí / inversión minera	PIB total

Fuente: Elaboración propia a base del análisis de informes de política monetaria de cada país.



## V. CONCLUSIONES

Esta nota respalda y justifica, analizando la evidencia disponible en el período de metas de inflación, la exclusión del sector minero para los efectos del análisis de la brecha. Se usa diversas metodologías estadísticas estándar para describir las propiedades básicas de las series temporales de valor agregado sectorial, incluyendo estadísticas descriptivas, test de causalidad de Granger y análisis de descomposición de varianzas resultantes de estimaciones de modelos VAR.

La evidencia presentada en esta nota indica que la minería hace un aporte importante a la volatilidad del PIB en el corto plazo. Excluir este sector reduce los movimientos en alta frecuencia, facilitando así la lectura del ciclo para efectos de la política monetaria. Las fluctuaciones en el valor agregado de los restantes sectores se agrupan en el agregado PIB no minero, porque la evidencia sugiere un encadenamiento económico relativamente más importante entre esos sectores, lo que no ocurre con la minería.

Cambiar el agregado de análisis desde el actual PIB resto a PIB no minero no tiene efectos importantes a la hora de estimar el producto potencial y la brecha de capacidad. Finalmente, adoptar el PIB no minero como categoría de análisis facilita la comunicación del Banco Central pues el Imacec ya se publica bajo este concepto.

## REFERENCIAS

---

Banco Central de Chile (2003). *Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile*.

Bullano, F. (2018). “Identificando la Fuente de Volatilidad del Ciclo del PIB y el Empleo Chileno: Un Enfoque Sectorial”. Mimeo, Tesis Universidad Alberto Hurtado.

Cobb, M. y M. Jara (2013). “Ajuste Estacional de Series Macroeconómicas Chilenas”. Estudios Económicos Estadísticos Nº 98, Banco Central de Chile. <https://ideas.repec.org/p/chb/bcchee/98.html>

Cobb, M. (2013). “Contribución Sectorial al Crecimiento Trimestral del PIB”. Estudios Económicos Estadísticos Nº 100, Banco Central de Chile. <https://ideas.repec.org/p/chb/bcchee/100.html>

Correa, F. (2016). “Encadenamientos Productivos desde la Minería de Chile”. Serie de Desarrollo Productivo Nº 203, Cepal. <https://ideas.repec.org/p/ecr/col026/39975.html>

Diebold, F. y K. Yilmaz (2009). “Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets”. *Economic Journal*, vol. 119, 158-171.

Diebold, F. y K. Yilmaz (2011). On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms, Koç University- TÜSIAD Economic Research Forum Working Paper Series, Nº 1124, Koç University-TÜSIAD Economic Research Forum (ERF), Estambul.

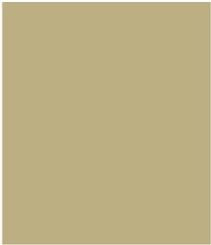
Diebold, F. y K. Yilmaz (2012). “Better to Give than to Receive: Predictive Measurement of Volatility Spillovers (with discussion)”. *International Journal of Forecasting* 28: 57–66.

Foerster, A., P. Sarte y M. Watson (2011). “Sectoral versus Aggregate Shocks: A Structural Factor Analysis of Industrial Production”. *Journal of Political Economy* 119(1): 1–38.

Fornero, J. y R. Zúñiga (2017) “PIB Potencial y Brechas de Capacidad”. Mimeo, Banco Central de Chile.

Gephart J., L. Deutsch, M. Pace, M. Troell y D. Seekell (2017). “Shocks to Fish Production: Identification, Trends, and Consequences”. *Global Environmental Change* 42: 24–32. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2016.11.003>.

Guerrero, S., R. Luengo, M. Pozo y S. Rébora (2012). “Nuevas series de Cuentas Nacionales Encadenadas: Métodos y Fuentes de Estimación”. Estudios Económicos Estadísticos Nº 90, Banco Central de Chile. <https://ideas.repec.org/p/chb/bcchee/90.html>



Knop, S. y J. Vespignani (2014). “The Sectorial Impact of Commodity Price Shocks in Australia”. Discussion Paper Series 2014-05, Tasmanian School of Business and Economics University of Tasmania.

Netšunajev, A. y K. Glass (2017). “Uncertainty and Employment Dynamics in the Euro Area and the US”. *Journal of Macroeconomics* 51: 48-62. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2016.12.002>.

## APÉNDICE

---

### DATOS UTILIZADOS

---

Los datos utilizados en esta minuta están disponibles en la página web del Banco Central de Chile, sección Base de Datos Estadísticos. Se utilizan, a menos que se indique una excepción, las series desestacionalizadas. Con el objetivo de facilitar la construcción de agregados encadenados y sus respectivas incidencias en el crecimiento trimestral desestacionalizado, se publica una planilla Excel en el siguiente link:

[http://www.bcentral.cl/documents/20143/924390/Estimacion\\_PIB\\_Ajustado.xlsx](http://www.bcentral.cl/documents/20143/924390/Estimacion_PIB_Ajustado.xlsx).

Alternativamente, el archivo se encuentra en:

<http://www.bcentral.cl/web/guest/-/informe-de-politica-monetaria-diciembre-2017>



---

## CARACTERIZACIÓN DE LA MIGRACIÓN RECIENTE EN CHILE\*

Rosario Aldunate D.\*\*  
Gabriela Contreras M.\*\*  
Claudia de la Huerta F.\*\*  
Matías Tapia G.\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

Durante los últimos años, la economía chilena ha experimentado un fenómeno inmigratorio muy significativo. Estimaciones recientes del Departamento de Extranjería y Migración (DEM) indican que entre enero del 2015 y diciembre del 2017 entraron al país cerca de 700 mil inmigrantes, con lo que la población residente nacida en el extranjero pasó de 2,3 a 5,9% en tres años. Los procesos migratorios pueden tener impactos económicos relevantes. El informe de *Crecimiento del Producto Tendencial* del Banco Central (2017)<sup>1</sup> señaló que la inmigración podía ser un motor importante para el crecimiento de la economía chilena, compensando parcialmente el proceso de envejecimiento poblacional generado por la transición demográfica.

La presente nota muestra una caracterización de la población inmigrante en Chile en términos demográficos y de su rol en el mercado laboral. El análisis de los microdatos del Censo de abril del 2017 y de la encuesta de empleo del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) arroja tres resultados principales respecto del perfil y la inserción económica de los migrantes en Chile. Primero, en promedio, son más jóvenes que la población local y participan más en la fuerza de trabajo, en coherencia con las motivaciones económicas detrás de la decisión de inmigrar. Segundo, el nivel educacional de los inmigrantes es, en promedio, algo mayor que el de la población local comparable, e incluye personas con prácticamente todos los niveles educacionales. Tercero, aunque los inmigrantes parecen experimentar un período de ajuste tras su llegada, tienen en promedio una tasa de desempleo y una distribución en los distintos sectores económicos similares a la de los chilenos. Algunas de estas características contrastan, por ejemplo, con las experiencias de otros países que han recibido flujos importantes de inmigración, los cuales muchas veces tienden a concentrarse en niveles más bajos de la distribución de educación y salarios, y en algunos sectores acotados de la actividad (Dustmann et al., 2016).

---

\* Este trabajo fue presentado en el "Seminario sobre Reservas, Migración e Inclusión Financiera", en Santo Domingo, República Dominicana, los días 19 y 20 de noviembre de 2018. Asumimos la responsabilidad de todo error que haya pasado inadvertido. Las opiniones aquí expresadas son de los autores y no representan necesariamente las del Banco Central de Chile.

\*\* Gerencia de Estudios Económicos, División Política Monetaria, Banco Central de Chile. Emails: raldunate@bcentral.cl; gcontreras@bcentral.cl; cdelaHuerta@bcentral.cl; mtapia@bcentral.cl.

<sup>1</sup> <http://www.bcentral.cl/web/guest/-/economia-chilena-volumen-20-n-2-agosto-2017>.

Esta nota de investigación se divide en cinco secciones. La sección II ofrece una revisión de la literatura sobre los efectos económicos de la inmigración. La sección III presenta la dinámica de inmigración en Chile y la compara con la experimentada por otros países. Las siguientes secciones comparan a chilenos e inmigrantes a partir de microdatos del Censo del 2017 y de la encuesta de empleo del INE. La sección IV contrasta a chilenos e inmigrantes de acuerdo con características demográficas y educacionales, mientras la sección V los compara de acuerdo con su rol en el mercado laboral. La sección VI concluye.

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura sobre los efectos de la inmigración en el mercado laboral es extensa. Especialmente, el impacto de la inmigración en los salarios y el empleo de los trabajadores del país de llegada ha recibido mucha atención. El modelo canónico que ha servido como base para el análisis del impacto de la migración en salarios y empleo se basa en una economía cerrada, donde se producen bienes utilizando capital y dos tipos de trabajadores: de mayores y menores habilidades (Johnson, 1980; Altonji y Card, 1991; Dustmann et al., 2007). Suponiendo una oferta de capital perfectamente elástica, una oferta de empleo inelástica y una diferenciación en la composición de habilidades entre inmigrantes y trabajadores locales, este modelo predice que, un *shock* migratorio, que se traduce en una mayor oferta de empleo de trabajadores con ciertas habilidades, conllevará, por una parte, una caída en el salario de equilibrio de trabajadores locales con el mismo nivel de habilidad (habilidades substitutivas). Por otra parte, el salario de los trabajadores locales con habilidades complementarias aumentará. Si se relaja el supuesto de una oferta inelástica de trabajo, el mecanismo ya descrito actuaría para generar desempleo involuntario entre trabajadores que no estén dispuestos a trabajar por un salario menor.

Varios factores hacen difícil estimar el impacto de la inmigración en el desempeño del mercado de trabajo en los países de acogida. Entre otros, existe un sesgo de selección en la decisión de emigrar, ya que esta se relaciona con el desempeño de la economía del país de acogida. Adicionalmente, ocurren ajustes de equilibrio general a través de los cuales los trabajadores locales, el capital y las empresas se acomodan ante un *shock* migratorio.

