

Desigualdad, inflación, ciclos y crisis en Chile*

Inequality, inflation, cycles and crisis in Chile

PABLO GARCÍA S.
CAMILO PÉREZ N.**

Resumen

En este artículo se analizan los efectos de fluctuaciones macroeconómicas, así como episodios de inestabilidad financiera e inflacionaria, sobre indicadores de desigualdad en Chile para el período 1960-2014. La relación entre los episodios de crisis y fluctuaciones sobre los niveles de desigualdad se estima a partir de un estudio de eventos y de estimaciones econométricas, donde indicadores de desigualdad se relacionan con distintas variables macroeconómicas y de desempeño educacional. Las principales conclusiones son que, las crisis bancarias e inflacionarias, así como períodos de contracción severa del ciclo, tienden a aumentar los niveles de desigualdad en Chile.

Palabras clave: *Crisis económica, desigualdad, distribución de ingresos.*

Clasificación JEL: *E300, I300, D310.*

Abstract

We analyze the effects of macroeconomic fluctuations, as well as episodes of financial instability and inflation, on inequality indicators in Chile for the period 1960-2014. The relationship between episodes of crisis and fluctuations on levels of inequality are estimated from an event study, finding that they are related to fluctuations in inequality. In addition, we perform econometric estimates where inequality indicators relate to different macroeconomic variables and

* Agradecemos al editor de la revista Estudios de Economía y a los dos árbitros anónimos por sus útiles comentarios y sugerencias a la versión original del documento. También agradecemos comentarios a versiones previas de este trabajo a José De Gregorio, al árbitro anónimo del Banco Central de Chile en el proceso de publicación como Documento de Trabajo del BCCh (Nº 783, abril 2016), y a los participantes del Seminario Interno de Investigación y Política del BBCh efectuado el 6 de noviembre del 2015.

** Banco Central de Chile. Las opiniones contenidas en este documento son de responsabilidad de los autores y no representan necesariamente la posición oficial del Banco Central de Chile. Emails: pgarciasilva@bcentral.cl; ciperez@bcentral.cl.

educational performance. The main conclusions are that banking and inflation crises, as well as periods of severe cyclical contractions, tend to increase the levels of inequality in Chile.

Key words: *Economic crisis, inequality, income distribution.*

JEL Classification: *E300, I300, D310.*

1. INTRODUCCIÓN

Comprender las causas que explican las desigualdades de ingresos resulta particularmente importante considerando que los países de América Latina, especialmente Chile, concentran los niveles de desigualdades socioeconómicas más altas y persistentes a nivel mundial. Además, la evidencia reciente señala que aquellos países que tienden a redistribuir su riqueza de manera más equitativa, presentan crecimientos económicos más rápidos y duraderos. Esto plantea que las desigualdades extremas no sólo suponen un riesgo para la convivencia social de los países, sino que también constituyen un problema macroeconómico que afecta la productividad y, por tanto, el progreso de las naciones.

En Chile, las investigaciones relativas a los determinantes de la desigualdad, tradicionalmente se han enfocado en analizar la composición del mercado laboral, en aspectos demográficos, y en la incidencia de distintas políticas sociales sobre los niveles de desigualdad, entre otros. Sin embargo, en el presente documento proponemos un enfoque novedoso para comprender qué eventos acentúan las desigualdades de ingresos. Nuestro enfoque consiste en analizar los efectos de fluctuaciones macroeconómicas, así como episodios de inestabilidad financiera e inflacionaria, sobre los niveles de desigualdad de ingresos presentes en Chile para el período 1960-2014. Conocer esta relación nos puede ayudar a entender mejor el rol que cumplen las políticas monetarias y fiscales para suavizar los ciclos económicos y para mitigar los episodios de crisis. En la medida en que los efectos de las crisis y fluctuaciones económicas sean relevantes, se puede deducir que propender a la estabilidad macrofinanciera no es un objetivo que sea incongruente con lograr o mantener niveles mayores de equidad.¹

Para este propósito, construimos medidas de desigualdad de ingresos a partir de los datos provenientes de la Encuesta de Ocupación y Desocupación de la Universidad de Chile (EOD). La gran ventaja de esta fuente de información es que provee información continua desde 1957, con el costo de que solo cubre el Gran Santiago. Por ello contrastamos algunos de nuestros resultados con fuentes alternativas de información que son a nivel nacional. Por otra parte, para identificar eventos de crisis bancarias e inflacionarias se utilizan los indicadores descritos por Reinhart y Rogoff (2010). Y, para determinar los eventos de caída y auge del ciclo económico chileno, se utilizan indicadores para caracterizar los ciclos de actividad y del empleo, estimados con el algoritmo desarrollado por Bry y Boschan (1971).

