

ECONOMÍA CHILENA

Agosto 2019 volumen 22 N.º 2

ARTÍCULOS

Análisis de flujos en el mercado laboral chileno

Gonzalo Castex H. / Roberto Gillmore V. / Isabel Poblete H.

Making hard choices: trilemmas and dilemmas of macroeconomic policy in Latin America

Juan David Durán-Vanegas

A system for forecasting Chilean cash demand – the role of forecast combinations

Camila Figueroa S. / Michael Pedersen

Economic growth and the Chilean labor market

Francisco Parro G. / Loreto Reyes R.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Prociclicidad del crédito bancario en Chile: rol de la banca extranjera y las crisis financieras

Renata Abbott N. / Tomás Gómez T. / Alejandro Jara R. / David Moreno S.

Sensibilidad de flujos financieros a Chile durante eventos de estrés financiero global

Nicolás Álvarez H. / Antonio Fernando S. / Carlos Saavedra H.

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)

Sofía Bauducco (Banco Central de Chile)

EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Eduardo Zilberman (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 (Universidad del Desarrollo)

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

Agosto 2019 volumen 22 N.º 2

ÍNDICE

RESÚMENES 2

ABSTRACTS 3

ARTÍCULOS

Análisis de flujos en el mercado laboral chileno
Gonzalo Castex H. / Roberto Gillmore V. / Isabel Poblete H. 4

**Making hard choices: trilemmas and dilemmas of
macroeconomic policy in Latin America**
Juan David Durán-Vanegas 22

**A system for forecasting Chilean cash demand – the role
of forecast combinations**
Camila Figueroa S. / Michael Pedersen 40

Economic growth and the Chilean labor market
Francisco Parro G. / Loreto Reyes R. 70

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

**Prociclicidad del crédito bancario en Chile: rol de la banca
extranjera y las crisis financieras**
Renata Abbott N. / Tomás Gómez T. /
Alejandro Jara R. / David Moreno S. 96

**Sensibilidad de flujos financieros a Chile durante eventos
de estrés financiero global**
Nicolás Álvarez H. / Antonio Fernandois S. / Carlos Saavedra H. 118

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes 128

Resúmenes de artículos seleccionados 131



RESÚMENES

ANÁLISIS DE FLUJOS EN EL MERCADO LABORAL CHILENO

Gonzalo Castex H. / Roberto Gillmore V. / Isabel Poblete H.

En este trabajo se analiza la dinámica del mercado laboral asalariado en Chile utilizando micro datos mensuales provenientes de la base del Seguro de Cesantía. Se calcula flujos entre estados laborales, además de flujos entre sectores geográficos y sectores de la economía. El análisis muestra un gran dinamismo del mercado laboral durante el período analizado. En particular, se encuentra que un alto porcentaje de trabajadores se cambian de empleo sin pasar por el estado de desempleo. Los sectores de Construcción, Actividades Empresariales, Comercio y Agricultura generan 62% del dinamismo en cambios –creación y destrucción de empleos. Alrededor de 78% de los trabajadores que se cambian de empleo también lo hacen de comuna. Sin embargo, si tomamos en cuenta cambios fuera de la Región Metropolitana de Santiago el porcentaje baja a casi un quinto. Adicionalmente, la Región Metropolitana de Santiago es de donde más emigran trabajadores a otras regiones y donde un mayor porcentaje de empleo se crea y destruye.

DECISIONES DIFÍCILES: TRILEMAS Y DILEMAS DE POLÍTICA MACROECONÓMICA EN AMÉRICA LATINA

Juan David Durán-Vanegas

Este artículo determina la linealidad del trilema de política macroeconómica para Colombia, Chile, México y Perú. El rol del crecimiento del crédito es considerado explícitamente con el fin de examinar la hipótesis alternativa de un dilema de política generado por la presencia de ciclos financieros globales en los flujos del capital y las condiciones internas de crédito. Los resultados confirman la existencia de una restricción lineal del trilema y resalta diferencias importantes en las economías estudiadas respecto de los pesos asignados a los distintos objetivos de política. La evidencia también sugiere que el trilema se convierte en una restricción con dos objetivos (un dilema) durante episodios de alto crecimiento del crédito.

UN SISTEMA PARA PREDECIR LA DEMANDA POR BILLETES Y MONEDAS EN CHILE – EL ROL DE LAS PROYECCIONES COMBINADAS

Camila Figueroa S. / Michael Pedersen

Las autoridades monetarias tienen que planificar cuántas unidades de monedas y billetes necesitan comprar o producir para satisfacer las necesidades de la economía. Este documento presenta un sistema que contiene modelos de series de tiempo, así como algunos con variables fundamentales para proyectar la cantidad agregada de efectivo en circulación, así como las denominaciones de monedas y billetes. La evidencia sugiere que el promedio simple de todos los modelos funciona bastante bien cuando se proyecta el *stock* total de circulante, mientras que los modelos individuales y las subcombinaciones a menudo hacen mejores predicciones para las denominaciones, lo que puede deberse a un problema de muestra pequeña ya que existe un número muy limitado de proyecciones. Ejercicios adicionales indican que una proyección precisa de variables fundamentales proporciona información útil para proyectar el circulante futuro y que la suma de las proyecciones de las denominaciones no supera la predicción del *stock* agregado de circulante.

EL CRECIMIENTO ECONÓMICO Y EL MERCADO LABORAL EN CHILE

Francisco Parro G. / Loreto Reyes R.

Este artículo analiza la dinámica del mercado laboral chileno en diferentes períodos de crecimiento económico. La evidencia muestra una marcada sincronía del crecimiento real del PIB con la tasa de desempleo y la creación de empleos. Específicamente, la tasa de desempleo cae y la creación de empleos se acelera en períodos de fuerte crecimiento económico. Además, el impacto del crecimiento en estas variables parece ser más pronunciado en el segmento de trabajadores jóvenes que en el de trabajadores masculinos o femeninos. Respecto a la calidad de los empleos, encontramos que un fuerte crecimiento económico aumenta la participación del trabajo dependiente en el sector privado y reduce el empleo por cuenta propia. El primero se asocia a salarios más altos y una mayor afiliación a la seguridad social y a los sistemas de salud. Por último, mostramos que, más allá de las fluctuaciones cíclicas del PIB, en el largo plazo el crecimiento económico ha aumentado sostenidamente la participación femenina en la fuerza laboral. Aquí proponemos una explicación tentativa para comprender este último fenómeno.

ABSTRACTS

ANALYZING FLOWS IN THE CHILEAN LABOR MARKET

Gonzalo Castex H. / Roberto Gillmore V. / Isabel Poblete H.

This paper analyzes the dynamics of the salaried labor market in Chile using monthly microdata from the unemployment insurance data base. Flows between labor states are calculated, as well as flows between geographic areas and economic sectors. The analysis shows great dynamism of the labor market during the period analyzed. In particular, we find that a high proportion of workers change jobs without going through the state of unemployment. Construction, Business activities, Trade and Agriculture generate 62% of the dynamism in changes, i.e. creation and destruction of jobs. Around 78% of workers who change jobs also change their district. However, if we take into account changes outside the Santiago Metropolitan Region, the percentage drops to almost a fifth. Additionally, the Santiago Metropolitan Region is where most workers emigrate to other regions and where a higher percentage of jobs are created and destroyed.

MAKING HARD CHOICES: TRILEMMAS AND DILEMMAS OF MACROECONOMIC POLICY IN LATIN AMERICA

Juan David Durán-Vanegas

This paper tests the linearity of the Mundellian trilemma of monetary policy and empirically characterizes its structure in Colombia, Chile, Mexico and Peru. The role of credit growth is then explicitly considered in order to test the alternative hypothesis of a dilemma generated by global financial cycles in capital flows and domestic credit conditions. Results confirm the linearity of the trilemma and underline important differences regarding the weight given to these goals across countries. Evidence suggests that the trilemma morphs into a restriction with two goals (a dilemma) in episodes of high credit growth.

A SYSTEM FOR FORECASTING CHILEAN CASH DEMAND –THE ROLE OF FORECAST COMBINATIONS

Camila Figueroa S. / Michael Pedersen

Monetary authorities have to plan how many units of coins and banknotes they need to buy / produce to meet the needs of the economy. This paper presents a system that contains time series models as well as some with fundamental variables to forecast the aggregate cash in circulation as well as the denominations of coins and banknotes. The evidence suggests that the simple average of all the models performs quite well when projecting total stock in circulation, while individual models and sub-combinations often make better predictions for the denominations, which may be due to a small sample problem as a very limited number of forecasts is available. Additional exercises indicate that precise predictions of fundamental variables provide useful input for the predictions of the future circulating cash and that the summation of the denomination forecasts does not beat the prediction of the aggregate circulating stock.

ECONOMIC GROWTH AND THE CHILEAN LABOR MARKET

Francisco Parro G. / Loreto Reyes R.

This article analyzes the Chilean labor market dynamics across different periods of economic growth. The evidence shows that the unemployment rate and job creation exhibit a marked synchrony with real GDP growth. Specifically, the unemployment rate falls and job creation accelerates in periods of strong economic growth. Moreover, the impact of growth on these labor market variables seems to be more pronounced in the case of young workers than for male and female workers. Regarding the quality of jobs, the evidence shows that a strong economic growth increases the participation of dependent jobs created in the private sector but decreases self-employment. The former type of jobs exhibits higher wages and a stronger attachment to the social security and healthcare systems. Lastly, we show that, beyond the cyclical fluctuations of GDP, long-term economic growth has steadily increased female labor force participation. We provide a tentative explanation to understand this latter phenomenon.



ANÁLISIS DE FLUJOS EN EL MERCADO LABORAL CHILENO

Gonzalo Castex H.*
Roberto Gillmore V.**
Isabel Poblete H.***

I. INTRODUCCIÓN

En este estudio analizamos la dinámica del mercado laboral en Chile, enfocándonos en los flujos mensuales de estado laboral: empleo, desempleo y retiro. Para esto usamos la base de datos administrativos del Seguro de Cesantía (SC) entre los años 2008 y 2015, que provee información de las cotizaciones mensuales de los trabajadores afiliados a este Seguro. La ventaja de esta fuente de información es que registra información mensual del estado laboral de los trabajadores, a diferencia de otras bases de datos utilizadas en la literatura para el análisis de dinámica laboral. Adicionalmente, la base de datos cuenta con información del empleador, localización geográfica de este y sector económico, variables no disponibles en otras fuentes de información. Esta base de datos de carácter administrativo contiene información del mercado laboral que no ha sido analizada anteriormente. Los resultados obtenidos muestran que el uso de la base de datos del SC contiene información valiosa para entender la dinámica del mercado laboral de una forma descriptiva, pero también ayuda para analizar políticas que afectan directamente el empleo y desempleo.

La población objetivo del SC son los asalariados privados mayores de 18 años con contrato formal¹. De este modo, la base de datos a utilizar en este estudio contiene prácticamente a la totalidad de los trabajadores asalariados mayores de 18 años del sector privado. Además es factible explotar, con ciertas limitantes, las dimensiones de sector económico del país y localización geográfica de las firmas. Adicionalmente, el identificador del empleador permite analizar los flujos de empleo a un nuevo empleo sin pasar por el estado de desempleo. Estudios anteriores para el caso de Chile han utilizado la Encuesta de Empleo del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), con base trimestral y con un bajo porcentaje de emparejamiento de observaciones a través del tiempo (ver por ejemplo Bravo et al., 2005; Claps y Vargas, 2008; Jones y Naudon, 2009;

* University of New South Wales. E-mail: g.castexhernandez@unsw.edu.au

** University of Texas at Austin. E-mail: rgillmore@utexas.edu

*** Superintendencia de Seguridad Social. E-mail: ipoblete@suseso.cl

¹ Se excluye del SC a los trabajadores de casa particular, a los trabajadores sujetos a contrato de aprendizaje, a los menores de 18 años de edad hasta que los cumplan y a 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, a los funcionarios de las Fuerzas Armadas y de Orden, y a los trabajadores independientes o por cuenta propia.

García y Naudon, 2012). La base del SC permite seguir al 100% de los asalariados mes a mes.

No obstante lo anterior, la base de datos del SC presenta ciertas limitaciones. La afiliación al SC es obligatoria para todos los trabajadores que iniciaron una relación laboral en el sector privado desde el 2 de octubre de 2002 y voluntaria para aquellos trabajadores que tenían contrato vigente. De esta manera, los trabajadores jóvenes o de alta rotación están sobrerrepresentados en los años iniciales del Seguro. Además, al observar períodos sin cotización al Seguro no es posible identificar si el trabajador está fuera de la fuerza laboral, se movió a un empleo sin cobertura del Seguro o se encuentra desempleado sin cobrar el SC. Detallaremos más adelante las posibles consecuencias de dichas limitaciones, las cuales nos hacen enfocar el presente estudio solo en los flujos de creación, destrucción y cambios de empleo.

Para la estimación de los flujos utilizamos una metodología estándar: primero, se identifica el estado laboral del trabajador en cada período, además de otras variables de interés, como ingreso laboral, identificador del empleador, comuna de residencia del empleador, sector económico de la firma, y otras características demográficas.

Luego, condicional en el estado laboral en el período t , se calcula la fracción de trabajadores que mantienen o cambian de estado en el período $t+1$, obteniendo de este modo los flujos a través del tiempo. Se presentan resultados luego de eliminar componentes estacionales utilizando el método *ratio-to-MA*.

Los resultados muestran que, mensualmente, un alto porcentaje de trabajadores cambia de empleador sin pasar por el estado de desempleo. Más de 3% de los trabajadores empleados cambian de empleador de un mes a otro, sin pasar por el estado de desempleo. Esto evidencia el gran dinamismo del mercado laboral durante el período analizado. El cambio de empleo va asociado a cambios en salarios que pueden ayudar a explicar los aumentos promedio de salarios observados en el último tiempo. Los sectores que generan dinamismo en el cambio de empleo son: Construcción, Actividades empresariales, Comercio y Agricultura. Asimismo, estos sectores generan el mayor porcentaje de creación y destrucción de empleo. Respecto a la dimensión geográfica, encontramos que en la Región Metropolitana de Santiago es donde más se crean y destruyen empleos, seguida por las regiones de Valparaíso y Biobío. Por otro lado, en la Región Metropolitana de Santiago es donde se observa la mayor cantidad de cambios de empleo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: la siguiente sección describe con detalle las características de la base de datos utilizada, así como las características del Seguro de Cesantía en Chile. La sección III describe la metodología y los resultados obtenidos. Finalmente se concluye en la sección IV.



II. DATOS Y CARACTERÍSTICAS DEL SEGURO DE CESANTÍA

El SC es obligatorio para todos los trabajadores formales que se incorporaron o reiniciaron actividades laborales a partir del 2 de octubre de 2002, y que cumplan, al mismo tiempo, con la condición de ser trabajadores dependientes y que su relación laboral se rija por el Código del Trabajo². Los trabajadores asalariados que mantenían contrato vigente a la fecha de creación del SC, tienen la opción de afiliarse voluntariamente.

El SC combina un sistema dual para financiar las prestaciones del seguro. Por un lado, un ahorro obligatorio que se basa en Cuentas Individuales de Cesantía (CIC), patrimonio del trabajador, y por otro lado, un seguro colectivo, denominado Fondo de Cesantía Solidario (FCS).

El SC se financia con cotizaciones que corresponden al 3% de la remuneración imponible del trabajador. Sin embargo, el esquema de financiamiento depende del tipo de contrato: Los trabajadores con contrato indefinido aportan a la CIC 0,6% de su remuneración imponible, mientras que sus empleadores destinan 1,6% y 0,8% del salario del trabajador a la CIC y el FCS, respectivamente³. En el caso de los trabajadores con contrato a plazo fijo, por obra o faena, solo contribuyen sus empleadores, quienes destinan 2,8% de la renta imponible a la CIC y 0,2% al FCS⁴. Además, el FCS recibe un aporte anual del Estado equivalente a 225.792 Unidades Tributarias Mensuales⁵.

Respecto de los beneficios, el número de pagos o giros que reciben los trabajadores que acceden a la CIC depende de los recursos acumulados en su cuenta. Los pagos mensuales tienen tasas de reemplazo (monto del beneficio mensual como porcentaje de la remuneración) decrecientes que van desde 50% para el primer giro hasta 20% desde el séptimo giro en adelante⁶.

En el presente estudio utilizamos la información de cotizaciones mensuales de los afiliados al SC entre enero del 2008 y diciembre del 2015, disponible en la Superintendencia de Seguridad Social. A julio del 2016, la base de datos contiene registros de aproximadamente siete millones de afiliados. Esto corresponde a 85% de la fuerza laboral del país. Las variables de interés son: situación laboral, ingreso laboral, edad y género, identificador del empleador, y comuna y sector económico del empleador.

² Ver nota 1 sobre trabajadores excluidos de cotizar en el SC.

³ En el año 2016, el tope imponible era de 111,4 unidades de fomento (UF, unidad de cuenta reajutable a inflación en Chile. Su valor al 20/03/2017 era 24.487,3 pesos). Este valor se reajusta anualmente de acuerdo con la variación del índice de remuneraciones reales.

⁴ En mayo del 2009 entró en vigencia la Ley 20.328 que dio acceso a los trabajadores con contrato a plazo fijo a los beneficios del FCS.

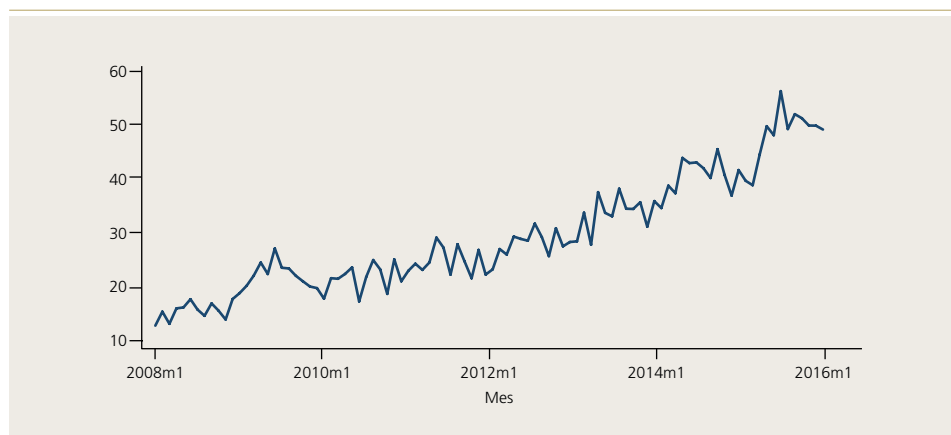
⁵ Es una unidad de cuenta usada en Chile para efectos tributarios y de multas, actualizada según la inflación. Su valor a marzo de 2017 era 43.368 pesos chilenos. Cabe mencionar que la contribución de trabajadores y empleadores a la CIC dura hasta 11 años de relación laboral; no obstante, el empleador continuará contribuyendo al FCS mientras la relación se mantenga vigente.

⁶ A partir de abril del 2015 entró en vigencia la Ley 20.829 que aumenta el monto de los beneficios del SC para trabajadores con contrato tanto indefinido como a plazo fijo. En las prestaciones con cargo a la CIC, las tasas de reemplazo fluctúan entre 70 y 30% para el primer giro y el séptimo giro o superior, respectivamente.

Gráfico 1

Giros mensuales del Seguro de Cesantía

(miles de millones de pesos, base diciembre 2015)



Fuente: Superintendencia de Pensiones (2016).

El gráfico 1 muestra los giros mensuales en millones de pesos del SC. Desde que comenzó a operar el Seguro (octubre del 2002), se ha observado un aumento tendencial de su uso coherente con el aumento de trabajadores afiliados al sistema. En particular, vemos que a mediados del 2009 los giros aumentaron considerablemente, en línea con la alta tasa de cesantía observada en el país⁷.

Para un mayor conocimiento de la base de datos empleada en este estudio, a continuación se presentan algunas variables descriptivas de la base. El gráfico 2 muestra la edad promedio de los trabajadores, que aumenta desde 35 a 38 años en el período estudiado (eje izquierdo). La Encuesta Nacional de Empleo (ENE) y la Nueva Encuesta Nacional de Empleo (NENE) muestran que la edad promedio se ha mantenido constante en 39 años durante el mismo período, considerando aquellos trabajadores empleados en el sector privado mayores de 18 años⁸. Del total de asalariados, cerca de 34% corresponde a mujeres. Dicha razón aumentó a 39% al final del 2015 (eje derecho). Al calcular la misma estadística con la ENE, encontramos un incremento desde 27% hasta 33% durante el mismo período⁹.

7 Para mayor detalle sobre el funcionamiento del Seguro de Cesantía ver: *Características del Seguro de Cesantía*: http://www.safp.cl/portal/informes/581/articles-7513_libroSeguroCesantia.pdf

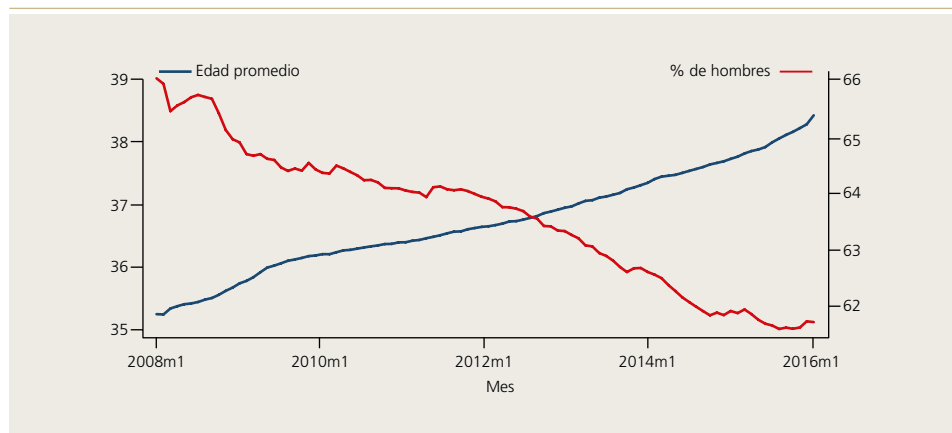
8 La encuesta Casen muestra un incremento de 39 a 40 años en el mismo período.

9 El incremento de la participación femenina en la encuesta Casen es de 40 a 44% durante el mismo período. La ENE no es directamente comparable con la base del SC, ya que esta última considera solo asalariados del sector privado mayores de 18 años, excluyendo servicio doméstico. Para las estadísticas presentadas se restringe la ENE y la NENE considerando solo aquellos trabajadores asalariados del sector privado mayores de 18 años, excluyendo servicio doméstico.

Gráfico 2

Edad promedio y distribución por género de trabajadores afiliados al SC*

(enero 2008 - diciembre 2015)



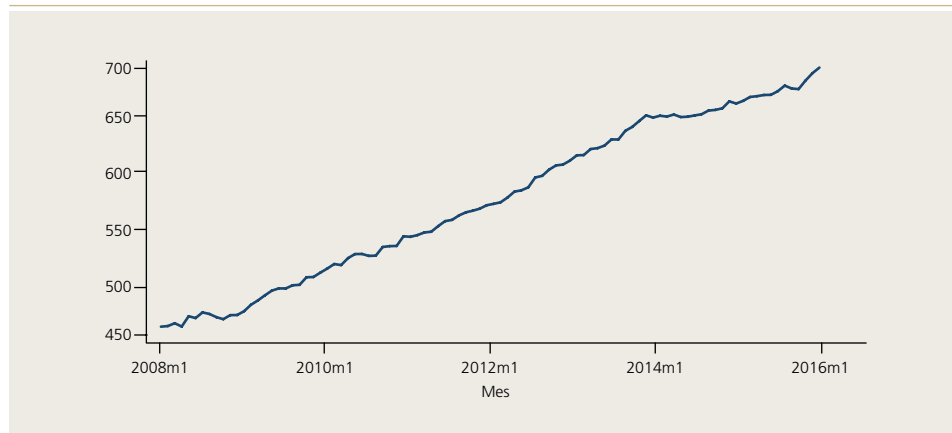
Fuente: Elaboración propia sobre la base del Seguro de Cesantía.

(*) Eje izquierdo: Edad promedio de la fuerza laboral. Eje derecho: Porcentaje de hombres en el total de trabajadores. Ambas series desestacionalizadas.

Gráfico 3

Salario real promedio de los cotizantes al SC en miles de pesos*

(enero 2008 - diciembre 2015)



Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Salario real promedio con base diciembre 2015 de asalariados afiliados al SC.

El gráfico 3 muestra el nivel promedio del salario real de los trabajadores afiliados al SC, el cual podemos ver que crece sostenidamente a una tasa promedio de 0,6% mensual. En el primer año (2008) el salario promedio es de \$460 mil pesos, mientras que al año final del análisis (2015) es de \$680 mil pesos (pesos de diciembre de 2015).

Adicionalmente, el apéndice A muestra estadísticas sobre participación laboral por región y actividad económica (cuadros A1 y A2 para los promedios de la muestra). Respecto a la participación regional, la Región Metropolitana de Santiago agrupa casi a 60% de los afiliados. Las regiones V y VIII agrupan a 6,8% y 8%, respectivamente (cuadro A1). La distribución de asalariados por región ha sido relativamente estable a lo largo del período bajo análisis. Al considerar los primeros 12 meses de la base de datos, las participaciones en las regiones Metropolitana de Santiago, V y VII son 59%, 7% y 8%, respectivamente. Estos valores se mantienen al considerar los últimos 12 meses. Los porcentajes no varían significativamente al considerar los primeros y los últimos seis meses del análisis¹⁰. Si comparamos con la Encuesta Nacional de Empleo, encontramos que las regiones con más alta participación se mantienen: la Metropolitana de Santiago concentra 42,9% en el 2008, y 41,05% en el 2015; la V disminuye de el 10,31% en el 2008 a 9,86% en el 2015, y la VIII aumenta de 10,18% en el 2008 a 11,16% el 2015. En las secciones posteriores se detalla mayor información en cuanto a la dinámica por localización geográfica.

Respecto a los sectores de actividad económica: Construcción, Comercio y Actividades empresariales concentran 47% de los afiliados (cuadro A2)¹¹. Estas participaciones se mantienen relativamente estables en el tiempo para algunos sectores. En el primer año, 2008, vemos que Construcción, Comercio y Actividades empresariales concentran un alto porcentaje de trabajadores: 14, 17 y 16%, respectivamente. En tanto, al final del período bajo análisis, las participaciones respectivas son 12, 16 y 16%. Al analizar la participación sectorial de asalariados en la Encuesta Nacional de Empleo, podemos evidenciar distinta variación sectorial en el mismo período de tiempo. El sector Comercio concentra 19,7% de los asalariados en el 2008 y 15,92% en el 2015. El sector Construcción se mantiene más o menos constante: su concentración baja de 10,38 a 10,29% de los afiliados.

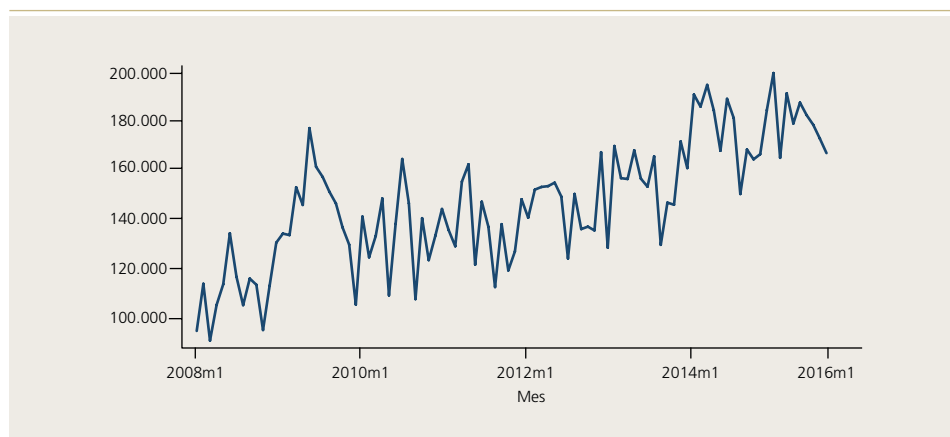
Como se mencionó, una debilidad de la base de datos es que no permite identificar correctamente los flujos de estado laboral de los trabajadores que presentan un período sin cotización al SC, y no solicitan los beneficios del mismo. Esto debido principalmente a la posibilidad de que dichos trabajadores se hayan cambiado a un sector no cubierto por el SC, tal es el caso de trabajadores desempeñándose en el sector informal, en el sector público o como independientes. El gráfico 4 muestra la cantidad de individuos que hacen uso del SC. El número de trabajadores que solicitan y usan el seguro aumenta sostenidamente: 100 mil en enero del 2008 y 170 mil en diciembre del 2015.

¹⁰ Datos disponibles previa solicitud a los autores.

¹¹ Los mismos sectores agrupan 38% de los asalariados de acuerdo con diciembre del 2015 en la ENE.

Gráfico 4

Número de trabajadores que hacen uso del seguro de cesantía*



Fuente: Elaboración propia sobre la base del Seguro de Cesantía.

(*) Se muestra el número de cotizantes y desempleados cobrando seguro de cesantía cada mes.

III. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

1. Metodología

Este estudio analiza los flujos laborales de los trabajadores afiliados al SC. De este modo, el primer paso consiste en identificar el estado laboral de cada individuo en cada período. Para esto definimos tres estados posibles: empleado, desempleado o retirado.

Consideramos a un trabajador en el estado de empleado durante un mes si se observa una cotización al SC. Se le considera como desempleado a partir del momento en que no se observan cotizaciones. También se considera retirado si el trabajador es reportado como pensionado, o tiene más de 65 años si es hombre y más de 60 años si es mujer.

Condicional a que un trabajador se encuentre en un estado laboral hoy (mes t), se calcula la fracción de estos que mantiene su estado o cambia a otro estado en el período $t+1$. Nos enfocamos en estados de mantención en empleo (EE), destrucción (EU), creación (UE), mantención en desempleo (UU) y cambio de empleador sin pasar por desempleo (E2E)¹².

Se calculan mensualmente los flujos de estado laboral reportando promedios mensuales y cambios a través del tiempo. Estos flujos se presentan en los gráficos como series desestacionalizadas utilizando el método *ratio-to-MA* de seis períodos utilizado por Shimer (2012).

¹² Como se mencionó, el flujo UU está sobreestimado debido a la limitación en la base de datos al presentar períodos sin cotización. Se entiende creación y destrucción de trabajo desde el punto de vista del trabajador (flujos brutos).

2. Resultados

El cuadro 1 muestra los flujos promedio mensuales para las transiciones EE, EU, UU, UE y E2E. En promedio, 94,1% de los trabajadores asalariados mantiene su trabajo de un mes a otro. El 5,81% de los trabajadores pierde su empleo a frecuencia mensual. Entre los que mantienen su empleo, 3,37% se cambia de empleador sin pasar por desempleo. En los desocupados, 93,31% se mantiene sin encontrar trabajo, y 6,65% encuentra trabajo en el mes.

Otros estudios también han analizado la dinámica laboral en Chile (por ejemplo, Claps y Vargas 2008; Jones y Naudon, 2009; García y Naudon, 2012). En nuestro estudio se estima la destrucción de empleo en 5,81% mensual, García y Naudon (2012) estiman la destrucción y salida del mercado formal en 4,9% trimestral¹³. Respecto a la creación de empleo, el estudio en referencia estima una tasa de 6,2% (corresponde a las probabilidades de transición desde inactividad y desempleo). El presente estudio estima una tasa de creación de 6,65%. Los resultados expuestos en el presente estudio no son comparables con los estudios anteriores, por diversas razones. Primero, el presente estudio utiliza una base de datos de registros administrativos de cotizaciones mensuales al SC. Los estudios existentes utilizan información de las encuestas de empleo a frecuencia trimestral, lo cual dificulta que puedan seguir a un trabajador a través del tiempo¹⁴. Segundo, la base de datos utilizada en el presente estudio considera como universo solo a aquellos trabajadores mayores de 18 años que pertenecen al sector privado, excluyendo el sector público y a los asalariados menores de 18 años.

Cuadro 1

Flujos mensuales promedio de estados laborales*

(porcentaje, enero 2008 - diciembre 2015)

Flujos	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Empleo - Empleo (EE)	94,10	1,08	91,10	95,86
Empleo-Empleo (E2E)	3,37	0,83	2,34	6,29
Empleo - Desempleo (EU)	5,81	1,07	4,07	8,80
Empleo - Retiro (ER)	0,09	0,01	0,07	0,15
Desempleo - Empleo (UE)	6,65	1,04	4,92	9,08
Desempleo- Retiro (UR)	0,05	0,02	0,02	0,09
Desempleo - Desempleo (UU)	93,31	1,04	90,85	95,05

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Flujos promedio mensual de estados laborales de 20 de 20 entre las fechas indicadas.

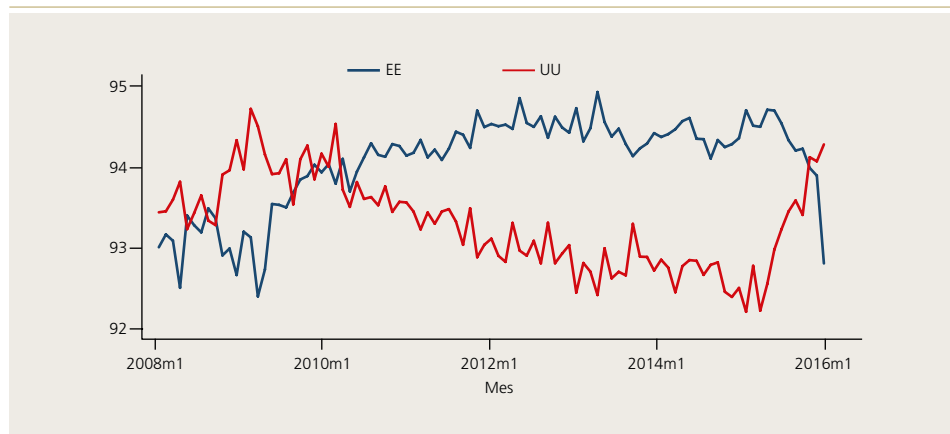
¹³ En nuestro estudio no es posible distinguir entre inactividad y desempleo. García y Naudon estiman UE en 1,8% y EI (Empleo-Inactividad) en 3,1%.

¹⁴ Los estudios mencionados solo identifican alrededor de 60% de los trabajadores a través del tiempo.

Gráfico 5

Flujo mensual promedio en mantención de empleo y desempleo en Chile*

(enero 2008 - diciembre 2015)



Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Todas las series están desestacionalizadas con el método ratio-to-MA 6 períodos.

Tal como se mencionó, enfocaremos nuestro análisis en cambios de empleo, creación y destrucción de empleo. El gráfico 5 muestra el patrón observado en las persistencias en empleo y desempleo, que son complementarias a la creación y destrucción.

Los flujos de mantención de empleo (EE) y desempleo (UU)¹⁵ muestran una pendiente plana y con alta volatilidad hasta inicios del 2010. Cerca de 94% de los trabajadores empleados mantiene su empleo, mientras que 93% de los trabajadores desempleados (o en inactividad) mantiene su estado de un mes a otro. Entre comienzos del 2010 y el primer trimestre del 2015 se observa cambios notorios en los flujos de mantención de empleo y desempleo. La probabilidad de mantener el empleo crece constantemente hasta llegar a niveles cercanos a 95%, mientras que la probabilidad de mantener el desempleo cae desde 94,5% hasta niveles cercanos a 92%. Comenzando el primer trimestre del 2015, dichas tendencias se revierten fuertemente casi alcanzando los niveles observados en el 2008.

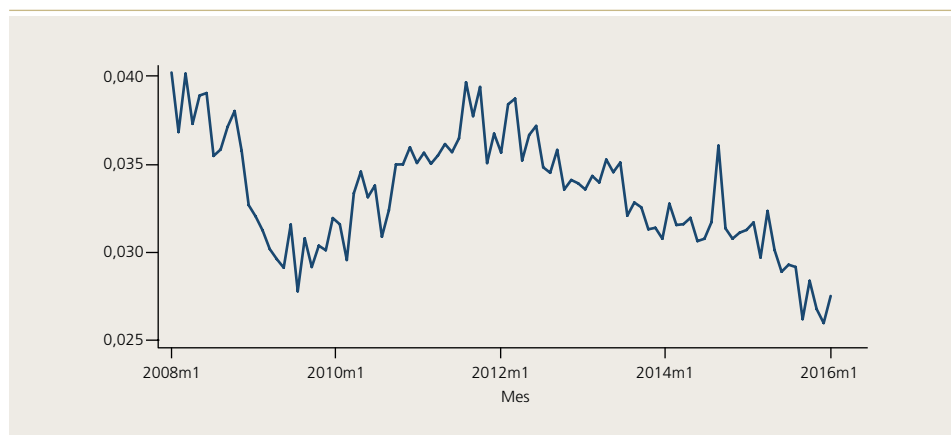
La dinámica de las transiciones de empleo a nuevo empleo (E2E), se muestra en el gráfico 6. Es importante destacar que una fracción importante de los trabajadores que cambian de empleador, también cambia de sector económico (gráfico 7).

15 El análisis de las series se hace sobre valores de series desestacionalizadas. Este análisis se repite para cada uno de los gráficos que presente series desestacionalizadas.

Gráfico 6

Flujo promedio mensual de cambios de empleo (E2E)*

(enero 2008 - diciembre 2015)



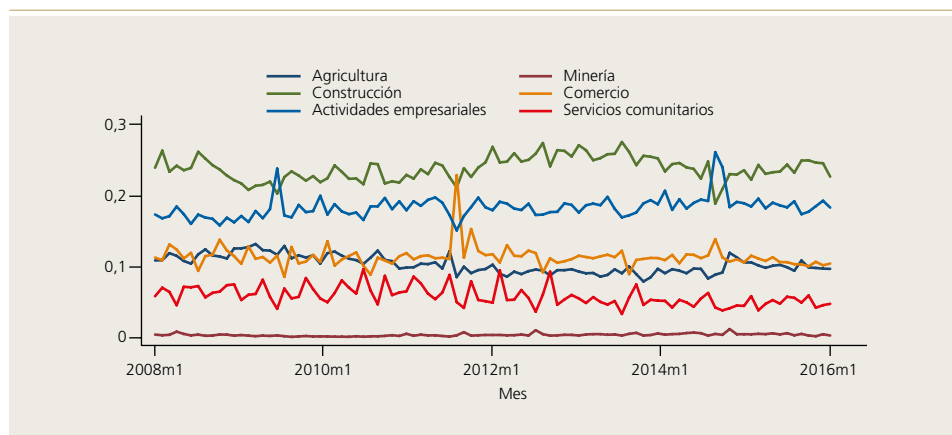
Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Cambio de empleo sin pasar por el estado de desempleo.

La fracción de trabajadores que cambia de empleador sin pasar por el estado de desempleo fluctúa entre 2,5 y 4% del total de empleados. La fracción que cambia de empleo a frecuencia mensual cae fuertemente entre comienzos del 2008 e inicios del 2010, de 4 a menos de 3%. Luego la serie muestra una tendencia positiva alcanzando casi a 4% a fines del 2011, para caer nuevamente y llegar a niveles cercanos a 2,5% al final del período bajo estudio.