Entre los primeros enfoques empíricos utilizados para estimar los efectos de la migración en el mercado laboral se encuentran las funciones de producción. Estas se usan para calcular la elasticidad de sustitución entre inmigrantes y trabajadores locales y así estimar los efectos de cambios en la oferta relativa de trabajo (Grossman, 1982; D'Amuri y Ottaviano, 2010; Ottaviano y Peri, 2012).<sup>2</sup> Otra metodología muy utilizada es la de análisis de área, que usa

---

<sup>2</sup> Ver Borjas (1994), Friedberg y Hunt (1995), Borjas (2000), Dustmann et al. (2007) y Okkerse (2008) para una revisión más exhaustiva sobre estas metodologías y sus variantes, así como sus problemas de inferencia estadística.



la variación en la proporción de inmigrantes entre dos regiones para correlacionar el efecto de la migración en salarios y empleo (Card, 1990; Altonji y Card, 1991; Butcher y Card, 1991). Un tercer enfoque es el uso de variables instrumentales para abordar la endogeneidad de los flujos de migración (Cortes, 2008; Peri, 2012; Smith, 2012). Finalmente, otra estrategia de identificación es el uso de experimentos naturales, como, por ejemplo, acontecimientos como guerras o repatriación, en los cuales eventos exógenos afectan los flujos migratorios (Hunt, 1992; Friedberg, 2001).

Hasta el momento, no hay resultados concluyentes respecto del impacto de la inmigración en el mercado laboral del país de acogida. Sin embargo, la evidencia sugiere que el impacto económico de la inmigración depende del momento y lugar de análisis (Borjas, 1994), así como de las instituciones prevalentes en cada país (Angrist y Kugler, 2003).

Existen escasos estudios sobre el impacto de la inmigración en Chile. Usando datos de la Encuesta Casén para los años 2006 y 2009, Contreras et al. (2013) no encuentran efectos significativos de la inmigración en el mercado laboral. Los autores atribuyen este resultado, en parte, a la baja proporción de inmigrantes en el total de trabajadores por sector económico. Sin embargo, el período de análisis es anterior a 2010, por lo que no considera el acelerado flujo migratorio recibido desde el 2015 que se documenta en este trabajo. Considerando el período 1990-2000, Docquier et al. (2014) tampoco encuentran un impacto significativo de la inmigración en el salario promedio o en el nivel de empleo de los trabajadores nacionales en Chile.

Si bien estimar el impacto económico de la inmigración en Chile va más allá del objetivo de este estudio, las características específicas del fenómeno migratorio en Chile son, a base de la evidencia recogida por la literatura, sugerentes respecto de los posibles efectos de la migración en el país. Esto se expone con mayor detalle en las siguientes secciones del trabajo.

### III. ESTIMACIONES DEL FLUJO MIGRATORIO

Actualmente, en Chile no existen registros oficiales del número de extranjeros residentes en el país para el tiempo transcurrido entre los censos de población. Debido a esto, es necesario complementar la información del Censo con la de otras fuentes, tales como estimaciones a partir de encuestas, como la Casén, o del Departamento de Extranjería y Migración (DEM). Recientemente, este último ha dado a conocer sus estimaciones a partir de la información de visas y permisos definitivos entregados, además de los registros de entrada y salida del país, provenientes de la Policía de Investigaciones (PDI).<sup>3</sup>

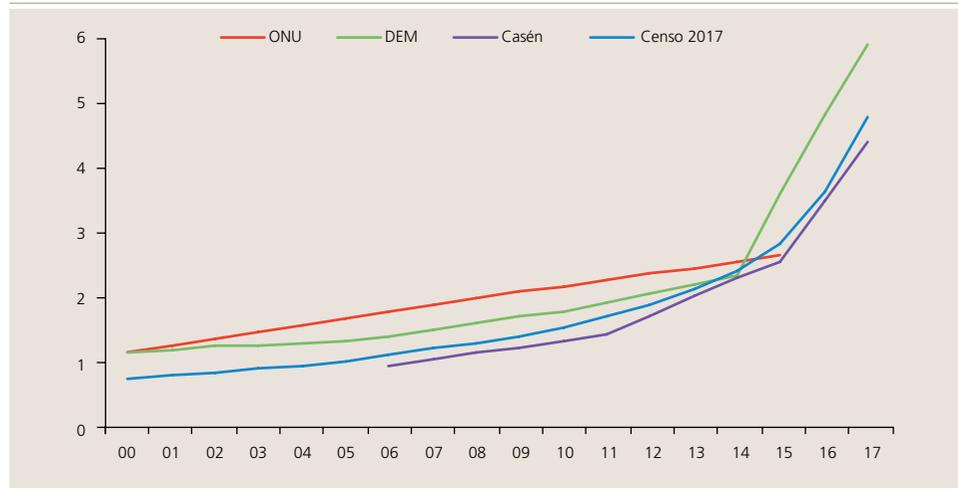
---

<sup>3</sup> <https://www.camara.cl/pdf.aspx?prmID=129706&prmTIPO=DOCUMENTOCOMISION> estima que a junio del 2017 habían 966.363 inmigrantes en Chile. Posteriormente, este número se actualiza a 1.119.267 a diciembre del 2017. <http://www.emol.com/noticias/Nacional/2018/04/09/901867/Extranjeros-en-Chile-superan-el-millon-110-mil-y-el-72-se-concentra-en-dos-regiones-Antofagasta-y-Metropolitana.html>

Gráfico 1

## Estimaciones del número total de inmigrantes en Chile

(porcentaje de la población total)



Fuentes: Casén (Ministerio de Desarrollo Social), Instituto Nacional de Estadísticas (Censo 2017), Departamento de Extranjería y Migración, ONU.

Nota: Serie del Censo muestra los extranjeros residentes en abril del 2017 según su año de ingreso al país, por lo que no representa el número total de inmigrantes en cada año al no considerar a los extranjeros que entraron y salieron del país antes de esa fecha. El dato del Censo para diciembre del 2017 se obtiene de multiplicar por tres las entradas entre enero y abril del 2017. Para obtener el porcentaje de inmigrantes del DEM y del Censo, se usa la estimación de población proveniente de la actualización del INE en el 2014, corregida por la migración adicional.

El gráfico 1 compara las distintas estimaciones del número total de inmigrantes en Chile. Se observa que el fenómeno de entrada de inmigrantes a Chile se concentra en los años 2016 y 2017, llegando a un porcentaje de inmigrantes en la población de 4,4% en abril del 2017 según el Censo<sup>4</sup> y de 5,9% en diciembre del 2017 según estimaciones a partir del cálculo del DEM.<sup>5</sup>

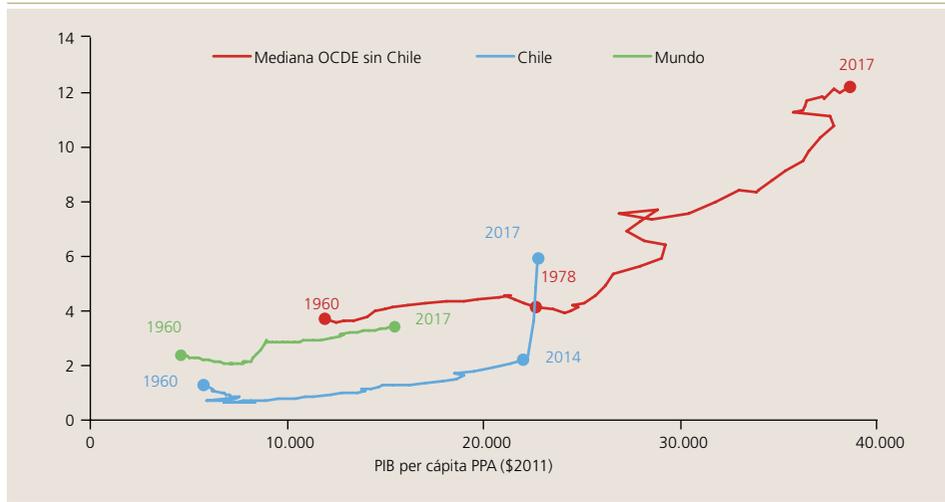
El episodio migratorio chileno es de alta intensidad en el contexto internacional. La llegada de nuevos residentes en los últimos 3 años hizo que Chile pasara de ser un país con inmigración baja para estándares internacionales a uno en que el porcentaje de extranjeros residentes supera el promedio mundial (los extranjeros son el 3,4% de la población en el país promedio). Si bien el porcentaje de inmigrantes en Chile todavía es menor que la mediana en los países de la OCDE (12,2%), la comparación cambia si se contrasta con la inmigración que tenían estos países cuando tenían un ingreso per cápita comparable al chileno. En el gráfico 2 se observa que el episodio migratorio reciente hizo que Chile se convirtiera en un país de alta inmigración controlando por su PIB per cápita a PPA.

<sup>4</sup> [http://www.censo2017.cl/wp-content/uploads/2018/05/presentacion\\_de\\_la\\_segunda\\_entrega\\_de\\_resultados\\_censo2017.pdf](http://www.censo2017.cl/wp-content/uploads/2018/05/presentacion_de_la_segunda_entrega_de_resultados_censo2017.pdf)

<sup>5</sup> Para calcular este ratio se toma la estimación de población de la actualización del 2014 del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), que hacía el supuesto de una entrada neta anual de 41 mil inmigrantes al año, y se corrige con las últimas estimaciones de inmigrantes.

**Gráfico 2****Inmigración y PIB per cápita en Chile, países OCDE y el mundo**

(porcentaje de la población)



Fuentes: Estimaciones propias a partir de datos del Banco Mundial, Departamento de Extranjería y Migración y ONU.

Desde una perspectiva internacional, la magnitud de los flujos migratorios en Chile es muy significativa. De acuerdo con datos de la ONU a partir de 1960, muy pocos países miembros de la OCDE han experimentado un aumento en la cantidad de inmigrantes de forma tan explosiva como Chile.<sup>6</sup> Sin embargo, en estos casos el porcentaje de inmigrantes no llega a superar el 3% de la población total, a diferencia del caso chileno donde este ratio se acerca al 6%.