¹ Algunas reflexiones sobre este punto se pueden encontrar en García (2014).

Con estas fuentes, analizamos la relación entre los distintos episodios de crisis y fluctuaciones macroeconómicas sobre los niveles de desigualdad de ingresos a través de estudios de eventos, donde se determina cuánto inciden estos episodios puntuales en los distintos indicadores de desigualdad. A su vez, realizamos *test* de diferencias de medias donde evaluamos si las diferencias entre las desigualdades de ingresos cuando ocurren eventos de crisis resultan estadísticamente significativas. Por último, para evaluar la robustez de los resultados descriptivos, realizamos estimaciones econométricas, donde indicadores de desigualdad se relacionan con distintas variables macroeconómicas y de desempeño educacional.

Entre los principales resultados hallamos que los episodios de crisis bancarias coinciden con aumentos en los niveles de desigualdad medidos a través del Gini². De hecho, el Gini aumenta en promedio un 11,3% al quinto año de iniciarse los episodios de crisis bancarias. En cambio, cuando ocurren eventos de crisis inflacionarias, los niveles de inequidad resultan más volátiles y, en promedio, transcurridos cinco años de dichos episodios, los niveles de desigualdad convergen a sus valores iniciales. Adicionalmente, encontramos evidencia estadísticamente significativa que para eventos de crisis bancarias tiende a aumentar en promedio el Gini.

Para aquellos episodios de caída del ciclo de actividad ocurridos antes de 1990, estos coincidieron con incrementos en los niveles de desigualdad; en cambio, para las caídas del ciclo posteriores a 1990, los niveles de inequidad se mantienen relativamente estables. De igual forma, para la mayoría de los episodios de boom del ciclo de actividad, los niveles de desigualdad se mantuvieron estables. Por otra parte, para los eventos del ciclo del empleo, encontramos que los episodios de aumentos en la tasa de desempleo anteriores al 2000 concordaron con incrementos significativos en la desigualdad. Sin embargo, para los eventos de caída del desempleo, el comportamiento de los niveles de desigualdad es más disperso, reportando mejoras y/o pérdidas en equidad.

Adicionalmente, entre los resultados de las estimaciones multivariadas donde relacionamos distintas medidas de desigualdad controlando por fluctuaciones macroeconómicas y variables que miden desempeño educacional, encontramos que en los períodos cuando ha acontecido una crisis bancaria o inflacionaria, el Gini aumenta en promedio 3 puntos, lo que implica un incremento significativo en los niveles de inequidad. Respecto a las variables relacionadas al ciclo de actividad y del empleo, estas dan cuenta de que, a mayor crecimiento y mayor tasa de desempleo, los niveles de desigualdad aumentan, pero esta relación crece a tasa decreciente. Lo relevante de las estimaciones reportadas es que, independiente de las especificaciones de los modelos, el impacto de las crisis bancarias e inflacionarias sobre los niveles de desigualdad resulta robusto.

A continuación, el documento se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 se realiza una breve revisión de la literatura. En la sección 3 se describe cómo se construyen distintas medidas de desigualdad para Chile a partir de la EOD, se analizan los indicadores estimados, y se comparan los resultados con

² Este indicador toma el valor 1 cuando todo el ingreso de una sociedad lo tiene una persona y 0 cuando todos los individuos tienen igual ingreso.