En relación con el porcentaje de trabajadores que cambia de empleo y sector, 70% del total, son atraídos mayoritariamente por los sectores de Construcción (23,3%), Actividades empresariales (18,5%), Comercio (11,4%), Agricultura (11%) y Servicios comunitarios (6,1%), mientras Minería solo atrae un 1%¹⁶. El gráfico 7 muestra la fracción de trabajadores que cambia a cada sector. El cuadro A2 del apéndice A muestra la participación del empleo por sector económico, donde los sectores Comercio, Actividades empresariales y Construcción son los que concentran un alto porcentaje de trabajadores asalariados (alrededor de 47%).

16 Las estadísticas para el resto de los sectores están disponibles previa solicitud a los autores.

Gráfico 7
Cambio de empleo por sector de llegada*
(enero 2008 - diciembre 2015)


Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Porcentaje de trabajadores que son atraídos por cada sector económico, condicional en cambio de empleo.

Cuadro 2
Flujos mensuales promedio de cambios de sector económico: sector de llegada*
(porcentaje, enero 2008 - diciembre 2015)

Desde/Hacia	Agricultura (11)	Minería (0,8)	Construcción (23,3)	Comercio (11,4)	Actividades empresariales (18,5)	Servicios comunitarios (6,05)
Agricultura		5,57	11,37	12,25	8,04	11,74
Minería	0,57		1,35	0,48	0,78	0,49
Construcción	18,56	26,21		12,16	21,84	16,02
Comercio	18,79	11,50	12,56		19,53	11,68
Actividades empresariales	18,50	23,97	30,25	29,22		29,33
Servicios comunitarios	11,39	4,20	9,15	7,88	12,55	
Industria manufacturera	12,58	9,77	15,21	12,95	10,29	6,43

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Transición de empleo a empleo entre sectores de la economía. Se considera solo aquellos sectores con mayor participación, además de Minería. El valor entre paréntesis muestra el porcentaje promedio de trabajadores de cada sector que emigra a un sector diferente.

Los cuadros 2 y 3 complementan las estadísticas de cambio de empleo y sector para otros sectores de la economía. En ellos se aprecia la matriz de transición entre los sectores de la economía. El cuadro 2 muestra la fracción de trabajadores del sector X (fila) que se cambia al sector Y (columna). Los porcentajes entre paréntesis en las distintas columnas corresponden al promedio de trabajadores que llegan a dicho sector. Por ejemplo, 11% de trabajadores que se cambia de sector, llega al sector Agricultura (frecuencia mensual). De ese porcentaje, 18,79% viene del sector Comercio, 18,56% de Construcción, 18,5% de Actividades empresariales, 11,39% de Servicios comunitarios y 0,57% de

Minería. Se observa que los sectores Comercio, Construcción y Actividades empresariales juegan un rol fundamental en la dinámica del mercado laboral. El cuadro 3 muestra la fracción de trabajadores que se cambia al sector X (fila) que proviene del sector Y (columna). Los porcentajes entre paréntesis en las distintas columnas corresponden al promedio de trabajadores que emigran de cada sector. Por ejemplo, de los trabajadores que se cambian de empleo, 11,47% viene del sector Agricultura (frecuencia mensual). El 18,19% llega a Comercio, 19,68% a Construcción, 18,47% a Actividades empresariales, 10,47% a Servicios comunitarios y 0,71% a Minería.

Respecto a la información geográfica disponible en la base de datos, el cuadro 4 muestra el promedio mensual de individuos que se cambia de comuna o provincia como porcentaje del total de individuos que cambian de empleo. Cabe mencionar que la base de datos tiene una limitante no menor, ya que no reporta directamente la comuna donde trabaja el individuo, sino el lugar geográfico donde está ubicada la casa matriz del empleador.

Cuadro 3

Flujos mensuales promedio de cambio de sector económico: sector de salida*

(porcentaje, enero 2008 - diciembre 2015)

Hacia/Desde	Agricultura (11,47)	Minería (0,61)	Construcción (23)	Comercio (12,12)	Actividades empresariales (19,34)	Servicios comunitarios (10,47)
Agricultura		5,89	10,36	10,56	6,99	10,36
Minería	0,71		2,03	0,88	1,24	0,52
Construcción	19,68	26,41		13,06	20,95	15,43
Comercio	18,19	8,48	11,20		18,10	11,87
Actividades Empresariales	18,47	20,63	30,32	27,21		28,44
Servicios Comunitarios	10,47	4,90	8,62	6,30	10,66	
Industria Manufacturera	12,39	7,95	14,65	12,55	10,67	7,15

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Transición de empleo a empleo entre sectores de la economía. Se consideran solo aquellos sectores con mayor participación además de Minería. El valor entre paréntesis muestra el porcentaje promedio de trabajadores de cada sector que emigran a un sector diferente.

Cuadro 4

Flujos mensuales promedio de cambio geográfico de empleo*

(porcentaje, enero 2008 - diciembre 2015)

	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Cambio de comuna	78,18	2,11	67,48	82,53
Cambio de comuna*	16,71	1,93	12,51	21,85
Cambio de provincia	42,86	1,94	37,01	47,52
Cambio de provincia*	10,75	1,26	7,59	14,47
Cambio de región	33,50	1,86	29,06	37,83

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Excluye individuos que se cambian dentro de la Región Metropolitana de Santiago.



Encontramos que, en promedio, 78,18% de los individuos que cambian de empleo también cambian de comuna. Si excluimos los cambios que se producen en la Región Metropolitana de Santiago, el porcentaje baja a 16,71%. Ahora, si nos enfocamos en cambios provinciales encontramos que 42,86% de los trabajadores que cambian de empleo también cambian de provincia. Nuevamente, si excluimos cambios provinciales en la Región Metropolitana de Santiago, el porcentaje promedio de cambio de provincia es 10,75%. Finalmente, 33,5% de los trabajadores que cambian de empleo, también cambia de región.

El cuadro 5 muestra la entrada y salida regional de trabajadores como porcentaje del total que cambia de empleador. La región que atrae a más trabajadores es la Región Metropolitana de Santiago con 13,84% promedio, mientras las regiones V y VIII atraen 3,37 y 3,33% respectivamente, y son estas mismas las regiones desde donde emigra la mayor cantidad de trabajadores. El cuadro A1 muestra la distribución promedio de trabajadores asalariados por región. La Región Metropolitana de Santiago concentra casi 60% de los asalariados, y las regiones V y VIII representan 6,8 y 8%, respectivamente. Cabe mencionar nuevamente que la localización geográfica de la firma no necesariamente corresponde al lugar donde el trabajador realiza el trabajo. Por ejemplo, una empresa minera de la Segunda Región podría tener su oficina principal en la Región Metropolitana de Santiago.

Cuadro 5

Flujos mensuales promedio de cambio de empleo regional

(porcentaje, enero 2008 - diciembre 2015)

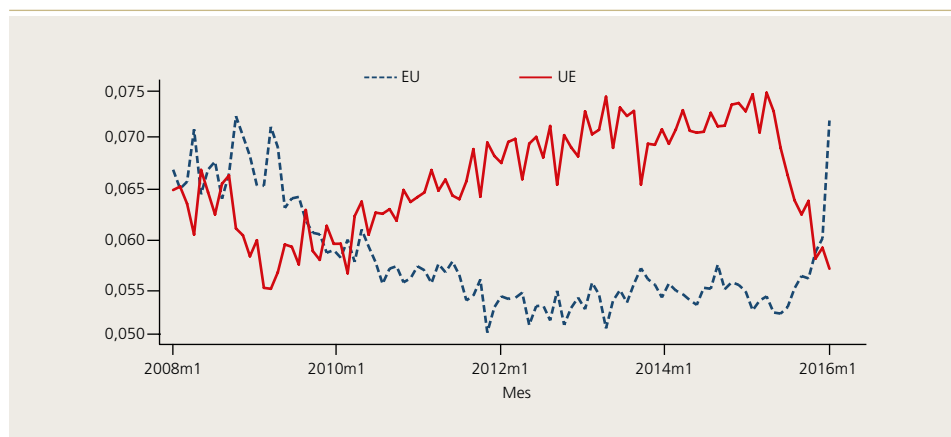
Región	Entrada	Salida
I	0,73	0,82
II	1,39	1,39
III	0,94	1,08
IV	1,26	1,40
V	3,37	3,72
RM	13,84	12,20
VI	2,37	2,54
VII	1,90	2,16
VIII	3,33	3,60
IX	1,23	1,39
X	1,29	1,43
XI	0,15	0,18
XII	0,32	0,35
XIV	0,43	0,50
XV	0,36	0,37

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

Gráfico 8

Flujos mensuales de creación y destrucción de empleo en Chile

(enero 2003 - enero 2012)



Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía

El gráfico 8 muestra las estadísticas y fluctuaciones a través del tiempo de creación y destrucción de empleo. Se observa que ambas series son relativamente volátiles al comienzo del período de análisis. Entre enero del 2008 y el segundo trimestre del 2009, se observa una tasa de creación de empleo de 6,1% y de destrucción de empleo superior a 6,7%. A partir de ese momento ambas series muestran patrones importantes de destacar, una tendencia creciente de la creación de empleo hasta fines del primer trimestre del 2015. La creación de empleo creció desde valores cercanos a 5,9% hasta más de 7,5% mensual en enero del 2015. Durante dicho período, la destrucción de empleo cayó desde 5,8% hasta valores cercanos a 5,1%. Desde el segundo trimestre del 2015 hasta fines del 2015, los patrones de creación y destrucción de empleo se revierten fuertemente.

El cuadro 6 muestra los sectores que generan más dinamismo en la creación y destrucción de empleo. Se observa que, con respecto a la creación de empleo promedio mensual, los sectores de Construcción y Actividades empresariales juegan un papel fundamental, seguidos por Comercio y Agricultura. De la misma manera, estos mismos sectores también son importantes en la destrucción de empleo. Servicios comunitarios e Industria manufacturera no metálica también juegan un papel importante en la dinámica de destrucción y creación de puestos de trabajo.

**Cuadro 6****Flujos mensuales promedio de creación y destrucción de empleo por sector**
(porcentaje, enero 2008 - diciembre 2015)

Sector económico	Creación	Destrucción
Agricultura	12,25	12,60
Pesca	0,64	0,69
Minería	0,62	0,63
Industria manufacturera no metálica	5,80	5,83
Industria manufacturera metálica	2,58	2,59
Electricidad	0,23	0,22
Construcción	18,21	19,00
Comercio	14,19	13,68
Hoteles y restaurantes	5,47	5,22
Transporte y comunicaciones	5,50	5,37
Intermediación financiera	1,98	2,14
Actividades empresariales	17,98	17,51
Administración pública	2,43	3,29
Enseñanza	2,97	2,52
Servicios sociales y de salud	1,23	1,10
Servicios comunitarios	6,61	6,43
Administración de edificios	0,32	0,28
Organizaciones extraterritoriales	0,02	0,02
No especificado	0,97	0,89

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

Cuadro 7**Flujos mensuales promedio de creación y destrucción de empleo por región**
(porcentaje, enero 2008 - diciembre 2015)

Región	Creación	Destrucción
I	1,47	1,45
II	2,38	2,35
III	1,49	1,51
IV	2,88	2,90
V	7,26	7,14
RMS	54,72	55,07
VI	5,48	5,56
VII	5,25	5,25
VIII	8,07	7,92
IX	3,43	3,40
X	3,81	3,84
XI	0,45	0,46
XII	0,82	0,82
XIV	1,09	1,08
XV	0,73	0,70
Sin región	0,66	0,56

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

Explotando la dimensión geográfica en relación con la creación y destrucción de empleo, el cuadro 7 indica que la creación promedio mensual de trabajos es mayor en la Región Metropolitana de Santiago (54,72%), siendo también importante la VIII Región (8,07%) y la V Región (7,26%). Por otro lado, también muestra que las regiones donde hay mayor destrucción mensual promedio de empleo son las mismas que las del apartado anterior: la Región Metropolitana de Santiago es donde más se destruye empleos (55,07%) seguida por las regiones VIII (7,92%) y V (7,14%).

IV. CONCLUSIONES

La base de datos del SC nos entrega valiosa e importante información para analizar la dinámica del mercado laboral, con especial énfasis en cambios, creación y destrucción de empleo. Además, las variables geográficas y sectoriales presentadas aquí, y no disponibles en otras fuentes de información, permiten analizar cuáles son los sectores y regiones que atraen, crean y destruyen empleos.

Observamos que un porcentaje alto de trabajadores cambia de sector económico sin pasar por desempleo. Estas estadísticas evidencian el gran dinamismo del mercado laboral. Este alto dinamismo no había sido registrado por trabajos anteriores, lo cual es importante desde el punto de vista de la implementación de políticas públicas y de comprender de mejor manera el funcionamiento del mercado laboral. Los sectores de Construcción, Actividades empresariales, Comercio y Agricultura generan 65% del dinamismo en los cambios de empleo.

Los sectores: Construcción, Actividades empresariales, Comercio y Agricultura nuevamente juegan un rol importante, explicando más del 50% de la creación de empleo. El porcentaje es similar para explicar la destrucción de empleo en estos mismos sectores.

Por otro lado, de los trabajadores que cambian de empleador, 78,18% se cambia de comuna. Sin embargo, si tomamos en cuenta el hecho de que muchos de estos cambios ocurren en la Región Metropolitana de Santiago, el porcentaje baja a 16,71%. Si observamos los cambios regionales, vemos que, del total de individuos que se cambian de empleador, la mayoría llega a la Región Metropolitana de Santiago (13,84%). Por otro lado, la Región Metropolitana de Santiago también es donde se crea y se destruye más empleo a nivel nacional.

Como se mencionó, los resultados encontrados deben ser analizados con precaución, pues los períodos sin cotización observados en la base del SC pueden obedecer a movimientos de los trabajadores hacia un sector no cubierto por el Seguro y no necesariamente hacia el desempleo.



REFERENCIAS

Bravo, D., C. Ferrada, y O. Landerretche (2005). “The Labor Market and Economy Cycles in Chile”. Mimeo, Universidad de Chile.

Claps, D. y J. Vargas (2008). “Estimaciones de Flujos Brutos de Fuerza de Trabajo: Aspectos Metodológicos y Resultados Preliminares”. Serie de Estudios N°10, Instituto Nacional de Estadísticas.

García, M. y A. Naudon (2012). “Dinámica Laboral en Chile,” Working Papers Central Bank of Chile 659, Central Bank of Chile.

Jones, I. y A. Naudon (2009). “Dinámica Laboral y Evolución del Desempleo en Chile”. *Economía Chilena* 12(3): 79–87.

Shimer, R. (2012). “Reassessing the Ins and Outs of Unemployment”. *Review of Economic Dynamics* 15(2): 127–48.

APÉNDICE

PARTICIPACIÓN POR SECTOR ECONÓMICO Y REGIÓN

Cuadro A1

Participación promedio mensual de trabajadores por región*

Región	Participación %
I	1,50
II	2,87
III	1,25
IV	2,29
V	6,82
RMS	59,66
VI	3,79
VII	3,73
VIII	8,09
IX	2,87
X	3,73
XI	0,37
XII	0,78
XIV	1,05
XV	0,75

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Flujo promedio mensual de estados laborales desde enero del 2008 hasta diciembre del 2015.

Cuadro A2

Participación promedio mensual de trabajadores por sector económico*

Sector económico	Participación %
Agricultura	6,70
Pesca	0,68
Minería	1,61
Industria manufacturera no metálica	7,66
Industria manufacturera metálica	3,00
Electricidad	0,53
Construcción	13,12
Comercio	16,98
Hoteles y restaurantes	4,49
Transporte y comunicaciones	7,88
Intermediación financiera	3,70
Actividades empresariales	16,68
Administración pública	1,82
Enseñanza	5,26
Servicios sociales y de salud	2,13
Servicios comunitarios	6,36
Administración de edificios	0,45
Organizaciones extraterritoriales	0,04
No especificado	0,91

Fuente: Elaboración propia a base del Seguro de Cesantía.

(*) Flujo promedio mensual de estados laborales desde enero del 2008 hasta diciembre del 2015.



MAKING HARD CHOICES: TRILEMMAS AND DILEMMAS OF MACROECONOMIC POLICY IN LATIN AMERICA

Juan David Durán-Vanegas*

I. INTRODUCTION

It has been well documented that macroeconomic policy is restricted by an “impossible trinity” or “trilemma”. This result of the Mundell-Fleming model states that policy makers face a trade-off among the objectives of monetary policy independence, exchange rate stability and capital mobility (Mundell, 1963).

In practice, the configuration of this restriction may be even more complex for emerging economies due to global financial cycles. Rey (2018), for instance, shows how the transmission of monetary conditions from financial centers to other economies through credit flows and leverage transforms the trilemma into a dilemma. Hence, as capital inflows, leverage and credit growth “dance to the same tune”, independent monetary policies are possible only if capital accounts are managed with macroprudential tools, even if exchange rates are allowed to float.

This paper develops different metrics to measure goals related to the trilemma and tests for the linearity of this restriction (i.e. whether the weighted sum of the three indices adds up to a constant, reflecting the trade-off among policy goals) in a group of countries in Latin America: Colombia, Chile, Mexico and Peru using quarterly data for the period 2003Q1-2017Q4. The contribution of the paper is twofold. First, it considers a set of Latin American economies that have not been independently explored in the literature on the trilemma configuration.¹ Second, I propose a novel specification to analyze the behavior of the restriction under the framework of a dilemma. More concretely, I use a specification where coefficients differ across regimes identified by the growth of credit as a threshold variable to determine whether the configuration of the trilemma changes into the one of a dilemma in periods of high leverage.

The results confirm the linearity of the trilemma and highlight important differences regarding the configuration of these goals across the analyzed economies. Interestingly, when threshold effects are considered, the standard restriction of three policy goals morphs into a tradeoff of two goals (a dilemma) in the regime of high credit growth.

* Department of Economics, Trinity College Dublin.

¹ Beginning with the paper of Aizenman et al. (2008), the literature on the trilemma configuration usually considers a group of economies to measure the dimensions of the trilemma and test for its linearity. This is the first paper that considers the trilemma configuration of these Latin American economies both individually and as a group.

The paper is organized as follows. Trilemma indices are presented in section II. Section III describes the methodology to test for the linearity of the trilemma. Estimations results are presented in section IV. Section V analyzes the robustness of the results, using a set of alternative measures and regression models. Section VI concludes.

II. INDICES OF THE TRILEMMA

The first step to test the presence of a tradeoff among policy goals is the construction of appropriate indicators for each objective. The main issue with these indices is that they must measure the policy intentions of economic authorities, but other macroeconomic effects are difficult to isolate in order to reveal these aims.

If, for instance, two economies “A” and “B” exhibit low levels of exchange rate volatility, which may suggest a focus on the goal of fixed exchange rates, it is possible that this result is explained by a policy to defend the currency in country A and a set of macroeconomic factors (as, for instance, trade openness) in country B. Therefore, concluding that both economies have mainly focused on exchange rate stability as a policy goal would be misleading.

Given this, the following baseline indices follow the approach of Aizenman et al., (2008) but introduce certain modifications in the measurements of monetary policy independence and exchange rate stability to try to address these potential concerns in terms of policy targets.

1. Monetary policy independence

Aizenman et al., (2008) measure the extent of monetary policy independence as the reciprocal of the correlation between local and foreign interest rates. This index follows the approach of Shambaugh (2004) and exploits the fact that the interest rate of a country with a fixed exchange rate regime and open capital markets must equal the interest rate of a base economy after adjusting for risk and liquidity factors. If this is not the case, disparities in profitability would induce capital movements and generate exchange rate fluctuations.

Although this relationship is clear in theory, the correlation of interest rates may be strongly affected by monetary policy spillovers. Bruno and Shin (2015) highlight the role of bank leverage as a monetary transmission mechanism across countries. A contractionary shock to U.S. monetary policy, for example, may lead to a decrease in cross-border banking capital flows and compromise the pace of economic growth in local economies. Under a framework of inflation targeting and floating exchange rates, economic authorities may reduce monetary policy rates to stimulate economic activity. Here, high correlations of interest rates are not informative about policy intentions.

In order to avoid this kind of noise, I measure monetary independence as the degree to which monetary policy responds to domestic objectives using a

simple specification of the Taylor rule (Taylor, 2001). Therefore, the indicator of monetary independence is calculated as:

$$MI_{i,t} = \frac{0.01}{0.01 + |i_{i,t} - \hat{i}_{i,t}|} \quad (1)$$

where $i_{i,t}$ is the policy rate of country i at time t and $\hat{i}_{i,t}$ is the estimated policy rate which is consistent with the following Taylor rule:

$$\hat{i}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{i}_{i,t-1} + \alpha_2 (\pi_{i,t} - \pi_{i,t}^*) + \alpha_3 (y_{i,t} - \tilde{y}_{i,t}) + u_{i,t} \quad (2)$$

where $(\pi_{i,t} - \pi_{i,t}^*)$ is the gap between observed inflation and its target, $(y_{i,t} - \tilde{y}_{i,t})$ is the gap between observed product and its long-run potential value, and $u_{i,t}$ is an error term.

The index in (1) is normalized between 0 and 1 with higher values indicating a greater degree of monetary independence. As monetary policy interest rates deviate from the policy consistent with domestic objectives, the index is closer to 0. The index is constructed using quarterly data from central banks of monetary policy rates (i_t), annual inflation rates (π_t) and GDP in constant prices (y_t). $\tilde{y}_t$ is estimated as the trend of y_t from a Hodrick-Prescott filter and the reaction function in (2) is estimated by ordinary least squares (OLS) with Newey-West robust standard errors.

2. Exchange rate stability

Exchange rate stability is commonly measured as the reciprocal of the volatility of nominal exchange rates measured in standard deviations (Aizenman et al., 2008; 2013; Aizenman and Sengupta, 2013). Nevertheless, flexible exchange rate regimes are not only characterized by unlimited volatility of the nominal exchange rate, but also little intervention in the exchange rate markets (Calvo and Reinhart, 2002). Consequently, following Levy-Yeyati and Sturzenegger (2005), the index of exchange rate stability also considers the volatility of international reserves as a proxy of policies related to the “fear of floating”.

Therefore, the index is constructed as:

$$ES_i = \frac{0.005}{0.005 + \frac{\sigma_{\Delta e_{i,t}}}{1 - \sigma_{\Delta r_{i,t}}}} \quad (3)$$

where $\sigma_{\Delta e}$ is the standard deviation of the monthly change of the exchange rate of country i at time t , $\sigma_{\Delta e_{i,t}}$ is the standard deviation of the monthly change of the nominal exchange rate in logarithms and $\sigma_{\Delta r_{i,t}}$ is the standard deviation of net international reserves measured in U.S. dollars.

The index in (3) ranges from 0 to 1; higher values are associated with greater exchange rate stability. The index is constructed using monthly data of nominal exchange rates of local currency to U.S. dollars (e_t) and net international reserves (r_t) from central banks to calculate quarterly standard deviations of each variable.

3. Capital mobility

There are two alternatives to quantify financial account openness in the literature: *de jure* and *de facto* measures. *De jure* approaches seek to measure legal restrictions on cross-border transactions and commonly uses the capital account openness (*KOPEN*) index constructed by Chinn and Ito (2006) using information of the *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restriction* (AREAER) prepared by the International Monetary Fund (IMF). *De facto* approaches seek to measure the observed flow of transactions and usually follow the index proposed by Lane and Milesi-Ferretti (2007) which consider the aggregate of assets and liabilities of capital investments relative to GDP.

In the context of this study, a *de facto* measure is preferred since i) it is available for higher data frequencies; ii) the degree of capital mobility is often larger than the one suggested by the analysis of legal restrictions (Edwards, 1999). Therefore, the capital mobility index is defined as:

$$CM_{i,t} = \frac{(F_{i,t} - F_{i,min})}{(F_{i,max} - F_{i,min})} \quad (4)$$

where $F_{i,t}$ is the aggregate of financial assets and liabilities of country i at time t as a proportion of GDP. The index is normalized between 0 and 1, it is calculated with quarterly data from the IMF balance-of-payments database and considers direct investments, portfolio investments, financial derivatives and other investments.

III. EMPIRICAL STRATEGY

The linearity of the trilemma is tested empirically by Aizenmann et al. (2008) assuming a relationship in which the weighted sum of the trilemma indices adds up to a constant. This approach is widely employed in the literature, since it reflects that economic authorities face a tradeoff between the policy goals and must define a combination of weights to combine them (Aizenman et al., 2008; 2013; Akcelik et al., 2012; Aizenman and Sengupta, 2013).

This paper follows this methodology, analyzing the following linear regression model:

$$1 = \beta_1 MI_{i,t} + \beta_2 ES_{i,t} + \beta_3 CM_{i,t} + v_{i,t} \quad (5)$$

where $MI_{i,t}$, $ES_{i,t}$ and $CM_{i,t}$ are the indices constructed in (1), (3) and (4), and $v_{i,t}$ is an error term. As in Canale et al. (2017), the logarithmic specification of the model is also considered:

$$1 = \delta_1 \ln MI_{i,t} + \delta_2 \ln ES_{i,t} + \delta_3 \ln CM_{i,t} + w_{i,t} \quad (6)$$

where a value of 1 is added to each trilemma index to avoid negative values. High goodness of fit of models (5) and (6) would suggest that these specifications are informative about the tradeoff between policy dimensions, providing support to the existence of the trilemma.

In this paper, I explore an alternative and innovative specification to test the linearity of the trilemma under a different configuration that may arise with the process of global financial integration. Rey (2018), for instance, asserts that monetary policy shocks are transmitted from economic centers to other countries through capital flows, credit growth and bank leverage. These “global financial cycles” affect asset and financial markets in local economies, constraining the independence of monetary policy even when exchange rates float. Hence, the trilemma may morph into a dilemma: independent monetary policies are possible if and only if the capital account is managed, directly or indirectly, regardless of the exchange rate regime.²

This view of the irrelevance of the exchange rate regime (Passari and Rey, 2015; Rey, 2016), which in turn implies the “demise of the Mundellian trilemma” (Aizenman et al., 2016), has been challenged by a group of studies. Aizenman et al. (2016), for example, find significant links between economic centers and emerging economies regarding monetary policy interest rates, but that exchange rate regimes still matter to determine the degree of exposure to these influences. In a similar direction, Obstfeld et al. (2017) show that the transmission effect is stronger in fixed exchange rate regimes relative to more flexible schemes.

In order to analyze a potential dilemma of macroeconomic policy, I consider a threshold regression that expands model (6) by introducing the real growth of credit as a threshold variable. This framework is convenient to determine whether coefficients are stable through the sample or an estimated threshold of a certain variable can be used to split the sample into different regimes (Hansen, 2000). The strategy is also helpful because the hypothesis of threshold effects is tested against a linear model with no-changing coefficients, thereby providing information about the potential change of the trilemma restriction during the sample period and its configuration across regimes. The model is specified as:

$$1 = l(q_{i,t-j} \leq \gamma_i) (\theta_1 \ln MI_{i,t} + \theta_2 \ln ES_{i,t} + \theta_3 \ln CM_{i,t}) \\ + l(q_{i,t-j} > \gamma_i) (\vartheta_1 \ln MI_{i,t} + \vartheta_2 \ln ES_{i,t} + \vartheta_3 \ln CM_{i,t}) + \omega_{i,t} \quad (7)$$

² Edwards (2015) analyses this contagion of monetary policy in Colombia, Chile and Mexico, and finds significant effects of importation of Federal Reserve interest rate changes to these economies.

where $l(\cdot)$ is a function that takes the value of 1 if the expression inside the parenthesis is true and 0 otherwise, $q_{i,t-j}$ is the threshold variable (i.e. the real growth of credit growth) with a lag of j quarters, γ_i is the threshold value and $\omega_{i,t}$ is an error term. Model (9) is estimated by OLS with Newey-West robust standard errors. Thresholds are estimated by the methodology of Bai and Perron (1998) to identify unknown breakpoints which use an F -statistic to test the null hypothesis of no-breaks against the alternative of a single break, with a restriction of each regime having at least 25% of the data sample. The test also implies the maximization of the statistic across various values of the threshold in order to estimate γ_i and j with a range of $j = [1, 2, \dots, 6]$.

IV. ESTIMATION RESULTS

Table 1 reports the estimation results of models (5) and (6) by OLS with Newey-West robust standard errors.

All estimated coefficients are positive and statistically significant at a 1% level. Moreover, the adjusted R^2 is above 93% in all cases. Hence, findings suggest that the restriction imposed by the trilemma is binding in these countries and sample periods. It is important to note that coefficients provide an estimate of the weights of each policy goal but are not fully accurate on the structure of the trilemma. Following Canale et al. (2017), the Akaike information criterion is employed to compare both specifications in order to select a model and calculate these weights. Given the results reported in table 1, the logarithmic specification has lower AIC values and higher R^2 . Therefore, the estimated coefficients of this model are multiplied by the sample averages of each index to construct their weights, reported in table 2.

Table 1

Estimation results, models (5) and (6)*

	MI	ES	CM	R^2	F	AIC
Linear specification (5)						
Colombia	1.049***	0.754***	0.543***	0.943	334.5***	2.862
Chile	0.728***	0.712***	0.400***	0.965	550.0***	-25.695
Mexico	0.780***	1.219***	0.454***	0.934	285.2***	11.874
Peru	0.636***	0.662***	0.337***	0.966	565.0***	-27.258
Logarithmic specification (6)						
Colombia	1.343***	0.925***	0.645***	0.961	495.6***	-19.665
Chile	1.036***	0.864***	0.451***	0.976	495.6***	-19.665
Mexico	1.091***	1.359***	0.528***	0.952	394.3***	-6.508
Peru	0.856**	0.874***	0.413***	0.977	857.6***	-51.626

Source: Author's calculations using central banks' data.

* The table presents the estimation results of models (5) and (6). The sample period is 2003Q1-2017Q4. Parameters are estimated using OLS with Newey-West robust standard errors. *** denotes significance at the 1% level.

Table 2

Weight of policy goals*

	MI	ES	CM
Colombia	0.526	0.324	0.113
Chile	0.535	0.298	0.144
Mexico	0.480	0.308	0.166
Peru	0.423	0.424	0.131

Source: Author's calculations using central banks' data.

(*) The table presents the weights or contribution of each trilemma indicator, calculated as the product of each estimated coefficient in model (6) and the sample mean of each index in the sample period.

The estimated contributions suggest that monetary independence has been the main policy goal in Colombia, Chile and Mexico with an average weight of 0.51, followed by exchange rate stability (0.31) and capital mobility (0.14). The case of Peru is different because monetary independence and exchange rate stability have very similar weights (around 0.42), while the contribution of the capital mobility goal (0.13) is comparable.

These results are consistent with other studies that have analyzed the configuration of different macroeconomic policies in Latin America. For example, Carvalho and Moura (2010) find that monetary policy is responsive to inflation and the output gap in these countries, but exchange rates are also relevant in Mexico and Peru. This is consistent with the fact that monetary independence has a lower weight in Mexico and Peru compared to Colombia and Chile, where the contribution of exchange rate stability is lower in relative terms.

McKnight et al. (2016) also find that monetary policy in all the studied countries has cared about inflation or output stabilization, while only Mexico had assigned a sizable role to exchange rate volatility. Interestingly, whereas exchange rate stability has a higher weight in Peru than Mexico, monetary policy in Peru seems to be more consistent with an inflation targeting scheme in relative terms. This may be explained by the fact that Peru has relied actively on sterilized foreign exchange rate interventions to influence the volatility of the exchange rate, while Mexico has focused on interest rates to manage a wider group of targets.

The results of the estimation of the threshold model are reported in table 3. In all cases, there is evidence to reject the null hypothesis of no-breakpoints at a level of 2.5%. In regime 1, when credit growth is below the estimated thresholds ($q_{i,t-j} \leq \hat{\gamma}_i$), all coefficients are statistically significant at the 1% level and there exists high goodness of fit. In contrast, in regime 2, when credit growth exceeds the estimated thresholds ($q_{i,t-j} > \hat{\gamma}_i$), goodness of fit is high but only two of the three indices remain significant. This suggests that the trilemma collapses into a dilemma during periods of excessive credit growth: whereas Chile, Mexico and Peru focus on monetary independence and capital mobility, Colombia seems to be more concerned with monetary independence and exchange rate stability.

Table 3

Estimation results, threshold model*

		Colombia	Chile	Mexico	Peru
Regime 1	MI	1.343***	0.909***	1.086***	0.815***
	ES	0.833***	1.067***	1.793***	0.957***
	CM	1.170***	0.508***	0.407***	0.260***
	Observations	30	41	34	42
	R ²	0.964	0.975	0.966	0.977
Regime 2	MI	1.433***	1.291***	1.236***	1.254***
	ES	0.977***	0.121	0.364	0.323
	CM	0.155	0.635***	0.762***	0.780***
	Observations	26	19	22	18
	R ²	0.957	0.977	0.943	0.978
	$\hat{\gamma}$	11.000%	10.074%	7.322%	14.000%
	F	15.873**	24.651***	21.483***	18.850***
	j	4	2	6	1

Source: Author's calculations using central banks' data.

* The table presents the estimation results of model (7). The sample period is 2003Q1-2017Q4. Parameters are estimated using OLS with Newey-West robust standard errors. *** denotes significance at the 1% level.

Nevertheless, results cannot be read under the same light of Rey (2018). The empirical strategy adopted here is not conclusive about the irrelevance of the exchange rate regime. Instead, these findings support the idea of a significant change in the structure of the tradeoff among policy goals in episodes of excessive borrowing. This is consistent with the literature on the effects and policy responses of capital inflows. For instance, Cardarelli et al. (2009) find that these episodes are associated with real exchange rate appreciations, current account imbalances and GDP growth fluctuations. They also find that successful policy responses aim to stabilize the growth of public spending, while measures to resist exchange rate appreciation and restrict capital movements seem to be ineffective.

As a matter of fact, the impact of capital inflows on policymaking in Latin America has been studied extensively in the literature (Calvo et al., 1993; 1996; Goldstein, 1995; Calvo and Reinhart, 2000). Calvo et al. (1993), for example, document that these inflows have been accompanied by exchange rate appreciation and surges in asset prices, with potentially adverse consequences on exports, efficient allocation of resources and financial stability. Furthermore, they draw attention to policy implications, especially when authorities try to resist exchange rate fluctuations with sterilized interventions as long as this tool may affect interest rates and add pressure to fiscal imbalances. Hence, they recognize that “a mix of policy intervention based on the imposition of a tax on short-term capital imports, on enhancing the flexibility of exchange rates, and on raising marginal reserve requirements on short-term bank deposits” seems to be the more feasible option for economic authorities.

On the whole, episodes of capital inflows and local credit growth represent periods of acute conflict among macroeconomic policy goals. In terms of the trilemma, this usually means reducing efforts to stabilize exchange rates or impose further restrictions to capital mobility, which explains the fact that the impossible trinity may morph to an “irreconcilable duo”. The results of the estimated threshold model reported in table 4 are consistent with this view.

V. ROBUSTNESS ANALYSIS

This section presents alternative estimations in order to test the robustness of the results. One concern is that the results might be driven by the selection of specific indices. In the first place, different macroeconomic contexts may justify autonomous deviations from the standard Taylor rule specification. To test whether this changes the general conclusion about the linearity of the trilemma, I use two alternative measures for the monetary policy independence index. First, I use a forward-looking monetary policy reaction function in which central banks target the expected (instead of the observed) inflation gap to calculate the index given in equation (1) (Castro, 2011). Second, I use the correlation between local and foreign interest rates, as originally measured by Aizenman et al. (2008).

In the second place, *de facto* measures of capital account openness may be affected by macroeconomic effects apart from solely policy intentions. Hence, I use the capital control restrictions index developed by Fernández et al. (2016) as a *de jure* measure for capital mobility. This index is constructed using the IMF’s AREAER as the KOPEN index by Chinn and Ito (2006), but extends the included asset categories. I convert the original index to one normalized between 0 and 1, with higher values indicating more openness to cross-border transactions, and increase the data frequency from yearly to quarterly using a cubic match algorithm.

Table 4 presents the estimation results of the logarithmic specification for all possible combinations of the different trilemma indices in each country. In all estimated models the adjusted R^2 is above 90%, and the estimated coefficients are positive and statistically significant at the 1% or 5% level. The only exceptions are the interest rates’ correlation measure for monetary policy independence in Mexico and Chile, which turns out to be not statistically significant. In general, the estimated parameters using the forward-looking monetary policy reaction function and the *de jure* measure for capital mobility are very similar to the ones obtained in the baseline results. Therefore, the linearity of the trilemma and its configuration in terms of weights assigned to each policy goal are robust to these alternative measures. However, it is worth noting that the interest rates’ correlation measure tends to generate a considerably lower estimand for the goal of monetary policy independence and a higher estimand for the capital mobility one. As mentioned, the fact that this index can be greatly affected by monetary policy spillovers created by cross-border banking capital flows may potentially explain this result.

Table 4

Estimation results, model (6) with alternative trilemma indices*

	(4.1)	(4.2)	(4.3)	(4.4)	(4.5)	(4.6)
Chile						
MI	1.036***			1.270***		
MI – Inflation expectations		1.201***			1.264***	
MI – Interest rates correlation			0.127			0.280***
ES	0.840***	0.576***	1.808***	1.037***	0.643***	1.867***
CM	0.451***	0.355***	0.813**			
CM - <i>De jure</i> measure				0.197*	0.141*	0.496***
Observations	60	60	60	56	56	56
R ²	0.977	0.986	0.947	0.972	0.982	0.944
F	882.3	1874.3	359.0	741.1	1292.5	334.9
Colombia						
MI	1.343***			1.372***		
MI – Inflation expectations		1.111***			1.111***	
MI – Interest rates correlation			0.481***			0.561***
ES	0.925***	0.980***	1.440***	0.804***	1.004***	1.028***
CM	0.645***	0.897**	1.248**			
CM - <i>De jure</i> measure				0.364**	0.367**	0.843***
Observations	60	56	60	56	52	56
R ²	0.963	0.950	0.929	0.962	0.933	0.932
F	608.9	354.3	311.5	580.9	256.9	337.2
Mexico						
MI	1.091***			1.307***		
MI – Inflation expectations		1.451***			1.388***	
MI – Interest rates correlation			0.103			0.337***
ES	1.359***	0.489***	2.037***	1.494***	0.301**	2.132***
CM	0.528***	0.178**	1.317**			
CM - <i>De jure</i> measure				0.119	0.384***	0.838***
Observations	60	60	60	56	56	56
R ²	0.954	0.971	0.906	0.945	0.977	0.907
F	420.6	1179.6	230.4	327.1	898.3	314.1
Peru						
MI	0.856***			0.843***		
MI – Inflation expectations		1.191***			1.163***	
MI – Interest rates correlation			0.378***			0.343***
ES	0.874***	0.355***	1.333***	0.735***	0.383***	1.190***
CM	0.413***	0.336**	0.518**			
CM - <i>De jure</i> measure				0.413**	0.205**	0.495***
Observations	60	60	60	56	55	56
R ²	0.978	0.989	0.963	0.980	0.933	0.964
F	1003.6	2247.2	690.8	961.2	1629.1	534.3

Source: Author's calculations using central banks' data.

* The table presents the estimation results of model (6) considering alternative measures for monetary policy independence and capital mobility. The sample period is 2003Q1-2017Q4. Parameters are estimated using OLS with Newey-West robust standard errors. ***, ** denote significance at the 1% and 5% level, respectively.