**IV. CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS Y EDUCACIONALES DE INMIGRANTES EN EL 2017**

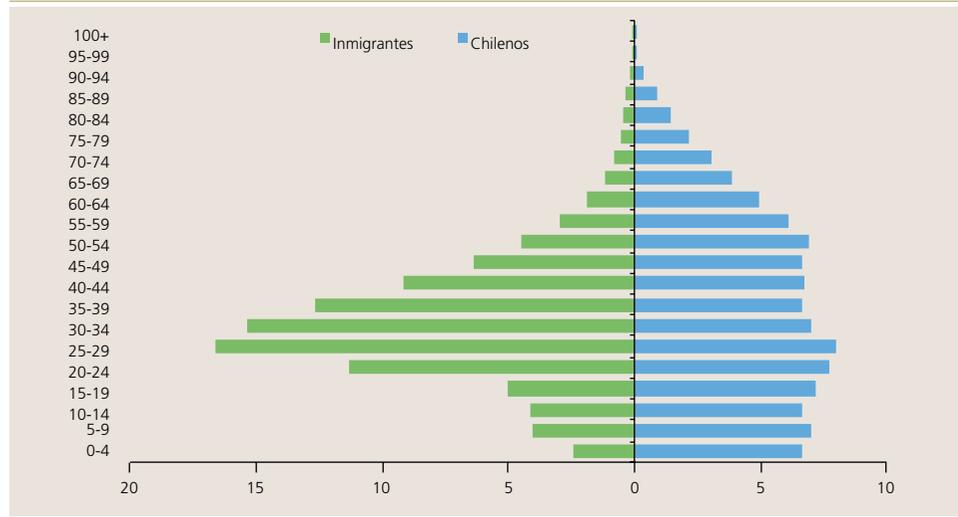
De acuerdo con el Censo, los inmigrantes corresponden a 4,4% de la población total, pero este porcentaje se eleva a 4,9% cuando se considera la población en edad de trabajar y a 7,2% al tomar el grupo de 25 a 50 años de edad. Esto se debe a que los inmigrantes son principalmente jóvenes y adultos, mientras que la distribución de la población chilena entre los distintos grupos etarios es mucho más homogénea (gráfico 3). Así, 60% de los extranjeros se concentra en el segmento de 25 a 50 años de edad, mientras que los chilenos abarcan solo el 35%. Además, la población mayor de 65 años pesa apenas 4% en los inmigrantes, comparado con 12% entre los chilenos. Esto está en línea con la evidencia internacional, que muestra que los inmigrantes tienden a ser más jóvenes que la población local (OCDE, 2015).

<sup>6</sup> Los únicos países donde los inmigrantes se han más que duplicado en tres años son República de Corea entre 1990 y 1993 y Turquía entre 1974 y 1977.

Gráfico 3

### Pirámide de población de chilenos e inmigrantes

(porcentaje de la población por nacionalidad)



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (Censo 2017).

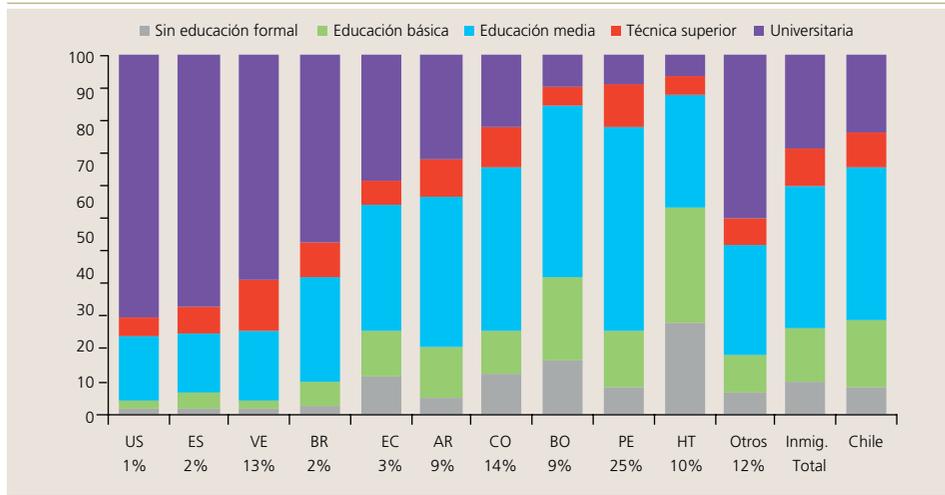
El nivel educacional de los inmigrantes es algo superior al de la población local. Comparando la población entre 25 y 50 años,<sup>7</sup> el porcentaje con educación terciaria, técnica o universitaria, en inmigrantes es de 36% comparado con el 31% de los chilenos. Además, la distribución por nivel educacional de los extranjeros llegados después del 2016 es muy similar a la de los inmigrantes previos. Sin embargo, el desglose de educación por nacionalidad evidencia importantes diferencias (gráfico 4). Mientras que más de un 60% de los inmigrantes provenientes de Estados Unidos, España y Venezuela cuentan con educación universitaria, menos del 10% de los inmigrantes de Bolivia, Perú y Haití alcanzan este nivel educativo.

Adicionalmente, los datos del gráfico 4 muestran que cerca de un 75% de los inmigrantes entre 25 a 50 años de edad, son hispanohablantes y provienen de países geográfica y culturalmente próximos. Esta proximidad cultural ayudaría a que los inmigrantes se asimilen e integren más rápidamente en el país y, especialmente, en el mercado del trabajo. Esto es una condición importante para que los inmigrantes contribuyan positivamente al crecimiento económico del país de acogida (Muysken y Ziesemer, 2013).

<sup>7</sup> El análisis se centra en este grupo etario, y no en la población total de chilenos e inmigrantes, para aislar el efecto de las diferencias en composición demográfica establecidas en el gráfico 3.

**Gráfico 4****Educación de inmigrantes por nacionalidad**

(porcentaje de la población de 25-50 años de cada nacionalidad)

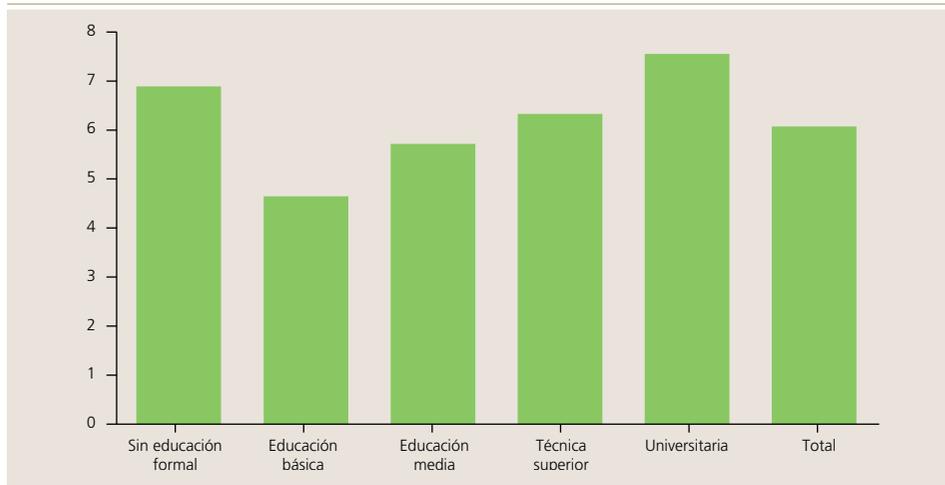


Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (Censo 2017).

Nota: Bajo los países se indica el porcentaje que representa cada nacionalidad entre los inmigrantes residentes entre 25 y 50 años, donde las siglas corresponden a Estados Unidos (US), España (ES), Venezuela (VE), Brasil (BR), Ecuador (EC), Argentina (AR), Colombia (CO), Bolivia (BO), Perú (PE) y Haití (HT).

**Gráfico 5****Inmigrantes por nivel educacional**

(porcentaje de la población de 25-50 años según educación)



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (Censo 2017).

El gráfico 5 muestra que el porcentaje de inmigrantes es relativamente más importante con respecto a la población chilena sin educación (6,9%) y para el grupo con educación universitaria (7,6%). A pesar de estas diferencias, se

observa que el fenómeno migratorio en Chile está bastante distribuido en todos los segmentos educacionales, contrastando con las experiencias de otros países que han recibido una mayor concentración de inmigrantes con menores niveles de educación que la población local (Dustmann et al., 2016). En efecto, la llegada de inmigrantes que, en promedio, tienen niveles de educación algo superior a la población local, podría tener efectos positivos sobre innovación y tecnología (Hunt y Gauthier-Loiselle, 2010; Ortega y Peri, 2014), disminuyendo costos en investigación y desarrollo (Bretschler, 2001). Además, contribuye a la acumulación de capital humano, lo que compensaría efectos negativos de la dilución del capital asociados al crecimiento poblacional (Dolado et al., 1994). Estos efectos tendrían a la vez un impacto positivo en el PIB por trabajador (Boubane et al., 2016).

## V. CARACTERÍSTICAS LABORALES DE INMIGRANTES

En relación con la situación laboral, el Censo muestra que los inmigrantes abarcan el 6,3% de la fuerza laboral y de los ocupados, el 6,8% de los desocupados y el 2,5% de los inactivos. Al compararlos con los chilenos, se observa que los inmigrantes tienen una tasa de participación laboral mucho mayor, mientras que la tasa de desempleo es similar en ambos grupos (cuadro 1). Esta conclusión se obtiene de mirar tanto los datos del Censo como los resultados de la Nueva Encuesta Nacional de Empleo del INE, aunque esta última no está diseñada para ser representativa de la población migrante. Cabe destacar, que la mayor participación de los inmigrantes no solo se debe al hecho de que en promedio son más jóvenes, sino que también se observa cuando la comparación se hace para categorías demográficas específicas.<sup>8</sup>

**Cuadro 1**

### Participación en el mercado laboral de chilenos e inmigrantes

(porcentaje)

	Inmigrantes		Chilenos	
	Censo	NENE (1)	Censo	NENE (1)
Tasa de participación	80,2	76,8	61,2	59,4
Tasa de desempleo	7,5	6,6	7,0	7,0

Fuentes: Instituto Nacional de Estadísticas (Censo 2017, Nueva Encuesta Nacional de Empleo).

Nota (1): Corresponde a encuesta de marzo-abril-mayo de 2017.

<sup>8</sup> Si bien, gran parte de la diferencia en la tasa de participación se debe a que los inmigrantes menores de 25 años participan más en el mercado laboral (62% comparado con 35% en los chilenos), el Censo muestra una mayor participación laboral de inmigrantes independiente del género y para todos los grupos etarios. Aún en el tramo de edad entre 25 y 50 años, los inmigrantes participan más que los chilenos en el mercado laboral (88% en comparación con 81% de los chilenos).