otras fuentes (CASEN³, ESI-NESI⁴, OECD⁵ y Solt). En general, se obtiene que las medidas de desigualdad estimadas a partir de la EOD resultan adecuadas para determinar la evolución a largo plazo de la desigualdad en Chile. La sección 4 presenta los indicadores de crisis bancarias e inflacionarias descritos por Reinhart y Rogoff (2010), destacando la relación entre dichos eventos y los indicadores de desigualdad para Chile. En la sección 5 se explica cómo se construyen los indicadores para evaluar las fluctuaciones macroeconómicas de los ciclos de actividad y del empleo en Chile, estimadas con el algoritmo Bry-Boschan; luego se analiza el comportamiento de las medidas de desigualdad en los episodios de auge y caída de dichos ciclos. En la sección 6 se presentan estimaciones econométricas donde se evalúan los determinantes de la desigualdad en Chile, a partir de las fluctuaciones macroeconómicas, indicadores de educación, precios relativos claves, como el tipo de cambio real y los salarios reales, entre otros. La sección 7 contiene algunas reflexiones finales, concluyendo que alcanzar grados relevantes de estabilidad macroeconómica y financiera no solo es coherente con alcanzar mayores niveles de equidad, sino que además facilita su logro.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En el debate teórico se han dado distintos argumentos respecto a la relación causal entre igualdad y crecimiento. A su vez, tal diversidad no sólo ha estado centrada en la disyuntiva si es que estos son sustitutos o complementarios, sino que además, se ha discutido el sentido de la causalidad. De esta manera, ha habido, por un lado, investigaciones que dan argumentos de como la igualdad o desigualdad ayudaría al crecimiento y, por otro, estudios que señalan como el crecimiento generaría desigualdad o igualdad, Kuznets (1955) es un ejemplo clásico al respecto.

En un comienzo, la literatura estuvo marcada por una visión que sostenía que la desigualdad de ingresos era una condición necesaria para el crecimiento. De este modo, Mirrlees (1971) argumentaba que las diferencias salariales⁶ eran un aspecto clave, toda vez que éstas permitían incentivar el esfuerzo de las personas, elemento crucial para el desarrollo de un país.

Sin embargo, en las últimas décadas han cobrado fuerza una serie de investigaciones que entregan razones de por qué la equidad sería uno de los sustentos relevantes para el desarrollo. Entre ellas, Dabla-Norris *et al.* (2015) analizando 159 economías avanzadas y emergentes, encuentran que, a mayor concentración de la riqueza, menor es el crecimiento de un país. Los autores muestran que si

³ Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, Ministerio de Desarrollo Social, Gobierno de Chile.

⁴ Encuesta Suplementaria de Ingresos y Nueva Encuesta Suplementaria de Ingresos, del Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

⁵ Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico.

⁶ Cuando decimos diferencias salariales nos referimos a un asunto de grado. En otras palabras, el debate no está en si los salarios deben o no ser iguales, la discusión reside en el grado de la igualdad. Pues parece bastante claro que una sociedad sin ninguna diferencial salarial tendría un problema serio en cuanto a los incentivos monetarios al esfuerzo y a la inversión en educación.

aumenta la participación de los ingresos del 20% más rico, entonces el crecimiento del PIB disminuye en el mediano plazo. Por el contrario, un aumento de la participación en los ingresos del 20% más pobre se asocia a un mayor crecimiento del PIB en el mediano plazo. Esto plantea que las desigualdades extremas constituyen un problema macroeconómico que afecta la productividad y, por tanto, el progreso de las economías.

La revisión de la literatura empírica debe tener una especial atención en la diferencia entre la correlación de las variables y su causalidad. El hecho que dos variables se muevan en la misma dirección a lo largo del tiempo (o en dirección opuesta), no es garantía alguna de una causalidad. Así, por ejemplo, que los países más igualitarios sean los que logran un mejor desempeño en el crecimiento de sus economías, podría estar explicado, pues tales sociedades, además de ser las más equitativas, serían las de mayor fortaleza institucional. De esta manera, si los estudios empíricos no incluyen en su análisis la dimensión institucional, podrían encontrar una relación causal entre igualdad y desarrollo, cuando la verdad es que el factor de la solidez institucional sería lo que estaría detrás de tales resultados positivos. Aun tomando en cuenta las dificultades que enfrenta la investigación empírica a la hora de sacar conclusiones, existe evidencia respecto a lo favorable que resulta la equidad para el crecimiento. En efecto, Alesina y Rodrik (1994) encuentran que, ya habiendo controlado por los niveles iniciales de ingreso y capital humano, existe una significativa correlación negativa entre la desigualdad en la distribución de la tierra (medida en la década del 60) y el crecimiento de los 25 años siguientes. El resultado es el mismo si en vez de la distribución de la tierra se utiliza la desigualdad de ingresos; ambos resultados, señalan los autores, avalarían la hipótesis de que en las sociedades más desiguales existen mayores conflictos sobre la distribución, lo que deteriora el crecimiento.