A further concern is the limited number of observations involved in my estimations. This problem is more relevant in the case of the threshold model when the sample is divided into different regimes and can lead to important

inference problems. To address this drawback, I estimate a joint panel model with the observations of all four countries using again all possible combinations of the different trilemma indices.

Table 5 shows that the results obtained so far still hold when considering a panel version of the logarithmic model (eq. 6). In all cases the adjusted R^2 show levels above 94% and the estimated coefficients are statistically significant at the 1% level. Results suggest that, after considering country-fixed effects, the group of countries assigned a larger importance to the goals of monetary independence and exchange rate stability, while giving a considerably lower weight to capital mobility. Once again, this conclusion is robust to the selection of alternative models using the forward-looking monetary policy reaction function and the *de jure* measure for capital mobility.

Table 6 reports the estimation results of the non-dynamic fixed effects panel version of the threshold model (eq. 7). Threshold effects are tested and estimated following the methodology of Hansen (1999) and implemented by Wang (2015). In all cases, the null hypothesis of a linear model is rejected against the alternative of a single-threshold model with high adjusted R^2 coefficients. Under the specifications with the *de facto* measure for capital mobility (first three columns of table 6), the results confirm the conclusions reached with the baseline model: the linearity of the trilemma configuration is valid under the regime of low credit growth and morphs into a restriction in which the capital mobility index is no longer statistically significant.³ However, it seems worth noting that in the specifications with the *de jure* measure all estimated coefficients remain statistically significant in both regimes. In this case, the main difference is that the estimated weight of capital mobility increases under the regime of high credit growth. Although different explanations may be developed, this result may be driven by the limited time variation of the *de jure* index.

Table 5

Estimation results, panel model–logarithmic specification*

	(5.1)	(5.2)	(5.3)	(5.4)	(5.5)	(5.6)
MI	1.037***			1.015***		
MI – Inflation expectations		1.076***			1.051***	
MI – Interest rates correlation			0.308***			0.351***
ES	1.105***	1.044***	1.590***	1.037***	0.955***	1.300***
CM	0.376***	0.386***	0.505***			
CM - <i>De jure</i> measure				0.257***	0.277***	0.456***
Observations	240	240	240	224	224	224
R^2	0.965	0.961	0.942	0.965	0.961	0.946
F	1,223.3	1,495.6	791.8	1,247.2	1,412.3	895.7

Source: Author's calculations using central banks' data.

* The table presents the estimation results of model (6) as a panel with fixed effects. The sample period is 2003Q1-2017Q4. Parameters are estimated using OLS with Newey-West robust standard errors. *** denotes significance at 1% level.

3 This result may be unexpected since this configuration for the high credit growth regime is only present in Colombia (table 3). To further explore this result, I re-estimate the fixed-effects threshold model with a panel that includes only Chile, Peru and Mexico. In this specification, the exchange rate stability index is the non-statistically significant variable under the high credit growth regime.

Table 6

Estimation results, threshold panel models*

		(5.1)	(5.2)	(5.3)	(5.4)	(5.5)	(5.6)
Regime 1	MI	0.953***			1.082***		
	MI – Inflation expectations		1.276***			1.079***	
	MI – Interest rates correlation			0.247***			0.425***
	ES	1.145***	0.894***	1.550***	1.021***	1.058***	1.257***
	CM	0.549***	0.479***	0.628			
	CM - <i>De jure measure</i>				0.169***	0.152*	0.320***
	Observations	119	119	132	87	84	124
Regime 2	MI	1.132***			0.974***		
	MI – Inflation expectations		1.284***			0.977***	
	MI – Interest rates correlation			0.460***			0.315***
	ES	1.062***	0.760***	1.591***	1.019***	0.917**	1.313***
	CM	0.234	0.312	0.286			
	CM - <i>De jure measure</i>				0.320***	0.396***	0.581***
	Observations	101	113	88	145	123	88
	$\hat{\gamma}$	9.98%	8.79%	10.58%	6.29%	8.20%	7.78%
	$\hat{j}$	4	6	4	1	2	6
	R^2	0.963	0.967	0.941	0.963	0.964	0.947
	F	621.5	670.9	374.7	675.5	648.6	400.9

Source: Author's calculations using central banks' data.

* The table presents the estimation results of model (7) non-dynamic threshold panel. The sample period is 2003Q1-2017Q4. Parameters are estimated using OLS with Newey-West robust standard errors. ***, ** denote significance at the 1% and 5% level, respectively.

VI. CONCLUSION

The recent economic situation of many Latin American economies has highlighted a set of dilemmas of macroeconomic policy that recall the “impossible trinity” or “trilemma”.

This paper seeks to measure each dimension of the trilemma and test for its linearity in a group of Latin American economies over the period 2003Q1-2017Q4. To do so, it constructs measures for each policy goal and runs different econometric specifications employing a common methodology in the literature. Furthermore, it expands this test to consider the behavior of the restriction in periods of excessive credit growth following the idea developed by Rey (2018) of a possible “dilemma” due to the effect of global financial cycles in capital flows. The results support the existence of the trilemma in each studied country with significant differences in the configuration of the tradeoff among policy goals. Whereas Colombia, Chile and Mexico pursue monetary independence as their main objective, Peru opts for a framework in which monetary independence and exchange rate stability share similar importance. Overall, these economies assign a lower weight to capital mobility.



The findings also suggest that the linearity of the trilemma remains valid in periods of low credit growth but morphs into a restriction with two goals in episodes of relatively high credit growth. During these episodes, this “dilemma” or “irreconcilable duo” seems to be formed by monetary independence and capital mobility in Chile, Mexico and Peru, and by monetary independence and exchange rate stability in Colombia. These results reflect the acute conflict among macroeconomic policy goals that occurs in periods of large capital inflows.

REFERENCES

- Aizenman, J., M. Chinn, and H. Ito (2008). "Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time." NBER Working Paper Series, No. 14533 (December 2008, updated in April 2009).
- Aizenman, J., M. Chinn and H. Ito (2013). "The 'Impossible Trinity' Hypothesis in an Era of Global Imbalances: Measurement and Testing." *Review of International Economics* 21(3): 447–58.
- Aizenman, J., M. Chinn and H. Ito (2016). "Monetary Policy Spillovers and the Trilemma in the New Normal: Periphery Country Sensitivity to Core Country Conditions." *Journal of International Money and Finance* 68: 298–330.
- Aizenman, J. and R. Sengupta (2013). "Financial Trilemma in China and a Comparative Analysis with India." *Pacific Economic Review* 18(2): 123–46.
- Akcelik, Y., O. Cortuk, and I. Turhan (2012). "Mitigating Turkey's Trilemma Tradeoffs." Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper No. 12/29.
- Bai, J. and P. Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes." *Econometrica* 66: 47–78.
- Bruno, V. and H. Shin (2015). "Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics* 71: 119–32.
- Calvo, G., L. Leinderman, and C. Reinhart (1993). "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors." *International Monetary Fund Staff Papers* 40(1): 108–51.
- Calvo, G., L. Leinderman, and C. Reinhart (1996). "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s." *Journal of Economic Perspectives* 10(2): 123–39.
- Calvo, G. and C. Reinhart (2000). "When Capital Inflows Come to a Sudden Stop: Consequences and Policy Options." In *Reforming the International Monetary and Financial System*, edited by P. Kenen and A. Swoboda. Washington DC: International Monetary Fund.
- Calvo, G. and C. Reinhart (2002). "Fear of Floating." *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 379–408.



- Canale, R., P. De Grauwe, P. Foresti, and O. Napolitano (2017). "Is There a Trade-Off Between Free Capital Mobility, Financial Stability and Fiscal Policy Flexibility in the EMU?" *Review of World Economics* 154: 177–201.
- Cardarelli, R., S. Elekdag, and A. Kose (2009). "Capital Inflows: Macroeconomic Implications and Policy Responses." IMF Working Paper No. 09/40.
- Carvalho, M. and A. Moura (2010). "What Can Taylor Rules Say about Monetary Policy in Latin America?" *Journal of Macroeconomics* 32(1): 392–404.
- Castro, V. (2011). "Can Central Banks' Monetary Policy be Described by a Linear (Augmented) Taylor Rule or by a Nonlinear Rule?" *Journal of Financial Stability* 7(4): 228–46.
- Chinn, M. and H. Ito (2006). "What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions." *Journal of Development Economics* 81(1): 163–92.
- Edwards, S. (1999). "How Effective Are Capital Controls?" *Journal of Economic Perspectives* 13(4): 65–84.
- Edwards, S. (2015). "Monetary Policy Independence under Flexible Exchange Rates: An Illusion?" NBER Working Paper Series No. 20893.
- Fernández, A., M. Klein, A. Rebucci, M. Schindler, and M. Uribe (2016). "Capital Control Measures: A New Dataset." *IMF Economic Review* 64(3): 548–74.
- Goldstein, M. (1995). "Coping with Too Much of a Good Thing: Policy Responses for Large Capital Inflows in Developing Countries." World Bank Policy Research Working Paper No. 1507.
- Hansen, B. (1999). "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference." *Journal of Econometrics* 93(2): 345–68.
- Hansen, B. (2000). "Sample Splitting and Threshold Estimation." *Econometrica* 68(3): 575–603.
- Lane, P. and G. Milesi-Ferretti (2007). "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004." *Journal of International Economics* 73(2): 223–50.
- Levy-Yeyati, E. and F. Sturzenegger (2005). "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words." *European Economic Review* 49: 1603–35.

McKnight, S., A. Mihailov and A. Rangel (2016). “What Do Latin American Inflation Targeters Care About? A Comparative Bayesian Estimation of Central Bank Preferences.” University of Reading Discussion Paper No. 129.

Mundell, R. (1963). “Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates.” *Canadian Journal of Economics and Political Science* 29(4): 475–85.

Obstfeld, M., J. Ostry, and M. Qureshi (2017). “A Tie That Binds: Revisiting the Trilemma in Emerging Market Economies.” IMF Working Paper No. 17/130.

Passari, E. and H. Rey (2015). “Financial Flows and the International Monetary System.” *Economic Journal* 125(584): 675–98.

Rey, H. (2016). “International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma.” NBER Working Paper Series No. 21852.

Rey, H. (2018). “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence.” NBER Working Paper Series No. 21162.

Shambaugh, J. (2004). “The Effects of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy.” *Quarterly Journal of Economics* 119: 301–52.

Taylor, J. (2001). “The Role of the Exchange Rate in Monetary-policy Rules. *American Economic Review Papers and Proceedings* 91: 263-67.

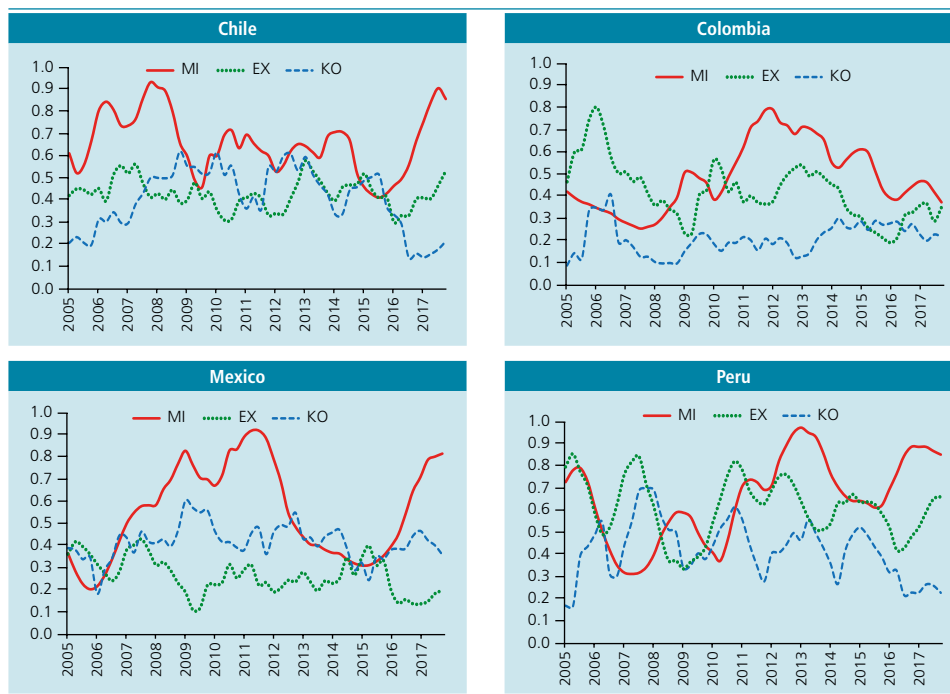
Wang, Q. (2015). “Fixed-effect Panel Threshold Model Using Stata.” *Stata Journal* 15(1): 121–34.



APPENDIX

FIGURE A1

Trilemma indices



Source: Author's calculations using central banks' data.



A SYSTEM FOR FORECASTING CHILEAN CASH DEMAND—THE ROLE OF FORECAST COMBINATIONS

Camila Figueroa S.*
Michael Pedersen

*It is difficult to make predictions, especially about the future.
(Danish proverb)*

I. INTRODUCTION

Several studies are concerned with analyzing the demand for money and the focus is usually on broad measures such as M1 and M3.¹ There are fewer studies focused on the demand for cash even though plausible forecasts of future demand for banknotes and coins are important inputs for efficient stock management, a concern of the monetary authorities in several countries. Cash stock management is no trivial issue, as the monetary authorities have to balance the costs of having too large a stock of cash against the risk of not being able to supply what the economy demands. The cost of the latter is, however, not directly measurable. The investigation in the present paper pursues the quest of finding suitable models for predicting the changes in the stock of outstanding cash in Chile as well as for individual denominations of banknotes and coins. These forecasts may help to plan future orders and deliveries and, hence, to optimize the stock of cash the Central Bank of Chile (CBCh) needs to maintain.²

More concretely, we extend the work of Chumacero et al. (2008), henceforth CPV, by presenting a new system for forecasting the demand for cash in Chile, which contains some new time series models as well as some that include fundamental variables.³ Furthermore, not only the forecast performance for the individual denominations is evaluated, but also the one with respect to the change in total stock of cash in circulation. This latter may be useful when experts apply judgment to the models' forecasts. In contrast to other studies on cash demand forecasts, we present a number of models and can, thus, take advantage of combining the forecasts, which to the best of our knowledge has never been done earlier in the related literature.

* Economic Research Department, Central Bank of Chile. Emails: rec@bcentral.cl; mpederse@bcentral.cl

¹ Surveys of the money demand literature are offered by e.g. Barnett et al. (1992) and Duca and VanHoose (2004).

² The issue of minimizing inventory costs is a complex one, and the present research paper merely presents a number of econometric models, which can be utilized in the forecasting process to improve the estimations of future demand.

³ The models based on fundamentals are inspired by Baumol (1952) and Tobin (1956) who find a relation between money demand, activity and the opportunity cost of holding money, i.e., the interest rate. Even though the elasticities in the Baumol-Tobin model may be better captured by broader measures of money, in the present paper we estimate them between nominal variables with respect to the demand for cash. Briglevics and Schuh (2014) employ an extended version of the Baumol-Tobin model (Sastry, 1970) that allows for the use of credit cards to study U.S. consumer demand for cash.

A priori one might expect that models based on fundamental variables would perform better when the money supply is endogenous, whereas time series models might be more appropriate for economies where it is exogenous. In the case of Chile, and this is probably the case for other economies as well, the supply of banknotes is best described as being exogenous during the period investigated in the sense that not all of the banks' demand for bills has been supplied all the time. On the other hand, given this fact, the commercial banks may inflate their demand in order to obtain the quantity of bills they desire given the restriction they expect the central bank to impose. Hence, in practice the Chilean supply may be characterized as being exogenous during the period analyzed, but with an important endogenous component.

The evidence from the forecasting exercises suggests that the average forecasts, i.e. the average of the forecasts of all the models employed, performs quite well with respect to the total stock of circulating cash, but individual models and sub-combinations frequently make better predictions of the denominations. With respect to aggregate cash in circulation, some additional experiments reveal that precise forecasts of the fundamental variables may help to predict the stock on the three-year horizon and projections with aggregate observations perform better than the sum of the single denomination forecasts.

Amongst the existing studies of currency demand, only a few are concerned with forecasting.⁴ Gerst and Wilson (2011) estimate models for each dollar bill denomination up to US\$100 as well as aggregate demand with models that include information of regulation / policy, domestic and international macroeconomic variables, demographic trends, and technology and consumer taste. They also include seasonal dummies in the model and with a pseudo out-of-sample forecast exercise, using actual values of the exogenous variables, they argue that the model does a "fairly good job of predicting." To predict the demand for various denominations of Norwegian coins and notes, Vale (2015) estimates vector error correction models including as exogenous variables point-of-sale consumption by the household sector (goods and services for which consumers are likely to consider using notes and coins), number of terminals for electronic funds transfer at points of sales, the central bank's interest rate and some specific dummies including seasonal ones. He argues that these models out-of-sample forecast "reasonably well" over the horizon of eight quarters. In a recent study, Miller (2017) applies an error correction model to forecast the demand for banknotes in the UK. The variables included are the interest rate, exchange rates, nominal consumption, ATMs, number of bank branches, self-

4 Recent literature on currency demand includes the studies of Doyle (2000): Foreign demand for currencies of the U.S., Germany, and Switzerland; Khamis and Leone (2001) on real currency demand in Mexico after its financial crisis in 1994; Akinci (2003) on currency circulation in Turkey; Fischer et al. (2004) on circulation of euros; Amromin and Chakravorti (2009) on demand for small currency denominations in 13 advanced economies; Columba (2009) on transaction technology and demand for currency and M1 in Italy; Cusbert and Rohling (2013) on currency demand in Australia during the recent international financial crisis; Bagnall et al. (2014) conduct a comparison of consumer cash usage in seven industrialized countries; Briguevics and Schuh (2014) on U.S. consumer demand for cash; Dunbar (2014) on currency demand and demographics in Canada; and Bartzsch et al. (2015) investigate demand for euro banknotes in Germany.



employment, and the number of regular payments made in cash. Variables that turned out not to be important are the unemployment rate, the proportion of workers born in Eastern Europe, estimates of the shadow economy, effective exchange rate, official foreign holdings of sterling, VIX, sterling-dollar volatility, tourist expenditure, number of state benefit payments per person and the number of students in the UK. For Chile, CPV employ autoregressive models and autoregressive distributed lag models to estimate demands for real stock (deflated by the consumer price index) of coins and notes. The explanatory variables are monthly data of GDP and an interest rate. They find that the univariate time series models make the better predictions. As mentioned earlier, a main difference between these studies and the present one is that we present a system of models and take advantage of forecast combinations.

The next section offers some stylized facts of the aggregate stock of banknotes in Chile and discusses the relation between the commercial banks' demand for bills and the supply of the CBCh. Section III presents the data employed and discusses some statistical properties. Sections IV and V report, respectively, the results of the forecast exercises for aggregate cash in circulation and denominations of coins and banknotes. Finally, section VI offers some concluding remarks.

II. BANKNOTES AND COINS IN CHILE: STYLIZED FACTS, DEMAND AND SUPPLY

The CBCh has the exclusive faculty to issue banknotes and coins in Chile and thus regulates the amount of currency in circulation. The current family of banknotes was put into circulation between 2009 and 2011, and it is printed on two types of material. Since 2006, the \$1,000, \$2,000 and \$5,000 bills are printed on polymer substrate, while the \$10,000 and \$20,000 bills are printed on cotton substrate; the banknote printing programs have been awarded through public tenders. The coins in circulation are \$10, \$50, \$100 and \$500. From the current family of coins, \$500 is the last denomination put into circulation in July 2000,⁵ and in November 2017 began the gradual withdrawal of the \$1 and \$5 coins. The cycles of Chilean coins and banknotes are described in CPV.

Besides the importance of supplying the cash the economy requires to function well, an accurate estimate of the future demand is also essential for reasons related to budget and logistic concerns. Firstly, the printing program has a significant cost for the Central Bank that annually averages about 80% of its operating costs. Secondly, due to logistical concerns and technological constraints, the planning and bidding process for printing notes begins with around three years of anticipation. Thirdly, the inventory costs associated with physical requirement and management should be minimized.

⁵ Until this date the \$500 was a bill, these notes are still valid for payments.

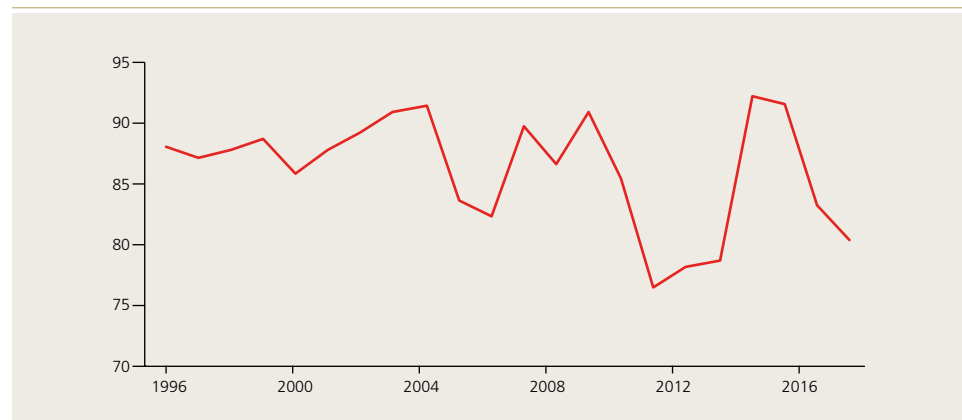
From a production point of view, Chile is a relatively small economy in the sense that the annual purchases of new units are quite small. Hence, orders are placed for a period of two or three years with an option to increase them once every year. The orders also include the plan of the delivery dates, i.e. how many bills will be delivered a specific month, and the purchase planning starts well ahead of publishing the tender. For this reason it is necessary to project the total purchase for the period three years ahead, but the one and two years horizon are equally important for the considerations of possible extra purchases and for planning the delivery times and amounts.⁶ The forecast evaluations presented in sections IV and V are made for the annual horizons, but the models are estimated with quarterly observations such that they can also be applied to plan dates of delivery.

1. Some stylized facts

The total amount of banknotes and coins in circulation, which is measured in Chilean pesos, including the cash held by financial institutions, represent about 90% of the monetary base. As shown in figure 1, this ratio was relatively stable during the late 1990s, but it started to fall in 2004 to reach around 76% in 2011. In 2014, it increased back to the 90% level, but dropped back to about 80% in 2017. With respect to banknotes and coins, about 70% are circulating in the economy and the rest is held by commercial banks and financial institutions.

Figure 1

Banknotes and coins in circulation relative to the monetary base*
(percent)



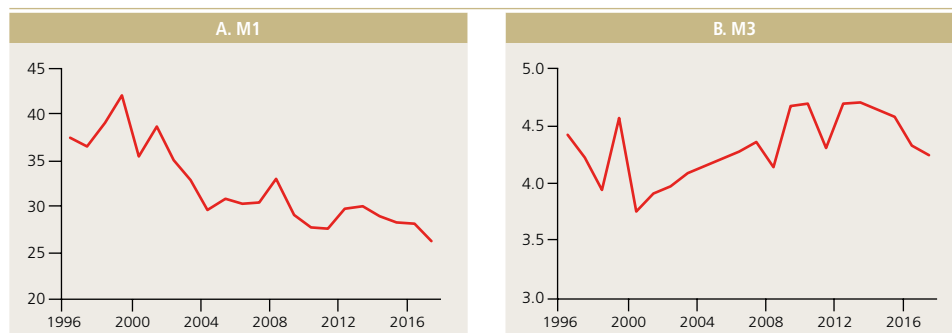
Source: Authors' elaboration with data from the Central Bank of Chile.

(*) Annual observations in Chilean pesos.

⁶ For this reason is it not convenient to make direct forecasts in the present context.

Figure 2

Banknotes and coins in circulation relative to the money supply* (percent)

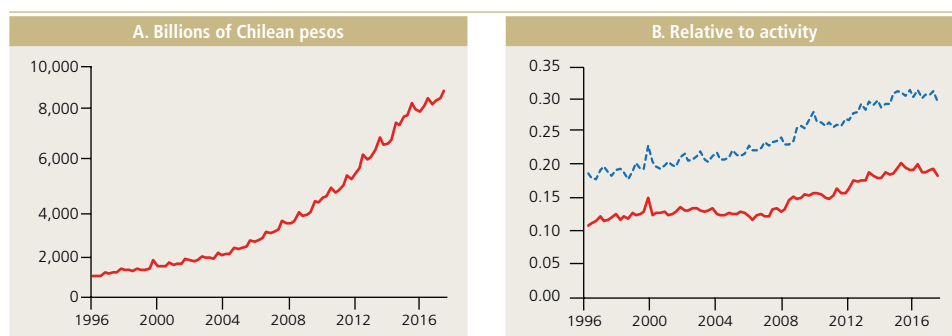


Source: Authors' elaboration with data from the Central Bank of Chile.

(*) Annual observations. Both measures are in Chilean pesos.

Figure 3

Stock of banknotes and coins in circulation*



Source: Authors' elaboration with data from the Central Bank of Chile.

(*) In (b) the solid line represents the stock/GDP ratio, while the dashed line is stock/private consumption.

As for M1, over the same period of time, the percentage of banknotes and coins has fallen from an average of 37% in 1996 to 27% in 2017 (figure 2A). Considering the broader definition of money (M3), the percentage of banknotes and coins has been quite stable around 4.5%, but from 2000 onwards it increased steadily reaching levels close to 4.7% in 2012, but fell afterwards to 4.2% in 2017 (figure 2B).

The total stock of banknotes and coins has more than tripled its nominal value over the last ten years (figure 3A). With respect to the GDP growth rate—and even with respect to private consumption—the stock of banknotes and coins has also increased, implying that in Chile banknotes and coins are still important

means of payment despite the development of alternative ways of paying such as bank cards and electronic transfers⁷ (figure 3B).

2. Demand and supply

Once a month the commercial banks request from the CBCh banknotes and coins (new issues as well as replacements), the amounts provided to the banks are deducted from their current accounts with the public entity. The CBCh usually supplies the demanded quantity of every denomination, or a lower amount, considering the inventory and projections of future demand.⁸ While coins are always supplied as requested, the supply of banknotes has often been lower than the demand (figure 4A).⁹ This fact may have been internalized by commercial banks, such that it cannot be ruled out that effective orders may sometimes exceed actual needs.

For some denominations the difference between demand and supply has been more persistent over time (figure 4B).¹⁰ In particular, for the \$2,000 and \$5,000 banknotes there were significant gaps during the periods 2005-2007 and 2011-2013 (figures 4C and 4D). During the second period, the demand for both denominations reached around three times the effective supply. The persistence of these gaps might have affected the demand upward to compensate for previous gaps. The demand for \$2,000 and \$5,000 banknotes declined in 2013, which may be partly explained by the decision to remove the lower denominations (\$1,000, \$2,000 and \$5,000) from the ATMs. The reason is that ATMs with only high denomination banknotes imply a lower cost for banks, as they have to reload them less frequently. This change has also implied a higher demand for \$20,000 banknotes, a demand that could not always be satisfied (figure 4F). The demand for \$10,000 banknotes, however, has remained relatively stable and has usually been met (figure 4E).

⁷ From 2009 to 2015, the total volume of transactions using cards (including debit cards and bank and nonbank credit cards) increased from 17.4% to 27.3% of consumption according to Central Bank of Chile (2016).

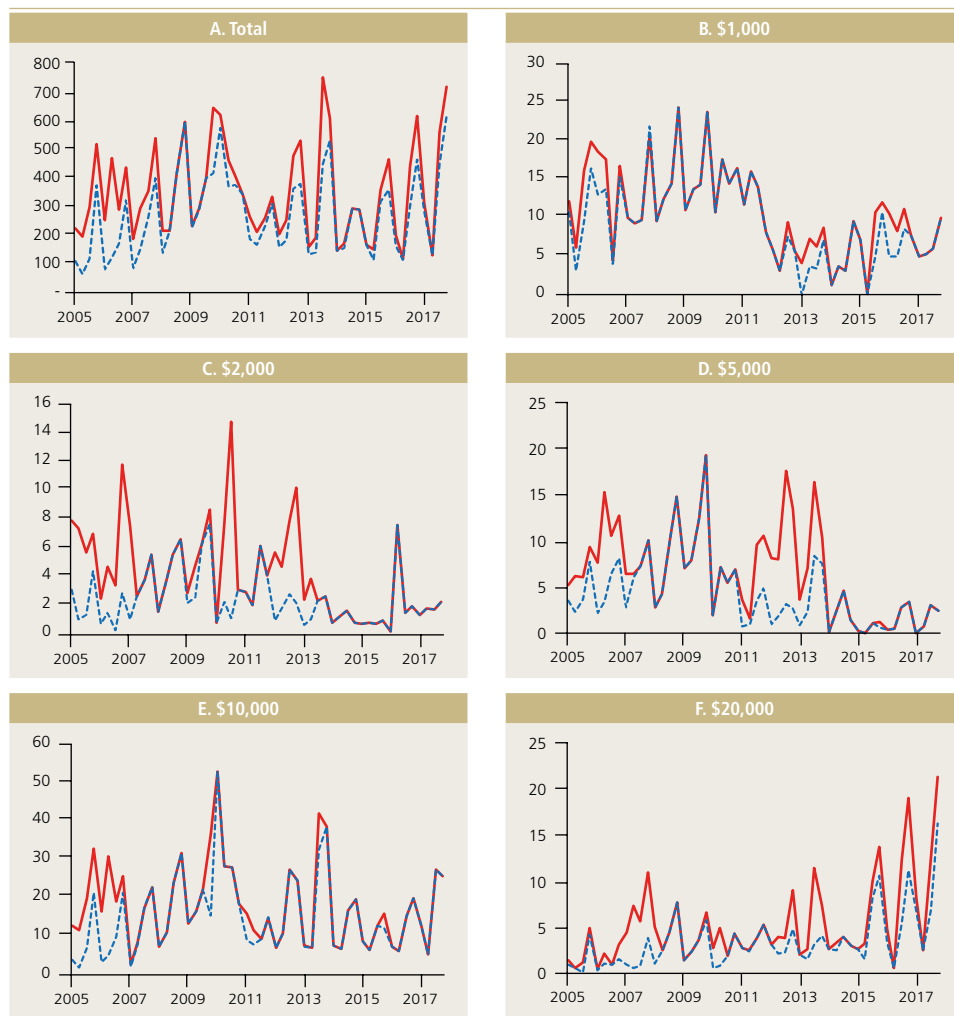
⁸ When the demand is not met by the CBCh, the commercial banks may try to exchange denominations with other banks.

⁹ Monthly data are provided by the Treasury Management of the CBCh.

¹⁰ In the data available since 2005, around 3% of the times the supply of banknotes or coins has been slightly higher than the quantity demanded. This can be explained by the packaging format, which sometimes requires rounding off.

Figure 4
Demand for and supply of banknotes*

(millions of pesos, except for (A): billions of Chilean pesos)



Source: Authors' elaboration with data from the Central Bank of Chile.

(*) Solid line represents the demand for denomination, while the dashed line is the quantity supplied by the Central Bank of Chile.

III. DATA DESCRIPTION

This section presents the data utilized in the forecast exercises conducted in sections IV and V, and discusses some statistical properties of the time series.

1. Data sources

The stock series (by denomination) for banknotes and coins are monthly, measured in millions of pieces, and are available since January 1985. While

the series are published in the Statistical Database of the CBCh from 1994 onwards, the models are estimated with observations from 1996 because of the availability of the fundamental variables. These fundamental variables are of quarterly frequency, which is the one used in estimations.

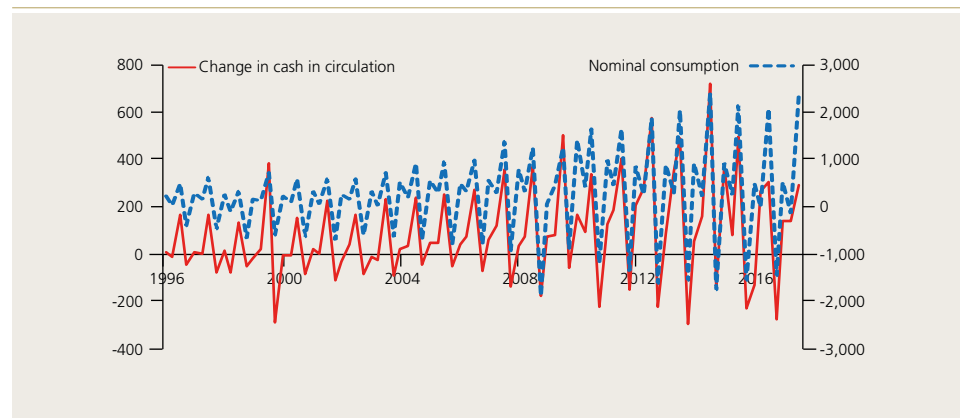
The predictions are made with time series models as well as some with fundamental macroeconomic variables. Following the Baumol (1952) and Tobin (1956) line of thinking, the variables considered in the present context are economic activity, the development of prices and the interest rates. As in related work, the main fundamental variable is the private consumption, but estimations are also made with other national account data: the gross domestic product (GDP), total consumption and disaggregated observations of the private consumption (durables, nondurables, and services). The series are measured in current prices (millions of Chilean pesos) and in volumes and are available from the first quarter of 1996. The data are published in the Statistic Database of the CBCh.¹¹

Price development, the cost of holding cash, is measured by the consumer price index (CPI), while the interest rate employed to approximate the opportunity cost of holding money, is the monthly average nominal deposit rate of the financial system (30- to 89-day terms, annual percentage).

2. Seasonality

Figure 5

Change in cash in circulation and nominal consumption (billions of Chilean pesos)



Source: Authors' elaboration with data from the Central Bank of Chile.

11 <http://si3.bcentral.cl/Siete/secure/cuadros/home.aspx?Idioma=en-US>.

Changes in the stock of banknotes and coins present a high degree of seasonality (figure 5). This is also true for nominal consumption, but the seasonal variations in the two series present some differences. With respect to cash in circulation, it increases sharply the fourth quarter each year (Christmas and New Year effects), and this is followed by a drop in the first quarter the next year. The second and third quarters present only smaller changes. In a simple exercise where the circulating stock is regressed on seasonal dummies, the results indicate that almost 74% of the total variation can be explained by these dummies by means of the R^2 . As shown in figures A1 and A2 in appendix A, the denominations of the banknotes also present seasonality, while it is less pronounced for the coins.

3. Unit roots

A battery of unit root tests are conducted for the total cash stock in circulation as well as the GDP and the consumption time series, the CPI and the interest rate. The results of the test are reported in table 1, which also presents the estimated coefficient in a simple AR(1) model and its standard error. For the series of durable consumption the tests generally suggest that the series are integrated of order one, $I(1)$, when applying a 5% confidence level. Especially, the stock in circulation seems to be non-stationary, while the results are mixed for the denominations, as shown in table A1 in appendix A. To conclude, the evidence from the unit root tests generally suggests that the variables are non-stationary, even though there are some doubts for some of the denominations.

Table 1

Unit root tests*

	Total Stock	GDP	Total Cons.	Priv. Cons.	Dur. Cons.	Non dur. Cons.	Serv. Cons.	CPI	Interest rate
Coef. AR(1)	0.59 (0.09)	0.72 (0.08)	0.41 (0.10)	0.53 (0.09)	0.46 (0.10)	0.42 (0.10)	0.43 (0.10)	0.87 (0.05)	0.81 (0.06)
Autoregressive tests									
ADF	-2.13	-1.77	-2.79	-3.04	-3.82**	-2.71	-1.93	-3.09	-2.96
PP ($Z\alpha$)	-4.83***	-4.16***	-5.53***	-5.26***	-5.85***	-6.21***	-5.58***	-3.13	-2.88
Efficient tests									
ERS Point-optimal	9.72	10.74	5.16**	3.06***	1.32***	33.44	12.89	11.57	6.40*
Df-GLS	-1.69	-1.72	-2.34	-2.46*	-2.91	-1.09	-2.32	-2.21	-2.93*
Ng-Perron ($MZ\alpha$)	-10.01	-7.51	-20.85**	-27.48***	-46.81***	-2.31	-8.51	-10.30	-14.34*
Stationary test									
KPSS	0.21**	0.16**	0.19**	0.17**	0.14*	0.24***	0.14*	0.06	0.21**

Source: Authors' elaboration.

(*) Numbers in parentheses are standard errors. The tests and the AR(1) models include a deterministic trend and an intercept. */**/***: Rejection of the null when applying a confidence level of 10%/5%/1%. ADF: Augmented Dickey and Fuller (1979). PP: Phillips and Perron (1988). The critical values applied for ADF and PP are those simulated by MacKinnon (1996). ERS Point-optimal and Df-GLS: Elliott et al. (1996). KPSS: Kwiatkowski et al. (1992). The bandwidths applied for the kernel-based estimations used in PP and KPSS are selected automatically as described in Newey and West (1994). Lag lengths in the other tests are selected according to Schwarz information criterion. The null hypothesis of the KPSS test is stationarity, while it is non-stationarity in the other ones. Bold numbers indicate that the test suggests non-stationarity.

IV. FORECASTING TOTAL CASH IN CIRCULATION

This section presents the results of the forecast exercises for the total cash in circulation. Subsection IV.1 presents the econometric models applied, i.e. the cointegrated vector autoregressive (CVAR) models, which include one of the activity variables in nominal terms, the CPI and the interest rate, and the time series models. Then combination of forecasts is discussed. Subsection IV.2 reports the results and contains a brief discussion on the importance of having precise projections of the fundamental variables. To save space, only the results of the best performing models are reported, but all results and tests are available upon request. However, since all the data employed are publically available all results are easy to replicate. The logarithm of the time series is applied before estimation.

1. Econometric models and combinations

Firstly, the cointegrated VAR models are presented followed by the introduction of the time series models. Finally the sub-combinations, which are employed in the forecast exercises, are reported in subsection IV.1.

The cointegrated VAR models

A total of six models are estimated and forecasted, one for each of the activity variables in nominal terms:¹² total consumption, private consumption, durable and non-durable consumption, services consumption and GDP. The starting point of the econometric analysis is an unrestricted VAR model,¹³ which is estimated with five lags¹⁴ and includes centered seasonal and temporary dummies,¹⁵ besides a deterministic trend and an intercept. With a 5% significance level the Trace test of Johansen (1988, 1995) indicates that each model has at least one cointegrating relation, which is imposed on all systems.¹⁶

12 For robustness, three variable models in real terms (real (CPI deflated) outstanding stock, real activity, and nominal short-term rate) were also estimated. Real term specifications rely on a strong assumption of homogeneity with respect to a particular price measure, which may be too restrictive in the case of cash demand (see also Nachane et al. (2013) and Dunbar (2014)). Besides, it would be necessary to have auxiliary CPI projections to obtain forecasts of the nominal outstanding stock. In any case, the root mean square error distances to actual stock observations are smaller for the nominal models in most cases.

13 The econometric model is outlined in appendix B. The VAR model was chosen to allow for endogeneity between the cash demand and the macroeconomic variables included in the analysis.