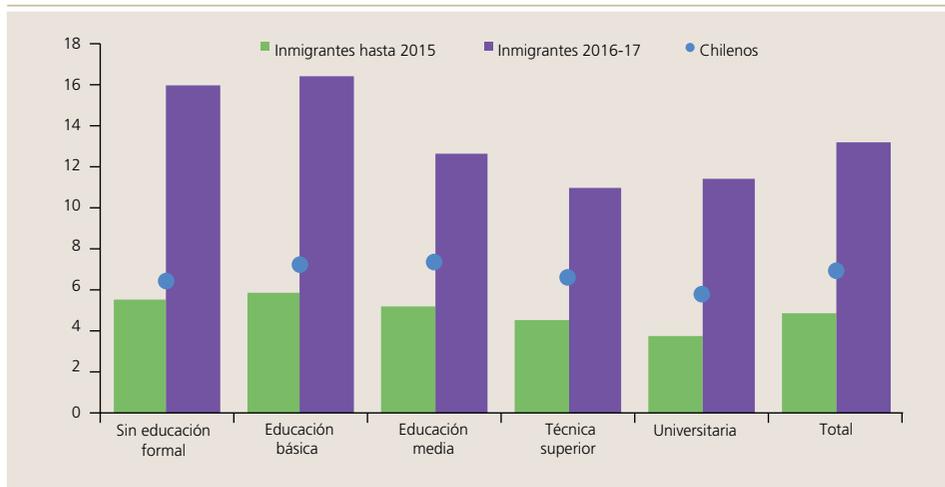
Al separar los extranjeros por año de llegada, no se obtienen grandes diferencias en su tasa de participación. En contraste, el desempleo de los inmigrantes varía significativamente según el año de llegada (gráfico 6). La tasa de desempleo de inmigrantes llegados después del 2016 casi triplica la de los extranjeros que llegaron al país antes de esa fecha. Estas diferencias son estadísticamente significativas aun si se controla por edad, género, educación y nacionalidad de los inmigrantes. Una regresión que controla por todas estas características obtiene que la tasa de desempleo de extranjeros que llegaron durante el 2017 es 20 puntos porcentuales mayor que la de los que entraron antes al país. Esto sugiere que puede existir un período de ajuste entre la llegada de un inmigrante al país y su capacidad de encontrar un empleo, con mayores tasas de desempleo para los migrantes más recientes.

El gráfico 7 muestra la distribución de la población por categoría ocupacional, diferenciando por nacionalidad y género, para el período 2010-2018 a partir de los resultados de la encuesta NENE. Aunque resalta la mayor proporción de mujeres extranjeras empleadas en servicio doméstico (32% en comparación con 10% de chilenas), llama la atención que no se observan grandes diferencias entre extranjeros y chilenos en relación al trabajo por cuenta propia, el que representa en torno a 20% para ambos grupos. Tampoco se encuentran grandes diferencias en la frecuencia del trabajo informal –29,2% de los ocupados chilenos comparado con el 25,1% de los inmigrantes.<sup>9</sup>

#### Gráfico 6

### Tasa de desempleo por nivel educacional y año de llegada a Chile

(porcentaje)



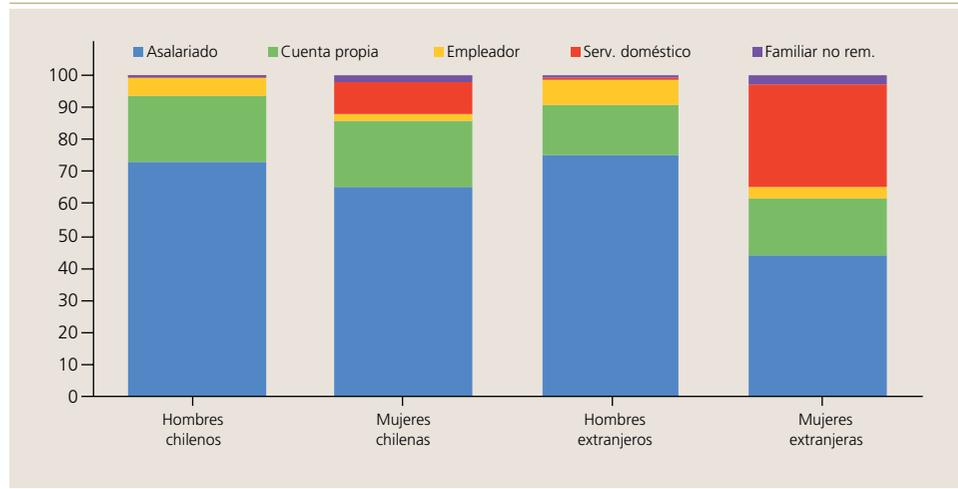
Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (Censo 2017).

<sup>9</sup> La NENE incluye preguntas de informalidad solamente a partir de noviembre del 2017.

Gráfico 7

### Ocupados chilenos e inmigrantes por categoría ocupacional

(porcentaje de ocupados, promedio 2010-2018)



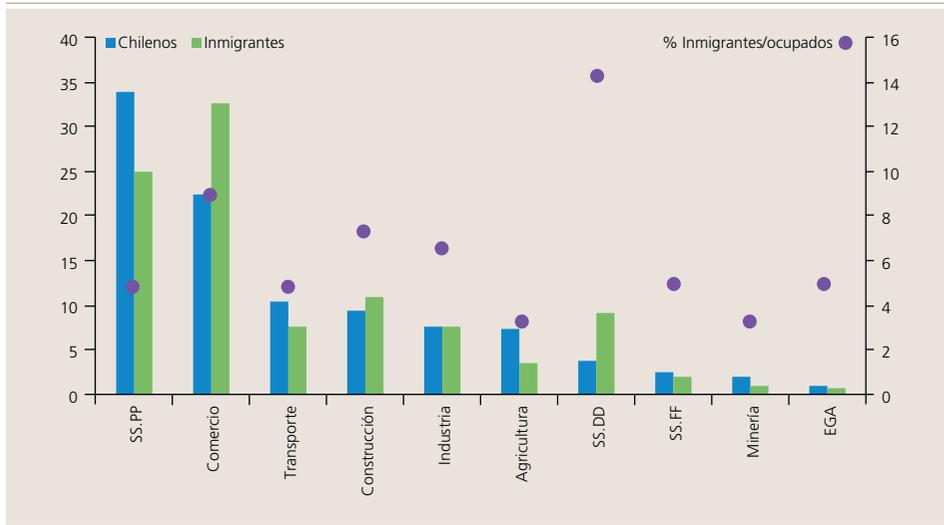
Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (Nueva Encuesta Nacional de Empleo).

Respecto de su distribución por sector económico, se observa una participación diversa que es comparable con la de la población local. De todos modos, se aprecia una mayor preponderancia en el sector de servicio doméstico (14% del empleo total de ese sector) y comercio (9%), y relativamente más baja en agricultura y minería (en torno a 3%) (gráfico 8).

La existencia de un período de ajuste entre la llegada de un inmigrante al país y su capacidad de encontrar un empleo también se refleja en la evolución reciente de las remesas enviadas al exterior. Tras el fuerte aumento en la entrada de inmigrantes, las remesas han crecido menos que el número de envíos, que el número de inmigrantes y que el ingreso del trabajo principal de extranjeros (gráfico 9). El envío mensual promedio por inmigrante, en pesos del 2017, pasó de \$67 mil (19% de su ingreso según la NESI<sup>10</sup>) entre el 2010 y el 2015, a \$37 mil (10% de su ingreso) entre el 2016 y el 2017.

**Gráfico 8****Trabajadores chilenos e inmigrantes por sector económico**

(porcentaje)

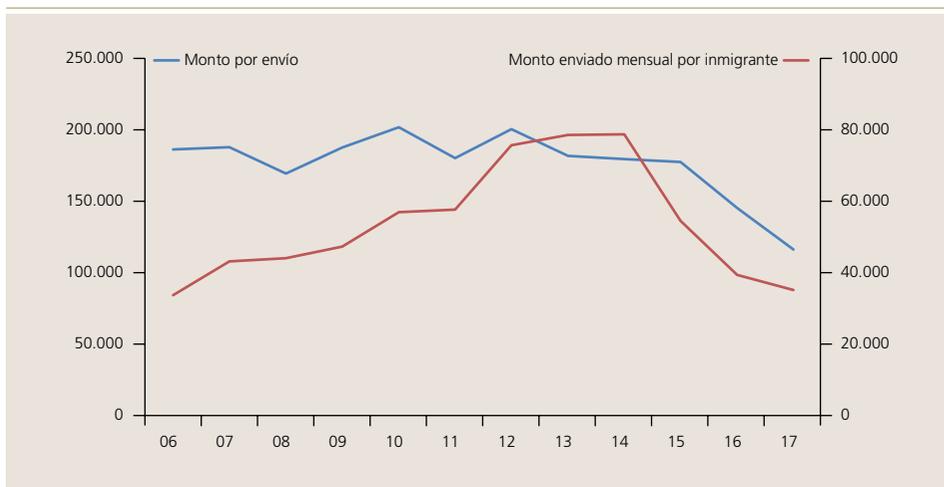


Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (Censo 2017).

Nota: Se consideran los sectores de servicios personales (SS.PP.); comercio, transporte y telecomunicaciones (Transporte); construcción; industria; agropecuario, silvícola y pesca (Agricultura); servicios domésticos (SS.DD.); servicios financieros (SS.FF.); minería; y electricidad, gas y agua (EGA).

**Gráfico 9****Remesas enviadas**

(pesos del 2017)



Fuentes: Cálculos a partir de datos del Banco Central de Chile y Departamento de Extranjería y Migración.