Adicionalmente, Persson y Tabellini (1994) argumentan que tanto los datos de paneles históricos como los de corte transversal reflejarían una relación negativa y significativa entre desigualdad y crecimiento. En resumen, aunque la complejidad del estudio empírico no permite realizar conclusiones categóricas, la evidencia internacional avalaría que las sociedades más igualitarias están en una mejor posición para emprender trayectorias de alto crecimiento de sus economías.

Por otra parte, existe una vasta literatura sobre el rol que juegan las instituciones en los mecanismos económicos que conllevan a una mejora en los niveles de equidad de ingresos. Por la general, el énfasis consiste en analizar las causas que explican la reducción de la brecha salarial entre los trabajadores calificados y los poco calificados, las cuales pueden tener una naturaleza diversa. La evidencia a menudo cita a reformas estructurales, aumentos del gasto social, a la disminución de los retornos salariales por escolaridad o experiencia laboral y a políticas macroeconómicas sólidas como los principales factores que contribuyen en la disminución de las desigualdades. Sobre esto, Cornia (2012), concluye que la reciente disminución en las desigualdades de ingresos observada en los países de Latinoamérica se debió a políticas macroeconómicas más equitativas, entre ellas: reformas tributarias progresivas, mayor gasto social, reformas al mercado laboral, entre otras. De forma más detallada, Tsounta y Osueke (2014), a través de un análisis econométrico, encuentran que el buen diseño de políticas públicas explica la mitad de la reducción de la desigualdad en la última década para América Latina. Específicamente, muestran que el mayor

gasto público en educación terciaria explicó alrededor de un cuarto de la caída de la desigualdad. Complementariamente, Azevedo *et al.* (2013a), analizando 15 países de América Latina entre 1995 y el 2000, encuentran que la caída en los retornos por habilidad, tanto educacionales como por experiencia laboral, han sido el principal factor que explica la disminución reciente en la desigualdad medida a través de los ingresos laborales.

En cuanto al rol específico que juega el Estado para disminuir las desigualdades vía redistribución de ingresos, los autores Ostry *et al.* (2014), utilizando los datos de desigualdad de Solt (2009), reportan que las sociedades más desiguales tienden a redistribuir más. Entre los países de la OCDE de mayores ingresos, se observan mayores niveles de redistribución, mejorando con estos sus niveles de equidad. Por el contrario, esta relación no se da en los países que no son miembros de la OCDE. Además, los países que tienen menores desigualdades netas (después de impuestos) presentan un crecimiento más rápido y duradero, para un nivel determinado de redistribución. Por último, la redistribución generalmente tiene un impacto benigno en el crecimiento, salvo algunos casos extremos donde puede haber efectos negativos. Sobre el efecto de la redistribución en la desigualdad de ingresos en países de Latinoamérica, Azevedo *et al.* (2013b), analizando 14 países de la región, señalan que la principal causa de la disminución en los niveles de desigualdad durante la década del 2000 se explicó por los ingresos provenientes del trabajo. En efecto, a través de estimaciones microeconómicas, encuentran que el 54% de la caída de las desigualdades de ingresos, medida a través del Gini, se explicó por el crecimiento de los ingresos del trabajo. Por otra parte, estiman que el efecto de la redistribución sólo explicó un 21% de la caída de las desigualdades de ingresos en dicho período.

El énfasis de esta investigación es identificar los fenómenos a nivel macroeconómico que acentúan la desigualdad. Sobre esta línea, la evidencia muestra que episodios de crisis económicas, de distinta naturaleza, por lo general tienen efectos nocivos en los niveles de equidad. De hecho, Bordo y Meissner (2011 y 2012) analizan 16 economías desarrolladas con datos desde 1880 hasta el 2000. Ellos reportan que aquellos episodios de crisis financieras anteriores a 1913 y posteriores a la Segunda Guerra Mundial provocaron incrementos significativos en la desigualdad. Por otra parte, Atkinson y Morelli (2011) analizando 25 economías desarrolladas entre 1900 y el 2000, intentan responder cuál es la relación entre las crisis financieras y los incrementos en las desigualdades de ingresos, para entender qué fenómeno causa al otro. Los autores explican que las crisis financieras pueden tener múltiples efectos los cuales pueden llegar a provocar incrementos en las desigualdades, entre ellos dividen dichos efectos en tres grupos: (1) Crisis financieras que derivan en quiebras bancarias, caídas en los precios de los activos, caídas en las tasas de interés, (2) Crisis que gatillan respuestas de políticas públicas como programas de reducción del déficit fiscal, y (3) Crisis financieras que provocan recesiones profundas en las economías. Reportando que, al margen de estos efectos diversos, en general las crisis presentan impactos nocivos en los niveles de equidad.