14 Schwarz information criterion suggests one lag in the unrestricted VAR models, while the Akaike criterion suggests eight lags. The VAR models are estimated with five lags (four in the VECM), which was sufficient, together with the inclusion of some temporary dummies, to obtained errors which are not affected by serial correlation of order one and four according to the Lagrange Multiplier tests and that are not skewed according to the Doornik and Hansen (2008) omnibus test. Juselius (2006) notes that VAR estimates are more sensitive to non-normality due to skewness than to excess kurtosis.

15 The dummies are centered to avoid effects on the underlying asymptotic distribution of the models (see Johansen (1995) and Juselius (2006)). All models include dummies for the third quarter 1998 and the fourth quarter of 1999, where, respectively, the \$20000 bill was introduced and there was an extraordinary precautionary demand for cash because of Y2K. Besides that, the models include one and two activity-related dummies.

16 Critical values are from MacKinnon et al. (1999). The model with durable consumption is a borderline case with a p-value of 0.0537 and test for the model with services consumption indicates two cointegrating relations. In this latter case, however, it is not obvious that both of the relations are indeed stationary.

Preliminary tests reveal that some of the models make better forecasts when including holiday effect of the Bell and Hillmer (1983) type, while others do not.¹⁷ Hence, the models are estimated with and without an exogenous Bell-Hillmer (BH) variable, which leave us with a total of 12 CVAR models.

The time series models

The time series models employed are shown in table 2. They are chosen to take into account the seasonality present in the outstanding cash. The two first ones (Mod 1 and 2) are simple random walk types of models, where the projections are simply the same growth rate as one year ago and the average of the last five years, respectively. Mod 3 is an autoregressive (AR) model of order four and Mod 4 includes seasonal dummies. Mod 5 to 10 are different specifications of SARIMA models.¹⁸ The models 3 to 10 are estimated with and without BH effects, such that forecasts are made with a total of 18 time-series models.

Table 2

Time series models*

Name	Model	Const.	BH
Mod 1	$\Delta x_t = \Delta x_{t-4} + \varepsilon_t$		
Mod 2	$\Delta x_t = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 \Delta x_{t-4i} + \varepsilon_t$		
Mod 3	$\Delta x_t = \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$	Yes	Yes
Mod 4	$\Delta x_t = \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^3 \gamma_j s_j + \varepsilon_t$	Yes	Yes
Mod 5	SARIMA(0, 1, 1) × (0, 0, 0)4	Yes	Yes
Mod 6	SARIMA(1, 1, 1) × (1, 0, 1)4	Yes	Yes
Mod 7	SARIMA(0, 1, 1) × (0, 0, 1)4	Yes	Yes
Mod 8	SARIMA(0, 0, 0) × (1, 1, 1)4	Yes	Yes
Mod 9	SARIMA(0, 1, 0) × (1, 0, 1)4	Yes	Yes
Mod 10	SARIMA(1, 0, 1) × (0, 1, 0)4	Yes	Yes

Source: Authors' elaboration.

(*) Const: The model includes an intercept. BH: The model is estimated with and without Bell-Hillmer effects.

17 Bell-Hillmer regressors is a simple way to model effects of moving holidays. They assume that there is an interval of days over which the effect of the holiday can be regarded as being the same for each day. In the present context, the Bell-Hillmer coefficient for each quarter is calculated in terms of working days, i.e. holidays over total working days, as this produced better results than number of holidays over total number of days.

18 The models were estimated in Eviews, which should be taking into account if trying to replicate the results of the SARIMA models (see Newbold et al. (1994)).

Combining forecasts

One reason for having a system of models for forecasting is that the diversity of the forecasts can be utilized as a measure of uncertainty. Another is that one can combine the predictions,¹⁹ which the literature has argued is a good idea since it can be difficult to find a single best model that makes the best forecast as the performance of different models is most likely state-dependent. Hence, there are diversification gains in combining the forecasts from a number of models. Generally, it is recommendable to combine forecasts when (i) the individual forecasts are misspecified, (ii) the forecasting environment is unstable and / or (iii) there is a short track record. The first condition is most likely fulfilled for the forecasts of cash in circulation, as the period of observations is limited, which implies that (iii) is also met. With respect to (ii), as mentioned by Miller (2017), it is particularly difficult to predict cash demand with historical observations as the time series are affected by possible structural breaks due to factors such as changes of the denominations employed in the economy, the development of the informal sector, the way consumers make and pay for purchases (for example, the introduction of on-line shopping), etc. Hence, combining forecasts to predict cash demand seems to be suitable, and particularly for the demand for different denominations.

There are several ways that the forecasts can be combined and in the present context we choose the simple average, i.e. assigning the same weight to each of the projections. While there is no theoretical reason for equal weights to be the optimal combination scheme (Diebold and Shin, 2017),²⁰ the empirical literature frequently finds that the simple average performs better than more sophisticated combinations (Smith and Wallis, 2009). This has been named the Forecast Combination Puzzle by Stock and Watson (2004). To limit the effects of extreme projections, we also calculate the median forecast.

Beside the average and median forecasts of all the models (VAR and time series models with and without BH effects), the same measures are calculated for some sub-combinations in order to evaluate how well they perform compared to the overall average / median. The following sub-combinations are evaluated:

- VAR models: with BH effects, without BH effects and all forecasts included.
- Time series models: with BH effects, without BH effects and all forecasts included.
- VAR and time series models: with BH effects and without BH effects.

2. Forecasting

The forecast exercise consists in estimating the models with observations until 2008Q4, i.e. twelve years when including four lags, and make forecasts up till

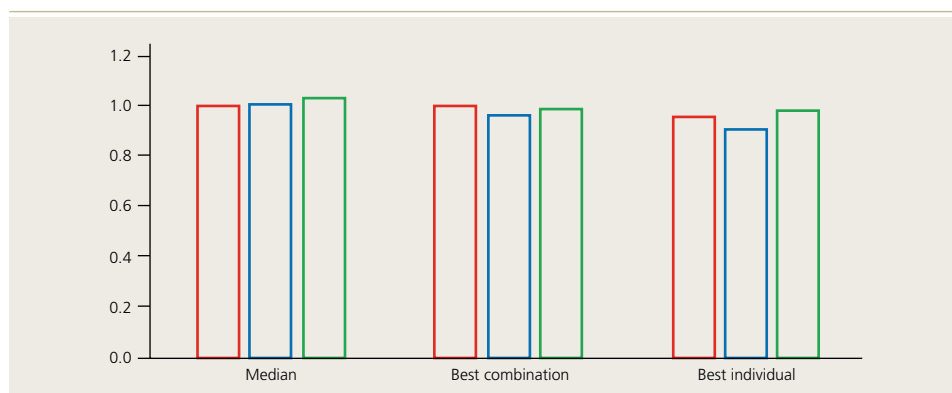
¹⁹ For a recent overview of forecast combinations, see Elliott and Timmermann (2016).

²⁰ Diebold and Shin (2017) do argue, however, that simple averages are likely to be nearly optimal even if not fully optimal.

three years ahead. Then a year of observations is added to the estimation sample and the exercise is repeated until forecasts are available to 2017Q4.²¹ This leaves us with a total of nine one-year-ahead forecasts, eight two years ahead and seven three years ahead. Thus, the number of predictions is very limited, which has to be taken into account when reading the results. As is standard in the literature, the results are reported by the root mean squared error (RMSE²²), which is normalized with the average forecast of all the models such that values higher (lower) than one indicate the forecasts are worse (better) than the average. The results for the median as well as the best of the sub-combinations and individual models, reported in table C1 in appendix C, are shown in figure 6.

Figure 6

Total circulation: Relative RMSE of out-of-sample forecasts*



Source: Authors' elaboration.

(*) RMSE of forecasts with respect to the average forecast. The bars represent predictions one, two, and three-years-ahead, respectively. Dotted bars (of which there are none in figure 6) indicate that the difference of the mean squared errors are statistically different according to the Diebold and Mariano (1995) test with the Harvey et al. (1997) small-sample correction.

Table 3

Forecast statistics. Total stock in circulation*

	1-year-ahead		2-years-ahead		3-years-ahead	
	Better	Under. (3/9)	Better	Under. (4/8)	Better	Under. (4/7)
Median	3/9	3/9	3/8	4/8	3/7	4/7
Sub-comb.	4/9	3/9	3/8	3/8	3/7	3/7
Individual	3/9	3/9	4/8	3/8	3/7	3/7

Source: Authors' elaboration.

(*) Better: Relative number of times the absolute error is less than that of the average. Under: Relative number of underestimations. The numbers in parenthesis is for the average.

²¹ The out-of-sample forecast exercise is pseudo in the sense that the models are estimated with the most recent vintage, 1996Q1 – 2017Q4 of the activity variable, which includes revisions that are not available in real time. Furthermore, tests for cointegration and misspecification are performed with the full sample.

²² $RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (E(y_i) - y_i)^2}$, where $E(y_t)$ is the forecast of the variable y_t and n is the number of available forecasts.

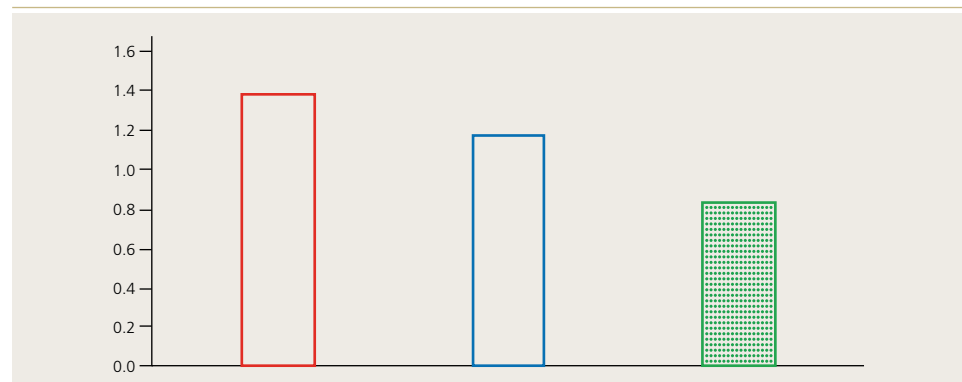
While it is possible to find sub-combinations and individual models that perform better than the average, the gains are quite limited and not statistically significantly.²³ Due to the very limited number of forecasts, some additional statistics are presented in table 3. It turns out that none of the forecasts is better than the average more than half of the times and the average forecast is not more biased than the others. Hence, in the context of the models evaluated in the present paper, it is concluded that the average forecast is quite good.

The impact of accurate forecasts of the fundamental variables

As an experiment, this subsection analyzes the extent to which better forecasts could be obtained with perfect foresight of the fundamental variables. This serves to evaluate whether it is recommendable to include exogenously made forecasts of these variables instead of utilizing the dynamic forecasts of the VAR models. It cannot be stressed enough that this is merely an experiment and no discussion is included of, for example, the increased forecast uncertainty. The models are simple regressions, which include the change in the (nominal) total cash on the left-hand-side of the equality and the contemporaneous values of the activity variable, the CPI and the interest rate on the right-hand-side as well as a constant term and some outlier dummies. The regressions are estimated recursively and forecasts are made out-of-sample, but with the actual values of the fundamental variables. Figure 7 shows the relative RMSE of the average perfect foresight forecast and the average applied in figure 6. It is not evident that precise predictions of the fundamental variables improve the forecasts of the two shortest horizons, but there seems to be some gain at the longest one. Hence, good forecasts of economic activity, price development and the interest rate seem to be valuable input for the estimation of the future (long-run) circulation of cash.

Figure 7

Effects of accurate predictions of fundamental variables **Relative RMSE of out-of-sample forecasts***



Source: Authors' elaboration.

(*) See figure 6. The average forecast used for comparison is the same as in figure 6.

²³ The test applied is that of Diebold and Mariano (1995) with the small sample correction proposed by Harvey et al. (1997), see appendix D. It should be emphasized, however, that the outcomes are merely indicative as a very small sample of forecasts is available.

V. FORECASTING DENOMINATIONS OF BANKNOTES AND COINS

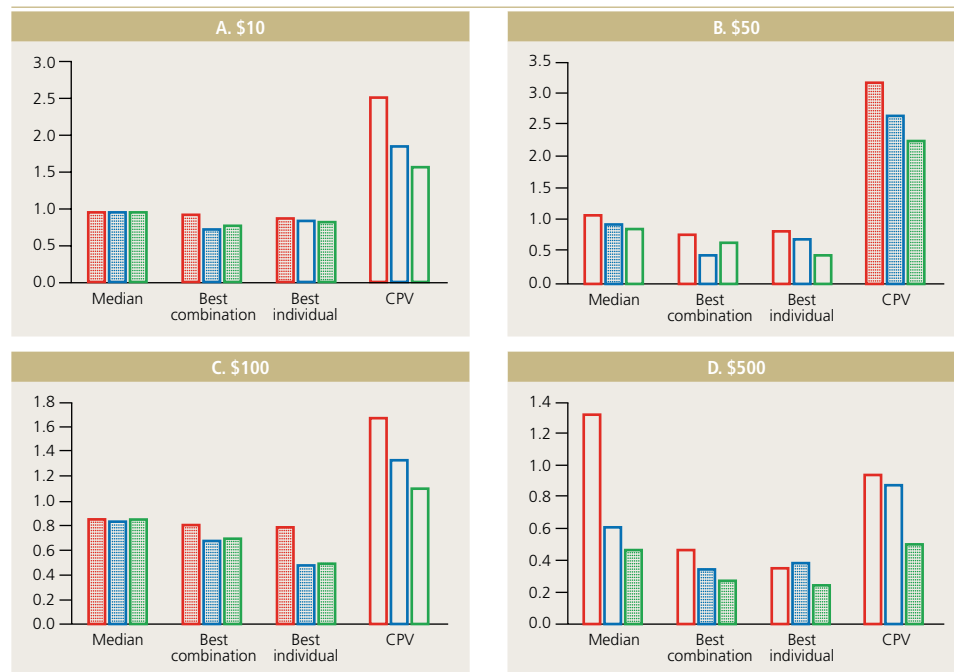
The models applied in this section are the same as the ones presented in the previous one, but the variables forecasted are number of units that circulate of each coin and banknote denomination. Furthermore, CVAR models are also estimated with real variables and, for comparison, the results are also contrasted with those of CPV.²⁴ The results are reported in subsection V.1, while subsection V.2 discusses whether forecasts of the total cash stock in circulation should be made with aggregated forecasts or the aggregation of disaggregated ones.

1. Forecast exercises

The results of the forecast exercises are shown in figure 8 for the coins and in figure 9 for the banknotes. Often the RMSE are smaller for the median, the best sub-combination or an individual model, and many times the differences are statistically significant. Particularly, the median does often perform slightly better than the average. The individual models that perform best are frequently time series, which is to be expected as there are no theoretical arguments for fundamental variables to explain variations in the denominations of coins and banknotes.

Figure 8

Coins: Relative RMSE of out-of-sample forecasts*



Source: Authors' elaboration.

(*) See figure 6. CPV are the forecasts made with the model of Chumacero et al. (2008). The average forecast is that of all the models per denomination.

24 These forecasts are made with the program elaborated by Rómulo Chumacero for the CBCh.

Figure 9

Banknotes: Relative RMSE of out-of-sample forecasts*



Source: Authors' elaboration.

(*) See figure 8.

Turning to the statistics of the forecasts, which are reported in tables 4 and 5, they generally confirm the evidence from the figures. It is noteworthy that the median often makes better coin projections than the average, while it is not clear that this is true for the banknotes. More often than not, however, some sub-combination or individual models beat the average (and the median) when forecasting denominations. Again, it should be remembered that this evaluation is made with few observations and more predictions are probably necessary for taking advantage of the benefits of combining the forecasts.



Table 4

Forecast statistics. Coins*

	1-year-ahead		2-years-ahead		3-years-ahead	
	Better	Neg.	Better	Neg.	Better	Neg.
\$10		(4/9)		(3/8)		(3/7)
Median	8/9	4/9	8/8	3/8	6/7	3/7
Sub-comb.	7/9	4/9	6/8	3/8	6/7	3/7
Individual	7/9	4/9	6/8	2/8	4/7	3/7
CPV	3/9	3/9	3/8	3/8	2/7	3/7
\$50		(4/9)		(2/8)		(1/7)
Median	6/9	4/9	7/8	3/8	4/7	0/7
Sub-comb.	5/9	2/9	7/8	2/8	3/7	2/7
Individual	2/9	5/9	4/8	3/8	2/7	2/7
CPV	3/9	6/9	1/8	6/8	2/7	7/7
\$100		(2/9)		(2/8)		(1/7)
Median	8/9	2/9	6/8	2/8	6/7	1/7
Sub-comb.	8/9	2/9	7/8	2/8	6/7	1/7
Individual	6/9	5/9	7/8	2/8	5/7	2/7
CPV	4/9	3/9	3/8	2/8	4/7	3/7
\$500		(2/9)		(1/8)		(0/7)
Median	6/9	4/9	7/8	4/8	6/7	4/7
Sub-comb.	6/9	3/9	8/8	3/8	7/7	3/7
Individual	6/9	3/9	8/8	4/8	7/7	4/7
CPV	4/9	5/9	6/8	7/8	5/7	7/7

Source: Authors' elaboration.

(*) See table 3. CPV is the model of Chumacero et al. (2008).

Table 5

Forecast statistics – Banknotes*

	1-year-ahead		2-years-ahead		3-years-ahead	
	Better	Neg.	Better	Neg.	Better	Neg.
\$1000		(7/9)		(7/8)		(7/7)
Median	3/9	7/9	4/8	7/8	4/7	7/7
Sub-comb.	6/9	7/9	6/8	7/8	6/7	7/7
Individual	6/9	5/9	7/8	5/8	7/7	5/7
CPV	5/9	7/9	5/8	8/8	4/7	7/7
\$2000		(3/9)		(1/8)		(1/7)
Median	5/9	3/9	6/8	1/8	3/7	1/7
Sub-comb.	7/9	4/9	6/8	3/8	6/7	1/7
Individual	8/9	4/9	5/8	3/8	6/7	3/7
CPV	3/9	2/9	2/8	1/8	2/7	0/7
\$5000		(2/9)		(2/8)		(2/7)
Median	4/9	2/9	4/8	2/8	4/7	2/7
Sub-comb.	7/9	5/9	7/8	2/8	6/7	3/7
Individual	6/9	5/9	7/8	2/8	4/7	3/7
CPV	5/9	3/9	7/8	2/8	5/7	2/7
\$10000		(4/9)		(4/8)		(4/7)
Median	4/9	3/9	4/8	4/8	5/7	4/7
Sub-comb.	5/9	3/9	4/8	3/8	6/7	4/7
Individual	6/9	3/9	5/8	2/8	5/7	4/7
CPV	3/9	2/9	2/8	2/8	2/7	0/7
\$20000		(2/9)		(3/8)		(2/7)
Median	5/9	3/9	4/8	4/8	3/7	6/7
Sub-comb.	5/9	2/9	5/8	6/8	7/7	2/7
Individual	5/9	3/9	4/8	4/8	3/7	3/7
CPV	6/9	3/9	4/8	5/8	3/7	6/7

Source: Authors' elaboration.

(*) See table 4. CPV is the model of Chumacero et al. (2008).

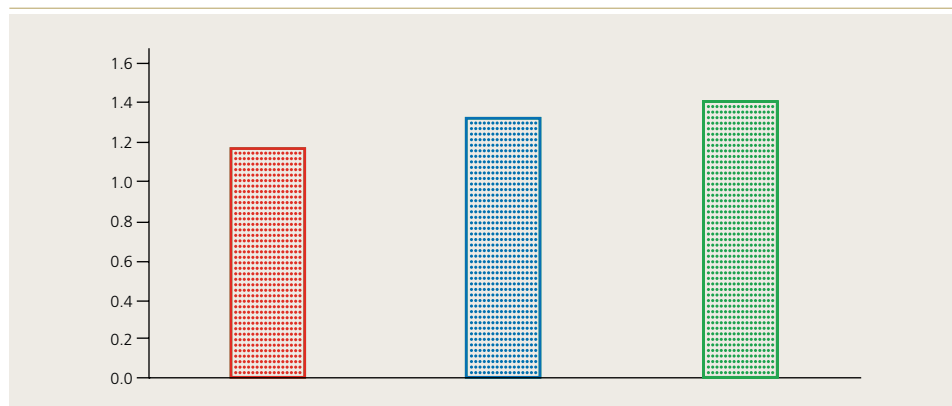
2. Aggregate or disaggregate forecasts?

As a final experiment, we analyze if the aggregation of the individual denomination forecasts makes better forecasts of the total stock of cash in circulation compared to the average aggregate forecasts.²⁵ The results, shown in figure 10, indicate that this is not the case. For all horizons, the aggregated predictions are better than the sum of the disaggregated ones. Hence, the evidence from this experiment suggests that one can obtain better predictions of the total circulating stock by making aggregate forecasts.

²⁵ There is a huge literature on aggregation versus disaggregation in forecasting. As mentioned by Hendry and Hubrich (2011), from a theoretically point of view (see references in the Hendry and Hubrich article) aggregating component forecasts will generally be at least as accurate as directly forecasting the aggregate when the data generating process (DGP) is known. In practice, however, the DGP is not known and, hence, it is mainly an empirical question whether aggregating component predictions improves the accuracy compared with the aggregate forecast.

Figure 10

Forecasting the aggregate cash in circulation or by denominations? Relative RMSE of out-of-sample forecasts*



Source: Authors' elaboration.

(*) See figure 6. The average forecast used for comparison is that of the aggregate forecast.

VI. CONCLUDING REMARKS

In planning the purchases and future delivery of Chilean cash, it is crucial to have forecasts of the future demand as reliable as possible. It is, however, important to emphasize that in Chile, approximately 75% of new banknotes are put into circulation to replace pieces that are no longer suitable, such that knowledge of the expected duration of the notes is vital for the stock management, an issue that is beyond the scope of the present analysis.

Changes in the stock in circulation is the other main component and we proposed a system of models that can be used to forecast the total circulating stock of coins and banknotes as well as each of the denominations. In this context we advocated for combining the forecasts of the individual models. With the very limited data available to evaluate the annual forecasts, the evidence suggested that the simple average of the forecasts is quite good for forecasting the total outstanding stock. The evidence for the denominations was not as favorable because often sub-combinations or individual models had better forecast performances. It was argued, however, that it might still be a good idea to combine the forecasts as the evaluations are made with few observations. As more data become available, future evidence will reveal the extent to which the combination improves its performance.

The quest to find suitable models for forecasting never ends. Structural shifts and other changes of conditions may require updating the existing models or even changing them for new ones. Usually it is advisable to have different models with different kinds of focus such that the input, not only of the actual forecasts, but also of past errors, can be used in the judgment of making the final purchase decisions. In the present paper we argued for combining several

forecasts and presented a system with time series models as well as some based on fundamental macroeconomic variables. Another direction would be to explore models in line with those utilized by Gerst and Wilson (2011) and Vale (2015), which take into account technology development and consumer taste, or that of Miller (2017) that tried out several macroeconomic variables that may affect the use of cash. To what extent these characteristics can be employed formally in econometric models depends on the availability of data, and the development of such a framework is left to future research.



REFERENCES

- Akinci, Ö. (2003). "Modelling the Demand for Currency Issued in Turkey." *Central Bank Review* 3(1): 1-25.
- Amromin, G. and S. Chakravorti (2009). "Whither Loose Change? The Diminishing Demand for Small Denomination Currency." *Journal of Money, Credit and Banking* 41(2-3): 315-35.
- Bagnall, J., D. Bounie, K.P. Huynh, A. Kosse, T. Schmidt, S. Schuh, and H. Stix (2014). "Consumer Cash Usage. A Cross-country Comparison with Payment Diary Survey Data." Working Paper No. 1685, European Central Bank.
- Barnett, W., D. Fisher, and A. Serletis (1992). "Consumer Theory and the Demand for Money." *Journal of Economic Literature* 30(4): 2086-119.
- Bartzsch, N., F. Seitz, and R. Setzer (2015). "The Demand for Euro Banknotes in Germany: Structural Modelling and Forecasting." MPRA paper 64949, University Library of Munich, Germany.
- Baumol, W.J. (1952). "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach." *Quarterly Journal of Economics* 66(4): 545-56.
- Bell, W.R. and S.C. Hillmer (1983). "Modelling Time Series with Calendar Variation." *Journal of the American Statistical Association* 78(383): 526-34.
- Briglevics, T. and S. Schuh (2014). "U.S. Consumer Demand for Cash in the Era of Low Interest Rates and Electronic Payments." Working Paper No. 1660, European Central Bank.
- Central Bank of Chile (2016): *Financial Stability Report*, first half.
- Chumacero, R.A., C. Pardo, and D. Valdés (2008). "Un Marco para la Elaboración de los Programas de Impresión y Acuñación." *Economía Chilena* 11(1): 29-59.
- Columba, F. (2009). "Narrow Money and Transaction Technology: New Disaggregated Evidence." *Journal of Economics and Business* 61(4): 312-25.
- Cusbert, T. and T. Rohling (2013). "Currency Demand during the Global Financial Crisis: Evidence from Australia." Research Discussion Paper 2013-01, Reserve Bank of Australia.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association* 74(366): 427-31.
- Diebold, F.X. and R. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3): 253-65.

Diebold, F.X. and M. Shin (2017). “Beating the Simple Average: Egalitarian LASSO for Combining Economic Forecasts.” PIER Working Paper No. 17-017. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3032492> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3032492>.

Doornik, J. and H. Hansen (2008). “An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 70(Supplement s1): 927–39.

Doyle, B.M. (2000). “‘Here, Dollars, Dollars...’ – Estimating Currency Demand and Worldwide Currency Substitution.” International Finance Discussion Paper No. 330, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Duca, J.V. and D.D. VanHoose (2004). “Recent Developments in Understanding the Demand for Money.” *Journal of Economics and Business* 56(4): 247–72.

Dunbar, G.R. (2014). “Demographics and the Demand for Currency.” Working Paper 2014-59, Bank of Canada.

Elliott, G., T.J. Rothenberg and J. Stock (1996). “Efficient Test for an Autoregressive Unit Root.” *Econometrica* 64(4): 813–36.

Elliott, G. and A. Timmermann (2016): *Economic Forecasting*, Princeton University Press.

Fischer, B., P. Köhler, and F. Seitz (2004). “The Demand for Euro Area Currencies: Past, Present and Future.” Working Paper 330, European Central Bank.

Gerst, J. and D.J. Wilson (2011). “An Analytical Framework for the Forecasting and Risk Assessment of Demand for Fed Cash Services.” Technical Paper, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Harvey, D.I., S.J. Leybourne, and P. Newbold (1997). “Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors.” *International Journal of Forecasting* 13(2): 281–91.

Hendry, D.F. and K. Hubrich (2011). “Combining Disaggregate Forecasts or Combining Disaggregate Information to Forecast an Aggregate.” *Journal of Business and Economic Statistics* 29(2): 216–27.

Johansen, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors.” *Journal of Economic Dynamic and Control* 12(2–3): 231–54.

Johansen, S. (1995): *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Second print, Oxford University Press.

Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.

Khamis, M. and A. Leone (2001). “Can Currency Demand Be Stable under a Financial Crisis? The Case of Mexico.” IMF Staff Papers 48, 344–366.



Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics* 54(1–3): 159–78.

MacKinnon, J.G. (1996). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests." *Journal of Applied Econometrics* 11(6): 601–18.

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

Miller, C. (2017). "Addressing the Limitations of Forecasting Banknote Demand." International Cash Conference 2017 – War on Cash: Is there a Future for Cash? 25–27 April, Island of Mainau, Germany.

Nachane, D.M., A.B. Chakraborty, A.K. Mitra, and S. Bordoloi (2013). "Modelling Currency Demand in India: An Empirical Study." Study No. 39, Department of Economic and Policy Research, Reserve Bank of India.

Newbold, P., C. Agiakloglou, and J. Miller (1994). "Adventures with ARIMA Software." *International Journal of Forecasting* 10(4): 573–81.

Newey, W.K. and K.D. West (1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation." *Review of Economic Studies* 61: 631–53.

Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika* 75(2): 335–46.

Sastry, A.S.R. (1970). "The Effect of Credit on Transactions Demand for Cash." *Journal of Finance* 25(4): 777–81.

Smith, J. and K.F. Wallis (2009). "A Simple Explanation of the Forecast Combination Puzzle." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71(3): 331–55.

Stock, J.H. and M.W. Watson (2004). "Combination Forecasts of Output Growth in a Seven-Country Data Set." *Journal of Forecasting* 23(6): 405–30.

Tobin, J. (1956). "The Interest Elasticity of the Transactions Demand for Cash." *Review of Economics and Statistics* 38(3): 241–47.

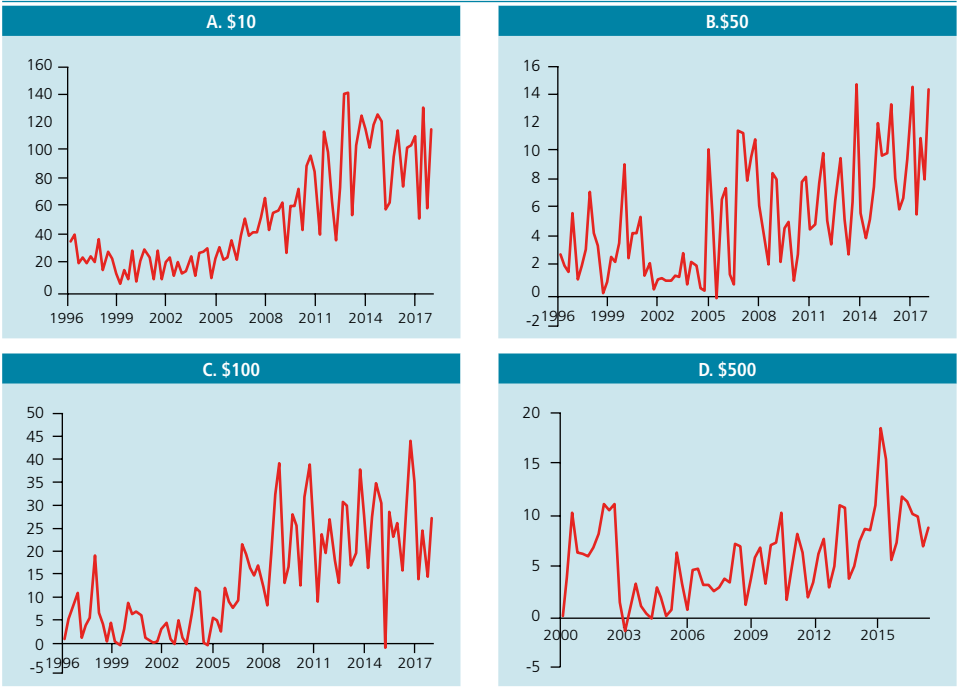
Vale, B. (2015). "Forecasting Demand for Various Denominations of Notes and Coins Using Error Correction Models." Staff Memo No. 1, Norges Bank.

APPENDIX A

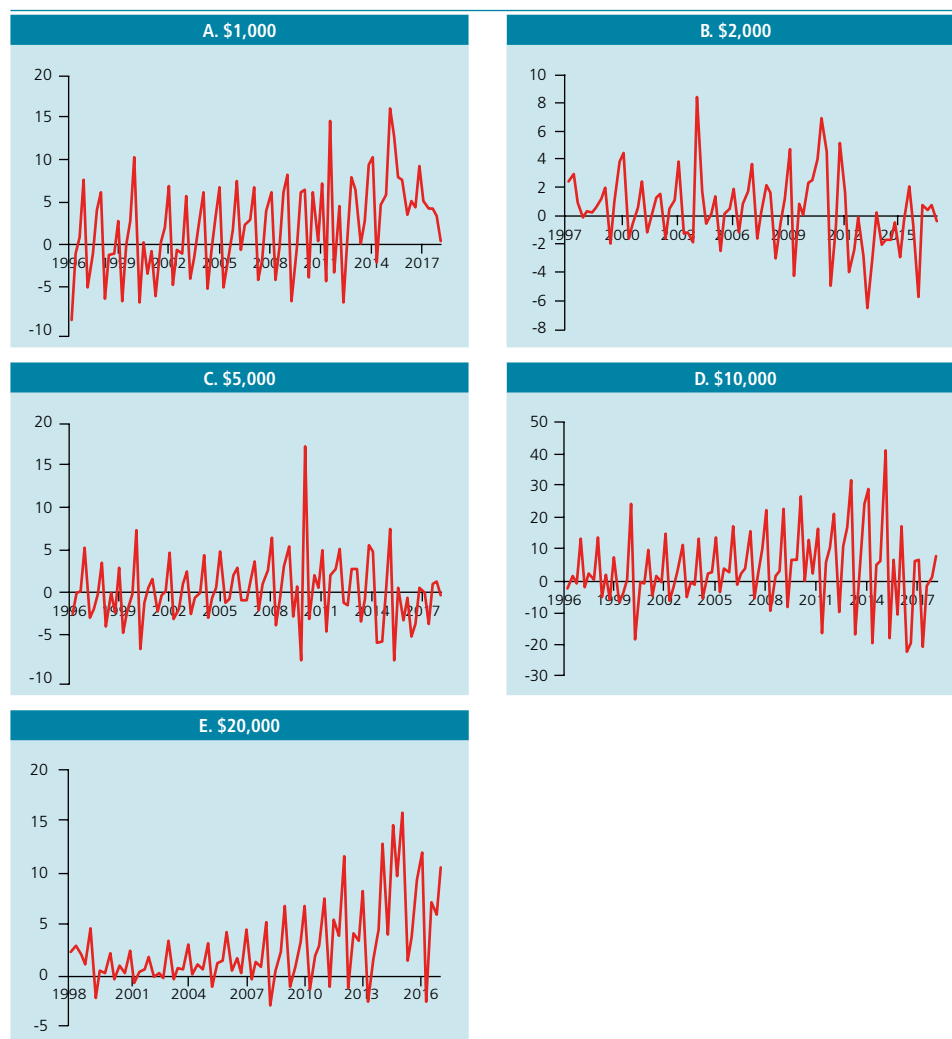
SUPPLEMENTARY MATERIAL TO SECTION III

Figure A1

Changes in stock (units) of coins in circulation
(by denomination)



Source: Authors' elaboration with data from the Central Bank of Chile.

Figure A2
Changes in stock (units) of banknotes in circulation
 (by denomination)


Source: Authors' elaboration with data from the Central Bank of Chile.

Table A1

Unit root tests*

	\$10	\$50	\$100	\$500	\$1,000	\$2,000	\$5,000	\$10,000	\$20,000
Coeff. AR(1)	0.99 (0.02)	0.92 (0.04)	0.98 (0.02)	0.60 (0.02)	0.95 (0.03)	0.86 (0.03)	0.89 (0.05)	0.84 (0.06)	0.39 (0.05)
Autoregressive tests									
ADF	-3.51**	-2.39	-3.91**	-6.00***	-1.31	-2.25	-3.27*	-2.53	-1.76
PP ($Z\alpha$)	-1.08	-2.32	-1.19	-19.49***	-1.08	-4.35***	-2.18	-2.84	-13.52***
Efficient tests									
ERS Point-optimal	10.30	8.06	4.25**	1566.09	323.43	331.11	3.08***	0.03***	1708.08
Df-GLS	-3.15**	-2.22	-3.13**	0.47	-1.54	-0.28	-2.93*	-2.43	-4.59***
Ng-Perron ($MZ\alpha$)	-31.64***	-12.13	-59.85***	-2.69	-22.43**	-0.20	-148.79***	-2119.92***	0.15
Stationary test									
KPSS	0.27***	0.07	0.22***	0.16**	0.29***	0.28***	0.15**	0.16**	0.10

Source: Authors' elaboration.

(*) Numbers in parentheses are standard errors. The tests and the AR(1) models include a deterministic trend and an intercept. */**/***: Rejection of the null when applying a confidence level of 10%/5%/1%. ADF: Augmented Dickey and Fuller (1979). PP: Phillips and Perron (1988). The critical values applied for ADF and PP are those simulated by MacKinnon (1996). ERS Point-optimal and DF-GLS: Elliott et al. (1996). KPSS: Kwiatkowski et al. (1992). The bandwidths applied for the kernel-based estimations used in PP and KPSS are selected automatically as described in Newey and West (1994). Lag lengths in the other tests are selected according to Schwarz information criterion. The null hypothesis of the KPSS test is stationarity, while it is non-stationarity in the other ones. Bold numbers indicate that the test suggests non-stationarity.

APPENDIX B

THE VAR MODEL

Consider a d dimensional VAR model of order k :

$$\mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^k \Phi_i \mathbf{X}_{t-i} + \Theta \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, t = 1, 2, \dots, T,$$

where $\mathbf{X}_t$ is a vector, which includes the outstanding stock of notes and coins, the activity variable and the short-term nominal interest rate. Φ_i are $(d \times d)$ matrices of parameters to be estimated, $\Theta \mathbf{D}_t$ contains the deterministic components and their coefficients to be estimated, while $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ is a vector of error terms with mean zero and covariance matrix Ω . Formulated in the reduced form error correction model, the system reads:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Pi \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{X}_{t-i} + \Theta \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (\text{A1})$$

where $\Delta \mathbf{X}_t = \Pi \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{X}_{t-i} + \Theta \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$, (I is an identity matrix) and $\Pi = \sum_{i=1}^k \Phi_i - I$. If the variables are integrated of order one, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Phi_j$, and cointegration exists, $\chi_{jt} \sim I(1)$ then the matrix Π has reduced rank and can be decomposed as $\Pi = \alpha \beta'$, where α is the $(d \times r)$ matrix of adjustment coefficients and β is the $(d \times r)$ matrix of cointegrating vectors, with $r (\leq d)$ being the number of cointegrating relations.

APPENDIX C

MODELS WITH THE BETTER FORECAST PERFORMANCES

Table C1

Best sub-combinations and individual models*

Stock	Sub-combination			Individual model		
	1Y M Comb	2Y A VAR	3Y A TS w/BH	1Y M9 w /BH	2Y Tot	3Y Serv w/BH
Coins						
\$10	M Comb	A VAR w/BH	A VAR w/BH	M4	M5 w/BH	M5 w/BH
\$50	M VAR w/BH	M VAR w/BH	M VAR	Priv	Non-dur w/BH	Dur
\$100	M ST	A ST w/BH	M ST	M4	M4	M4
\$500	M All-R	M All-R	M All-R	M2	M2	M2
Banknotes						
\$1000	M TS w/BH	M VAR	M VAR w/BH	M2	M3	M4
\$2000	A VAR	A VAR w/BH	A VAR	Priv	Priv w/BH	Priv
\$5000	A TS w/BH	A TS w/BH	M TS w/BH	M1	M1	M3 w/BH
\$10000	A TS w/BH	A VAR	A TS w/BH	M1	M1	M7
\$20000	A Comb	A VAR	A Comb	M4	M8 w/BH	m8 w/BH

Source: Authors' elaboration.

(*) A: Average. M: Median. VAR: VAR models. TS: Time series models. Comb: VAR and time series models (nominal terms). All-R: All models excluding those with real variables. w/BH: Model includes BH effects. Mi: Time series model Mod i (i=1,2,...,10). Cons / Serv / Priv / Non-dur / Dur: VAR model where the activity variable is total / services / private / non-durable / durable consumption.