Los trabajadores inmigrantes, si bien están más concentrados en algunos sectores económicos, son similares a los chilenos en relación con el porcentaje de ocupados por cuenta propia y al porcentaje de informalidad. Las principales

diferencias radican en su mayor tasa de participación y en el mayor desempleo de los inmigrantes recién llegados. Como se ha mencionado anteriormente, y dados los cambios demográficos experimentados en los últimos años (Banco Central de Chile, 2017), la inmigración en Chile puede tener efectos positivos sobre el crecimiento económico a largo plazo, a través del aumento en la fuerza laboral. En todo caso, hay que tener cautela respecto a este argumento, ya que se requieren flujos migratorios importantes y permanentes para generar un impacto en la economía a través de este canal (ONU, 2000; Coleman, 2002). No obstante, se podría esperar que, si en los próximos años se mantiene o aumenta la magnitud de los flujos migratorios –de similares características a los ya documentados– la inmigración tenga un impacto positivo en la economía chilena. Por otro lado, existe evidencia de aumentos de productividad provenientes de incrementos en la diversidad de la capacidad productiva de la economía, y en innovación debido a la llegada de inmigrantes de alta calificación (Ortega y Peri, 2014). Este mecanismo es relevante para países que reciben inmigrantes de alta calificación, como se documenta en este trabajo para Chile (Dolado et al., 1994; Boubane et al., 2016). Muysken y Ziesemer (2013) presentan evidencia sobre la contribución positiva de la inmigración al empleo, los salarios y el PIB per cápita del país de acogida, por medio del aumento de la población económicamente activa, cuando los inmigrantes pueden insertarse al igual que los locales en el mercado del trabajo. La evidencia recogida en este documento sugiere que, en efecto, los inmigrantes se han insertado de manera fluida en el mercado laboral en Chile. Este resultado podría ser consecuencia, en parte, de la proximidad cultural y lingüística de una gran proporción de los inmigrantes llegados en los últimos años.

La evidencia presentada en este análisis también plantea áreas a investigar en el futuro en dimensiones que pueden ser relevantes para la trayectoria de la economía chilena. Por ejemplo, la literatura internacional (Lubotsky, 2007) sugiere que es posible que los inmigrantes inicialmente se empleen en puestos de trabajo por debajo de su calificación, convergiendo a empleos más acordes a sus habilidades con el paso del tiempo. Esta transición hacia mejores empleos puede contribuir a aumentar la productividad. Por lo tanto, cuantificar este fenómeno en el futuro puede ser un paso importante para entender de mejor manera la dinámica del crecimiento tendencial.

## VI. CONCLUSIONES

La inmigración reciente a Chile constituye un fenómeno económico relevante en un horizonte de tiempo relativamente corto. Esto tiene consecuencias para la capacidad de crecimiento de la economía chilena y la evolución del mercado laboral.

Este documento muestra que, en varias dimensiones, los inmigrantes son, en promedio, similares a los trabajadores chilenos de edad comparable, y que se han integrado de manera fluida al mercado laboral, por lo que su llegada constituye un factor que puede ser un aporte muy positivo al crecimiento tendencial de la economía chilena.



## REFERENCIAS

- Altonji, J. y D. Card (1991). “The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives”. En *Immigration, Trade and the Labour Market*, editado por J.M. Abowd y R.B. Freeman. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Angrist, J.D. y A.D. Kugler (2003). “Productive or Counter-Productive? Labour Market Institutions and the Effect of Immigration on EU Natives”. *Economic Journal* 113(488): F302–F331.
- Banco Central de Chile (2017). *Crecimiento Tendencial: Proyección de Mediano Plazo y Análisis de sus Determinantes*. Banco Central de Chile.
- Borjas, G. (1994). “The Economics of Immigration”. *Journal of Economic Literature* 32(4): 1667–717.
- Borjas, G. (2000). “Introduction to Issues in the Economics of Immigration”. En: *Issues in the Economics of Immigration*: NBER Chapters: National Bureau of Economics Research.
- Boubtane, E., J.C. Dumont y C. Rault (2016). “Immigration and Economic Growth in the OECD Countries, 1986-2006”. *Oxford Economics Papers* 68(2): 340–60.
- Bretschger, L. (2001). “Labor Supply, Migration, and Long-Term Development”. *Open Economies Review* 12(1): 5–27.
- Butcher, K.F. y D. Card (1991). “Immigration and Wages – Evidence from the 1980s”. *American Economic Review* 81(2): 292–6.
- Card, D. (1990). “The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market”. *Industrial and Labor Relations Review* 43(2): 245–57.
- Coleman, D. (2002). “Replacement Migration, or Why Everyone is Going to Have to Live in Korea: A Fable for Our Times from the United Nations”. *Philosophical Transactions of the Royal Society*, B357: 583–98.
- Contreras, D., J. Ruiz-Tagle y P. Sepúlveda (2013). “Migración y Mercado Laboral en Chile”. Serie Documentos de Trabajo N° 376, Facultad de Economía y Negocios Universidad de Chile.
- Cortes, P. (2008). “The Effect of Low Skilled Immigration on U.S. Prices: Evidence from CPI data”. *Journal of Political Economy* 116(3): 381–422.
- D’Amuri, F. y G. Ottaviano (2010). “The Labor Market Impact of Immigration in Western Germany in the 1990s”. *European Economic Review* 54(4): 550–70.
- Docquier, F., C. Ozden y G. Peri (2014). “The Labor Market Impact of Immigration and Emigration in OECD Countries”. *Economic Journal* 124(579): 1106–45.
- Dolado, J., A. Goría y A. Ichino (1994). “Immigration, Human Capital and Growth in the Host Country: Evidence from Pooled Country Data”. *Journal of Population Economics* 7: 193–215.

Dustmann, C., T. Frattini y A. Glitz (2007). “The Impact of Immigration: A Review of the Economic Evidence”. Report File N° 102, Centre for Research and Analysis of Migration, Department of Economics, University College London, and EPolicy LTD.

Dustmann, C., U. Schonberg y J. Stuhler (2016). “The Impact of Immigration: Why Do Studies Reach such Different Results?” *Journal of Economic Perspectives* 30(4): 31–56.

Friedberg, R.M. y J. Hunt (1995). “The Impact of Immigration on Host Country Wages, Employment and Growth”. *Journal of Economic Perspectives* 9(2): 23-44.

Friedberg, R.M. (2001). “The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market”. *Quarterly Journal of Economics* 116(4): 1373–408.

Grossman, J. (1982). “The Substitutability of Natives and Immigrants in Production”. *Review of Economics and Statistics* 64(4): 596–603.

Hunt, J. (1992). “The Impact of the 1962 Repatriates from Algeria on the French Labor Market”. *Industrial and Labor Relations Review* 45(3): 556–72.

Hunt, J. y M. Gauthier-Loiselle (2010). “How Much Does Immigration Boost Innovation?” *American Economic Journal, Macroeconomics* 2(2): 31–56.

Johnson, G. (1980). “The Labor Market Effects of Immigration”. *ILR Review* 33(3): 331–41.

Lubotsky, D. (2007). “Chutes or Ladders? A Longitudinal Analysis of Immigrant Earnings”. *Journal of Political Economy* 115(5): 820–67.

Muysken, J. y T.H.W. Ziesemer (2013). “A Permanent Effect of Temporary Immigration on Economic Growth”. *Applied Economics* 45(28): 4050–9.

OCDE (2015). *Indicators of immigrant integration*. París, Francia: OCDE.

Okkerse, L. (2008). “How to Measure Labour Market Effects of Immigration: A Review”. *Journal of Economics Surveys* 22(1): 1–30.

ONU (2000). “La migración de sustitución: ¿es una solución del envejecimiento y disminución de la población?” UN Population Division, New York.

Ortega, F. y G. Peri (2014). “Openness and Income: The Roles of Trade and Migration”. *Journal of International Economics* 92(2): 231–51.

Ottaviano, G. y G. Peri (2012). “Rethinking the Effect of Immigration on Wages”. *Journal of the European Economic Association* 10(1): 152–97.

Peri, G. (2012). “The Effect of Immigration on Productivity: Evidence from U.S. States”. *Review of Economics and Statistics* 94(1): 348–58.

Smith, C. (2012). “The Impact of Low-Skilled Immigration on the Youth Labor Market”. *Journal of Labor Economics* 30(1): 55-89.



## REVISIÓN DE LIBROS

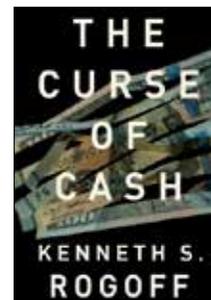
---

### BOOK REVIEW

#### "THE CURSE OF CASH"

Kenneth S. Rogoff

Princeton University Press, 2016.



Michael Pedersen\*

During the last couple of decades it has become possible to purchase goods and services paying with electronic devices such as debit and credit cards and, more recently, with a smart phone. With these increasing possibilities of making payments and money transfers, a relevant question is whether we still have the need for paper money. This question is raised by Kenneth Rogoff from Harvard University in the monography *The Curse of Cash*, where he makes the case that the answer to this question is “no” (or, more precisely, “almost not”). In this non-technical book, Rogoff argues that there are in fact substantial benefits from getting rid of, particularly, the biggest denominations.<sup>1</sup>

After the introduction, the book is divided into three parts and an appendix that discusses in more detail a couple of the more technical issues raised. In the first part of the book, Rogoff argues that eliminating high-denomination bills would make it more difficult to commit economic crimes such as tax evasion, and it would make it harder for the underground economy to operate. He presents a plan by which (most) paper currencies could be phased out. In the second part he discusses the relatively recent events of negative interest rates in some countries, which would be easier to handle if no paper money exists, since cash pays zero interest if there is no inflation. The final part discusses the international dimension of phasing out paper money and the role of digital currencies, such as the Bitcoin.

Part one, “The Dark Side of Paper Currency: Tax and Regulatory Evasion, Crime and Security Issues”, starts with a historical review of the use of coins and bills, from the experiences with the first paper currency in China to the end of the gold standard, when people had to get used to pure fiat money. The next chapter presents some statistical facts on currency circulation in, mainly, the United States and, to a lesser extent, other big economies, such as the euro zone and Japan, and to an even lesser extent minor economies. For Chile it is

---

\* *Economic Research, Central Bank of Chile. E-mail: mpederse@bcentral.cl*

<sup>1</sup> Rogoff has debated this issue for more than two decades. See e.g. Rogoff (1998, 2014) for some published articles and Rogoff (2016a, 2016b) for after-book debate.

illustrated in graphs and tables that in 2015 the currency-to-GDP ratio was 3.64% (the ninth lowest of the 29 countries included in the graph); the share of large banknotes (the \$20,000 note in the case of Chile) is 31.9% (seventh highest of 25 countries); and that the holding of local currency per capita was US\$ 444 (ninth of 29 countries).