Por último, el foco que ponemos sobre el impacto de fluctuaciones macroeconómicas y la inflación sobre la desigualdad tiene relación con estudios previos en la literatura. Por un lado, se ha buscado vincular crecimiento económico y desigualdad, donde Sarel (1997) encuentra que mayores tasas de crecimiento, nivel de ingreso e inversión, contribuyen a disminuir la desigualdad, pero no

encuentra efectos asociados a la inflación. Existe una extensa literatura relativa al efecto de la desigualdad sobre el crecimiento, donde los efectos encontrados han sido diversos; ver, por ejemplo, Forbes (2000) y De Gregorio y Lee (2004). Relativo a la relación entre inestabilidad inflacionaria, populismo y desigualdad, especialmente en Latinoamérica, un texto clásico es Dornbusch y Edwards (1991). Aunque no lo cita directamente, la relación que ellos destacan, basada en argumentos de economía política, se puede ver formalizado en Albanesi (2007). Bulfí (2001) también encuentra una relación entre crisis inflacionarias y desigualdad, particularmente relativo al efecto negativo sobre equidad de episodios hiperinflacionarios.

3. EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD EN CHILE

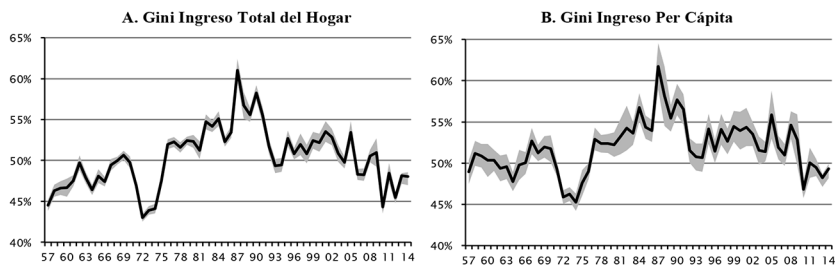
Para recolectar datos de desigualdad en Chile, se utiliza la Encuesta de Ocupación y Desocupación (EOD) realizada por el Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Esta encuesta es la más antigua en registrar información de los ingresos de las personas en Chile, pues presenta registros desde 1956 a la fecha. Es de frecuencia trimestral, recopila información sobre el mercado laboral y es representativa del Gran Santiago. La EOD se aplica a hogares escogidos aleatoriamente en base a una selección de viviendas. En esta encuesta, cada individuo responde el cuestionario en relación a sí mismo y respecto de cada uno de los miembros de su hogar.

La primera EOD en el Gran Santiago fue realizada por el Instituto de Economía de la Universidad de Chile en octubre de 1956. Esta encuesta se repitió en junio de 1957, junio de 1958, marzo y junio de 1959 y, a partir de 1960, se empezó a realizar trimestralmente (marzo, junio, septiembre y diciembre). La EOD de octubre de 1956 tuvo un tamaño muestral de 2.330 hogares y fue encuestado el 98,2% de la muestra (2.289 casos). En 1983, se redujo el número de encuestas en un 10%, límite máximo para mantener la comparabilidad; desde entonces el número de encuestas al que se aspira es de 3.060 unidades. La EOD ha aplicado prácticamente el mismo cuestionario a lo largo de sus más de 50 años de vida, lo que representa una fortaleza para fines de comparabilidad.

Con respecto a las series de ingresos, la encuesta contempla las siguientes: sueldos y salarios; especies y regalías; ingresos de actividades independientes; jubilaciones y montepíos; y otros ingresos. Como se puede apreciar, la EOD recoge principalmente los ingresos del trabajo; por esta razón, las medidas de desigualdad que utilizaremos serán las basadas en dichos ingresos.