APPENDIX D

THE SMALL SAMPLE CORRECTED DIEBOLD-MARIANO TEST

The applied test of Diebold and Mariano (1995) is based on the squared forecast error;

$$e_{it}^2 = (E(y_{it}) - y_{it})^2, i = 1, 2,$$

where $E(y_{it})$ is the forecast of variable y_t made by model i . The null hypothesis of the test is that the expected difference of the forecast errors is zero: $d_t = e_{1t}^2 - e_{2t}^2 = 0 \forall t$, while the alternative is that it is different from zero. Letting $\bar{d}$ be the average difference, n the number of forecasts, and $V(d_t)$ the long-run (HAC) covariance of the differences, the test statistic is:

$$DM = \frac{\sqrt{n}\bar{d}}{\sqrt{V(d_t)}},$$

which has a standard Gaussian distribution. If h denotes the forecast horizon, the small sample corrected test statistic proposed by Harvey et al. (1997) reads:

$$MDM = \left(\frac{n+1-2h+n^{-1}h(h-1)}{n} \right)^{1/2} DM,$$

which has a t distribution with $n-1$ degrees of freedom.



ECONOMIC GROWTH AND THE CHILEAN LABOR MARKET*

Francisco Parro G.**
Loreto Reyes R.***

I. INTRODUCTION

The number of employed individuals and the quality of their jobs are crucial determinants of the income of a household. Some studies empirically support that changes in the unemployment rate are related to significant reductions in the fraction of the population that are officially poor (Blank and Blinder, 1987; Cutler and Katz, 1991; Blank and Card, 1993; Haveman and Schwabish, 2000; Romer, 2000; Blank, 1996 and 2000). Thus, the quantity and quality of jobs that are available in an economy constitute a powerful weapon in the fight against poverty. This evidence makes the quest for preserving a dynamic labor market a policy-relevant issue. But, how can the economic authority reactivate a sluggish labor market? This article presents descriptive evidence for the Chilean economy that highlights economic growth as a powerful instrument to nourish the economy with more and better jobs.

We start by studying Chile's economic performance during the past four decades. The evidence shows a fluctuating economy that exhibits seven relatively well-delimited periods of economic growth: a Golden era (1986-1997), the Asian crisis years (1998-1999), the weak cyclical recovery after the Asian crisis (2000-2003), the strong cyclical recovery that followed the latter (2004-2008), the Global Financial crisis year (2009), the strong path of economic growth of the period 2010-2013, and the recent economic slowdown (2014-2017). These seven periods frame the comparison that we will perform between the labor market dynamics and economic growth in the next sections.

Then, we analyze how the aggregate unemployment rate and job creation¹ behaves across the seven periods of economic growth that we have delimited for our analysis. We show that the aggregate unemployment rate and job creation exhibit a marked synchrony with economic growth. Specifically, the unemployment rate sharply falls in periods of strong economic growth, but exhibits an opposite behavior during recessions or economic slowdowns. Similarly, economic growth accelerates job creation, whereas recessions destroy jobs. We observe that the synchrony between economic growth and the unemployment rate is also observed for men, women, and young workers.

* We thank Miguel Fuentes for sharing some of the data used in this article. Horacio Herrera and Nabil Jarsún provided excellent research assistance.

** Universidad Adolfo Ibáñez. E-mail: fparrog@gmail.com

*** Universidad de Chile. E-mail: loreto.reyes.re@gmail.com

1 More precisely, we analyze net job creation. Hereafter, for simplicity, we just refer to it as job creation.

However, we document that the response of youth unemployment seems to be more sensitive to the fluctuations of economic growth than those of the other groups.

Once we have analyzed the dynamics of the unemployment rate and job creation, we turn the analysis to job quality. First, we document differences in the earnings and level of precariousness exhibited in two occupational categories: dependent employment and self-employment. Concretely, self-employment exhibits lower earnings and higher levels of precariousness than dependent employment. Then, we show how, on the one hand, the participation of dependent employment created in the private sector and, on the other hand, self-employment, exhibit dissimilar behaviors across the different periods of economic growth that we have defined. We document that strong economic growth increases the participation of private dependent employment in total employment but reduces the participation of self-employment. In recessions or periods of economic slowdown, the opposite pattern is observed. We also show how public sector employment rises during recessions, possibly being part of counter-cyclical policies.

We also study female labor force participation, which is a topic that has received a lot of attention in the literature and policy debate in recent years. We show that, beyond the cyclical fluctuations of GDP, long-term economic growth has steadily increased female labor force participation. We provide a tentative explanation to understand this latter phenomenon.

The contribution of this paper is not to present exhaustive causal evidence on the effects of growth on labor market dynamics, but to document descriptive evidence that could illuminate more formal studies and an informed policy debate regarding the role of economic growth as an active labor market policy.

The rest of the paper is organized as follows. Section II describes the performance of the Chilean economy over the past four decades. Section III analyzes aggregate trends of the unemployment rate and job creation. Section IV turns the analysis to job quality. Section V studies female labor force participation. Finally, Section VI concludes.

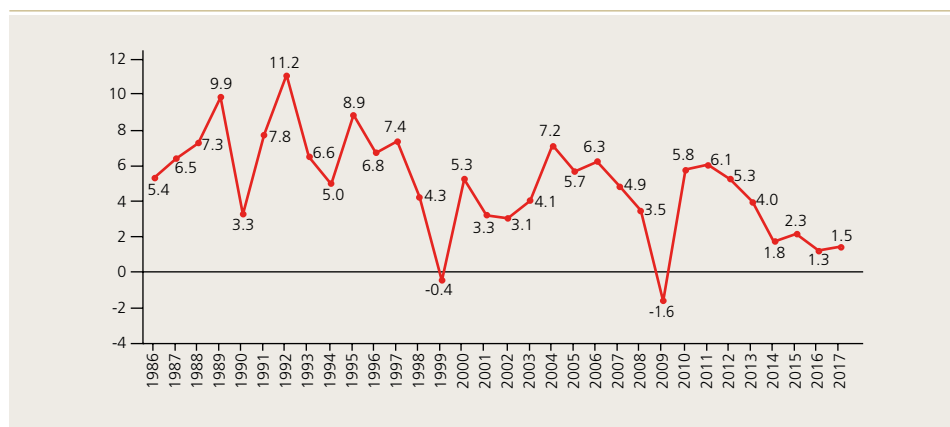
I. THE PERFORMANCE OF THE CHILEAN ECONOMY DURING THE PAST FOUR DECADES

This section describes the performance of the Chilean economy during the past four decades. Specifically, we analyze the dynamics followed by the real GDP growth during the period spanning from 1986 to 2017. Our goal is to delimit different sub-periods in which the performance of the economy was markedly different. After defining the windows for our analysis, we compare in the next sections the labor market dynamics within each of the sub-periods of economic growth that we have identified.

Figure 1

Real GDP growth

(percent)



Source: Central Bank of Chile.

We start by presenting evidence on the noticeable differences in the economic growth rate observed across relatively well-defined sub-periods. This variation of growth across periods provides us with the heterogeneity required to assess the relationship between economic growth and labor market performance. In order to define the specific year in which each of these sub-periods starts/ends, we rely on the timing of specific economic events that impacted the Chilean economy. The latter criterion also facilitates the discussion carried out in this article by providing us with a concrete reference with which to allude to each of the sub-periods that we analyze.

Figure 1 exhibits annual real GDP growth over the 1986-2017 period. Observe first the period 1986-1997, where Chile's economic performance was outstanding. These years mark the so-called Golden period, in which the average annual real GDP growth was 7.2%. Only in one year of that decade did the rate of economic growth fall below 5%. The outstanding macroeconomic performance of Chile during the Golden period has been mainly related to the market-oriented structural reforms implemented in the early 1980s, as discussed by Bosworth et al. (1994), Corbo et al. (1997), Perry and Leipziger (1999), Solimano (1999), and Gallego and Loayza (2002), among others.

The Golden period was, however, halted by the upheavals of the Asian crisis in the middle of 1997. The Asian crisis triggered a sharp cyclical contraction of economic growth in Chile during 1998-1999, with an average rate of 2%. The literature highlights two main channels through which the effects of the Asian crisis spread throughout the economy. First, a trade channel through a fall in Chilean exports (Ffrench-Davis, 2002) as a consequence of the reduced demand for Latin American exports by the Asian countries (Stallings, 1998). Second, a credit channel, which explains why the crisis particularly affected the industries that were more dependent on external funds (Braun and Larraín, 2005). The Asian crisis period delimits our second period of analysis.

The recession of the Chilean economy in 1999 in the aftermath of the Asian crisis was followed by a slow cyclical recovery in 2000-2003, with average growth at 4%, and a strong recovery toward full employment in 2004-2008, with average growth at 5.5%. However, in 2009, the Chilean economy fell into a recession hit by the Global Financial crisis, which was triggered by the collapse of the investment bank Lehman Brothers in September of 2008. Real GDP fell 1.6% during 2009, mainly driven by the fall in the prices of Chilean exports (De Gregorio, 2009). The post-Asian crisis slow and strong recovery periods and the Global Financial crisis years constitute our third, fourth, and fifth periods of analysis.

The recovery of the Chilean economy from the aftermath of the Global Financial crisis was, however, relatively fast. During the four years following the financial crisis the Chilean economy experienced a performance comparable to the period 2004-2008, with an average economic growth of 5.3%. The causes behind the economic performance of Chile during the period 2010-2013 are subject to debate. Some studies argue that the exceptional performance of the commodity markets during that period and the new investment flows into the mining sector were the main drivers of the high rates of economic growth (Fornero and Kirchner, 2014), whereas other studies point to the favorable internal conditions for investment generated by the incumbent government as the decisive factor (OECD, 2016). The strong recovery of the Chilean economy in the aftermath of the financial crisis is our sixth period of analysis.

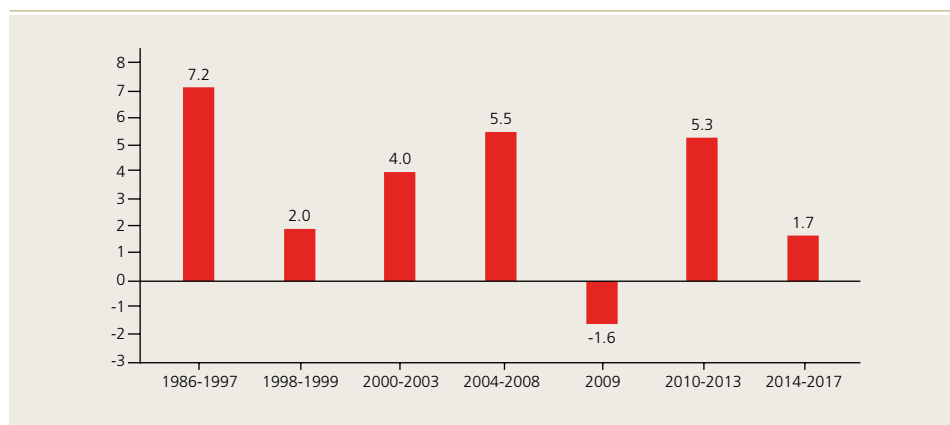
Finally, our last period of analysis spans the years 2014 to 2017, characterized by a sharp deceleration of economic growth. Annual real GDP grew at an average rate of 1.7% during this period. As in the preceding period, there is no conclusive answer regarding the driving factors behind the slowdown of Chile's economic growth during the 2014-2017 period. Two concurring factors are pointed to as the main drivers. On the one hand, a worsening in the external conditions facing the Chilean economy. The price of copper, its main export commodity, fell from 3.59 (USD/lb), the average of the period 2010-2013, to 2.65 (USD/lb), the average of the period 2014-2017. Moreover, the world economy also experienced a slowdown during the 2014-2017 period, with an average growth of 3.45%, lower than the 4.17% at which the world economy expanded during the 2010-2013 period. However, together with the worsening of external conditions, the incumbent government implemented structural reforms concerning the labor market and taxation areas, which could have also been responsible for the slowdown of the economy; for instance, the International Monetary Fund (2015) attributes 33% of the deceleration of the economy in 2014 to internal factors, although no conclusive answer is reached by the literature in this regard.

The previous discussion takes us to separate the performance of the Chilean economy during the past four decades into seven more or less well-delimited periods of economic growth. Figure 2 summarizes those periods, which frame our analysis for the next sections.

Figure 2

Real GDP growth in seven periods

(percent)



Source: Central Bank of Chile.

III. AGGREGATE LABOR MARKET DYNAMICS

This section describes the dynamic followed by the main labor market aggregates across the different periods of economic growth that we have defined in section II. We first study the dynamics of the unemployment rate, at both the aggregate level and within groups of the population, and job creation. Then, in section IV, we turn the analysis to job quality.

1. Unemployment rate

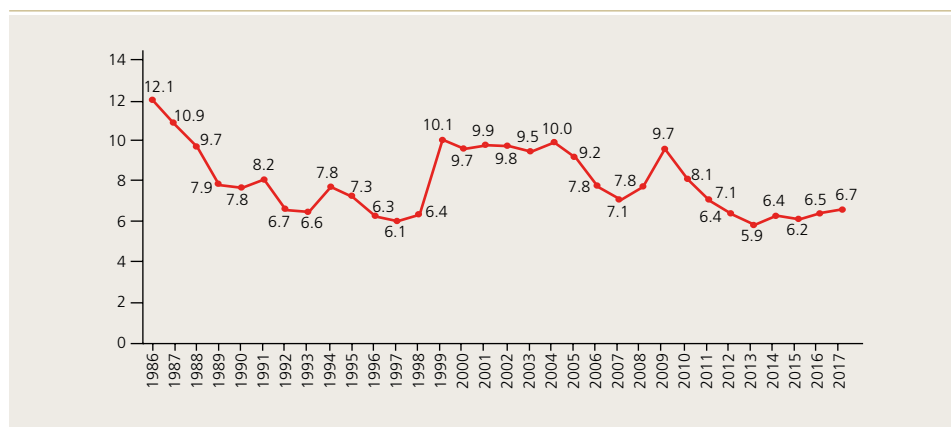
Figure 3 presents the evolution of the unemployment rate during the 1986-2017 period.² As stated in section II, our first period of analysis considers the Golden years of the Chilean economy, in which economic growth reached an average rate of 7.2%. We observe in figure 3 that the Golden period coincided with an outstanding performance of the labor market. The aggregate unemployment rate during that period experienced a pronounced fall, from 12.1% in 1986 to 6.1% in 1997. Thus, the 1986-1997 years were not only a Golden period for economic growth but also a Golden era in terms of labor market performance, in which the unemployment rate was cut by half.

² The National Employment Survey elaborated by the National Institute of Statistics defines unemployed workers as all individuals aged 15 years or more, who did not have a job during the reference week but looked for one during the last four weeks and are available to work in the next two weeks after the reference date.

Figure 3

Unemployment rate*

(percent)



Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

In the middle of 1997, the Asian crisis not only interrupted the bonanza of the Chilean economy in terms of output growth but also took its toll on the labor market. We observe in figure 3 that, together with the deceleration of economic growth, the unemployment rate rose from 6.4% in 1998 to 10.1% in 1999.

The synchrony between economic growth and the employment rate can also be observed during the post-Asian-crisis years. We observe in figure 3 that, during the slow cyclical recovery in the aftermath of the Asian crisis (2000-2003), where average economic growth reached 4%, the unemployment rate remained stable at a level slightly below its 1999 peak. However, in the period of strong recovery toward full employment (2004-2008), the unemployment rate fell to near pre-crisis levels, from 10% in 2004 to 7.8% in 2008.

This decreasing trend of the unemployment rate was again interrupted by an international crisis: the Global Financial crisis this time. Hand in hand with the recession experienced by the Chilean economy in 2009, where output fell 1.6%, the unemployment rate went up from 7.8% in 2008 to 9.7% in 2009, reaching levels close to those observed during the Asian crisis and its aftermath.

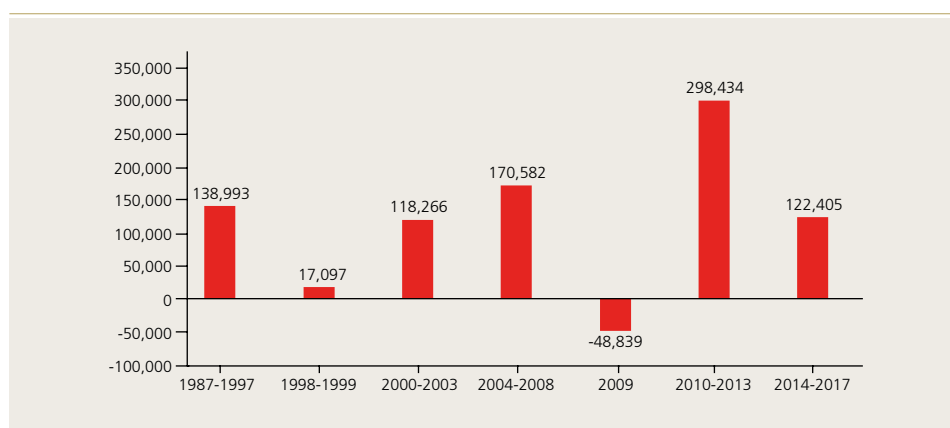
After the financial crisis, Chile returned to a path of strong economic growth, with an average rate of 5.3% during the 2010-2013 period. The dynamism of the labor market observed in the Golden period comes to the scene again. Figure 3 shows that the unemployment rate fell from 9.7%, the peak during the financial crisis, to 5.9% in 2013. However, in the last of the periods that we have defined for our analysis, the slowdown of the Chilean economy halted the gains experienced in employment in the preceding years. During the 2014-2017 period, when economic growth was rather modest at an average rate of 1.7%, the unemployment rate rose to 6.7% in 2017.

2. Job creation

Next, we turn the analysis to job creation. Figure 4 presents the annual average number of jobs created during each of the periods on which we have focused our analysis.³ We observe that the average annual job creation was particularly strong during the Golden period, the strong post-Asian-crisis recovery (2004-2008), and the strong recovery of the economy following the Global Financial crisis (2010-2013). In contrast, during the Asian crisis and the Global Financial crisis, job creation was practically null or even negative in the case of the latter crisis. In addition, the slowdown of economic growth during the last period of analysis, that is, the 2014-2017 period, was accompanied by a much more moderate job creation than during the periods of stronger economic growth.

Figure 4

Job creation*



Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

³ We build the average annual job creation for each of the sub-periods by computing the yearly net job creation and then averaging across the years included within each of the sub-periods.

3. Alternative source of data

The previous analysis relied on data from the National Statistics Institute (INE).⁴ For robustness, we will also analyze the unemployment rate and job creation trends using an alternative source of data. The Employment and Unemployment Survey conducted by *Universidad de Chile* has not undergone any methodological changes since 2007. This survey provides quarterly information on occupation and unemployment in Greater Santiago. Figures 5 and 6 replicate the analysis of figures 3 and 4 using this alternative source of data.

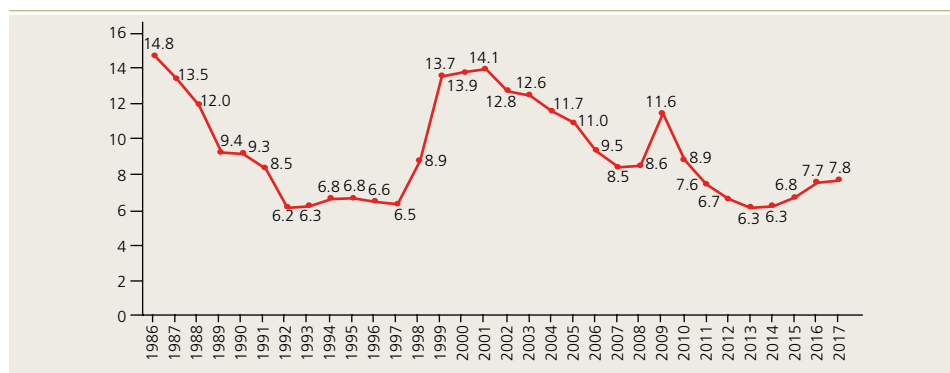
We observe in figures 5 and 6 that the main conclusions regarding the synchrony between the main labor market aggregates and economic growth still hold when we look at this alternative data source. We observe that the unemployment rate fell sharply from 14.8% to 6.5% during the Golden period, whereas the job creation of that period was stronger than in the crises years, the weak cyclical recovery of the 2000-2003 period, and the slowdown of the Chilean economy in the last period of analysis. In addition, in line with INE data, figure 5 confirms the sharp rise of unemployment during both the Asian crisis and the Global Financial crisis. Consistent with this fact, figure 6 shows that job creation during those years was not only scarce but negative. Finally, we also observe a slight increase in unemployment and modest job creation during the slowdown of economic growth of the period 2014-2017.

Overall, this first body of evidence suggests a synchrony between the unemployment rate and job creation with economic growth in the Chilean labor market. That is, we observe that the unemployment rate decreases and net job creation accelerates in the periods of stronger economic growth.

4 In April 2010, the INE replaced the National Employment Survey (ENE), which had been in force since 1986, with the New National Employment Survey (NENE). Following the recommendations proposed by the OECD, the International Labor Organization (ILO), and the U.S. Bureau of Labor Statistics, the main goal of the new survey was to introduce a new methodology, similar to that used in developed nations, for measuring employment and unemployment rates and the inactivity of Chile's workforce, allowing international institutions to develop comparable studies. As a result of introducing international measurement standards, NENE's conceptual and methodological design includes updated concepts of employed and unemployed individuals, as well as a distinction between traditional and nontraditional employees. Concretely, the old survey (ENE) considered the following question: "In which of the following situations were you for most of the last week?" After answering that question, the respondent self-classified as working, looking for work, studying, etc. In contrast, the current survey (NENE) includes the following question: "Last week, that is, between Monday and Sunday, did you work for at least one hour?" In the NENE, it is enough to have worked one hour a week to be considered employed. Thus, this methodological change brought consequences to measuring unemployment since in the old survey it was more likely that people did not self-classify as employed, especially when they were involved in the most precarious jobs. The sample size in the NENE is the total number of dwellings in the level of estimation. At the national level, the sample size at the national level is 35,719, with a relative sample error of 3.3% and an absolute sample error of 0.3%.

Figure 5

Unemployment rate measured by *Universidad de Chile* survey* (percent)

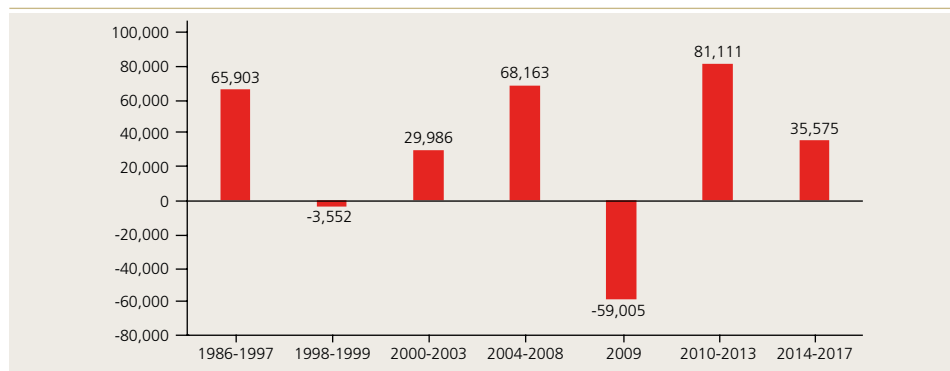


Source: *Universidad de Chile*, Employment and Unemployment Survey.

(*) Data from 1990 to 1996 use the average annual unemployment rates of June and December. Data from 1997 to 2010 use the average annual unemployment rates of March, June, September and December.

Figure 6

Job creation according to *Universidad de Chile* survey*



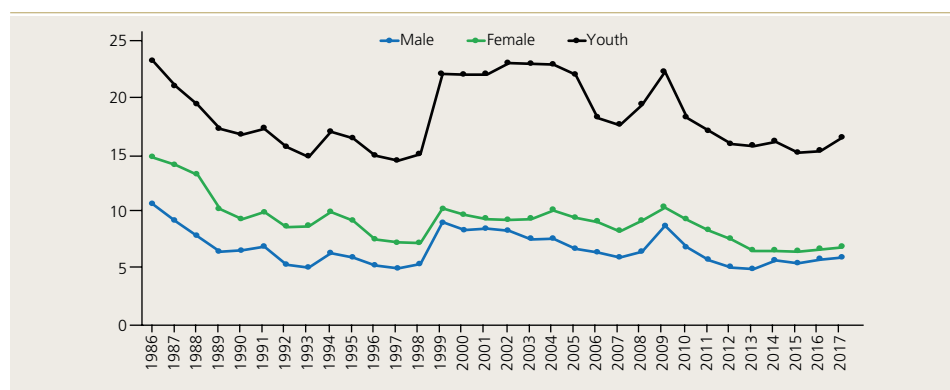
Source: *Universidad de Chile*, Employment and Unemployment Survey.

(*) Data from 1990 to 1996 use the average annual employment level of June and December. Data from 1997 to 2010 use the average annual employment level of March, June, September and December.

4. Female, male, and youth unemployment

We analyze now if the synchrony between the unemployment rate and economic growth is also observed within specific groups of the population: women, men, and young workers. We also analyze if the response of the unemployment rate to the cyclical movements of output is more pronounced among individuals in some of these specific groups. Figure 7 exhibits the evolution of female, male, and youth unemployment⁵ over the period 1986-2017.

5 The youth unemployment rate is measured considering individuals aged between 15 and 24 years old.

Figure 7**Male, female, and youth unemployment rate***
(percent)

Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

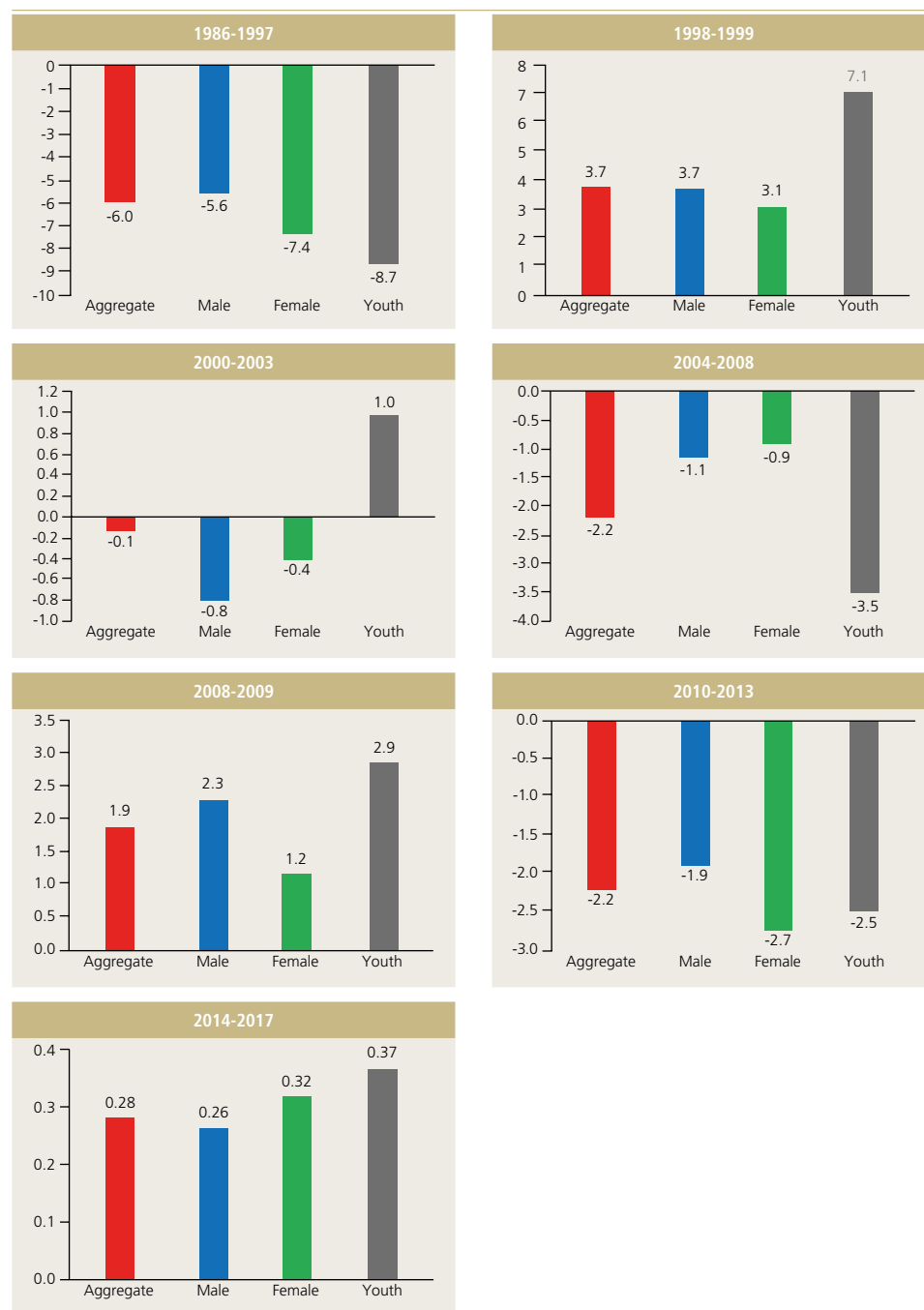
We observe that the trend of the unemployment rate within each of the analyzed groups of the population resembles that followed by the aggregate rate. Concretely, for women, men, and young workers, we observe (i) the fall in unemployment during the Golden period (1986-1997), (ii) the sharp rise in the unemployment rate during the Asian crisis years (1998-1999), (iii) the steady evolution of unemployment during the weak cyclical recovery of the period 2000-2003, (iv) the slightly decreasing trend during the strong cyclical recovery of the 2004-2008 period, (v) the rise in unemployment during the Global Financial crisis, (vi) the pronounced fall in unemployment during the years following the financial crisis, and (vii) the increasing trend during the slowdown of the Chilean economy during the period 2014-2017.

However, in addition, figure 7 suggests that, despite the synchronic response of male, female, and youth unemployment to economic growth, the magnitude of the changes do not seem to be identical across these groups. In order to assess the sensitivity of the unemployment rate of women, men, and young workers to economic growth, figure 8 presents the changes in the unemployment rate within each of the periods of economic growth.

We observe in figure 8 that the youth unemployment rate seems to be more sensitive to economic growth compared with the other groups of the population. For instance, during the Golden period, it was the youth unemployment rate that fell the most. Youth unemployment decreased 8.7% whereas the aggregate rate fell only 6.0%. However, during the crises years, it was also youth unemployment that experienced the most pronounced rise. This fact is particularly evident when looking at the Asian crisis years. During the 1998-1999 period, the youth unemployment rate jumped from 15.3% to 22.4%, whereas male and female unemployment only rose 3.7% and 3.1%, respectively, in said period.

Figure 8

Changes in male, female, and youth unemployment rate* (percent)



Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

In recent years, the response of unemployment to economic growth has been more balanced across female, male, and young workers. In the post-financial crisis period of strong economic growth both female and youth unemployment rates were the most sensitive to economic growth, although their response was less different to the response of male unemployment than in other periods. In the last years of our analysis, when economic growth slowed down, the rise in unemployment was evenly balanced across the three groups analyzed in this section.

IV. JOB QUALITY

The analysis performed in the previous section focused the lens on the unemployment rate both at the aggregate level and for specific groups of the population. This indicator could be considered the first dimension to be studied regarding the aggregate dynamics of the labor market. However, the overall unemployment rate is far from being informative with respect to the quality of the jobs that the economy creates (or destroys) during different periods of economic growth. As we state in the introductory section, both the number of employed individuals and the quality of their jobs is what in the end determines a household's income and, thus, the impact on the poverty rate of an economy. Consequently, in this section, we dig deeper by examining how the composition of employment evolves across the periods of economic growth that we have defined in section II.

Chile's National Statistics Institute (INE) classifies employment according to five occupational categories: (i) employers, (ii) self-employed workers, (iii) dependent workers, (iv) service workers, and (v) unpaid family. We focus the analysis on two of these five occupational categories: dependent employment and self-employment. As we show next, these occupational categories represent jobs of a quite different quality regarding earnings and precariousness.

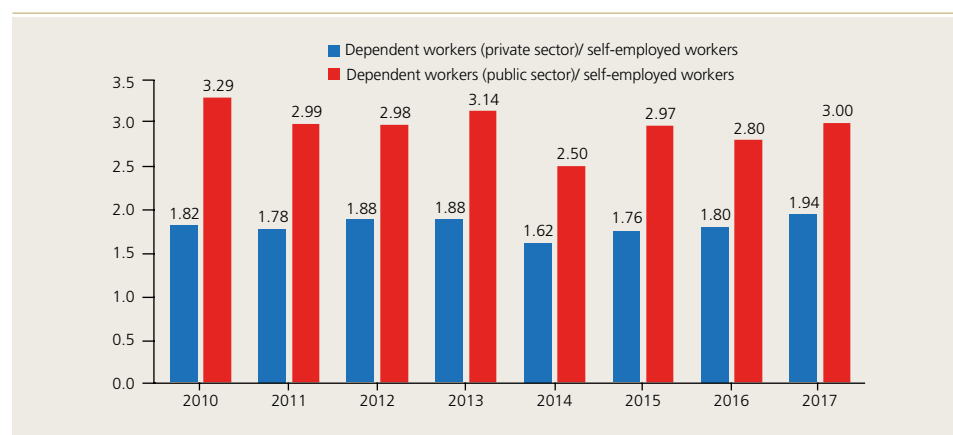
The INE classifies a worker as dependent if the individual works for a public or private employer and receives a remuneration in the form of a salary, commission, tips, or payments in kind. In contrast, according to the INE, a worker is self-employed if she operates her own business or exercises an independent profession without any relationship of dependence with an employer. These two occupational categories markedly differ regarding several characteristics, not only with respect to the formal definition given by the INE. Figure 9 shows that the median monthly earnings of a dependent worker in the private sector are consistently higher than those earned by a self-employed worker. In the case of dependent workers in the public sector, this ratio is even greater. In addition, data from the Supplementary Income Survey (ESI) for the year 2017 shows that only 23% of self-employed workers exhibit monthly earnings higher than those earned by median dependent workers. Moreover, data from the micro-entrepreneurship survey (EME) 2017 reveals that 62% of the micro-entrepreneurs—those who run a business with 10 or less employees—were pushed to launch their entrepreneurship through necessity, whereas only

28% did it to capitalize on a good business opportunity.⁶ In addition, Bravo and Larraín (2017) document that dependent workers and self-employed differ in terms of the frequency of their contributions to social security and healthcare systems. Concretely, Bravo and Larraín show that 83.3% of self-employed workers do not make contributions to the social security and healthcare systems; this figure is only 16.8% in the case of private dependent workers and 11.9% in the case of public sector dependent workers. The main lesson that can be extracted from this evidence is that dependent jobs and self-employment are indeed different regarding the level of precariousness; specifically, dependent employment can be considered of better-quality compared with self-employment.

However, the evolution of dependent employment in the private sector and the public sector could follow a different synchrony with economic growth. Neoclassical labor market models predict an unambiguous positive correlation between economic growth and job creation in the private sector. However, in the public sector, other factors could break a positive relation between economic growth and dependent employment. For instance, the use of counter-cyclical policies during economic recessions could generate an inverse relationship between growth and public sector dependent employment. We next analyze the evolution of dependent employment participation in both the private and public sector, and self-employment across the seven periods of economic growth that we have identified.

Figure 9

Earnings ratios by workers' occupational category (as of last quarter of each year)



Source: Chile's National Statistics Institute (INE).

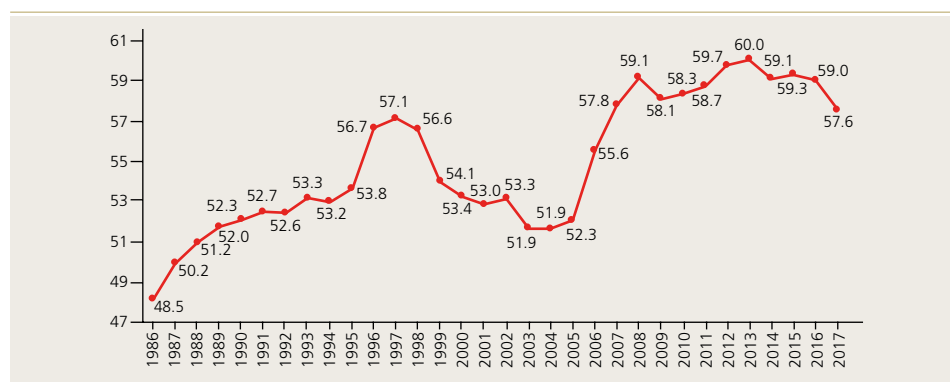
⁶ The remaining 11% of the individuals started an entrepreneurship due to family tradition.

Figure 10 presents the number of dependent workers in the private sector as a fraction of total employment, for the period 1986-2017.⁷ Based on the evidence exhibited in figure 9 and that reported by Bravo and Larraín (2017), this measure can be considered a proxy for the quality of jobs existing in the labor market; the higher the participation of private dependent employment, the less precarious the jobs in the labor market.

Analogous to what we did for the unemployment rate, we compare the evolution of the participation of private dependent employment in total employment in the periods of economic growth in which we are focusing our analysis. We observe in figure 10 that the participation of dependent employment rose strongly during the Golden period, from 48.5% in 1986 to 57.1% in 1997. Then, we observe that the Asian crisis not only impacted the aggregate unemployment rate but also the quality of the jobs; the participation of private dependent employment fell from the 57.1% peak in 1997 to 54.1% in 1999. Then, during the period of weak cyclical recovery, the participation of dependent employment remained more or less stable, but it rose sharply again during the period of strong cyclical recovery (2004-2007), reaching a level of 59.1% in 2008. The growing trend in the participation of private dependent employment ended with the Global Financial crisis, although the impact of this crisis on it was smaller in magnitude compared with the effects of the Asian crisis on this variable. Finally, job quality increased again during the period 2010-2013 when the Chilean economy resumed a path of strong economic growth but returned to a falling trend during the slowdown in economic growth of the period 2014-2017. Overall, figure 10 shows that job quality, proxied by the ratio of private dependent employment to total employment, rises in periods of strong economic growth but falls during recessions or slowdowns of the economy.

Figure 10

Private sector dependent employment participation*
(percent)



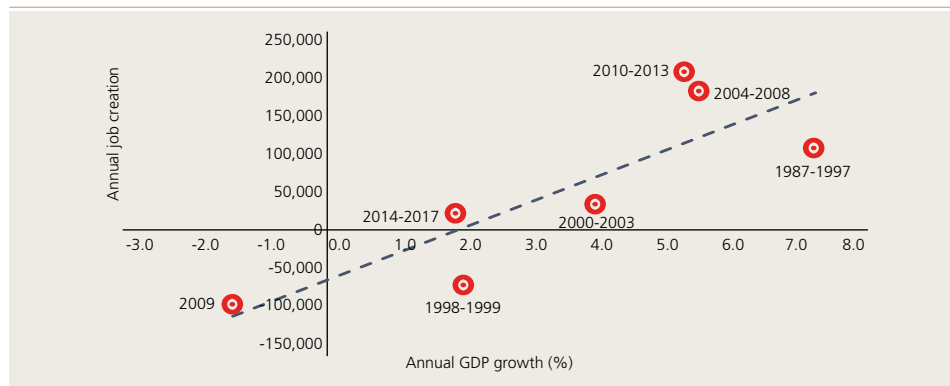
Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

7 Figures 10 to 15 are based on microdata and use the factor of expansions reported by the ENE and NENE to build the final aggregation.