The following two chapters discuss the extent to which the money is held in the legal, or tax-paying, area of the economy and demand for currency in the underground economy. With respect to the former, a great deal of the currency is held by banks and firms. Estimates for the U.S. indicate that firms hold about 2% of the outstanding cash, while banks hold about 5%, where the main part (about 80%) is required bank reserves. The average cash balances in consumers' wallets are quite small, spanning from an average of US\$ 51 (median US\$ 28) in the Netherlands to US\$ 148 (US\$ 114) in Austria among the seven developed countries for which data are reported in the book. Information from the 2012 U.S. Diary of Consumer Payment Choice Survey reveals that only 40% of consumer transactions are made in cash, which equals 14% of the value of all transactions. European survey data show that cash is used mainly for small transactions, i.e. an average (among eight countries) of 87% of the transactions are purchases of less than 20 euros, 55% are 30 to 100 euro purchases, 20% of those are between 200 and 1 000 euros, and 4% when the cost of the purchase is more than 10 000 euros. In conclusion, the main bulk of the cash is floating around in the underground economy: use of cash for purposes of tax evasion, outright criminal activities, corruption, human trafficking, terrorism, and counterfeiting are the examples mentioned. It is difficult to quantify the use of cash in the underground economy, but some estimates may help to get an idea of its size. Among 23 mainly industrialized countries, the average of the size of the underground economy is estimated to account for 14% of the GDP, ranging from 7% in the U.S. to 29% in Turkey. Estimates suggest that in 2006, 14% of the federal taxes were never paid, accounting for 2.7% of the GDP. Rogoff argues that without, particularly, high-denomination bank notes, illegal transactions would be reduced, and emphasizes that since 2011 some European countries have already introduced restrictions on the maximum cash payment: Greece (2011), Denmark (2012), Spain (2012), Italy (2012), Belgium (2014), and France (2015).

One issue that should be taken into account if deciding to phase out some or all of the bank notes, is that the central bank/ government would lose the income from printing and distributing the notes, the seigniorage. In the years 2006-15, the average revenue from seigniorage in Chile amounted to 0.36% of the GDP, which is similar to that of the U.S. (0.40%), less than in e.g. Colombia (0.68%), but more than in Mexico (0.02%). These revenues are relatively modest, but there is an issue of central bank independence as the seigniorage helps to fund its operating costs. The author does, however, find it likely that most central banks would be able to cover their costs by the other operations they maintain, and he finds it hard to defend that "central banks make vast extra profits by providing a key financing instrument for underground and criminal activity". In the chapter closing part one, Rogoff presents a concrete plan for phasing



out most of the paper currency. It consists in four steps: (1) Phasing out paper currency, (2) Universal financial inclusion, (3) Privacy, and (4) Real-time clearing. (1) uses the U.S. as an example, and it is argued that the larger bills should be phased out gradually while the smaller ones should be left in circulation and eventually be replaced by coins with a substantial weight to make them difficult to transport in large quantities. Some countries—Rogoff mentions Canada, Singapore and Sweden—have already begun to phase out their largest bills. The timeframe for completing the task would have to be determined, but for the sake of concreteness he states that it could be between two and seven years in the case of the U.S. (2) has to do with the fact that not all individuals are permitted by private banks to open an account. Hence, the government should provide free basic-function debit-card or smartphone accounts. (3) is the issue that without paper money, individuals lose a great deal of privacy as all purchases would be registered. Large money transactions are already monitored by governments and the author argues that if privacy is an issue, monitoring may be regulated by legalization. (4) is related to e.g. person-to-person transactions, for which money is still the preferred option. By now there are, however, several alternatives to making transactions between persons easily by smart phones. As noted earlier, small denominations should still be in circulation, maybe indefinitely, to facilitate, among other things, face-to-face transactions.

According to Rogoff, another advantage of phasing out paper currencies is that it would facilitate the use of “negative interest rates” and the second part of the book discusses how the elimination of cash in general would affect central bank policies. The first chapter of part two is about the zero-bound constraint, which has become an issue for central banks during the low inflation period spanning the last 20 years. Even though an increasing literature assesses the impact of the zero lower bound for central banks’ interest rates, the experience is very limited and it is difficult to estimate the costs for an economy to have a monetary policy constrained by the zero bound. The experience with negative rates is also limited and in the existing cases, they have been only barely negative. Some have argued that the zero lower bound is not that important because central banks have found ways of using unconventional tools such as forward guidance and quantitative easing, concepts that are also explained and discussed in this chapter of the book.

The following two chapters discuss other ideas for dealing with the zero bound problem. The ones put forward by the author in chapter nine are: raising the inflation target, targeting nominal GDP, relaxing the rigidity of inflation targeting, opportunistic fiscal policy and drone money (giving free money to the people), and increasing consumption taxes. While some of these proposals may seem controversial, they have been discussed in the economic literature as possible ways of raising the inflation rate in an economy. In the next chapter the book acknowledges that it is not necessary to phase out paper currency to have negative interest rates and, indeed, several central banks have already operated in this territory; however, there are still too few observations available to obtain robust results with respect to the consequences of this policy. The last

two examples discussed are the stamp tax (Gesell, 1916) and the two-currency system (Eisler, 1933). Briefly speaking, the first consists in making people pay an interest on paper currency, but it is not obvious how to collect this stamp tax. One solution was first proposed by Robert Eisler, and later refined by other economists.<sup>2</sup> It involves having a two-currency system in which one is used inside the banking system (money banco) and the other outside (currency money).<sup>3</sup> Money banco acts more or less like money as we know it today, i.e. a unit of account, the currency accepted for tax payments, debt repayments and the clearing unit for financial transactions, but it would not exist in physical form. Currency money, on the other hand, would only be used for retail transactions, but it would not be a unit of account. There would also be an exchange rate between the two currencies, such that currency money (the paper currency) would have an implicit negative interest rate if money banco maintains its purchasing power.

In the two last chapters of the second part, Rogoff discusses possible negative effects of negative interest rates. One concerns financial stability, about which several finance economists have argued that a very expansionary monetary policy would eventually lead to speculative excesses, due to psychology and market imperfections, which could reach systemic proportions. Another is related to technical issues, e.g. that firms may overpay taxes today and later reclaim a refund at zero interest rate. The last issue discussed in part two of the book has to do with trust. Can the government be trusted not to abuse negative interest rates to raise revenue or repay debts? Would the possibility of negative interest rates make it harder for the monetary authorities to maintain an effective rule-based system? Regarding the first question, the author argues that, in a modern monetary regime, the public has to trust the intentions of the central bank, and with respect to the second, this has to do with the discussion of how much flexibility central banks should have in order to deal with surprises and events that are difficult to write into rules. The last chapter of the second part has a brief discussion on this topic.

Part three “International Dimensions and Digital Currencies” contains two chapters, where the first discusses the international dimension of phasing out paper currency. One could easily think that an economy without paper money would start using foreign ones. Rogoff argues that the ideal solution would be an international coordination to eliminate large-denomination bills. Even so, he claims, the international dimension does not alter the fact that the domestic benefits are likely large enough to offset the costs, e.g. the spillovers to the formal economy from the informal one, which would lose its favored transactions technology. With respect to emerging markets, it is stated that it is too soon for them to phase out paper currency, even though several have important corruption problems, because of a less developed overall financial infrastructure.

---

<sup>2</sup> Davis (2004), Buiter (2005, 2009), and Agarwal and Kimball (2015).

<sup>3</sup> Van Suntum (2013) writes that this system was “tried out successfully in Chile in the 1960ies”, which must be a reference to the introduction of the UF index in 1967.



The last chapter of the book discusses digital currency and gold. Rogoff stresses that he does not advocate cryptocurrencies, but a discussion of them naturally has a place in a book about phasing out paper money. Even though a cryptocurrency such as the Bitcoin could become a currency (if governments do not interfere) in the sense that it can fulfill the basic functions, it is not likely that it will take over existing currencies anytime soon. There are simply too many uncertainties with respect to its functioning and how it should be regulated. But the arrival of these currencies raises the discussion of whether there should be a government-supplied digital currency, a debate which is still open. With respect to gold, the author finds it likely that its price will increase as paper money is phased out, but unlikely that a possible increased monetary use of this metal would undermine the overall goal of reducing tax evasion and crime since it is quite difficult to use gold in common circulation.

In his final thoughts, Rogoff underlines that it is not cost-free to phase out cash, but the benefits in terms of reducing the facilitation of e.g. tax evasion, crime and corruption outweigh the costs. He also stresses that the discussion of phasing out cash is orthogonal to the debate of cryptocurrencies.

Suggesting that it would be beneficial to phase out paper money is obviously a controversial issue and there has indeed been some discussion on the thoughts presented by Kenneth Rogoff in his book. Hummel (2017), for example, presents a critical review of the book<sup>4</sup> and concludes that it “is a well-written and engaging book with many intriguing claims and occasional insights. But in the final analysis, the book fails to demonstrate any bountiful gains from phasing out hand-to-hand currency in large denominations”. Some of his points of criticism is that Rogoff fails to demonstrate any net increase in the U.S. government’s net revenue and that there is no attempt to provide a welfare analysis of the underground economy.<sup>5</sup> Whether or not one agrees with the viewpoints of Rogoff, the book is very well-written, easy to read and certainly deserves a place in the discussion of whether we should transform our society into one without cash.

---

<sup>4</sup> Other critical reviews are written by Garber (2016) and Lemieux (2017).

<sup>5</sup> See the response of the author of the book in Rogoff (2017).