La unidad de análisis tradicional para estudiar la desigualdad económica de una sociedad es el hogar, debido a que las decisiones de consumo se toman al interior de este y están condicionadas por su composición demográfica y su estructura social. Con el objeto de llevar a cabo comparaciones coherentes de las variaciones en la desigualdad de los ingresos, se construyeron dos medidas de ingresos. La primera es el Ingreso Total del Hogar, que corresponde a la suma de los ingresos totales de todos los miembros del hogar. La segunda medida es el Ingreso Per Cápita, el que muestra cómo se divide el Ingreso Total del Hogar por el número de integrantes que dependen de dichos ingresos. La evidencia revela que, en Chile, los hogares de menores ingresos suelen tener un mayor

GRÁFICO 1
GINI INGRESO TOTAL Y PER CÁPITA PARA CHILE
(1957-2014)



Fuente: Elaboración propia en base a la EOD, U. de Chile. La línea negra corresponde al Gini y el área sombreada corresponde al intervalo de confianza al 95% estimado por un proceso *Bootstrap* con 100 repeticiones por encuesta.

número de integrantes que aquellos con ingresos más altos, por lo que la medida de Ingreso Per Cápita conduce a indicadores de desigualdad más precisos.

En el Gráfico 1 se presenta el coeficiente de Gini medido con el Ingreso Total del Hogar (panel de la izquierda) y por el Ingreso Per Cápita (panel de la derecha). El área sombreada corresponde al intervalo de confianza para cada Gini, respectivamente, al 95%, estimado por un proceso *Bootstrap*. Para construir el Gini se utiliza la EOD de junio de cada año, desde 1957 hasta el 2014. Del gráfico se desprende que los niveles de desigualdad medidos a través del coeficiente de Gini tomando el Ingreso Total del Hogar, son inferiores al Gini medido con el Ingreso Per Cápita. De hecho, para el Gini Total, el promedio de 1957-2014 es de 50,3; en cambio para el Gini Per Cápita, es de 51,9. Esto confirma el punto de que los hogares de menores ingresos presentan mayor número de integrantes que los hogares de altos ingresos. Además, la trayectoria de ambas medidas es similar, lo que le da robustez para su interpretación como indicador de desigualdad para Chile.

Adicionalmente, al comparar el Gini estimado a partir de la EOD con la serie de Gini Bruto de Solt para el período 1968-2011, encontramos similitudes significativas. Por otra parte, tanto al comparar nuestra serie de Gini con el Gini oficial estimado con la CASEN⁷ para el período 1990-2011, como al compararlo con el Gini estimado por la OECD entre el 2006 y el 2011, nuevamente existen similitudes estadísticamente significativas. Por último, al comparar nuestra medida de desigualdad con el Gini estimado con la ESI-NESI para el período 1990-2011, encontramos diferencias, siendo mayor nuestro indicador. Sobre este punto, Friedman y Hoffman (2013), explican por qué los indicadores de desigualdades estimados con los datos de la ESI-NESI tienden a ser menores que los estimados con la CASEN. Esto debido a que los provenientes de la ESI-NESI capturan una muestra menos representativa de individuos de mayores ingresos.

⁷ El Gini de la CASEN y de la ESI-NESI reportado en Anexo, es igual al estimado por Friedman y Hofman (2013).

La comparación de nuestro coeficiente de Gini estimado con otras fuentes se puede observar en el Anexo, Gráfico A1.

La técnica de *Bootstrapping*, utilizada en el Gráfico 1, consiste en extraer submuestras para cada encuesta EOD de junio, tomando 100 repeticiones por encuesta para estimar el Gini. Este proceso nos permite estimar la varianza estadística del Gini a partir de una muestra poblacional, de la cual se puede hacer contraste de hipótesis; con esto es posible construir intervalos de confianza para el indicador de desigualdad. En esta ocasión, el área sombreada representa un intervalo de confianza de 95% utilizando esta técnica. Con este ejercicio es posible verificar si las diferencias entre los indicadores de desigualdad de los diferentes años resultan estadísticamente significativas.