Figure 11

Dependent employment creation in the private sector and economic growth* (percent)

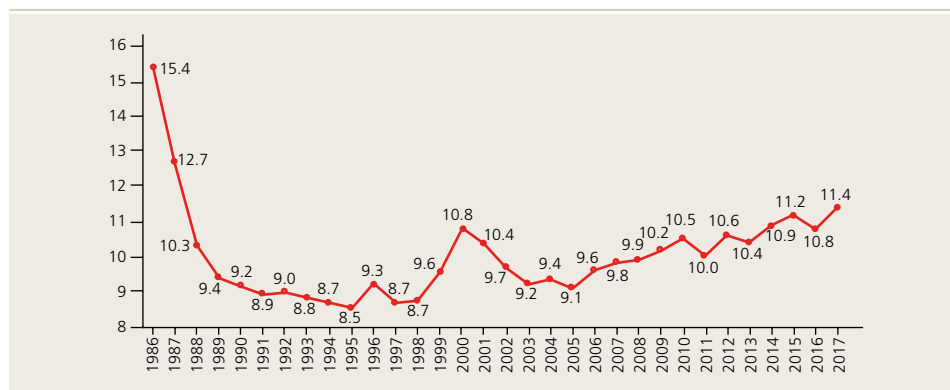


Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

Figure 12

Public sector dependent employment participation* (percent)



Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

Figure 11 plots the average annual creation of dependent employment in the private sector and the annual economic growth rate across the seven periods we have been analyzing. We observe a clear positive correlation between these variables. This alternative look at the data confirms our previous conclusion regarding the fact that strong economic growth seems to go hand in hand with more active dependent employment creation in the private sector.

We now turn the analysis to the public sector-dependent employment participation.⁸ Figure 12 plots the number of dependent workers in the public sector as a fraction of total employment.

Figure 12 confirms our previous conjecture regarding the dissimilar pattern that the participation of private-sector- and public-sector-dependent employment would exhibit across the different phases of economic growth. We observe that, in contrast to what happened with the participation of private sector-dependent employment, the participation of public sector-employment fell strongly during the Golden period, from 15.4% in 1986 to 8.7% in 1997. Moreover, we also observe that it rose during the crisis years, that is during the periods 1997-1999 and 2008-2009, the opposite trend to the one observed for the participation of dependent employment in the private sector. This dissimilar behavior of public and private dependent employment during the crises could possibly be due to the implementation of counter-cyclical policies during economic recessions.

As we did for private employment, in figure 13 we plot the correlation between job creation in the public sector and economic growth across the sub-periods of analysis. Consistent with the main conclusion extracted from figure 12, we observe a slightly negative correlation between these two variables. Overall, public sector jobs exhibit a slightly negative synchrony with economic growth, in contrast to the strong positive correlation that we observe in the case of private-sector-dependent employment.

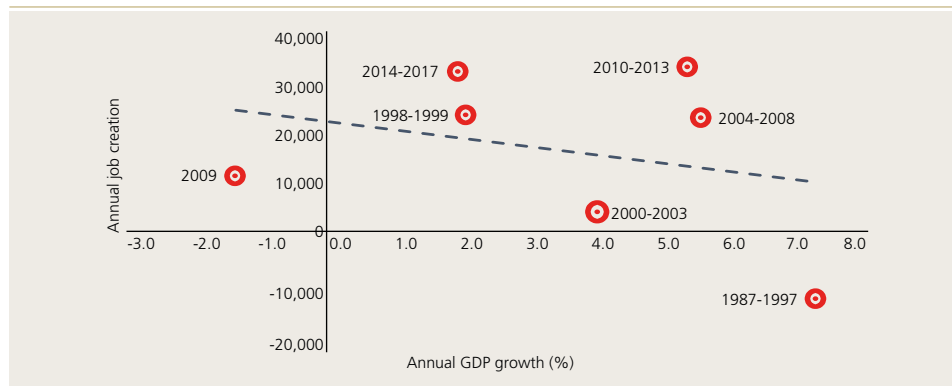
We analyze now the behavior of self-employment. As we discussed above, this type of job is considered more precarious than dependent employment, since it exhibits lower earnings and less attachment to the social security and healthcare systems. Theoretically, it is not clear how this type of employment should evolve across the different phases of economic growth. On the one hand, in periods of deceleration of economic growth, workers could start their own businesses in face of the lack of opportunities as dependent workers. On the other hand, in periods of strong economic growth the demand for the services produced by self-employed workers could rise, making this type of activity more attractive. In the end, the answer is an empirical one. Figure 14 shows the evolution of the number of self-employed workers over total employment during the period 1986-2017.

⁸ Data include the PEM and POJH programs.

Figure 13

Dependent employment creation in the public sector and economic growth*

(percent)



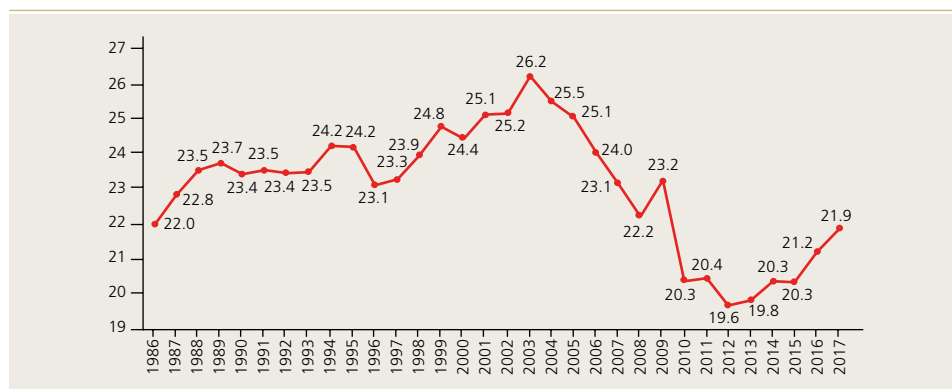
Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

Figure 14

Self-employment participation*

(percent)



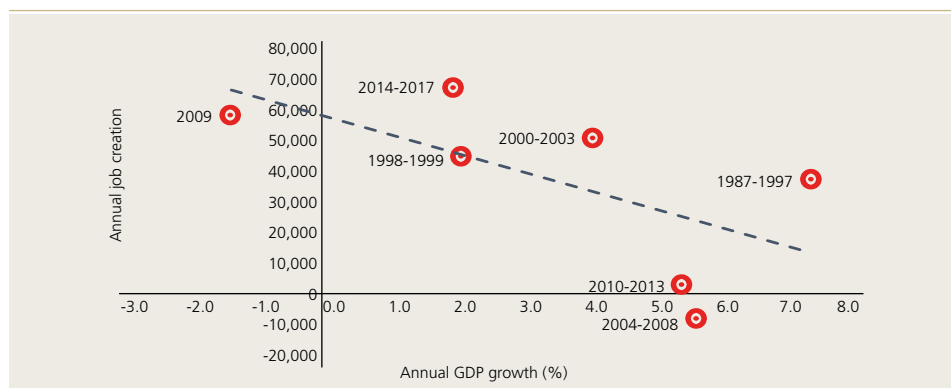
Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

Figure 15

Self-employment creation and economic growth*

(percent)



Source: National Statistics Institute (INE).

(*) The INE's National Employment Survey (ENE) data is used for 1986 to 2009; and its New National Employment Survey (NENE) data is used for 2010 to 2017.

We observe in figure 14 that the participation of self-employment was relatively stable during the Golden period. However, it rose markedly as a consequence of the Asian crisis and, after a small decline in the aftermath of the crisis, it reached a peak of 26.2% during the weak cyclical recovery of the period 2000-2003. Then, the participation of self-employment experienced a sharp reduction during the period 2004-2013, only interrupted by the hit of the Global Financial crisis. Finally, we observe that the participation of self-employment rose again during the recent slowdown of the Chilean economy (2014-2017 period). Thus, figure 14 shows that weak economic growth is associated with greater self-employment.⁹ The negative synchrony between self-employment and economic growth can be confirmed when we look directly at the correlation between self-employment creation and growth across the sub-periods of analysis, as figure 15 shows.

V. FEMALE LABOR FORCE PARTICIPATION AND ECONOMIC GROWTH

There are also some policy-relevant labor market variables whose dynamics more closely relate to the structural or long-run factors of economic growth than to the more cyclical ones. We end the discussion of this article by analyzing one of them, which is frequently present in the economic policy debate: female labor force participation.¹⁰

9 Szederkenyi and Vergara (2017) use the Universidad de Chile employment survey and conclude that during the last two decades self-employment indeed exhibits a counter-cyclical pattern.

10 Despite this fact, some studies show that there also exists a pro-cyclical component of the female labor force participation (Blagrove and Santoro, 2017).

Figure 16 presents the evolution of the female labor force participation rate for Chile and OECD countries from 1996 to 2016 across different age groups. As we can observe in figure 16, female labor force participation has steadily increased over the period in all the age groups. However, most remarkably, we observe a marked convergence to OECD rates, in particular in the group of women aged 25 years or more. What forces could explain this phenomenon?

There are inherent forces behind economic development that encourage women to participate more actively in the labor market. We conjecture that these forces have also been present in the development process of the Chilean economy. First, as countries move toward higher levels of economic development, production moves from the manufacturing sector to the services sector (Buera and Kaboski, 2012). Women present comparative advantages in jobs that are less intensive in physical strength and more intensive in knowledge (Goldin, 1990; Galor and Weil, 1996; Ngai and Petrongolo, 2017). Because the manufacturing sector is intensive in physical strength, the rise of the service economy is a primary reason through which economic development promotes opportunities for women in the labor market. Data from the World Development Indicators of the World Bank are consistent with the latter conclusion. We observe that employment in services as a percentage of female employment rose from 79% in 1991 to 84% in 2017. This evidence also shows that most of female employment has been allocated to the services sector during the past decades.

In addition, technological change increases workers' productivity and, therefore, their salaries. Higher wages increase the opportunity cost of time for women and thus make motherhood more expensive. On the other hand, technological change is biased in favor of more qualified workers. This encourages mothers to have fewer, but more educated, children. This is the so-called trade-off between quantity and quality of children, first documented by Becker and Lewis (1973): a lower birth rate releases women from the home, allowing them to participate actively in the labor market, which also encourages them to achieve higher levels of education and to delay the age at which they get married. And all these forces feed off one another.

Figure 16

Female labor force participation by age group

(percent)

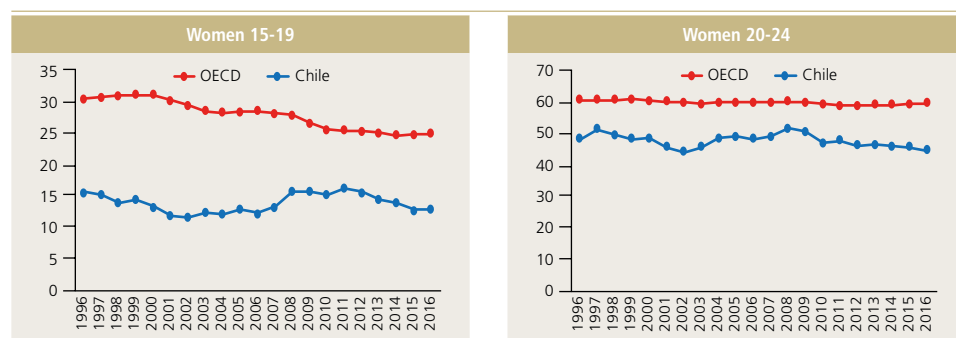
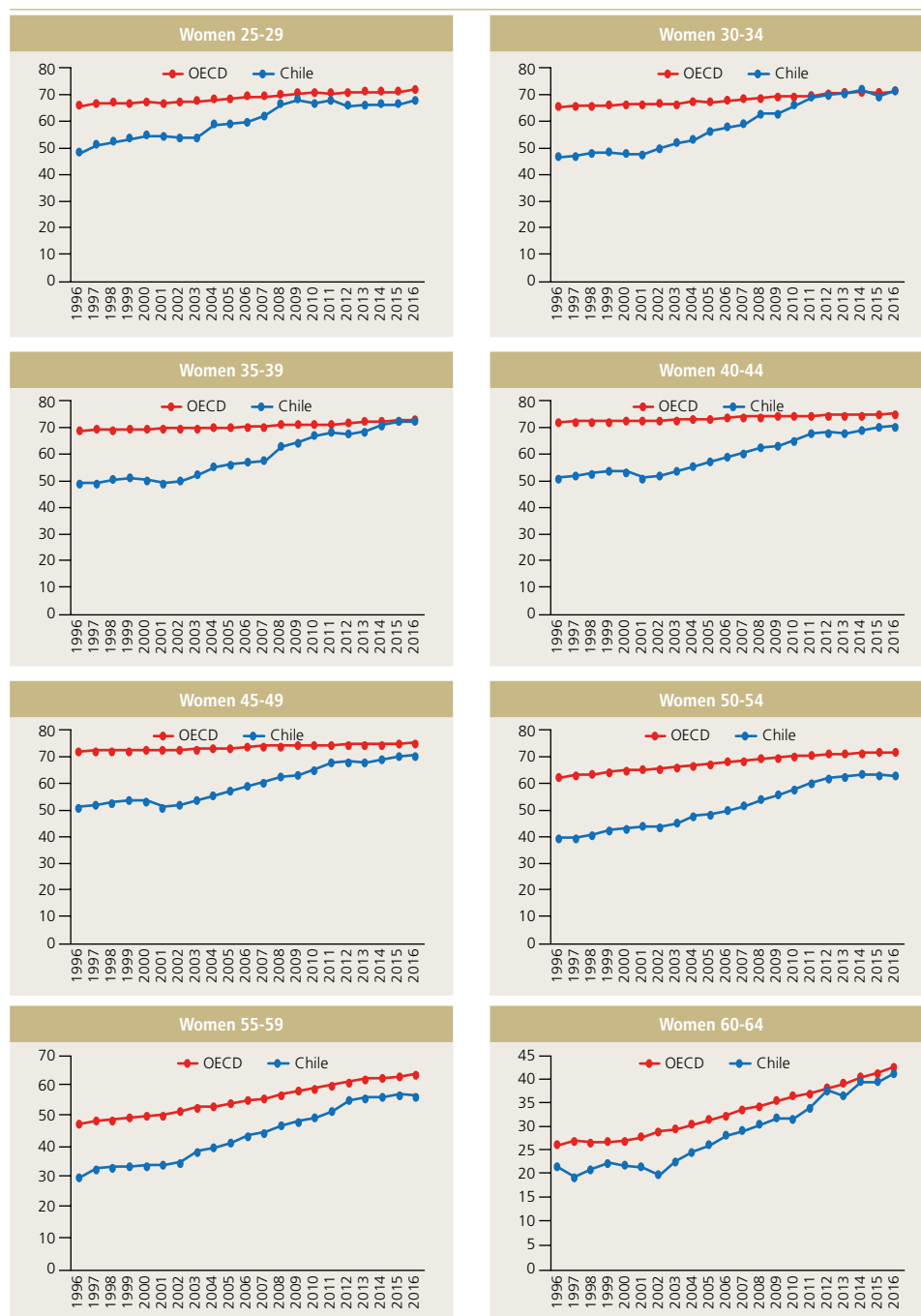


Figure 16 (continued)

Female labor force participation by age group

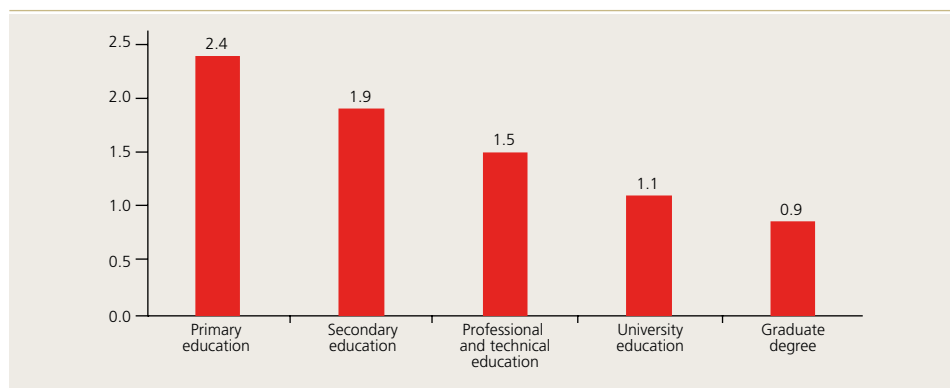
(percent)



Source: OECD Stats-Extracts.

Figure 17

Average number of children by educational attainment*
(percent)



Source: Chilean Census.

(*) Data correspond to the highest-level course completed for a cohort of women aged 30-39 in 2017.

Figure 17 presents evidence on the education-number of children gradient for a cohort of women in Chile. Data were taken from the Chilean Census of 2017 and consider women aged 30-39 in the year of the census. We observe a negative gradient education-number of children. Specifically, figure 17 shows that women with a primary education have on average 2.4 children, whereas the same figures for women with a secondary education, university education, and graduate degree are 1.9, 1.1, and 0.9, respectively.

Another element to consider is that technological changes increase the efficiency of services usually produced at home. This is another force that frees women from housework. The technological revolution occurred not only in the market but also within the household. As Greenwood et al. (2005b) document, the appearance of goods such as refrigerators, frozen food, and microwaves allowed women to produce the same home goods and services with less domestic time.

The long-run forces previously described explain why we observe that as countries become more developed, women have fewer children (Greenwood et al., 2005a), are more educated (Becker et al., 2010), delay marriage (Stevenson and Wolfers, 2007), participate more actively in the labor market (Jones et al., 2015), and achieve a higher level of empowerment in society.

In addition to the structural factors previously discussed, public policies and programs implemented in recent years could also have facilitated women's entry into the labor market. Among the programs that have been implemented over the past years, we can consider the following: (i) the extension of maternity leave to six months, (ii) the subsidy to women's work, (iii) the increase in childcare coverage, and (iv) the Skills Development Program for women as part of the *Chile Solidario* Program. Evidence for Chile supports the positive effects of these programs on female labor supply. For instance, using data from Chile, some articles show that

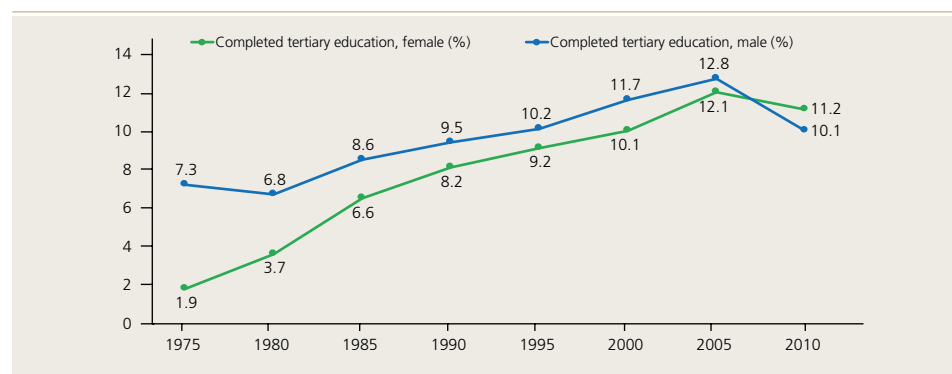
better-located childcare facilities with longer hours of operation have a positive impact on labor force participation (Contreras et al., 2008; Berthelon et al., 2015). Contreras and Sepúlveda (2016) study how the extension of the school day from half- to full-day school implemented in Chile in 1996 impacted female labor force participation. The authors estimate that, on average, labor force participation of single mothers with eligible children (between 8 and 13 years old) and no younger children increased by 5%. However, the authors do not find significant labor supply responses among other mothers with eligible children. Contreras et al. (2005) also conclude that policies oriented to increasing the educational level of females and access to children's day-care centers may induce future increases in female labor market participation. In addition, the authors present evidence that suggests that the provision of more day-care centers for children less than six years old could be a more effective policy in this regard than expanding school hours by one hour per day for children above six. Contreras et al. (2012) study the effects of adequate provision of childcare services, in terms of closeness and hours of operation on female labor force participation. The authors simulate a scenario in which 50% of women would benefit from adequate provision of childcare and find that labor participation would increase between 1% and 8%.

Contreras et al. (2005), using a synthetic cohort methodology to study the evolution of female labor force participation in Chile, find that an increase in average women's education from 7.7 years in 1945 to 11.3 years in 1975 was correlated with an increase close to 8 percentage points of the participation rate of that age group. Thus, Contreras et al. (2005) implicitly put education as an important force behind the rise in female labor force participation. Chile has indeed been participating in the worldwide boom in the higher education of women (Becker et al., 2010; Parro, 2012). Figure 18 shows how the gender gap has been closing during recent years and has even reversed lately. This evidence brings us to conjecture on the active role that women will play in the next decades.

Figure 18

Thirty to thirty-five year olds wait complete college education in Chile, by gender

(percent)



Source: Barro and Lee (2016).



VI. CONCLUSIONS

This article studied the dynamics followed by the labor market across different periods of economic growth observed for the Chilean economy. We defined different sub-periods of economic performance and analyzed the behavior of labor market aggregates related to the quantity and quality of jobs created in each of these sub-periods. We also presented evidence on female labor market attachment over the last decades.

We first documented that the unemployment rate decreases and net job creation accelerates in the periods of stronger economic growth. We showed that the synchrony between economic growth and the unemployment rate is observed for men, women, and young workers. However, the response of youth unemployment seems to be more sensitive to the fluctuations of economic growth than that of the other groups. Regarding job quality, we showed that strong economic growth increases the participation of private-sector-dependent employment in total employment but reduces the participation of self-employment, which exhibits lower earnings and higher levels of precariousness than dependent employment. We have also shown that public sector employment rises during recessions, possibly being part of counter-cyclical policies. Lastly, we documented that female labor force participation has experienced a secular increase during the past decades, and a converging trend towards OECD levels. We pointed to the rise of the service economy, technological change, and pro-female public policies as potential candidate forces behind the latter phenomenon.

The long-term growth–labor analysis performed in this article reveals that the labor market created more and better-quality jobs in periods of stronger economic growth. The evidence also showed that long-term economic growth pushed women to attain higher levels of education and to participate more actively in the labor market. Therefore, economic growth seems to be an attractive tool to nourish the labor market dynamics and, thus, can be transformed into an active “labor market policy.” We hope that the evidence presented in this article stimulates more formal studies and illuminates the policy debate on how to keep a dynamic labor market in the long-run.

REFERENCES

- Barro, R. and J.W. Lee (2016). "Educational Attainment Dataset." Available at <http://www.barrolee.com>.
- Becker, G., W.H.J. Hubbard, and K.M. Murphy (2010). "Explaining the Worldwide Boom in Higher Education of Women." *Journal of Human Capital* 4(3): 203–41.
- Becker, G. and H.G. Lewis (1973). "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy* 81(2): S279–S288.
- Berthelon, M., D. Krueger, and M. Oyarzún (2015). "The Effects of Longer School Days on Mothers Labor Force Participation." IZA Working Paper No. 9212.
- Blagrove, P. and M. Santoro (2017). "Labor Force Participation in Chile: Recent Trends, Drivers, and Prospects." IMF Working Paper 17/54.
- Blank, R. (1996). "Why Has Economic Growth Been such an Effective Tool against Poverty in Recent Years?" In *Poverty and Inequality, the Political Economy of Redistribution*, edited by J. Neill. Kalamazoo: W.E. Upjohn Institute.
- Blank, R. (2000). "Fighting Poverty: Lessons from Recent U.S. History." *Journal of Economic Perspectives* 14(2): 3–19.
- Blank, R. and A. Blinder (1987). "Poverty and the Macroeconomy." In *Challenging Poverty: What Works and What Doesn't*, edited by S. Danziger and D. Weinberg. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blank, R. and D. Card (1993). "Poverty, Income Distribution, and Growth: Are they Still Connected?" *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 285–339.
- Bosworth, B., R. Dornbush, and R. Labán (1994). *The Chilean Economy: Policy Lessons and Challenges*. Brookings Institution.
- Braun, M. and B. Larraín (2005). "Finance and the Business Cycle: International, Inter-Industry Evidence." *Journal of Finance* 60(3): 1097–128.
- Bravo, J. and F. Larraín (2017). "Efectos del Crecimiento Económico sobre el Empleo y su Composición en Chile." Working Paper No. 32. CLAPES-UC.
- Buera, F. and P. Kaboski (2012). "The Rise of the Service Economy." *American Economic Review* 102(6): 2540–69.



Contreras, D., L. de Mello, and E. Puentes (2008). “Encouraging Labor Force Participation in Chile.” OECD Working Paper No. 608.

Contreras, D., E. Puentes, and D. Bravo (2005). “Female Labour Force Participation in Greater Santiago, Chile: 1957-1997. A Synthetic Cohort Analysis.” *Journal of International Development* 17(2): 169–86.

Contreras, D., E. Puentes, and D. Bravo (2012). “Female Labor Supply and Child Care Supply in Chile.” Working Paper No. 370, Universidad de Chile.

Contreras D. and P. Sepúlveda (2016). “Effect of Lengthening the School Day on Mother’s Labor Supply.” Policy Research Working Paper Series 7599, The World Bank.

Corbo, V., R. Lüders, and P. Spiller (1997). “The Foundations of Successful Economic Reforms: The Case of Chile.” Mimeo, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Cutler, D. and W. Katz (1991). “Macroeconomic Performance and the Disadvantaged.” *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 1–74.

De Gregorio, J. (2009). “Chile and the Global Recession of 2009.” Economic Policy Papers No. 30, Central Bank of Chile.

Ffrench-Davis, R. (2002). “El Impacto de las Exportaciones sobre el Crecimiento en Chile.” *Revista CEPAL* 76: 143–60.

Fornero, J. and M. Kirchner (2014). “Learning about Commodity Cycles and Saving-Investment Dynamics in a Commodity-Exporting Economy.” Working Paper No. 727, Central Bank of Chile.

Gallego, F. and N. Loayza (2002). “The Golden Period for Growth in Chile: Explanations and Forecasts.” In *Economic Growth: Sources, Trends, and Cycles*, edited by N. Loayza and R. Soto. Central Bank of Chile.

Galor, O. and D.N. Weil (1996). “The Gender Gap, Fertility, and Growth.” *American Economic Review* 86(3): 374–87.

Goldin, C. (1990). *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. NBER Series on Long-term Factors in Economic Development.

Greenwood, J., A. Seshadri, and G. Vandenbroucke (2005a). “The Baby Boom and Baby Boost.” *American Economic Review* 95(1): 183–207.

Greenwood, J., A. Seshadri, and M. Yorukoglu (2005b). “Engines of Liberation.” *Review of Economic Studies* 72(1): 109–33.

Haveman, R. and J. Schwabish (2000). “Has Macroeconomic Performance Regained its Anti-Poverty Bite?” *Contemporary Economic Policy* 18(4): 415–27.

International Monetary Fund (2015). IMF Country Report No. 15/227. *Chile: 2015 Article IV Consultation - Press Release; and Staff Report*. Washington, D.C.: IMF.

Jones, L.E., R.E. Manuelli, and E.R. McGrattan (2015). “Why Are Married Women Working so Much?” *Journal of Demographic Economics* 81(1): 75–114.

Ngai, L. R. and B. Petrongolo (2017). “Gender Gaps and the Rise of the Service Economy.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 9(4): 1–44.

OECD (2016). *Regulatory Policy in Chile: Government Capacity to Ensure High-Quality Regulation*. Paris: OECD Publishing.

Parro, Fco. (2012). “International Evidence on the Gender Gap in Education over the Past Six Decades: A Puzzle and an Answer to It.” *Journal of Human Capital* 6(2): 150–185.

Perry, G. and D. Leipziger (1999). *Chile: Recent Policy Lessons and Emerging Challenges*, The World Bank.

Romer, P. (2000). “Poverty and Macroeconomic Activity.” *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* (first quarter): 1–13.

Solimano, A. (1999). “The Chilean Economy in the 1990s: On a ‘Golden Age’ and Beyond.” *After Neoliberalism: What Next for Latin America?* edited by L. Taylor. Chicago, IL: University of Michigan Press.

Stallings, B. (1998). *Impact of the Asian Crisis on Latin America*. ECLAC.

Stevenson, B. and J. Wolfers (2007). “Marriage and Divorce: Changes and their Driving Forces.” *Journal of Economic Perspectives* 21(2): 27–52.

Szederkényi, F. and R. Vergara (2017). “Evolución del Empleo en Chile: Asalariados y Cuenta Propia.” *Puntos de Referencia* No. 457, Centro de Estudios Públicos.



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.

PROCICLICIDAD DEL CRÉDITO BANCARIO EN CHILE: ROL DE LA BANCA EXTRANJERA Y LAS CRISIS FINANCIERAS*

Renata Abbott N.**

Tomás Gómez T.***

Alejandro Jara R.***

David Moreno S.***

I. INTRODUCCIÓN

La preocupación sobre el grado de prociclicidad del crédito bancario data desde hace un largo tiempo en la literatura, en particular cuando se lo vincula a las causas de crisis financieras. Bebczuk et al. (2011), por ejemplo, enfatizan que los sistemas financieros altamente procíclicos se caracterizan por la alternancia de auges crediticios —alimentados por optimismo “exuberante” durante las fases de crecimiento— seguidos de episodios de “crisis” provocadas por *shocks* negativos relativamente moderados, pero que en última instancia generan importantes ajustes en la actividad económica.

Las causas más tradicionales que afectan el grado de prociclicidad pueden atribuirse a factores como las imperfecciones del mercado o aspectos regulatorios. Más específicamente, entre las razones de por qué el crédito bancario es procíclico destacan el grado de aversión al riesgo y la estructura de financiamiento que posean los bancos. Rajan (2006) vincula la alta prociclicidad del crédito bancario en períodos expansivos a cambios en la toma de riesgos cuando las tasas de interés son particularmente bajas. Por otra parte, Jeong (2009), entre otros, asocia el grado de prociclicidad del crédito bancario a una estructura de financiamiento bancario más dependiente de fondos mayoristas.

* Se agradecen los comentarios de Markus Kirchner.

** Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. Correo electrónico: rabbott@bcentral.cl

*** Gerencia de Estudios Financieros, Banco Central de Chile. Correos electrónicos: tgomez@bcentral.cl; ajara@bcentral.cl; dmoreno@bcentral.cl

Más recientemente, Bertay et al. (2017) ponen énfasis en el rol de la banca extranjera como determinante del grado de prociclicidad del crédito bancario. En este contexto, factores económicos y/o financieros, tales como la flexibilidad del tipo de cambio y la libre movilidad de capitales (Mundell-Fleming vs. Hélène Rey, 2015) podrían generar dinámicas del crédito distintas entre bancos locales y extranjeros. Adicionalmente, la presencia de fricciones financieras y uso del mercado de capitales interno (intragrupo) pueden provocar incentivos para mover operaciones hacia regiones de mayor rentabilidad, lo cual a la vez podría llevar a una mayor prociclicidad del crédito en economías de destino.

Finalmente, existen consideraciones de tipo regulatorio que enfatizan el rol de la regulación del país de destino/origen (Fillat et al., 2018). En particular, aquellas que distinguen entre sucursal vs. filial y bancos extranjeros vs. bancos locales, o cuando existen límites de exposición a ciertas partidas del balance.¹

En Chile, con excepción del trabajo de Barajas et al. (2008), no existen estudios que analicen de manera sistemática la prociclicidad del crédito bancario y sus causas. Por otra parte, el 40% de las colocaciones internas son provistas por bancos de propiedad extranjera (filiales o sucursales). Por este motivo, parece relevante analizar el grado de prociclicidad del crédito bancario en Chile y, en conjunto, revisar el rol de la banca extranjera a la luz del trabajo de Bertay et al. (2017).

II. PROCICLICIDAD DEL CRÉDITO BANCARIO EN CHILE

Para evaluar el grado de prociclicidad del crédito bancario en Chile estimamos la relación simple entre el crecimiento del crédito bancario y el crecimiento de la actividad económica, a partir de la siguiente estimación de panel:

$$\Delta L_{bt}^i = \alpha \Delta Y_{t-1} + \beta_1 X_{bt-1} + \beta_2 TPM_t + f_b + FS_{bt} + \varepsilon_{bt} \quad (1)$$

En esta estimación, el grado de prociclicidad está capturado por el coeficiente α , que relaciona el crecimiento real anual del crédito del banco b en el segmento i (total, consumo, vivienda y comercial) en el trimestre t (ΔL_{bt}^i), con el crecimiento real desestacionalizado del PIB en el trimestre anterior (ΔY_{t-1}).

En la ecuación (1) controlamos además por características rezagadas de cada banco b (X_{bt-1}), tales como tamaño, nivel de capitalización y razón de liquidez; por la tasa de política monetaria nominal ($\beta_2 TPM_t$) y efectos fijos a nivel de banco (f_b). Adicionalmente, se agrega una *dummy* que toma el valor 1 cuando un banco enfrenta una fusión con otro banco y cero en todos los demás casos (FS_{bt}).

¹ Si bien la entrada de un banco extranjero como filial/sucursal depende de la matriz, en el caso de la sucursal, esto les permite acceso más rápido a capitales internos del grupo, mientras que la filial tiene capital propio, lo que la hace más autónoma en relación con la matriz.



Los resultados de esta estimación se presentan en el cuadro 1A, donde además se distingue el efecto que genera eliminar de la muestra utilizada al BancoEstado.² Lo anterior es relevante dado el rol contracíclico que ha jugado dicho banco en el pasado.

Las estimaciones muestran que el crédito bancario en Chile es procíclico, es decir, la relación promedio entre el crédito bancario total y la actividad económica es positiva y estadísticamente significativa al 1%. Además, esta relación es del orden de 0,8 para la muestra total y en torno a 1,0 cuando el BancoEstado es excluido de la muestra.

Se puede distinguir que los diferentes segmentos del crédito tienen grados de prociclicidad distintos. En primer lugar, el crédito de consumo es más procíclico que el crédito comercial. Además, los préstamos para la vivienda, solo son procíclicos cuando el BancoEstado es excluido de la estimación. Sin embargo, es necesario destacar que la presencia del BancoEstado reduce la prociclicidad promedio en todos los segmentos del crédito. Lo anterior es coherente con la literatura que enfatiza el rol contracíclico del BancoEstado durante la Crisis Financiera Global (CFG) como consecuencia de la capitalización que experimentó BancoEstado en 2009 (Lagos y Tapia, 2014; Toro, 2019).

Como robustez a estas estimaciones se reestima la ecuación (1) con datos de frecuencia mensual (apéndice). Las principales conclusiones aquí destacadas se mantienen, aunque se observa ciertas diferencias. En particular, la prociclicidad de los préstamos de vivienda se vuelve significativa al 1%, aunque sigue siendo menor en magnitud en comparación con los demás segmentos del crédito.

1. Prociclicidad del ciclo

Alternativamente, estimamos el grado de prociclicidad del componente cíclico del crédito bancario y el componente cíclico de la actividad económica. Lo anterior permite evaluar, en una especificación similar a la presentada en la ecuación (1), si la prociclicidad se genera principalmente durante períodos de expansión o de contracción económica.

² La muestra total considera 37 bancos que tuvieron actividad durante el período de estimación (1999Q3-2018Q1). El cuadro A6 presenta la lista completa de bancos considerados. Se debe tener en cuenta que todos los resultados que aparecen en el cuadro 1 corresponden a estimación con efectos fijos a nivel de banco ponderados por el nivel de préstamos de cada banco, en cada segmento del crédito y en cada trimestre.

Cuadro 1

Prociclicidad del crédito bancario en Chile*

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
A. Toda la muestra								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
$\Delta \log(\text{PIB})(-1)$	0,844***	1,187***	0,263	0,640***	1,043***	1,258***	0,428**	0,799***
Obs.	1.748	1.454	1.174	1.702	1.673	1.379	1.099	1.627
R^2 ajustado	0,52	0,48	0,49	0,49	0,54	0,51	0,5	0,51
B. Expansiones y contracciones								
(LHS: Desv. De las colocaciones c/r a su tendencia)								
Expansiones (-1)	6,007***	10,123***	1,001	7,477***	6,030***	8,694***	1,194	7,716***
Contracciones (-1)	-2,551*	2,733	-1,448	-3,643*	-1,987	3,352	-0,847	-3,285
Obs.	1.790	1.469	1.194	1.747	1.715	1.394	1.119	1.672
R^2 ajustado	0,21	0,14	0,06	0,24	0,22	0,15	0,07	0,25
C. Condiciones de oferta								
(LHS: Cambio en los estándares de crédito)								
$\Delta \log(\text{PIB})(-1)$		0,308***	0,248**	0,346***		0,336***	0,288**	0,316***
Obs.		709	709	758		657	657	706
R^2 ajustado		0,88	0,89	0,82		0,88	0,88	0,8

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la SBIF y del Banco Central de Chile.

(*) Todas las estimaciones son ponderadas por las colocaciones de cada banco en el segmento determinado, para el período 1999Q3-2018Q1. Se incluye efectos fijos a nivel de banco y controles a partir de la hoja de balance de los bancos (tamaño, activos líquidos, depósitos y capital) y la tasa de política monetaria nominal, además de *dummies* que capturan el efecto generado por fusiones bancarias. La muestra es además truncada (winsorizing) al 1-99% de la distribución. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) c/r a la tendencia del logaritmo del Imacec real desestacionalizado, calculada a partir del filtro HP con Lambda igual a 1600. Los errores son tratados como grupo a nivel de banco. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Estos resultados se presentan en el cuadro 1B, donde se relaciona el componente cíclico del crédito bancario, calculado a partir de las desviaciones del crédito respecto de su tendencia, con períodos de expansión y contracción de la actividad económica.³ En él se puede apreciar que el ciclo del crédito bancario se relaciona positiva y significativamente con desviaciones de la actividad económica en períodos de expansión económica, pero no así durante contracciones y, nuevamente, el segmento de crédito más sensible es el de los préstamos de consumo. Por otro lado, solo en el caso de los préstamos comerciales la contracción de la actividad económica se relaciona significativamente con el ciclo del crédito bancario.

³ Para ambos casos estimamos las desviaciones respecto a la tendencia aplicando el filtro HP ($\lambda=1600$) al logaritmo del crédito real y al PIB real, respectivamente. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) del logaritmo del Imacec real desestacionalizado con respecto a su tendencia.

2. Prociclicidad de los estándares de crédito

Finalmente, analizamos el grado de prociclicidad de las condiciones o estándares del crédito bancario. Esta vez, relacionamos los cambios acumulados en los estándares de crédito bancario que se obtienen de la Encuesta de Crédito Bancario (ECB), con el crecimiento de la actividad económica real, en una especificación similar a la presentada en el cuadro 1A.⁴ Teniendo en cuenta que las respuestas de la ECB están organizadas de forma tal que los estándares de crédito más flexibles equivalen a aumentos en la oferta de crédito.

Los resultados a esta estimación se exponen en el cuadro 1C. Ellos muestran que los estándares de crédito bancario (oferta) son procíclicos, pues se vuelven más flexibles cuando la actividad económica se expande. Esta mayor flexibilidad en los estándares de otorgamiento de créditos en períodos de expansión económica también se observa en los préstamos comerciales, sin embargo, la diferencia respecto a los préstamos de consumo no es estadísticamente significativa. También resulta de particular interés que, la presencia del BancoEstado en la estimación reduce la prociclicidad de la oferta de los créditos de consumo y vivienda, pero no así la de los préstamos comerciales.