## REFERENCES

---

- Agarwal, R. and M. Kimball (2015). “Breaking through the Zero Lower Bound.” Working Paper 15/224, International Monetary Fund.
- Buiter, W.H. (2005). “Overcoming the Zero Bound: Gesell vs. Eisler.” Mimeo, European Bank for Reconstruction and Development, London.
- Buiter, W.H. (2009). “Negative Nominal Interest Rates: Three Ways to Overcome the Zero Lower Bound.” NBER Working Paper No. 15118.
- Davis, S. (2004). “Comments on Buiter and Panigirtzoglou.” Mimeo, Research Institute for Economics and Business Administration, Kobe, Japan.
- Eisler, R. (1933). *Stable Money: The remedy for the Economic World Crisis. A Programme of Financial Reconstruction for the International Conference 1933*. London: Search Publishing.
- Garber, P. (2016). “A Barbaric Relic.” *Finance & Development* (September): 55.
- Gesell, S. (1916). *Die Natuerliche Wirtschaftsordnung*. Rudolf Sitzmann Verlag.
- Hummel, J.R. (2017). “The War on Cash: A Review of Kenneth Rogoff’s *The Curse of Cash*.” *Econ Journal Watch* 14(2): 138–63.
- Lemieux, P. (2017). “Banning Cash: This Time is Not Different.” *Regulation* (Cato Institute, Washington, DC). 39(4): 50–3.
- Rogoff, K.S. (1998). “Foreign and Underground Demand for Euro Notes: Blessing or Curse?” *Economic Policy* 13(26): 263–303.
- Rogoff, K.S. (2014). “Costs and Benefits to Phasing Out Paper Currency.” In *NBER Macroeconomic Annual*, edited by J. Parker and M. Woodford. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Rogoff, K.S. (2016a). “The Sinister Side of Cash.” *The Wall Street Journal*, August 2. <https://www.wsj.com/articles/the-sinister-side-of-cash-1472137692>.
- Rogoff, K.S. (2016b). “My new book ‘The Curse of Cash’ has provoked a vigorous debate of transitioning to a ‘cash-less’...” Blog, <https://medium.com/@krogoff/my-new-book-the-curse-of-cash-has-provoked-a-vigorous-debate-of-transitioning-to-a-less-cash-5ca480491a8a>.
- Rogoff, K.S. (2017). “Response to Jeffrey Rogers Hummel’s review of *The Curse of Cash*.” *Econ Journal Watch* 14(2): 164–63.
- Van Suntum, U. (2013). “A parallel Currency Proposal for the Stronger Euro-States.” CAWN Discussion Paper No. 64, August.



## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

---

DICIEMBRE 2018

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

---

\*Girardi, D. y S. Bowles (2018). “Institution Shocks and Economic Outcomes: Allende’s Election, Pinochet’s Coup and the Santiago Stock Market”. *Journal of Development Economics* 134: 16–27.

Medel, C. (2018). “An Econometric Analysis on Survey-Data-Based Anchoring of Inflation Expectations in Chile”. *Economía Chilena* 21(2): 128–52.

---

#### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

---

\*Linarello, A. (2018). “Direct and Indirect Effects of Trade Liberalization: Evidence from Chile”. *Journal of Development Economics* 134: 160–75.

Stubrin, L. (2018). “Reprint of: Innovation, Learning and Competence Building in the Mining Industry. The Case of Knowledge Intensive Mining Suppliers (KIMS) in Chile”. *Resources Policy* 58: 62–70.

---

#### Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

---

Cornejo-Saavedra, E. (2018). “Earnings Management para Evitar Reportar Pérdidas: Chile, 2010-2014”. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science* 23(45): 167–81.

\*Saona, P., P. San Martín y M. Jara (2018). “Group Affiliation and Ownership Concentration as Determinants of Capital Structure Decisions: Contextualizing the Facts for an Emerging Economy”. *Emerging Markets Finance and Trade* 54(14): 3312–29.

---

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


---

Aroca, P., C. Azzoni y M. Sarrias (2018). “Regional Concentration and National Economic Growth in Brazil and Chile”. *Letters in Spatial and Resource Sciences* 11(3): 343–59.

Levanen, J., T. Lyytinen y S. Gatica (2018). “Modelling the Interplay between Institutions and Circular Economy Business Models: A Case Study of Battery Recycling in Finland and Chile”. *Ecological Economics* 154: 373–82.

Navarro, L. (2018). “The World Class Supplier Program for Mining in Chile: Assessment and Perspectives”. *Resources Policy* 58: 49–61.

\*Obeso, M. y M. Sarabia. “Knowledge and Enterprises in Developing Countries: Evidences from Chile”. *Journal of the Knowledge Economy* 9(3): 854–70.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**


---

Agostini, C., E. Engel, A. Repetto y D. Vergara (2018). “Using Small Businesses for Individual Tax Planning: Evidence from Special Tax Regimes in Chile”. *International Tax and Public Finance* 25(6):1449–89.

Almonacid, F. (2018). “El Sur de Chile como Parte de Cadenas Globales de Valor, 1985-2016: Economía Regional y Producción de Arándanos”. *Revista de Estudios sobre Despoblación y Desarrollo Rural* 25: 131–58.

Álvarez, R. y R. Fuentes (2018). “Minimum Wage and Productivity: Evidence from Chilean Manufacturing Plants”. *Economic Development and Cultural Change* 67(1): 193–224.

Banguera, L., J. Sepúlveda, R., Ternero, M. Vargas y O. Vásquez (2018) “Reverse Logistics Network Design under Extended Producer Responsibility: The Case of Out-of-Use Tires in the Gran Santiago City of Chile”. *International Journal of Production Economics* 205: 193–200.

Barrero, A., M. Fuentes y J. Mena (2018). “Formalidad y Brechas de Ingresos en el Mercado Laboral Chileno”. *Economía Chilena* 21(2): 108–27.

Becerra, M., A. Jerez, M. Valenzuela, H. Garcés y R. Demarco (2018). “Life Quality Disparity: Analysis of Indoor Comfort Gaps for Chilean Households”. *Energy Policy* 121: 190–201.

Bergen, M. y F. Muñoz. “Quantifying the Effects of Uncertain Climate and Environmental Policies on Investments and Carbon Emissions: A Case Study of Chile”. *Energy Economics* 75: 261–273.

Brown, J.D., G. Crespi, L. Iacovone y L. Marcolin (2018). “Decomposing Firm-Level Productivity Growth and Assessing Its Determinants: Evidence from the Americas”. *Journal of Technology Transfer* 43(6): 1571–606.



Chavez, C., J. Murphy y J. Stranlund (2018). “Managing and Defending the Commons: Experimental Evidence from TURFs in Chile”. *Journal of Environmental Economics and Management* 91: 229–46.

Chávez, F.O.G., C. Mondaca-Marino y J. Rojas-Mora (2018). “Dinámicas Laborales Regionales y su Relevancia en el Agregado Nacional: Una Aplicación de Clusterización de Series Temporales para Chile”. *Estudios de Economía Aplicada* 36(3): 961–77.

Contreras, C. (2018). “Personal and Business Networks within Chilean Biotech”. *Industry and Innovation* 25(9): 841–73.

Contreras, D., D. Hojman, M. Matas, P. Rodríguez y N. Suárez (2018). “The Impact of Commuting Time over Educational Achievement: A Machine Learning Approach”. Documento de Trabajo N° 472, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Correa, J., R. Morales y F. Parro (2018). “The Effects of Protests on Agents’ Expectations: Evidence from Students’ Demonstrations in Chile”. *Developing Economies* 56(3): 221–35.

Engel, E., R. Fischer y A. Galetovic (2018). “The Joy of Flying: Efficient Airport PPP Contracts”. *Transportation Research: Part B: Methodological* 114: 131–46.

Fernández, M. y J. Messina (2018). “Skill Premium, Labor Supply, and Changes in the Structure of Wages in Latin America”. *Journal of Development Economics* 135: 555–73.

Figueroa, N., J. Lafortune y A. Saenz (2018). “Do You Like Me Enough? The Impact of Restricting Preferences Ranking in a University Matching Process”. Documento de Trabajo N° 518, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica.

Gallego, F., C. Larroulet y A. Repetto (2018). “What’s Behind Her Smile? Looks, Self-Esteem, and Labor Market Outcomes”. Documento de Trabajo N° 519, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica.

González, F. y P. Mounu (2018). “The Value of Political Capital: Dictatorship Collaborators as Business Elites”. *Journal of Economic Behavior and Organization* 155: 217–30.

Kato, K. y Y. Sasaki (2018). “Uniform Confidence Bands in Deconvolution with Unknown Error Distribution”. *Journal of Econometrics* 207(1): 129–61.

\*Lafortune, J., J. Riutort y J. Tessada (2018). “Role Models or Individual Consulting: The Impact of Personalizing Micro-Entrepreneurship Training”. *American Economic Journal: Applied Economics* 10(4): 222–45.

Moisan, S., R. Herrera y A. Clements (2018). “A Dynamic Multiple Equation Approach for Forecasting PM<sub>2.5</sub> Pollution in Santiago, Chile”. *International Journal of Forecasting* 34(4): 566–81.

Montedónico, M., F. Herrera-Neira, A. Marconi, A. Urquiza y R. Palma-Behnke (2018). “Co-Construction of Energy Solutions: Lessons Learned from Experiences in Chile”. *Energy Research and Social Science* 45: 173–83.

Mullins, J. (2018). “Motivating Emissions Cleanup: Absolute vs. Relative Performance Standards”. *Journal of Environmental Economics and Management* 91: 66–92.

Paredes, V. (2018). “Mixed but Not Scrambled Gender Gaps in Single-Sex Classrooms”. Documento de Trabajo N° 470, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Pérez, J., S. Maldonado y R. González-Ramírez (2018). “Decision Support for Fleet Allocation and Contract Renegotiation in Contracted Open-Pit Mine Blasting Operations”. *International Journal of Production Economics* 204: 59–69.

Pietrobelli, C., A. Maríán y J. Olivari (2018). “Innovation in Mining Value Chains: New Evidence from Latin America”. *Resources Policy* 58: 1–10.

Puga, I. y D. Soto (2018). “Social Capital and Women’s Labor Force Participation in Chile”. *Feminist Economics* 24(4): 131–58.

Ruiz-Tagle, J. y P. Troncoso (2018). “Labor Cost of Mental Health: Evidence from Chile”. Documento de Trabajo N° 468, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Sandoval, E. y B. Germany (2018). “Selectividad, Timing y Liderazgo de los Multifondos-AFP en Chile”. 85(4): 801–32.

Tobarra-González, M.A. (2018). “The Value of Water in the Manufacture Industry and Its Implications for Water Demand Policies. The Case of Chile”. *Estudios de Economía Aplicada* 36(3): 945–59.

Torche, F. (2018). “Prenatal Exposure to an Acute Stressor and Children’s Cognitive Outcomes”. *Demography* 55(5): 1611–39.

## RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS\*

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

---

**Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA**

---

\*Girardi, D. y S. Bowles (2018). “Institution Shocks and Economic Outcomes: Allende’s Election, Pinochet’s Coup and the Santiago Stock Market”. *Journal of Development Economics* 134: 16–27.