III. BANCA LOCAL Y EXTRANJERA

A continuación, nos preguntamos si los bancos de propiedad extranjera tienen un grado de prociclicidad estadísticamente distinto al de los bancos de propiedad local.

Para tales efectos, estimamos la siguiente ecuación:

$$\Delta L_{bt}^i = \alpha \text{DummyExt}_{bt-1} * \Delta Y_{t-1} + \beta X_{bt-1} + f_b + f_t + FS_{bt} + \varepsilon_{bt} \quad (2)$$

donde DummyExt_{bt} corresponde a una *dummy* que toma el valor 1 si el banco es de propiedad extranjera (ya sea en forma de sucursal o filial) en el trimestre t , y 0 si es de propiedad local. Ahora nos centramos en el coeficiente α de la ecuación (2). La especificación es similar a la presentada en la ecuación (1), con la excepción de que en esta ocasión reemplazamos la TPM por efectos fijos temporales (f_t).

⁴ En este caso, sin embargo, solo 14 bancos son considerados en la estimación, dada la disponibilidad de información que entrega la ECB. Ver Jara et al.(2017) para el análisis del rol de la ECB en la dinámica del crédito bancario en Chile.

Cuadro 2

Prociclicidad del crédito bancario en Chile: el rol de la banca extranjera*

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
A. Toda la muestra								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)	0,105	0,124	-0,027	-0,118	-0,255	-0,13	-0,446	-0,412
Obs.	1.748	1.454	1.174	1.702	1.673	1.379	1.099	1.627
R^2 ajustado	0,57	0,56	0,51	0,53	0,58	0,58	0,53	0,55
B. Solo subsidiarias								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)	0,212	0,435	0,085	-0,038	-0,149	0,127	-0,396	-0,301
Obs.	961	907	907	961	886	832	832	886
R^2 ajustado	0,61	0,64	0,53	0,53	0,63	0,66	0,54	0,55
C. Expansiones y contracciones								
(LHS: Desv. De las colocaciones c/r a su tendencia)								
<i>DummyExt</i> (-1)*Expansiones(-1)	-1,376	0,846	-0,87	-3,182	-2,266	-0,236	-2,712	-4,098
<i>DummyExt</i> (-1)*Contracciones(-1)	1,306	1,881	0,891	1,100	0,432	0,338	-0,205	0,766
Obs.	1.790	1.469	1.194	1.747	1.715	1.394	1.119	1.672
R^2 ajustado	0,3	0,18	0,2	0,32	0,33	0,18	0,21	0,34
D. Expansiones y contracciones								
(LHS: Cambio en los estándares de crédito)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)		-0,011	-0,043	-0,098*		-0,065	-0,173	-0,095
Obs.		709	709	758		657	657	706
R^2 ajustado		0,9	0,91	0,86		0,9	0,9	0,84
E. Condiciones de oferta (solo subsidiarias)								
(LHS: Cambio en los estándares de crédito)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)		0,014	-0,051	-0,098		-0,049	-0,177	-0,095
Obs.		572	572	621		520	520	569
R^2 ajustado		0,89	0,91	0,86		0,88	0,9	0,84

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la SBIF y del Banco Central de Chile.

(*) Todas las estimaciones son ponderadas por las colocaciones de cada banco en el segmento determinado, para el período 1999Q3-2018Q1. Se incluye efectos fijos a nivel de banco y controles a partir de la hoja de balance de los bancos (tamaño, activos líquidos, depósitos y capital) y la tasa de política monetaria nominal. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) c/r a la tendencia del logaritmo del Imacec real desestacionalizado, calculada a partir del filtro HP con Lambda igual a 1600. Los errores son tratados como grupo a nivel de banco. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

El cuadro 2A presenta los resultados para el coeficiente α cuando se incluye toda la muestra en la estimación.⁵ De este se desprende que no existe un efecto estadísticamente significativo en el grado de prociclicidad de los bancos de propiedad extranjera con respecto a los bancos locales.

5 Ver cuadro A5 en el apéndice para la lista completa de bancos considerados (extranjeros y locales).

El cuadro 2B hace lo mismo, pero esta vez compara los bancos locales con los extranjeros constituidos como filiales, excluyendo de esta estimación a las sucursales de bancos foráneos. Nuevamente, el coeficiente α no es estadísticamente significativo. En consecuencia, no se puede rechazar la hipótesis de que el grado de prociclicidad de los bancos extranjeros y locales sea la misma.

Nótese que lo anterior es robusto a la presencia o no del BancoEstado y a formas alternativas utilizadas para medir el grado de prociclicidad. En efecto, los resultados en el cuadro 2, paneles C, D y E replican los ejercicios de la sección anterior, al concentrarse en el efecto del componente cíclico de la actividad económica sobre el crédito, y mirar el impacto sobre los estándares de crédito del crecimiento económico. En todos estos casos, no es posible rechazar la hipótesis de igualdad en el grado de prociclicidad entre los bancos locales y extranjeros.

Estos resultados son coherentes con el hecho de que, en Chile, tanto las sucursales como las filiales de bancos extranjeros están sujetas a las mismas regulaciones que la banca local. Sin embargo, es importante tener en cuenta que podrían existir otros factores que afecten el grado de prociclicidad entre la banca local y extranjera, tales como los límites impuestos sobre las exposiciones relacionadas (Cerutti et al., 2007).

IV. PROCICLICIDAD CON RESPECTO AL PAÍS DE ORIGEN

A continuación, evaluamos la relación entre la dinámica del crédito que otorgan localmente los bancos de propiedad extranjera con la dinámica económica del país donde se ubica la casa matriz del banco extranjero.

En particular, estimamos la siguiente ecuación:

$$\Delta L_{bt}^i = \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y_{bt-1}^j + \beta X_{bt-1} + f_b + FS_{bt} + \varepsilon_{bt}. \quad (3)$$

En este caso, asociamos la dinámica del crédito en los distintos segmentos de crédito (ΔL_{bt}^i) con el producto del país j (ΔY_{bt-1}^j), el que es idiosincrático al banco extranjero b . En todas estas estimaciones, controlamos por el crecimiento de la economía en Chile, que es común para todos los bancos (ΔY_t).⁶

Obsérvese que el país j en esta especificación es el país donde se ubica la casa matriz del banco b . A esto lo llamamos “prociclicidad con respecto al país de origen”.

El cuadro 3A muestra que en el origen el ciclo no es estadísticamente significativo, salvo en el caso de los préstamos para la vivienda, cuya relación con el crecimiento de la economía en el origen es significativo al 10%.

⁶ Esta especificación se lleva a cabo solo con los bancos de matriz extranjera.

Cuadro 3

Banca extranjera y prociclicidad durante las crisis financieras*

	Total de bancos extranjeros				Solo subsidiarias			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
A. Prociclicidad (sin efecto fijo tiempo)								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
$\Delta \log(\text{PIB}) (-1)$	1,191***	1,588***	0,368**	0,918***	1,188***	1,585***	0,375**	0,908***
$\Delta \log(\text{PIB}^*) (-1)$	-0,197	0,541	1,094*	-0,704	-0,531	0,548	1,083*	-1,049
Obs.	892	641	406	855	387	333	333	387
R^2 ajustado	0,76	0,64	0,83	0,78	0,84	0,65	0,83	0,82
B. Interacción de ciclos económicos								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
$\Delta \log(\text{PIB}^*) (-1)$	-0,059	-1,425	0,54	0,652	-0,157	-1,435	0,535	0,683
$\Delta \log(\text{PIB}^*) (-1) * \Delta \log(\text{PIB}) (-1)$	-0,122	0,683**	0,264	-0,424	-0,066	0,685*	0,271	-0,374
Obs.	892	641	406	855	387	333	333	387
R^2 ajustado	0,78	0,71	0,86	0,79	0,85	0,68	0,85	0,83
C. Emergentes vs desarrollados								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
$\Delta \log(\text{PIB}^*) (-1)$	-0,144	-1,473	0,558	0,458	-0,185	-1,483	0,553	0,609
$\Delta \log(\text{PIB}^*) (-1) * \Delta \log(\text{PIB}) (-1)$	-0,559*	0,933*	0,398	-1,136***	-0,379	0,932*	0,408	-0,962**
$\Delta \log(\text{PIB}^*) (-1) * \Delta \log(\text{PIB}) (-1) * \text{DummyExt}(-1)$	1,064***	-0,521	-0,349	1,731***	0,715	-0,515	-0,358	1,290**
Obs.	892	641	406	855	387	333	333	387
R^2 ajustado	0,78	0,71	0,86	0,8	0,85	0,68	0,85	0,83

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la SBIF y del Banco Central de Chile.

(*) Todas las estimaciones son ponderadas por las colocaciones de cada banco en el segmento determinado, para el periodo 1999Q3-2018Q1. Se incluye efectos fijos a nivel de banco y controles a partir de la hoja de balance de los bancos (tamaño, activos líquidos, depósitos y capital) y la tasa de política monetaria nominal. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) c/r a la tendencia del logaritmo del Imacec real desestacionalizado, calculada a partir del filtro HP con Lambda igual a 1600. Los errores son tratados como grupo a nivel de banco. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

El cuadro 3B, en tanto, evalúa la interacción entre el ciclo económico local y el de la economía donde se encuentra la matriz del banco extranjero. Como se observa, el ciclo económico del origen presenta un efecto diferenciador al ciclo económico local solo en el caso de los préstamos de consumo, donde la interacción es significativa al 5%.

Finalmente, el cuadro 3C muestra que el ciclo económico del origen genera un impacto diferenciador al ciclo local cuando la matriz del banco extranjero se ubica en una economía emergente. Esto es válido solo en el caso de los préstamos comerciales.

1. Rol del grado de desarrollo del país de origen

A continuación, evaluamos la significancia estadística del grado de desarrollo del país donde se encuentra la matriz del banco extranjero, clasificándolos entre emergentes y avanzados.

En particular, estimamos la siguiente ecuación:

$$\Delta L_{bt}^i = \alpha_1 EME_b * \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 ADV_b * \Delta Y_{t-1} + \beta X_{bt-1} + f_b + f_t + \varepsilon_{bt} \quad (4)$$

donde EME (ADV) toma el valor 1 si el banco extranjero tiene su casa matriz en una economía emergente (desarrollada), y 0 en todos los demás casos. La ecuación (4) permite evaluar si los bancos cuya matriz está establecida en una economía emergente (desarrollada) presentan un grado de prociclicidad distinto al de los bancos locales. Esto es evaluado en el cuadro 4, donde se presentan los resultados para los coeficientes α_1 y α_2 de la ecuación (4).

Los resultados de los cuadros 4A y 4B muestran que el grado de prociclicidad de los bancos extranjeros no es distinto al grado de prociclicidad de los bancos locales, independientemente del nivel de desarrollo del país donde está la matriz del banco extranjero.

Sin embargo, cuando analizamos la prociclicidad en el ciclo económico (cuadro 4C), vemos que existe cierta asimetría en el comportamiento de los bancos dependiendo del nivel de desarrollo del país donde está la casa matriz.

En particular, durante expansiones del ciclo económico local, los bancos extranjeros con su casa matriz en economías emergentes se expanden más que aquellos con matriz en economías avanzadas. Lo mismo ocurre durante contracciones del ciclo económico local. Es decir, los bancos extranjeros con matriz en economías emergentes se contraen más fuertemente que los bancos locales.

Finalmente, el cuadro 4D muestra que los bancos cuya matriz se encuentra en una economía emergente, presentan estándares de crédito más procíclicos en el segmento de créditos para la vivienda que la banca local. Por otra parte, los bancos extranjeros cuya casa matriz se encuentra en una economía avanzada, presentan estándares de crédito menos procíclicos en el segmento de créditos comerciales.

Cuadro 4

Nivel de desarrollo del país de origen y prociclicidad del crédito bancario en Chile *

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
A. Toda la muestra								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>Dummy</i> EME(-1)* $\Delta\log(\text{PIB})(-1)$	-0,132	-0,525	-0,727	-0,233	-0,51	-0,778	-1,021	-0,609
<i>Dummy</i> ADV(-1)* $\Delta\log(\text{PIB})(-1)$	0,132	0,197	0,035	-0,103	-0,227	-0,058	-0,396	-0,388
Obs.	1.748	1.454	1.174	1.702	1.673	1.379	1.099	1.627
R^2 ajustado	0,57	0,56	0,51	0,53	0,58	0,58	0,53	0,55
B. Solo subsidiarias								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>Dummy</i> EME(-1)* $\Delta\log(\text{PIB})(-1)$	0,156	0,528	-0,425	-0,019	-0,17	0,298	-0,758	-0,366
<i>Dummy</i> ADV(-1)* $\Delta\log(\text{PIB})(-1)$	0,218	0,425	0,13	-0,041	-0,147	0,109	-0,364	-0,293
Obs.	961	907	907	961	886	832	832	886
R^2 ajustado	0,61	0,64	0,53	0,53	0,63	0,66	0,54	0,55
C. Expansiones y contracciones								
(LHS: Desv. De las colocaciones c/r a su tendencia)								
<i>Dummy</i> EME(-1)*Expansiones(-1)	20,192***	6,808	14,704***	19,015***	18,318***	5,438	11,689***	17,095**
<i>Dummy</i> EME(-1)*Contracciones(-1)	-14,331***	-6,790***	-12,247***	-18,617***	-15,043***	-7,626***	-13,148***	-18,906***
<i>Dummy</i> ADV(-1)*Expansiones(-1)	-3,744*	0,25	-2,152	-5,927	-4,453*	-0,787	-3,822***	-6,654
<i>Dummy</i> ADV(-1)*Contracciones(-1)	3,292***	2,87	2,15	3,930***	2,397**	1,252	1,04	3,572**
Obs.	1.790	1.469	1.194	1.747	1.715	1.394	1.119	1.672
R^2 ajustado	0,33	0,18	0,23	0,35	0,35	0,18	0,24	0,37
D. Condiciones de oferta (toda la muestra)								
(LHS: Cambio en los estándares de crédito)								
<i>Dummy</i> EME(-1)* $\Delta\log(\text{PIB})(-1)$		0,153	0,524***	0,180*		0,108	0,400**	0,158
<i>Dummy</i> ADV(-1)* $\Delta\log(\text{PIB})(-1)$		-0,03	-0,091	-0,133**		-0,085	-0,222	-0,126**
Obs.		709	709	758		657	657	706
R^2 ajustado		0,9	0,91	0,86		0,9	0,9	0,84
E. Condiciones de oferta (solo subsidiarias)								
(LHS: Cambio en los estándares de crédito)								
<i>Dummy</i> EME(-1)* $\Delta\log(\text{PIB})(-1)$		0,220*	0,524***	0,18		0,178	0,411**	0,158
<i>Dummy</i> ADV(-1)* $\Delta\log(\text{PIB})(-1)$		-0,010	-0,099	-0,133**		-0,075	-0,227	-0,127*
Obs.		572	572	621		520	520	569
R^2 ajustado		0,89	0,91	0,86		0,88	0,9	0,84

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la SBIF y del Banco Central de Chile.

(*) Todas las estimaciones son ponderadas por las colocaciones de cada banco en el segmento determinado, para el período 1999Q3-2018Q1. Se incluye efectos fijos a nivel de banco y controles a partir de la hoja de balance de los bancos (tamaño, activos líquidos, depósitos y capital) y la tasa de política monetaria nominal. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) c/r a la tendencia del logaritmo del Imacec real desestacionalizado, calculada a partir del filtro HP con Lambda igual a 1600. Los errores son tratados como grupo a nivel de banco. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

V. EFECTO DE CRISIS FINANCIERAS

A continuación, evaluamos si los bancos extranjeros se comportaron de manera distinta a los bancos locales en relación con su grado de prociclicidad durante diversos episodios de crisis financiera. En particular, evaluamos el impacto de las Crisis Asiática, Financiera Global, y la crisis de deuda soberana en Europa. Para tales efectos, estimamos la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}\Delta L_{bt}^i = & \alpha_1 DummyExt_{bt-1} + \alpha_2 (DummyExt_{bt-1} * \Delta Y_{t-1}) \\ & + \sum_{j \in \{Asia, CFG, EU\}} \alpha_3 (DummyExt_{bt-1} * Crisis_{t-1}^j * \Delta Y_{t-1}) \\ & + \alpha_4 (DummyExt_{bt-1} * Crisis_{t-1}^j) + \beta X_{bt-1} + f_b + f_t + \varepsilon_{bt}.\end{aligned}\quad (5)$$

En particular, la *dummy* Crisis que captura la Crisis Asiática toma el valor de 1 para el período de febrero de 1998 a septiembre del 2001 y 0 para el resto. La *dummy* Crisis que captura la crisis Financiera Global toma el valor de 1 para el período de marzo del 2007 a junio del 2011 y 0 para el resto de los períodos. Finalmente, la *dummy* Crisis que captura la crisis de la deuda soberana en Europa toma el valor de 1 para el período desde abril del 2010 hasta junio del 2012.

El cuadro 5 presenta los resultados para los coeficientes α_2 , α_3^j y α_4^j , donde j representa cada una de las tres crisis financieras analizadas. Lo anterior permite capturar el efecto diferenciado de los bancos extranjeros sobre la prociclicidad (α_2 , similar a lo presentado en el cuadro 2), el efecto de los episodios de crisis sobre la prociclicidad de la banca extranjera (α_3^j), y el impacto de estos bancos en el crecimiento del crédito durante los períodos de crisis mencionados (α_4^j).

En particular, los resultados del cuadro 5A muestran que durante la CFG los bancos extranjeros se comportaron de manera más procíclica que la banca local, tanto en el segmento del crédito de consumo, como en del crédito comercial. Lo anterior es robusto a la presencia o no del BancoEstado en la estimación.

Un resultado similar se observa en el cuadro 5C, donde se muestra estándares de crédito más procíclicos durante la CFG en el segmento de préstamos comerciales. El cuadro 5B, en tanto, no muestra resultados asimétricos significativos en términos de la prociclicidad durante las crisis financieras analizadas, salvo durante la crisis de la deuda soberana en Europa, donde los bancos extranjeros crecieron menos durante el periodo de expansión que sus pares locales.⁷

⁷ Notar que esto es válido solo cuando el BancoEstado no es considerado en la muestra.

Cuadro 5

Banca extranjera y prociclicidad durante las crisis financieras*

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
A. Toda la muestra								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)	-0,233	-0,796	-0,016	-0,654	-0,356	-0,945	-0,323	-0,761
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)* <i>CrisisAsia</i> (-1)	-0,211	-0,126	-0,116	0,105	-0,212	0,186	0,188	0,189
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)* <i>CFG</i> (-1)	1,264**	1,358**	0,044	1,823**	0,892	1,171**	0,478	1,517*
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)* <i>CrisisEU</i> (-1)	0,625	0,296	0,814	0,661	1,214	0,181	0,626	1,151
<i>DummyExt</i> (-1)* <i>CrisisAsia</i> (-1)	-4,804	-6,805	-2,255	-8,647**	-5,648*	-7,448	-6,167*	-8,626**
<i>DummyExt</i> (-1)* <i>CFG</i> (-1)	-3,483	-1,803	-1,207	-4,504	-1,907	-1,34	-2,014	-2,785
<i>DummyExt</i> (-1)* <i>CrisisEU</i> (-1)	-7,944	1,491	-5,552	-9,911	-12,877	1,863	-9,088	-13,984
Obs.	1.748	1.454	1.174	1.702	1.673	1.379	1.099	1.627
R^2 ajustado	0,57	0,57	0,51	0,54	0,59	0,58	0,54	0,56
B. Expansiones y contracciones								
(LHS: Desv. De las colocaciones c/r a su tendencia)								
<i>DummyExt</i> (-1)*Expansiones(-1)	0,775	1,456	3,963	-0,03	0,256	0,268	1,22	-0,416
<i>DummyExt</i> (-1)*Contracciones(-1)	-3,871	2,198	-4,691	-5,907	-4,134	1,657	-5,293	-6,408
<i>DummyExt</i> (-1)*Expansiones (-1)* <i>CrisisAsia</i> (-1)	-2,359	33,681	-22,478	-44,174	-3,564	27,865	-8,372	-35,463
<i>DummyExt</i> (-1)*Contracciones (-1)* <i>CrisisAsia</i> (-1)	4,331	-11,769	2,414	5,467	4,706	-12,116	3,617	6,886
<i>DummyExt</i> (-1)*Expansiones (-1)* <i>CFG</i> (-1)	-0,961	2,238	-4,44	-1,831	-0,657	2,354	-3,345	-0,991
<i>DummyExt</i> (-1)*Contracciones (-1)* <i>CFG</i> (-1)	6,196	-1,501	5,034	8,699	5,017	-2,807	5,035	8,21
<i>DummyExt</i> (-1)*Expansiones (-1)* <i>CrisisEU</i> (-1)	-9,292	-10,384	-8,014	-11,529	-13,084**	-10,432	-12,017*	-15,604*
<i>DummyExt</i> (-1)*Contracciones (-1)* <i>CrisisEU</i> (-1)	1,227	6,949	-1,056	0,572	-0,026	4,724	-1,699	-0,04
<i>DummyExt</i> (-1)* <i>CrisisAsia</i> (-1)	-0,077	-0,084	-0,145	-0,06	-0,053	-0,096	-0,243*	-0,008
<i>DummyExt</i> (-1)* <i>CFG</i> (-1)	0,021	-0,011	-0,04	0,041	0,013	-0,019	-0,016	0,028
<i>DummyExt</i> (-1)* <i>CrisisEU</i> (-1)	0,137*	0,250**	0,159**	0,174	0,167**	0,242**	0,187**	0,217*
Obs.	1.790	1.469	1.194	1.747	1.715	1.394	1.119	1.672
R^2 ajustado	0,31	0,18	0,23	0,33	0,33	0,18	0,25	0,35
C. Condiciones de oferta								
(LHS: Cambio en los estándares de crédito)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)		0,179	0,034	-0,328		0,065	-0,151	-0,398
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)* <i>CFG</i> (-1)		-0,24	0,166	0,499**		-0,161	0,271	0,539**
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)* <i>CrisisEU</i> (-1)		0,156	-0,373	-0,233		0,274	-0,23	-0,115
<i>DummyExt</i> (-1)* <i>CFG</i> (-1)		0,24	-1,496	-3,501**		-0,554	-2,575	-4,198**
<i>DummyExt</i> (-1)* <i>CrisisEU</i> (-1)		-1,581	0,242	-0,158		-2,443	-1,119	-0,589
Obs.		709	709	758		657	657	706
R^2 ajustado		0,9	0,92	0,87		0,9	0,91	0,86

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la SBIF y del Banco Central de Chile.

(*) Todas las estimaciones son ponderadas por las colocaciones de cada banco en el segmento determinado, para el periodo 1999Q3-2018Q1. Se incluye efectos fijos a nivel de banco y controles a partir de la hoja de balance de los bancos (tamaño, activos líquidos, depósitos y capital) y la tasa de política monetaria nominal. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) c/r a la tendencia del logaritmo del Imacec real desestacionalizado, calculada a partir del filtro HP con Lambda igual a 1600. Los errores son tratados como grupo a nivel de banco. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

1. Impacto de crisis en los países de origen

A continuación, hacemos una evaluación similar a la presentada en el cuadro 5, pero esta vez evaluamos el impacto de una *dummy* Crisis en el país de origen (crisis bancaria sistémica en el país de origen de acuerdo con lo recopilado por Leaven y Valencia, 2013). De esta forma, evaluamos el impacto que este tipo de crisis tiene sobre el grado de prociclicidad de los bancos extranjeros, además de medir su efecto directo sobre la dinámica de las colocaciones. En consecuencia, estimamos la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}\Delta L_{bt}^i = & \alpha_1 (DummyExt_{bt-1} * \Delta Y_{t-1}) \\ & + \alpha_2 (DummyExt_{bt-1} * Crisis_{bt-1}^j * \Delta Y_{t-1}) \\ & + \alpha_3 (DummyExt_{bt-1} * Crisis_{bt-1}^j) \\ & + \alpha_4 DummyExt_{bt-1} + \beta X_{bt-1} + f_b + f_t + \varepsilon_{bt}.\end{aligned}\tag{6}$$

El cuadro 6 presenta el efecto diferenciado de la prociclicidad para los bancos extranjeros (α_1), similar a lo presentado anteriormente, el efecto de la crisis sobre esa prociclicidad (α_2), y el impacto de la crisis sobre la dinámica de crédito de los bancos extranjeros (α_3) en el origen. Nótese que, al igual que la nomenclatura utilizada en la ecuación (5), la variable $Crisis_{bt}^j$ equivale a 1 cuando el país donde se encuentra la matriz del banco b enfrenta una crisis sistémica, y 0 en todos los otros casos.

Del cuadro 6 se desprende que la presencia de crisis bancaria sistémica en el país de origen no cambia de manera significativa el grado de prociclicidad de los bancos extranjeros. Solo se da cuenta de los préstamos comerciales y de vivienda, en que los vuelve más procíclicos al 10% de significancia. De igual forma, la prociclicidad de los estándares de crédito no varía durante períodos de crisis en el origen.

Sin embargo, es necesario mencionar que el crecimiento de las colocaciones de los bancos extranjeros es menor durante la crisis bancaria sistémica en el origen. Esto se verifica tanto para los préstamos para la vivienda, como para los préstamos comerciales, al 1 y al 5% de significancia, respectivamente (coeficiente α_3).

Cuadro 6

Prociclicidad y crisis en el origen*

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
A. Toda la muestra								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)	-1,582	0,764	-1,866*	-2,821	-1,718	0,388	-2,112**	-2,844
<i>DummyExt</i> (-1)*Crisis(-1)	-17,115**	5,341	-17,139***	-23,485**	-15,824*	5,235	-15,979***	-22,350*
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)*Crisis(-1)	2,381*	0,003	2,010*	3,806*	2,035	0,17	1,950*	3,416*
Obs.	1.134	963	766	1.090	1.086	915	718	1.042
R^2 ajustado	0,44	0,49	0,44	0,42	0,47	0,49	0,48	0,45
B. Condiciones de oferta								
(LHS: Cambio en los estándares de crédito)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)		0,003	-0,048	0,183		-0,072	-0,135	0,13
<i>DummyExt</i> (-1)*Crisis(-1)		-1,146	-5,018**	-1,102		-1,196	-4,914**	-0,606
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{PIB})$ (-1)*Crisis(-1)		-0,151	-0,159	-0,192		-0,06	-0,05	-0,084
Obs.		499	499	533		462	462	496
R^2 ajustado		0,89	0,91	0,83		0,89	0,9	0,83

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la SBIF y del Banco Central de Chile.

(*) Todas las estimaciones son ponderadas por las colocaciones de cada banco en el segmento determinado, para el periodo 1999Q3-2018Q1. Se incluye efectos fijos a nivel de banco y controles a partir de la hoja de balance de los bancos (tamaño, activos líquidos, depósitos y capital) y la tasa de política monetaria nominal. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) c/r a la tendencia del logaritmo del Imacec real desestacionalizado, calculada a partir del filtro HP con Lambda igual a 1600. Los errores son tratados como grupo a nivel de banco. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

VI. CONTAGIO EXTERNO

Finalmente, evaluamos el impacto que tiene sobre la dinámica de crédito local el estar expuesto al ciclo económico y a la presencia de crisis bancarias sistémicas en distintas jurisdicciones en el exterior. Para tal efecto, utilizamos la exposición de activos y pasivos efectivos que los bancos establecidos en Chile mantienen en distintas jurisdicciones.

En consecuencia, el foco no está en el país donde reside la casa matriz del banco extranjero, sino en la exposición que los bancos (locales y extranjeros) mantienen en el resto del mundo a través de sus activos y pasivos.

1. Contagio del ciclo externo

Para evaluar el contagio del ciclo económico externo, estimamos la siguiente ecuación:

$$\Delta L_{bt}^i = \alpha_1 W_{bt-1} + \alpha_2 EME_b * W_{bt-1} + \beta X_{bt-1} + f_b + f_t + \varepsilon_{bt}. \quad (7)$$

Aquí, la variable W_{bt} representa el ciclo económico externo ponderado que enfrenta el banco b en el momento t , de forma que:

$$W_{bt} = \sum_j \frac{E_{jbt}}{A_{bt}} \Delta Y_{jt} \quad (8)$$

donde E_{jbt} representa la exposición del banco b en la jurisdicción j al momento t .

Esta exposición puede tomar diversas formas, incluyendo activos, pasivos, exposición neta, así como la exposición a través del mismo grupo financiero (intragrupo). La variable A_{bt} corresponde a los activos totales del banco b en el momento t .⁸

El cuadro 7 presenta los resultados de estimar la ecuación (7) para un conjunto de exposiciones (E_{jbt}) distintas. En particular, se distingue entre el efecto directo, medido por el coeficiente α_1 y el efecto de la *dummy* emergente, que da cuenta de efectos diferenciados para aquellos bancos cuya casa matriz está ubicada en un país emergente.

Es posible verificar contagio del ciclo externo a través de la exposición que los bancos mantienen en distintas jurisdicciones. Concretamente, el efecto directo sobre las colocaciones comerciales e hipotecarias es, en general, negativo. Es decir, estar expuesto a jurisdicciones donde el ciclo económico se expande, está asociado a menores tasas de crecimiento de estas colocaciones a nivel interno.

En cambio, las colocaciones de consumo tienden a expandirse (aunque su nivel de significancia es menor en la mayoría de los casos) cuando los bancos están expuestos a jurisdicciones cuyo ciclo económico también lo hace. A la vez, La *dummy* emergente no es significativa en la mayoría de los casos. Solo en el caso de las colocaciones comerciales es posible asociar una mayor expansión para aquellos bancos cuya matriz se ubica en una economía emergente en relación con el resto de los bancos considerados en la estimación. Por último, el crecimiento del crédito interno aumenta a través de la exposición externa intragrupo, al estar expuesto a jurisdicciones cuya economía se expande.

⁸ Dado que la contabilidad de los bancos es presentada en moneda local y la exposición en el exterior responde a fluctuaciones entre las monedas, evaluamos distintas formas de controlar por estas variaciones en los precios relativos (tipo de cambio de fin de mes, promedio y ajustado por poder de compra). Sin embargo, para efectos de esta nota, solo se presentan los resultados considerando el tipo de cambio efectivo de fin de mes.

Cuadro 7

Contagio del ciclo externo*

	Impacto directo				Dummy economía emergente			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
Posición externa total								
Activos brutos	-0,782**	0,282	-1,881***	0,0543	0,935**	-0,363	0,937	0,101
Pasivos brutos	-0,245	0,853**	-2,068***	-0,474***	1,179**	-0,255	-0,563	0,831***
Pasivos netos	0,161	0,921	-0,551	-0,381**	-0,308	-0,789	-0,749	0,256
Posición externa intragrupo								
Activos brutos	-1,333**	3,196*	2,512**	0,462	1,397*	-3,435*	1,733	-0,375
Pasivos brutos	-1,298**	3,153*	2,492**	0,432	1,362*	-3,364*	1,762	-0,351
Pasivos netos	1,225*	2,252	0,257	-0,901	-1,074	-1,95	-3,923	0,905

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la SBIF y del Banco Central de Chile.

(*) Todas las estimaciones son ponderadas por las colocaciones de cada banco en el segmento determinado, para el período 1999Q3-2018Q1. Se incluye efectos fijos a nivel de banco y controles a partir de la hoja de balance de los bancos (tamaño, activos líquidos, depósitos y capital) y la tasa de política monetaria nominal. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) c/r a la tendencia del logaritmo del Imacec real desestacionalizado, calculada a partir del filtro HP con Lambda igual a 1600. Los errores son tratados como grupo a nivel de banco. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

2. Contagio de crisis externas

Finalmente, evaluamos el efecto de estar expuesto a jurisdicciones que enfrentan una crisis financiera sistémica sobre la dinámica de las colocaciones a partir de la siguiente ecuación:

$$\Delta L_{bt}^i = \alpha_1 CW_{bt-1} + \beta X_{bt-1} + f_b + f_t + \varepsilon_{bt}. \quad (9)$$

En este caso, CW_{bt-1} representa el efecto ponderado de crisis financieras externas que enfrenta el banco b en el período t , tal que:

$$CW_{bt} = \sum_j \frac{E_{jbt}}{A_{bt}} Crisis_{jt}. \quad (10)$$

Los resultados de esta estimación son los del cuadro 8. En él podemos ver que, para el caso de las colocaciones comerciales, el efecto es positivo y significativo al 5% a través de la exposición de pasivos brutos. En otras palabras, aquellos bancos expuestos a jurisdicciones que enfrentan una crisis bancaria sistémica, se expanden en este segmento de crédito. Este efecto es similar, aunque menos significativo, en el caso de los préstamos para la vivienda. Además, la exposición intragrupo a jurisdicciones que enfrentan una crisis bancaria sistémica generan efectos expansivos en el caso de los préstamos para la vivienda, y contractivos en el caso de los préstamos de consumo.

Cuadro 8
Contagio de crisis externas*

	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
Posición externa total				
Activos brutos	0,424	-2,872	-1,232	-0,169
Pasivos brutos	0,121	-1,158	1,663*	1,183**
Pasivos netos	-0,0884	1,102	1,795	0,751
Posición externa intra-grupo				
Activos brutos	-1,074	-5,247**	4,840**	0,339
Pasivos brutos	-1,064	-5,173**	4,726**	0,373
Pasivos netos	-0,0239	1,372	-5,543*	-0,0470

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la SBIF y del Banco Central de Chile.

(*) Todas las estimaciones son ponderadas por las colocaciones de cada banco en el segmento determinado, para el periodo 1999Q3-2018Q1. Se incluye efectos fijos a nivel de banco y controles a partir de la hoja de balance de los bancos (tamaño, activos líquidos, depósitos y capital) y la tasa de política monetaria nominal. Las expansiones (contracciones) corresponden a desviaciones positivas (negativas) *c/r* a la tendencia del logaritmo del Imacec real desestacionalizado, calculada a partir del filtro HP con Lambda igual a 1600. Los errores son tratados como grupo a nivel de banco. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

VII. CONCLUSIONES

En Chile, el crédito es procíclico bajo distintas métricas. El grado de prociclicidad es distinto para los diferentes segmentos de crédito, siendo los préstamos de consumo los más sensibles al ciclo económico. La presencia del BancoEstado reduce el grado de prociclicidad del crédito en Chile en todos los segmentos del crédito.

La banca extranjera, en tanto, se comporta de manera similar a lo largo del ciclo económico respecto de sus pares locales. De igual forma, el nivel de desarrollo económico del país donde reside la casa matriz del banco extranjero no parece impactar sobre el grado de prociclicidad del crédito interno, salvo cuando se analizan efectos asimétricos del ciclo económico (expansiones versus contracciones). Esto se explica aparentemente por la idéntica regulación tanto para banca nacional y extranjera establecida en Chile, así como para las sucursales de bancos extranjeros. Asimismo, por la presencia de límites de exposición hacia la matriz, manifestado en uso limitado de mercado intragrupo de capitales con la matriz.

Esta nota evalúa además el impacto de crisis financieras internacionales y encuentra que la Crisis Financiera Global volvió a los bancos extranjeros más procíclicos respecto de sus pares locales, no así en el caso de las otras crisis financieras internacionales analizadas.

En cuanto al impacto del ciclo en el origen, se encuentra un efecto diferenciador menor, cuando el origen es asociado al país donde se encuentra la matriz del banco extranjero. Sin embargo, cuando la exposición al origen es evaluada a partir de la exposición real a distintas jurisdicciones (a través de los activos y pasivos que mantienen los bancos en el exterior), el contagio del ciclo y de las crisis externas sobre la dinámica del crédito local es relativamente mayor.

REFERENCIAS

- Barajas A., L. Luna y J. Restrepo (2008). “Macroeconomic Fluctuations and Bank Behavior in Chile”. *Revista de Análisis Económico* 23(2): 21–56.
- Bebczuk, R., T. Burdisso, J. Carrera y M. Sangiácomo (2011). “A New Look into Credit Procyclicality: International Panel Evidence”. Investigaciones Económicas, Banco Central de la República Argentina.
- Bertay, A., A. Demirgüç-Kunt y H. Huizinga (2017) “Are International Banks Different? Evidence on Bank Performance and Strategy”. Policy Research Working Paper N°8286, Banco Mundial.
- Jara, A., J. Martínez y D. Oda (2017). “Bank’s Lending Growth in Chile: The Role of the Senior Loan Officers Survey”. Documento de Trabajo N° 802, Banco Central de Chile.
- Jeong, H. (2010). The Procyclicality of Bank Lending and its Funding Structure: The Case of Korea. *SSRN Electronic Journal*.
- Lagos, L.F. y M. Tapia (2014). “Credit Stabilization through Public Banks: The Case of BancoEstado”. En *Macroeconomic and Financial Stability: Challenges for Monetary Policy*, editado por S. Bauducco, L. Christiano y C. Raddatz. Serie de libros sobre Banca Central, Análisis y Políticas Económicas, vol. 19, Banco Central de Chile.
- Leaven, L. y F. Valencia (2013). Systemic Banking Crises Database. *IMF Economic Review* 61(2): 225–70.
- Rajan, R. (2006). “Has Finance Made the World Riskier?” *European Financial Management* 12(4): 499–533.
- Rey, H. (2015). “Dilemma, Not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence”. CEPR Discussion Papers N°10591.
- Toro, P. (2019). “The Persistent Effect of a Credit Crunch on Output and Productivity: Technical or Allocative Efficiency?” Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile, por aparecer.