To study the effect of political and institutional changes on the economy, we look at share prices in the Santiago exchange during the tumultuous political events that characterized Chile in the early 1970s. We use a transparent



empirical strategy, deploying previously unused daily data and exploiting two largely unexpected shocks which involved substantial variation in policies and institutions, providing a rare natural experiment. Allende's election and subsequent socialist experiment decreased share values, while the military coup and dictatorship that replaced him boosted them, in both cases by magnitudes unprecedented in the literature. The most parsimonious interpretation of these share price changes is that they reflected, respectively, the perceived threat to private ownership of the means of production under a socialist government, and its subsequent reversal.

---

**Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL**

---

\*Linarello, A. (2018). "Direct and Indirect Effects of Trade Liberalization: Evidence from Chile". *Journal of Development Economics* 134: 160–75.

Production networks can amplify the effects of trade reforms on firms performance. In this article, I examine the effect of a reduction of foreign tariffs on the productivity of supplier industries of exporters. Using a panel of Chilean plants during a period of trade liberalization with the European Union, the United States, and the Republic of Korea, I show that the average reduction in the foreign tariff faced by downstream industries (1.1 percentage points) increases the productivity of intermediate input suppliers industries by 1.5 percent. The increase in productivity among supplier industries accounts for 22.5 percent of aggregate productivity gains. I find that tariff cuts induce firms to acquire new machinery and pay higher wages to skilled workers. The results are robust when I control for the change in domestic competition and the access to foreign inputs that could potentially drive productivity growth following output and input tariff elimination.

---

**Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA**

---

\*Saona, P., P. San Martín y M. Jara (2018). "Group Affiliation and Ownership Concentration as Determinants of Capital Structure Decisions: Contextualizing the Facts for an Emerging Economy". *Emerging Markets Finance and Trade* 54(14): 3312–29.

This study considers the firm's affiliation with business groups and the ownership structure as determinants of leverage decisions in Chilean firms. The major findings show that group-affiliated firms take advantage of internal capital markets and transactions with related parties (e.g., low transference price or loans at competitive interest rates) that reduces the demand for external debt. Majority shareholders in affiliated firms behave as controllers of managers, on the one hand, and avoid the supervisory role of debt, on the other hand. In stand-alone firms, supervision led by majority shareholders is complemented by the monitoring role of debt through higher levels of leverage. We conclude that further developments in capital structure theories adjusted to the particularities of the different institutional contexts are needed.

---

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


---

\*Obeso, M. y M. Sarabia. “Knowledge and Enterprises in Developing Countries: Evidences from Chile”. *Journal of the Knowledge Economy* 9(3): 854–70.

Knowledge management is a fundamental tool in order to obtain competitive advantages in organizations. In this paper, we present an interesting study about how enterprises in a developing country like Chile manage their knowledge by using variables linked with three interesting concepts related to knowledge: innovation, learning, and knowledge sharing. From this information, six clusters of enterprises and two special cases with different behaviors in knowledge management and different results are identified. From this information, some conclusions are extracted: (1) clusters 4 and 5 are the best in knowledge management (best results) and, thus, other enterprises should replicate their behaviors; (2) the Government of Chile should promote more knowledge management in order to improve the country’s performance; (3) chemical industry is highlighted like one of the most important one related to knowledge; and finally, (4) enterprises with a high investment in knowledge are also enterprises with high results. These results are very interesting in order to understand the knowledge activity in a developing country like Chile.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**


---

\*Lafortune, J., J. Riutort y J. Tessada (2018). “Role Models or Individual Consulting: The Impact of Personalizing Micro-Entrepreneurship Training”. *American Economic Journal: Applied Economics* 10(4): 222–45.

Using a randomized experiment in Chile we study the impact role models have in the context of a training program for micro-entrepreneurs. We show that being in a group randomly chosen to be visited by a successful alumnus of the program increases household income one year after, mostly due to increased business participation and business income. We also randomized the provision of personalized “consulting sessions” vis-à-vis group sessions, and observe similar effects on income, with the role model intervention being significantly more cost effective and better suited for less experienced businesses.

# 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. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa. Publicación anual. Disponible solo en versión digital.
- Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa. Publicación trimestral. Disponible solo en versión digital.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 25.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Estadístico. Publicación bimensual. Disponible solo en versión digital.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. Desde la edición de julio del 2013, solo en versión digital. Reemplazado a contar de marzo del 2018 por la publicación Boletín Estadístico.
- 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. 1981-2015. 2016. Edición en español y en inglés.
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18.840. 2002.
- Crecimiento Tendencial: Proyección de Mediano Plazo y Análisis de sus Determinantes. Septiembre 2017. Disponible solo en versión digital.
- 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. Compilación de Referencia 2013. 2016.
- Cuentas Nacionales de Chile. Métodos y Fuentes de Información. 2017.
- Cuentas Nacionales de Chile. Publicación anual. Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales de Chile. Publicación trimestral. Disponible solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales por Sector Institucional. Publicación trimestral. Disponible solo en versión digital.
- 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. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación digital anual Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 65.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 827.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Octubre 2016.
- 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 126.
- Estudios Monetarios. I al XII. 1996.
- 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. 2018. Edición en español y en inglés, disponibles solo en versión digital.
- Guía de Estilo en Inglés. 2017.
- 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 de Operaciones Financieras Nacionales. Edición en español. Desde el 2013, disponible solo en versión digital.
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. Desde la edición del segundo semestre del 2012, disponible solo en versión digital.
- Informe de Percepciones de Negocios. Publicación semestral hasta mayo del 2014 y trimestral a partir de agosto del 2014. Edición 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. Desde la edición del tercer trimestre del 2012, 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.
- Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario. Disponible solo en versión digital.
- Informe Mensual de Estadísticas del Mercado de Valores. Disponible solo en versión digital.
- Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras. Disponible solo en versión digital.
- Investigación al Día. Edición trimestral en español. Disponible solo en versión digital.
- Invirtiendo 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. 2016.
- 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.
- Mercado Laboral: Hechos Estilizados e Implicancias Macroeconómicas. Diciembre 2018. 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. 2010. Edición bilingüe. Discontinuada a partir de agosto del 2004.
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de Datos Bancarios. Edición mensual. Disponible solo en versión digital.
- Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. Publicación redominada, 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 y en inglés.
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. Discontinuada a partir del 2012 y reemplazada por las publicaciones digitales Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras, el Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario, y el documento Serie de Datos Bancarios.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 22670 2888.

---

# 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/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros](http://www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros)

[bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl)

Teléfono: (56) 22670 2888

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

---

### Monetary Policy and Global Spillovers: Mechanisms, Effects, and Policy Measures

Enrique G. Mendoza, Ernesto Pastén, and Diego Saravia, eds.

The Great Recession and the Euro Crisis have forced central banks in developed countries to take extraordinary measures to match the times. One important question, yet not always at the center of the debate, is the “spillover” effects of these measures on emerging markets. This volume fills this gap by putting together a first-rate group of contributors to reflect about the mechanisms and quantification of spillover effects on emerging markets of monetary policy in developed countries. In a world where countries are interconnected as never before and where a new policy paradigm has emerged as a response to recent crises, this volume is an invaluable asset for researchers and policy makers with an interest in emerging countries and the international propagation of crises.

Jean Tirole, Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel 2014; Scientific Director, Toulouse School of Economics

Tapa dura, 324 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### Monetary Policy through Asset Markets: Lessons from Unconventional Measures and Implications for an Integrated World

Elías Albagli, Diego Saravia, and Michael Woodford, eds.

The variety of unconventional measures undertaken by central banks during the Great Recession has moved monetary policy into a brave new world. While there is a rough consensus that these measures played a critical role in mitigating the crisis, we still do not have complete understanding of how they worked and how they should be used in the future. This first rate volume edited by Elías Albagli, Diego Saravia and Michael Woodford takes an important step in filling in the gaps in our knowledge. The papers provide exciting new theoretical and empirical work. This volume should be on the shelf of anyone interested in understanding the dramatic transformation of monetary policy.

Mark Gertler, New York University

Tapa dura, 308 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### 25 Años de Autonomía del Banco Central de Chile

Alberto Naudon D. y Luis Álvarez V., eds.

La autonomía del Banco Central es, sin duda, una de las piedras angulares del “milagro económico” chileno de los últimos 30 años. La ausencia de crisis y la inflación baja y estable han facilitado el proceso de inversión y contribuido al aumento de productividad. En este libro, los Presidentes de la institución discuten, cada uno desde su perspectiva personal y desde su propio momento histórico, los desafíos que esta autonomía significó. Este libro es lectura obligatoria para todo aquel interesado en política monetaria y estabilización. Las lecciones son útiles, el tono didáctico y las implicancias iluminadoras.

Sebastián Edwards, Profesor de la cátedra Henry Ford II de Economía Internacional en la Universidad de California, Los Ángeles, Estados Unidos (UCLA).

Tapa dura, 228 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 y publicados en esta revista. El trabajo deberá estar escrito en inglés o español y enviado a los editores con un máximo de 8.000 palabras, sin contar tablas y cuadros. Debe incluir, además, un resumen en español y en inglés (con una extensión de alrededor de 100 palabras) y el nombre completo, filiación y correo electrónico del autor o coautores. Los trabajos se deben enviar a **rec@bcentral.cl**. También se invita a enviar comentarios de artículos o libros sobre temas relevantes a la revista, en inglés o español.

#### INVITATION TO SEND ARTICLES AND BOOK REVIEWS

Authors from other institutions are welcome to send their papers about the Chilean economy, especially on macroeconomic, finance, and economic development matters to be evaluated for publication. Papers should be written in English or Spanish and ideally be no longer than 8,000 words and must include a +/-100-word abstract. Works must be attached and e-mailed to **rec@bcentral.cl**, stating author(s)' name, affiliation and e-mail address. Reviews in English or Spanish language of books covering relevant issues are also welcome.

#### SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 por año\* (3 números), \$4.000\* por número.

(\* Incluye despacho por vía aérea.

#### TO SUBSCRIBE

To subscribe: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Prices: USD 50\* per year (3 issues), USD 20\* per issue.

(\* Includes shipping by air.

**CORRECTOR:** DIONISIO VIO U.  
**DIAGRAMACIÓN:** MARU MAZZINI  
**IMPRESIÓN:** A IMPRESORES S.A.

[www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas](http://www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas)

**PROOF READER:** DIONISIO VIO U.  
**DESIGNER:** MARU MAZZINI  
**PRINTER:** A IMPRESORES S.A.

[www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion](http://www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion)



BANCO CENTRAL  
DE CHILE

**ECONOMÍA CHILENA** Diciembre 2018 volumen 21 N.º3