APÉNDICE

Cuadro A1

Prociclicidad del crédito en frecuencia mensual

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
$\Delta \log(\text{IMACEC})(-1)$	0,650***	1,200***	0,312**	0,528***	0,786***	1,306***	0,413***	0,622***
Obs.	5.351	4.452	3.580	5.215	5.122	4.223	3.351	4.986
R^2 ajustado	0,48	0,33	0,48	0,48	0,49	0,33	0,48	0,49

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A2

Rol de la banca extranjera en frecuencia mensual

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
A. Toda la muestra								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
$\text{DummyExt}(-1) * \Delta \log(\text{IMACEC})(-1)$	-0,013	-0,143	-0,066	-0,138	-0,29	-0,375	-0,4	-0,336
Obs.	5.351	4.452	3.580	5.215	5.122	4.223	3.351	4.986
R^2 ajustado	0,53	0,35	0,51	0,53	0,55	0,35	0,53	0,55
B. Solo subsidiarias								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
$\text{DummyExt}(-1) * \Delta \log(\text{IMACEC})(-1)$	0,081	0,245	0,008	-0,065	-0,202	0,036	-0,368	-0,249
Obs.	2.935	2.771	2.771	2.935	2.706	2.542	2.542	2.706
R^2 ajustado	0,6	0,63	0,53	0,54	0,62	0,65	0,55	0,56

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A3

Emergentes vs. avanzados

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
A. Toda la muestra								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>DummyEME</i> (-1)* $\Delta\log(\text{IMACEC})$ (-1)	-1,238*	-0,953	-1,37	-1,821**	-1,548**	-1,17	-1,616**	-2,092**
<i>DummyADV</i> (-1)* $\Delta\log(\text{IMACEC})$ (-1)	0,127	-0,054	0,048	0,076	-0,146	-0,287	-0,293	-0,113
Obs.	5.351	4.452	3.580	5.215	5.122	4.223	3.351	4.986
R^2 ajustado	0,53	0,35	0,51	0,53	0,55	0,35	0,54	0,55
B. Solo subsidiarias								
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>DummyEME</i> (-1)* $\Delta\log(\text{IMACEC})$ (-1)	-1.082	0.455*	-1.183	-1.693*	-1.382**	0.299	-1.459*	-1.965**
<i>DummyADV</i> (-1)* $\Delta\log(\text{IMACEC})$ (-1)	0.213	0.223	0.112	0.140	-0.069	0.007	-0.272	-0.035
Obs.	2.935	2.771	2.771	2.935	2.706	2.542	2.542	2.706
R^2 ajustado	0.60	0.63	0.53	0.55	0.63	0.65	0.56	0.56

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A4

Rol de las crisis

	Con BancoEstado				Sin BancoEstado			
	Total	Consumo	Vivienda	Comercial	Total	Consumo	Vivienda	Comercial
(LHS: Crec. real de las colocaciones)								
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{IMACEC})$ (-1)	-0,498	-0,73	-0,311	-0,818	-0,644*	-0,74	-0,671	-0,934*
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{IMACEC})$ (-1)*CrisisAsia(-1)	-0,065	-0,885	0,176	0,313	-0,069	-0,924	0,444	0,347
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{IMACEC})$ (-1)*CFG(-1)	1,036**	0,727	0,311	1,373*	0,876**	0,535	0,7	1,276
<i>DummyExt</i> (-1)* $\Delta\log(\text{IMACEC})$ (-1)*CrisisEU(-1)	0,767	1,037*	0,096	1,086	0,923	0,842*	0,179	1,1
<i>DummyExt</i> (-1)*CrisisAsia(-1)	-4,456	-1,217	-2,335	-8,665**	-5,639*	-1,622	-8,008**	-8,723**
<i>DummyExt</i> (-1)*CFG(-1)	-2,945	-2,859	-1,82	-3,535	-1,458	-1,928	-2,324	-2,054
<i>DummyExt</i> (-1)*CrisisEU(-1)	-4,151	-0,751	1,174	-6,053	-6,667**	-2,048	-2,102	-7,003*
Obs.	5.351	4.452	3.580	5.215	5.122	4.223	3.351	4.986
R^2 ajustado	0,53	0,35	0,51	0,54	0,55	0,35	0,53	0,55

Fuente: Elaboración propia.



Cuadro A5

Bancos considerados en las estimaciones

Bancos locales		Bancos extranjeros		
		Subsidiarias	Sucursales	
Chile	Security	Scotiabank	Dresdner	American
Internacional	Falabella	Citibank	Do Brasil	BNA
Estado	Ripley	Santander	HSBC	Tokyo
BCI	Consortio	Itau	America	RBS
Corpbanca	Penta	Rabobank	Sao Paulo	Deutsche
Bice	Paris	BBVA	Exterior	DnB Nor
Edwards	Conosur	Desarrollo	Sudameris	BTG Pactual
Santiago			JP Morgan	

Fuente: Elaboración propia.



SENSIBILIDAD DE FLUJOS FINANCIEROS A CHILE DURANTE EVENTOS DE ESTRÉS FINANCIERO GLOBAL

Nicolás Álvarez H.*
Antonio Fernandois S.
Carlos Saavedra H.

I. INTRODUCCIÓN

Los flujos de capitales externos han sido una fuente constante de inestabilidad financiera para las economías pequeñas y emergentes como Chile¹. En este contexto, es importante conocer y cuantificar los determinantes de los movimientos de capital, especialmente durante eventos de disrupción financiera global. Para lograr este objetivo, en este documento realizamos una aplicación del modelo propuesto en Koepke (2015), metodología utilizada frecuentemente por el *Informe de Estabilidad Financiera Mundial* del FMI y que logra relacionar la política monetaria de Estados Unidos y los factores *pull* y *push*, con los flujos financieros a economías emergentes. Apoyados en esta relación, se logra cuantificar las sensibilidades de estos flujos sobre economías como Chile durante episodios de estrés financiero, además permite obtener una comparación de estas sensibilidades entre varias economías emergentes.

Existe mucha evidencia empírica que ha analizado la relación entre los flujos de portafolio y la tasa de política monetaria en EE.UU (Fernández-Arias (1996), De Vita y Kyaw (2008) y Bluedorn et al. (2013)), que en general establece una relación negativa entre estas dos variables. Sin embargo, los análisis previos dejan de lado el rol de las expectativas de los agentes acerca de los cambios en la tasa de política monetaria futura, que suele ser una variable crítica a la hora de tomar decisiones de inversión por parte de diversos inversionistas al momento de asignar flujos hacia países emergentes. Esto último es subsanado por el modelo que propone Koepke (2015).

En el presente análisis, realizamos un ejercicio de proyección de flujos de portafolios, considerando un escenario de *shock* en las variables que lo determinan, y además estudiamos el evento conocido como *taper tantrum* durante el 2013, que corresponde al fin de la política monetaria de alivio cuantitativo impulsada por la Reserva Federal de Estados Unidos (Fed) con posterioridad a la crisis *subprime*.

* Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. Correos electrónicos: nalvarez@bcentral.cl; afernandois@bcentral.cl; csaavedra@bcentral.cl. Agradecemos especialmente a Daniel Navarrete por su excelente asistencia en la elaboración de este estudio.

¹ De acuerdo con el Informe de Estabilidad Financiera del Banco Central de Chile, se considera que existe estabilidad financiera cuando el sistema financiero cumple con realizar sus funciones con normalidad o sin disrupciones relevantes, aun frente a situaciones temporales adversas.

El principal aporte de este trabajo es que toma un enfoque más granular y comparativo sobre la vulnerabilidad que exhibiría Chile en eventos financieros disruptivos, e identifica si la economía estaría más expuesta a movimientos inesperados de la política monetaria de la Fed u otros *shocks* financieros globales.

Los resultados muestran que las sensibilidades de Chile frente a los factores *pull* y *push* tienden a posicionarse en la mediana de las economías emergentes a lo largo del tiempo. Asimismo, se observa que tanto Chile como la mayor parte de los países emergentes se tornaron más sensibles a estos factores con posterioridad al *taper tantrum*. Esta nota está estructurada de la siguiente forma: en la segunda parte se describe los datos y la metodología empleada en este estudio; en la tercera, se muestra los principales resultados y finalmente, se presenta las conclusiones del estudio.

II. DESCRIPCIÓN DE DATOS Y METODOLOGÍA

El trabajo realizado por Koepke (2015) tiene como foco comprender los determinantes de los flujos de capitales hacia economías emergentes. En general, encuentra que la evolución de la política monetaria en EE.UU., los cambios en los niveles de aversión al riesgo de los inversionistas, y ciertos factores idiosincráticos de los países, están entre los principales determinantes. La principal contribución del artículo en la literatura es la incorporación de las expectativas de la política monetaria de la Fed en la discusión de flujos de capitales a países emergentes.

La especificación de Koepke (2015) que utiliza este trabajo es la siguiente:

$$Flujos_{i,t} = \alpha * Flujos_{i,t-1} + \beta * MonPol_t + \gamma * \Delta Spread_{BBB_t} + \delta * \Delta MSCI_{i,t} + e_t \quad (1)$$

donde $Flujos_{i,t}$ representa las entradas de flujos de renta fija, renta variable o total de portfolio por parte de inversionistas de fondos basados en economías emergentes. En tanto, $MonPol_t$ corresponde al cambio en la tasa esperada contenida en los contratos futuros de la *fed funds rate* (FFR) de largo plazo (34 meses o más) en puntos base. Adicionalmente, el modelo incluye un factor *pull* y un factor *push*, donde el primero está representado por el cambio porcentual del MSCI del país i respectivo, mientras para el factor *push*, el cual debería ser un *proxy* de la aversión al riesgo global, se incluye el cambio en el *spread* de bonos corporativos BBB.

Basados en la ecuación (1), en este estudio caracterizamos los flujos hacia economías emergentes de forma individual según la sensibilidad que presentan a las variables más vinculadas con eventos financieros globales disruptivos, que en este caso serían las expectativas sobre la FFR y la volatilidad global medida por el *spread* de los bonos BBB. Específicamente, el análisis incluye a las siguientes economías: Brasil, Bulgaria, Chile, China, Colombia, India, Indonesia, Malasia, México, Perú, Polonia, Sudáfrica, Tailandia, Turquía y Ucrania.

Los principales datos considerados en la estimación de flujos proviene de la base de datos *EPFR Global*² que contiene flujos de renta variable y fija de fondos de inversión dedicados a economías emergentes. Estos datos son usualmente utilizados como un *proxy* de alta frecuencia de los flujos brutos de no residentes de los flujos de cartera de balanza de pagos. La muestra de datos disponibles comienza en febrero de 1996 para renta variable y en noviembre del 2003 para renta fija. Los datos propiamente tales están basados en una gran muestra de fondos mutuos y *Exchange Traded Funds (ETF)* cuyos administradores reportan a EPFR global. Adicionalmente, EPFR entrega datos desagregados por tipo de inversionista (*retail* o institucional), país de domicilio y moneda, entre otras características. Los datos de *EPFR Global* han sido crecientemente utilizados por la industria financiera debido a que son indicadores de alta frecuencia de los movimientos de flujos de portafolio.

A pesar de su masificado uso, hay algunas consideraciones respecto al uso de estos datos. En primer lugar, en términos conceptuales, las transacciones capturadas por los flujos de fondos no representan necesariamente flujos de capitales como están definidos en la Balanza de Pagos (BP), lo cual requiere que las transacciones sean entre un residente de un país emergente y un no residente. Este podría no ser el caso para los flujos de fondos de EPFR dado que los fondos de inversión y sus contrapartes para las transacciones podrían ser residentes de cualquier país del mundo. Además, los fondos de inversión usualmente mantienen *buffers* en efectivo, lo cual significa que un flujo de entrada de un fondo de inversión en EPFR no necesariamente significa que se está adquiriendo un activo. Otra característica es que los flujos de EPFR no tratan a la distribución de dividendos en la misma forma que bajo las prácticas estándares de BP. En EPFR, esto se registra como una salida de flujos, lo que no ocurre en BP, ya que son registradas en la cuenta corriente. Complementariamente, los dividendos que son reinvertidos comprando activos adicionales no afectan los flujos de EPFR, mientras que ellos son considerados entrada de flujos en la estructura de BP. En términos globales, es probable que estas diferencias produzcan un sesgo a la subestimación de los flujos de EPFR respecto a BP. Por último, los flujos de fondos de EPFR están limitados por la muestra de la base de datos respectiva, donde es conocido que hay ciertos inversionistas institucionales subrepresentados, como es el caso de los *hedge funds* o de los fondos de pensiones.

Como se mencionó anteriormente, las expectativas de largo plazo de la FFR se calculan usando los contratos futuros de la FFR. Estos contratos pueden ser interpretados como la expectativa del mercado de la tasa efectiva de política monetaria a un plazo determinado. De acuerdo con Krueger y Kuttner (1996), el nivel de los futuros de la *fed funds rate* provee una eficiente proyección de los cambios en la FFR. En términos específicos, se usa el cambio mensual en la tasa esperada de la FFR 34 meses más adelante, el cual es el punto disponible más distante. Como factor *pull* se consideró las variaciones mensuales en el MSCI del país respectivo. Mientras, el factor *push* es el *spread* de bonos

2 Emerging Portfolio Fund Research Global, <https://www.epfrglobal.com/>

corporativos norteamericanos calificados como BBB, estimados sobre la tasa de los bonos del Tesoro estadounidense, calculado por *Bank of America Merrill Lynch (US Corporate BBB Option-Adjusted Spread)* y reportado en *Bloomberg*. Finalmente, las estimaciones consideran el período comprendido entre enero del 2010 y febrero del 2018.

III. RESULTADOS

Los principales resultados del modelo base de flujos para Chile se encuentran en el cuadro 1. Estos son estimados con una muestra de datos mensuales desde enero del 2010 a febrero del 2018. La ecuación propuesta tiene los factores *pull* y *push* descritos en la sección anterior para explicar la evolución de los flujos financieros hacia Chile, y la variable que mide las expectativas de política monetaria de la Reserva Federal de Estados Unidos. A modo de comparación, el cuadro 1 contiene los resultados de aplicar la misma regresión, pero con los datos de flujos de IIF, que son aquellos que pertenecen a las inversiones de cartera de no residentes de la BP.

El primer hallazgo para el caso de Chile reportado en el cuadro 1 es que los flujos provenientes de la base EPFR son explicados en su conjunto por los factores propuestos en este modelo, lo que se observa en R^2 que superan 65% para renta fija y variable, mientras que los flujos del IIF que provienen de la BP de Chile tienen un coeficiente R^2 ostensiblemente menor. Esto lleva a que privilegiemos el uso de datos EPFR en el resto de la nota.

Cuadro 1

Resultados de regresión modelo de flujos para Chile

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Total EPFR	Renta Fija EPFR	Renta Variable EPFR	Total IIF	Renta Fija IIF	Renta Variable IIF
Política monetaria	-0,655 (0,477)	-0,763** (0,305)	0,0899 (0,241)	5,443 (3,541)	5,364* (3,222)	0,0790 (1,277)
BBB	-1,469 (0,966)	-1,673*** (0,569)	0,0276 (0,516)	3,287 (7,245)	5,655 (6,324)	-2,368 (2,972)
MSCI CHILE	21,86*** (2,696)	7,051*** (1,849)	14,98*** (1,454)	41,87** (18,95)	45,88** (17,95)	-4,011 (6,312)
Flujo $t-1$	0,478*** (0,0642)	0,613*** (0,0837)	0,345*** (0,0614)			
Constante				778,9*** (92,27)	553,6*** (82,53)	225,3*** (40,32)
Observaciones	96	96	96	95	95	95
R^2	0,731	0,672	0,719	0,058	0,069	0,007

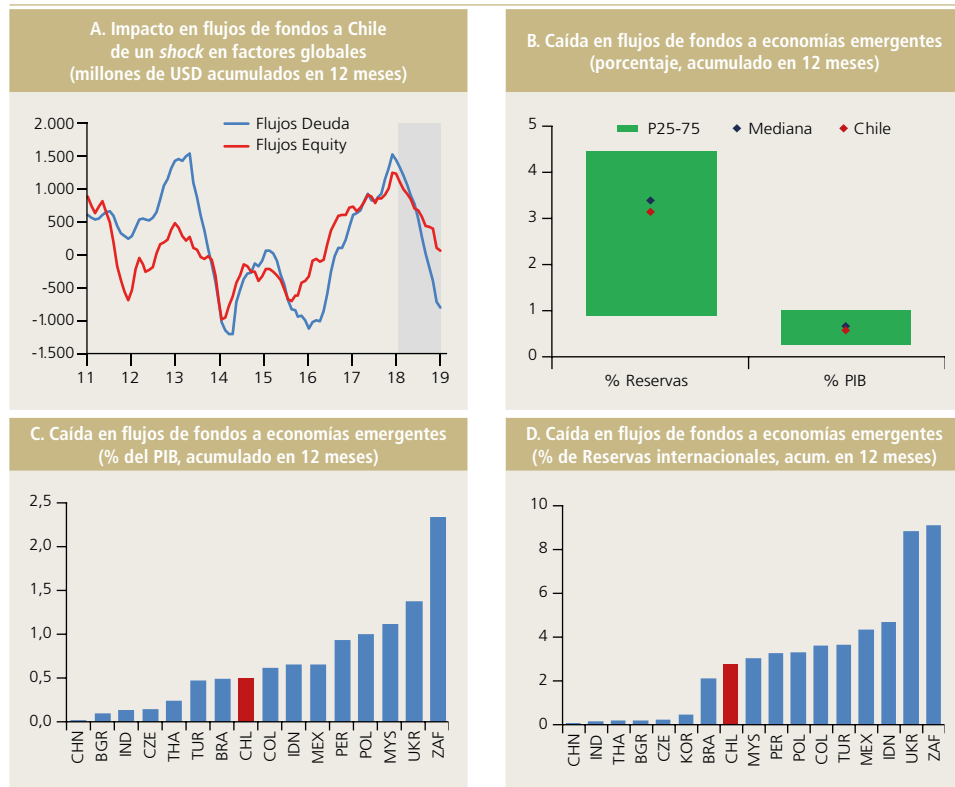
Fuente: Elaboración propia.

Entre paréntesis, error estándar robusto; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Gráfico 1

Impacto en los flujos de fondos a Chile de un *shock* en factores globales

(millones de dólares; porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Otra importante observación que se desprende del cuadro 1, es que los flujos de deuda hacia Chile están inversamente relacionados con los cambios en las expectativas de política monetaria de EE.UU. Para el mismo tipo de flujos, tanto el factor *push* (*spread* BBB) como el *pull* (MSCI) exhiben los signos esperados y con significancia estadística. Se observa también que los flujos hacia renta variable están fundamentalmente explicados por la variable *pull* y la variable rezagada. Finalmente, los flujos agregados muestran los signos esperados tanto para la política monetaria de la Fed, y los factores *pull* y *push*.

En el gráfico 1 se muestra cómo se comportarían los flujos en un escenario de estrés, que caracteriza una situación de aumento relevante en las expectativas de la FFR, y también en la aversión al riesgo de los inversionistas³. El modelo

³ Se diseña un *shock* que, por un lado, considere un incremento en las expectativas de alzas de la FFR en 190 pb (observado en el 2013), y también un incremento en el *spread* de bonos BBB en 125 pb (registrado en el 2011).

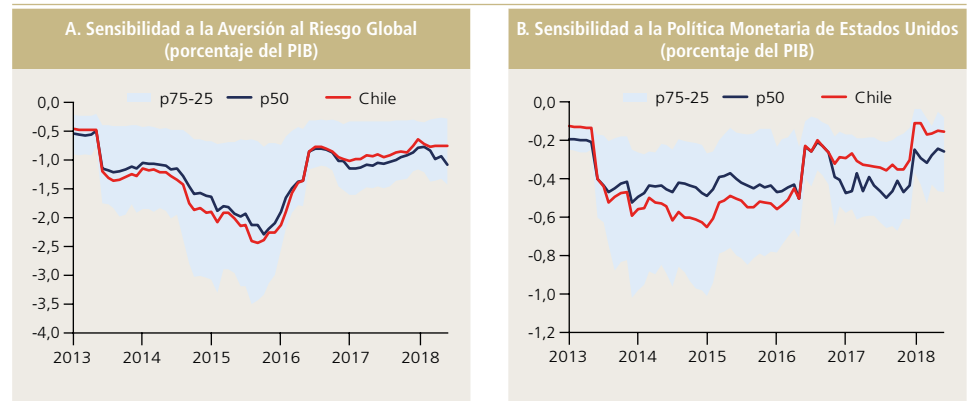
proyecta un impacto negativo en los flujos de deuda a Chile cercano a US\$1.000 millones en 12 meses (gráfico 1A). El impacto del *shock* en los flujos representaría cerca del 0,5% del PIB (gráfico 1B), principalmente por la caída en flujos de deuda. Si se consideran medidas alternativas como las reservas internacionales, esta caída en los flujos equivale a cerca de 3% de ellas (gráfico 1B). Este impacto (gráficos 1C y 1D) es moderado si se compara con una muestra de economías emergentes, donde Chile se encuentra muy cerca de la mediana.

Para complementar el ejercicio previo, se cuantifican las sensibilidades de estos factores para Chile y otras economías a través del tiempo. Para esto, se estima el modelo en ventanas móviles de 24 meses, y se muestra el efecto que tendrían potenciales *shocks* de las variables externas o de alcance global, como serían los cambios en la política monetaria de EE.UU. mediante cambios en las expectativas de la FFR o alzas en la volatilidad global, medida por el *spread* de los bonos corporativos BBB, este último un *proxy* del riesgo global. El gráfico 2 muestra esta comparación, asumiendo un *shock* de alrededor de 100 puntos base, tanto en el alza de las expectativas de la FFR, como en el *spread* de bonos corporativos BBB.

Gráfico 2

Impacto en los flujos de fondos a países emergentes de un *shock* en factores globales*

(porcentaje del PIB de cada país)



Fuente: Elaboración propia.

(*) Países considerados en la muestra: Brasil, Bulgaria, Chile, China, República Checa, India, Indonesia, Corea del Sur, Malasia, México, Polonia, Sudáfrica, Tailandia, Turquía, Ucrania, Colombia y Perú.

De los resultados del gráfico 2, se observa un aumento en la sensibilidad negativa de los flujos entre el 2014 y el 2015 para ambos tipos de *shock*. Esta mayor sensibilidad se le podría atribuir al evento *taper tantrum*, el cual fue anunciado en el 2013 y que generó reacciones disruptivas en los mercados financieros emergentes. Como un modo de medir si el impacto de este evento es significativo estadísticamente, se incorpora al modelo original una variable interactiva con una *dummy* (*DTT*) que es igual a 1 después del inicio del *taper tantrum* de la siguiente forma:

$$\text{Flujos}_{i,t} = \alpha * \text{Flujos}_{i,t-1} + \beta_0 * \text{MonPol}_t + \beta_1 * \text{MonPol}_t * \text{DTT}_t + \gamma_0 * \Delta \text{SpreadBBB}_t + \gamma_1 * \Delta \text{SpreadBBB}_t * \text{DTT}_t + \delta_0 * \Delta \text{MSCI}_{i,t} + \delta_1 * \Delta \text{MSCI}_{i,t} * \text{DTT}_t + e_t \quad (2)$$

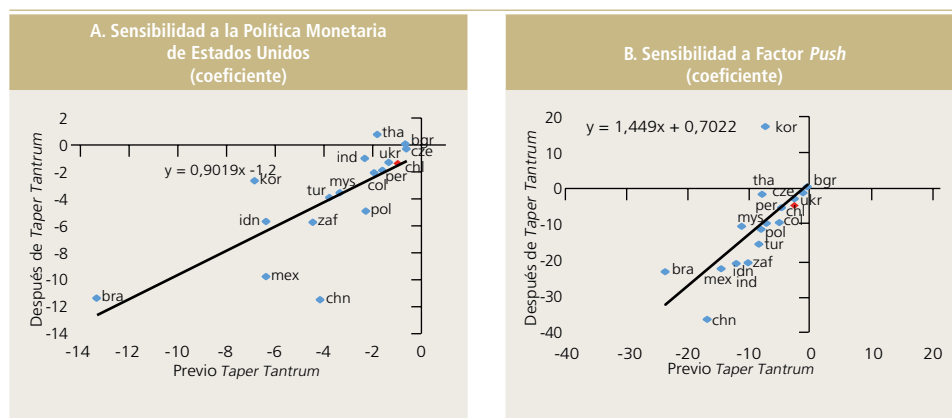
De este modo, tenemos dos tipos de sensibilidades, una antes del *taper tantrum*, representada por β_0 , γ_0 y δ_0 para los distintos factores y una que tiene las sensibilidades para después de este evento, la cuales son las sumas de $\beta_0 + \beta_1$ para las expectativas de cambio en la FFR, $\gamma_0 + \gamma_1$ para evaluar el efecto del factor *push* y finalmente $\delta_0 + \delta_1$ que contiene el efecto de la variable *push* sobre los flujos de fondos. Los dos primeros efectos se encuentran resumidos en el gráfico 3 para el caso de los flujos totales a emergentes.

En el gráfico 3, se puede ver que la sensibilidad al factor *push* (gráfico 3B), es decir los cambios en el spread de bonos corporativos BBB, aumenta con posterioridad al evento *taper tantrum*. En tanto, el gráfico 4 muestra el mismo tipo de análisis, pero aplicado solo a los flujos de renta fija. Los resultados sugieren que los flujos de deuda se vuelven más sensibles a los factores de este modelo con posterioridad al evento *taper tantrum*.

Gráfico 3

Impacto en flujos de fondos a países emergentes de un *shock* antes y después del *taper tantrum**

(coeficiente)



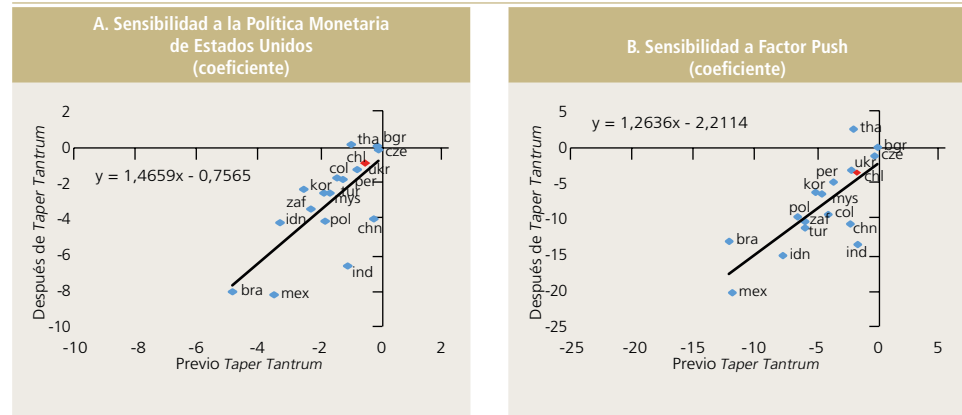
Fuente: Elaboración propia

(*) Países considerados en la muestra: Brasil, Bulgaria, Chile, China, Colombia, Corea del Sur, India, Indonesia, Malasia, México, Polonia, Perú, República Checa, Sudáfrica, Tailandia, Turquía y Ucrania.

Gráfico 4

Impacto en Flujos de Fondos de Renta Fija a países emergentes de un *shock* antes y después del *taper tantrum*

(coeficiente)



Fuente: Elaboración propia.

(*) Países considerados en la muestra: Brasil, Bulgaria, Chile, China, Republica Checa, India, Indonesia, Corea del Sur, Malasia, México, Polonia, Sudáfrica, Tailandia, Turquía, Ucrania, Colombia y Perú.

IV. CONCLUSIONES

Una de las fuentes de inestabilidad financiera para las economías pequeñas y emergentes como Chile son los movimientos disruptivos o extremos de los flujos financieros de no residentes, por lo que identificar sus determinantes es clave para analizar potenciales vulnerabilidades asociadas a la salida abrupta de estos desde economías emergentes. En este documento, no solamente se identifican y cuantifican los determinantes del comportamiento de estos flujos, lo cual está presente en gran parte en el trabajo de Koepke (2015), sino que se muestra resultados granulares para Chile que se compara con lo que sucede en otras economías emergentes. En este sentido, una mayor sensibilidad a factores externos es interpretada como una vulnerabilidad del país respectivo.

Los resultados de este ejercicio sugieren que Chile tiene una sensibilidad de flujos de portafolio hacia factores externos que tiende a posicionarse en torno a la mediana de las economías emergentes a lo largo del tiempo. Un ejercicio que plantea un escenario de cambio abrupto en la tasa de política monetaria de EE.UU, y un alza significativa en los niveles de aversión al riesgo de los inversionistas, deja a Chile en general bien posicionado en términos de salida de flujos cuando estos se comparan con el PIB o a nivel de reservas, para una muestra amplia de economías emergentes. Otro resultado interesante es que, tanto Chile como la mayor parte de los emergentes, se volvieron más sensibles a estos factores con posterioridad al *taper tantrum*, especialmente en el flujo de fondos de renta fija.



REFERENCIAS

Bluedorn, J.C., R. Duttagupta, J. Guajardo y P. Topalova (2013). “Capital Flows are Fickle: Anytime, Anywhere”. IMF Working Papers 13/183.

De Vita, G. y K.S. Kyaw (2008). “Determinants of Capital Flows to Developing Countries: a Structural VAR Analysis.” *Journal of Economic Studies* 35(4): 304–22.

Fernández-Arias, E. (1996). “The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull?” *Journal of Development Economics* 48(2): 389–418.

Fondo Monetario Internacional (2017). *Global Financial Stability Report* (GFSR), segundo semestre (octubre).

Koepke, R. (2015). “Fed Policy Expectations and Portfolio Flows to Emerging Markets”. Munich Personal RePec Archive.

Krueger, J. y K. Kuttner (1996). “The Fed Funds Futures Rates as a Predictor of Federal Reserve Policy.” *Journal of Futures Markets* 16(8): 865–79.



REVISIÓN DE PUBLICACIONES

AGOSTO 2019

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

* Mardones, C. y R. del Rio (2019). “Correction of Chilean GDP for Natural Capital Depreciation and Environmental Degradation Caused by Copper Mining”. *Resources Policy* 60: 143–52.

Belasen, A.R. y R. Demirer (2019). “Commodity-Currencies or Currency-Commodities: Evidence from Causality Tests”. *Resources Policy* 60: 162–8.

Gamboa-Estrada, F. (2019). “The Effectiveness of Foreign Exchange Intervention in Latin America: A Nonlinear Approach to the Coordination Channel”. *Global Finance Journal* 40: 13–27.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

* Bustos, S., D. Pomeranz, J. Vila-Belda y G. Zucman (2019). “Challenges of Monitoring Tax Compliance by Multinational Firms: Evidence from Chile”. *AEA Papers and Proceedings* 109: 500–5.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Vallejos, R., A. Garate y M. Gomez (2019). “Comovement among Returns of the Private Chilean Pension System”. *International Review of Applied Economics* 33(2): 228–40.

Jara, M., F. Lopez-Iturriaga, P. San Martin, P. Saona y G. Tenderini (2019). “Chilean Pension Fund Managers and Corporate Governance: The Impact on Corporate Debt”. *North American Journal of Economics and Finance* 48: 321–37.

Gutierrez, T., B. Pagnoncelli, D. Valladao y A. Cifuentes (2019). “Can Asset Allocation Limits Determine Portfolio Risk-Return Profiles in DC Pension Schemes?” *Insurance: Mathematics and Economics* 86: 134–44.

* Madeira, C. (2019). “Measuring the Covariance Risk of Consumer Debt Portfolios”. *Journal of Economic Dynamics and Control* 104: 21–38.

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

* Larrain, F. y O. Perello (2019). “Resource Windfalls and Public Sector Employment: Evidence from Municipalities in Chile”. *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association* 19(2): 127–67.

Castano, A., M. Lufin y M. Atienza (2019). “A Structural Path Analysis of Chilean Mining Linkages between 1995 and 2011. What Are the Channels through Which Extractive Activity Affects the Economy?” *Resources Policy* 60: 106–17.

Aydin, U. y N. Figueroa (2019). “The Chilean Anti-Cartel Experience: Accomplishments and Challenges”. *Review of Industrial Organization* 54(2): 327–52.

Mardones, C. y A. Zapata (2019). “Impact of Public Support on the Innovation Probability in Chilean Firms”. *Economics of Innovation and New Technology* 28(6): 569–89.

Agosin, M. (2019). “Una Política Mínima de Desarrollo Productivo para Chile: Una Alternativa al Estancamiento”. Documento de Trabajo N°487, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Agostini, C.A., A.M. Guzman, S. Nasirov y C. Silva (2019). “A Surplus Based Framework for Cross-Border Electricity Trade in South America”. *Energy Policy* 128: 673–84.

Atienza, M. y F. Modrego (2019). “The Spatially Asymmetric Evolution of Mining Services Suppliers during the Expansion and Contraction Phases of the Copper Super-Cycle in Chile”. *Resources Policy* 61: 77–87.

Bril-Mascarenhas, T. y A. Madariaga (2019). “Business Power and the Minimal State: The Defeat of Industrial Policy in Chile”. *Journal of Development Studies* 55(6): 1047–66.

Bril-Mascarenhas, T., y Maillet, A. (2019). “How to Build and Wield Business Power: The Political Economy of Pension Regulation in Chile, 1990-2018”. *Latin American Politics and Society* 61(1): 101–25.



Brown, C., D. Contreras y L. Schmidt (2019). “Sexual Orientation and Labor Force Participation: Findings from Chile and Uruguay”. *Feminist Economics* 25(2): 90–115.

Cartagena Farías, J. y S. McIntosh (2019). “Does the Increase in Competition between Schools Improve the Quality of the Service? The Role of Educational Reform in Chile”. *Journal of Development Studies* 55(8): 1799–815.

Cordoves-Sanchez, M. y A. Vallejos-Romero (2019). “Social Construction of Risk in Non-Conventional Renewable Energy: Risk Perception as a Function of Ecosystem Services in La Araucanía, Chile”. *Ecological Economics* 159: 261–70.

Elberg, A., P.M. Gardete, R. Macera y C. Noton (2019). “Dynamic Effects of Price Promotions: Field Evidence, Consumer Search, and Supply-Side Implications”. *Quantitative Marketing and Economics* 17(1): 1–58.

Engel, E., R. Fischer y A. Galetovic (2019). “Soft Budgets and Endogenous Renegotiations in Transport PPPs: An Equilibrium Analysis”. *Economics of Transportation* 17: 40–50.

Espinoza, V., V. Rabi, V. Ulloa y E. Barozet (2019). “Decision-Making and Informal Political Institutions in Chilean Sub-National Public Investment”. *Public Organization Review* 19(1): 21–43.

Farrant, A. y V. Tarko (2019). “James M. Buchanan’s 1981 Visit to Chile: Knightian Democrat or Defender of the ‘Devil’s Fix?’” *Review of Austrian Economics* 32(1): 1–20.

Hidalgo-Dattwyler, R., L.D. Santana-Rivas y F. Link (2019). “New Neoliberal Public Housing Policies: Between Centrality Discourse and Peripheralization Practices in Santiago, Chile”. *Housing Studies* 34(3): 489–518.

Irrarrazaval, F. y B. Bustos-Gallardo (2019). “Global Salmon Networks: Unpacking Ecological Contradictions at the Production Stage”. *Economic Geography* 95(2): 159–78.

* Luco, F. (2019). “Who Benefits from Information Disclosure? The Case of Retail Gasoline”. *American Economic Journal: Microeconomics* 11(2): 277–305.

Matamala, C., R. Moreno y E. Sauma (2019). “The Value of Network Investment Coordination to Reduce Environmental Externalities When Integrating Renewables: Case on the Chilean Transmission Network”. *Energy Policy* 126: 251–63.

Munoz, P., J. Kimmitt, E. Kibler y S. Farny (2019). “Living on the Slopes: Entrepreneurial Preparedness in a Context under Continuous Threat”. *Entrepreneurship and Regional Development* 31(5–6): 413–34.

O’Ryan, R., C. Benavides, M. Diaz, J.P. San Martín y J. Mallea (2019). “Using Probabilistic Analysis to Improve Greenhouse Gas Baseline Forecasts in Developing Country Contexts: The Case of Chile”. *Climate Policy* 19(3): 299–314.

Pincheira-Brown, P. y N. Hardy (2019). “Forecasting Base Metal Prices with the Chilean Exchange Rate”. *Resources Policy* 62: 256–81.

Power, A. y M. Gaete-Reyes (2019). “Neoliberal Abandonment in Disability Housing Provision: A Look at England and Chile”. *Housing Studies* 34(5): 741–760.

Zabaloy, M.F., M.Y. Recalde y C. Guzowski. (2019). “Are Energy Efficiency Policies for Household Context Dependent? A Comparative Study of Brazil, Chile, Colombia and Uruguay”. *Energy Research and Social Science* 52: 41–54.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS*

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

* Mardones, C. y R. del Rio (2019). “Correction of Chilean GDP for Natural Capital Depreciation and Environmental Degradation Caused by Copper Mining”. *Resources Policy* 60: 143–52.

Sustainable development requires that natural resources be exploited optimally, especially in developing countries like Chile that depend heavily on the export of non-renewable resources (ex. 55% of Chilean exports are products of copper mining). Therefore, this paper estimates a corrected version of the Gross Domestic Product (GDP) of Chile that accounts for the depreciation of natural capital, the environmental degradation due to the emission of atmospheric pollutants and the exploration expenses of copper mining during the period between the years 1995 and 2015. The results obtained show that, on average, GDP and mining GDP are overestimated by 11.34% and 98.04%, respectively. The high magnitude of the adjustment reflects the importance of incorporating the depreciation of natural resources and environmental degradation into the traditional indicators used to measure the country’s economic activity, especially for those sectors that are based on the extraction of non-renewable resources and produce strong negative externalities.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

* Bustos, S., D. Pomeranz, J. Vila-Belda y G. Zucman (2019). “Challenges of Monitoring Tax Compliance by Multinational Firms: Evidence from Chile”. *AEA Papers and Proceedings* 109: 500–5.

This paper reviews common challenges of taxing multinational firms, using Chile as a case study. We briefly describe key international tax avoidance methods: profit shifting to low-tax jurisdictions through transfer pricing and

debt shifting. We discuss the prevalent policy to tax multinationals--the arm's length principle--and alternative proposals using apportionment formulas. Novel data from Chile show that multinationals make up a large share of GDP but report lower profit and effective tax rates than local firms. In 2011, Chile implemented a reform following OECD guidelines to enforce the arm's length principle. We discuss potential effects on tax collection and welfare.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

* Madeira, C. (2019). "Measuring the Covariance Risk of Consumer Debt Portfolios". *Journal of Economic Dynamics and Control* 104: 21–38.

The covariance risk of consumer loans is difficult to measure due to high heterogeneity. Using the Chilean Household Finance Survey I simulate the default conditions of heterogeneous households over distinct macro scenarios. I show that consumer loans have a high covariance beta relative to the stock market and bank assets. Banks' loan portfolios have very different covariance betas, with some banks being prone to high risk during recessions. High income and older households have lower betas and help diversify banks' portfolios. Households' covariance risk increases the probability of being rejected for credit and has a negative impact on loan amounts.

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

* Larrain, F. y O. Perello (2019). "Resource Windfalls and Public Sector Employment: Evidence from Municipalities in Chile". *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association* 19(2): 127–67.

We study the effect of extra resource revenues on employment expenditures at the municipal level in Chile. We exploit a novel quasi-experiment: a legal reform in 2005 that increased the portion of the income collected from mining licenses that is assigned to municipalities where mines operate from 30 to 50 percent. Our main result is a statistically significant expansion of municipal employment expenditures in mining municipalities, driven by expenditures on long-term employment. Additionally, we found a meaningful effect on allowances to the municipal council, but we did not find a robust impact on transfers to health, transfers to community programs, or municipal investment, while the increase in transfers to education is small with respect to the employment expenditures effect. These results are complemented by evidence of an increase in the mayor's probability of reelection not related to the provision of public goods, which links our findings with the clientelism mechanism of resource rents. Our results also have several implications for the fiscal decentralization debate in resource-abundant economies.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

* Luco, F. (2019). “Who Benefits from Information Disclosure? The Case of Retail Gasoline”. *American Economic Journal: Microeconomics* 11(2): 277–305.

How does online price disclosure affect competition when both consumers and firms can use the disclosed information? This paper addresses this question exploiting the sequential implementation of an online price-disclosure policy in the Chilean retail gasoline industry. The results show that disclosure increased margins by 9 percent on average, though the effects varied across the country depending on the intensity of local search behavior. Because margins increased the least, and even decreased, in high-search areas, where income is also higher, the results also show that price disclosure policies may have important distributional effects.

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 26.
- 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 66.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 835.
- 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 129.
- 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. Periodo: 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. Discontinuada a partir del 2019.
- 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 redeterminada, 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, consultar en Biblioteca o en Oficina de Venta de Publicaciones, Agustinas 1180, Santiago de Chile, teléfono 56 2 26702663.

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

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.

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

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



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA Agosto 2019 volumen 22 N.º2