Utilizando el intervalo de confianza al 95% destacado con el área sombreada, es posible concluir que para la década del 50 y principios de los 60 las diferencias que experimentan los Gini no resultan estadísticamente significativas, dado que las medidas de desigualdad no presentan un salto que sobresalga a las áreas grises. No obstante, los indicadores de desigualdad de fines de los 60 son estadísticamente mayores que los de principios de la misma década. Análogamente, entre 1972 y 1973 hay una mejora estadísticamente significativa en los niveles de equidad, período donde se presentan los menores niveles de desigualdad de toda la serie. A fines de los 70 hay un incremento significativo de la desigualdad, que supera los registros históricos previos. A mediados de los 80 nuevamente se presenta un incremento significativo adicional en la desigualdad, el cual asciende hasta llegar a su máximo histórico en 1987 con un Gini promedio por sobre los 60 puntos. Posteriormente, en los 90, se observa una mejora significativa en los niveles de equidad, en que el Gini promedio se establece en torno a los 52,5 puntos. En los 2000, la desigualdad presenta una mayor volatilidad: para el Ingreso Total del Hogar, el Gini promedio fue de 50,5 puntos y, para el Ingreso Per Cápita, fue de 53,1. Los datos más actuales revelan que en la punta hay una mejora marginal en los niveles de desigualdad, donde para el Ingreso Total, el Gini promedio entre el 2010 y el 2014 es de 46,9 y, para el Ingreso Per Cápita, es de 48,8.

Estos datos son coherentes con los reportados por Larrañaga (1999) y Ruiz-Tagle (1999). Para una mayor referencia, este último autor profundiza sobre el contexto histórico del país y las respectivas políticas públicas ejecutadas para cada una de las décadas analizadas. Al diagnóstico anterior es necesario añadir que, a pesar de que las medidas de desigualdad para Chile han variado y a comienzos de la última década presentan una leve mejora, al compararnos con el resto de los países de la OCDE nuestro desempeño resulta lamentable, dado que según cifras de la misma institución el promedio del Gini medido con el Ingreso Total del Hogar para los países de la OCDE para el 2011, es de 31 puntos, y para Chile, según la misma fuente, el Gini es de 52 puntos para el mismo año. Dicho de otro modo, Chile es 68% más desigual que el promedio de los países de la OCDE.

Adicionalmente, utilizando la EOD, se construyen indicadores alternativos de desigualdad, entre ellos: la razón entre los percentiles 99, 95 y 90 sobre el percentil 10 de ingresos y la participación del 1, 5 y 10% de mayores ingresos sobre los ingresos totales. A continuación, en el Gráfico 2 se presenta la razón entre los distintos percentiles. De este se desprende que la razón entre el percentil 99 y el percentil 10 es, en promedio, para toda la muestra, 30 veces mayor medida

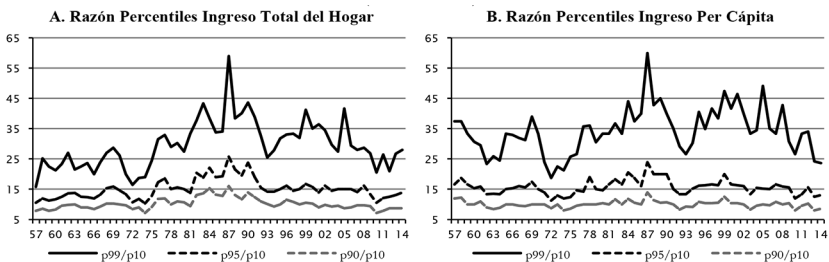
con el Ingreso Total (panel de la izquierda) y 34 veces mayor medida con el Ingreso Per Cápita (panel de la derecha). Esto significa que el 1% de mayores ingresos gana en promedio 30 veces más que el 10% de menores ingresos. En cuanto al percentil 95, este es en promedio 15 veces mayor que el percentil 10 medido con el Ingreso Total y medido con el Ingreso Per Cápita resulta 16 veces mayor. Por último, el percentil 90 es en promedio 10 veces mayor que el percentil 10, para ambas medidas de ingresos.

De estas medidas de desigualdad a través de la razón entre los percentiles, se observa que mantienen un comportamiento similar al del coeficiente Gini, pues en la década del 60 y a principios de los 70 (hasta 1974-75), estas medidas reportan los menores niveles de desigualdad de la muestra. Por el contrario, en el período de dictadura militar (septiembre de 1973 a marzo de 1990), se encuentran los mayores niveles de desigualdad, donde el peor desempeño ocurre nuevamente en el año 1987, donde el 1% de mayores ingresos ganaba en promedio 60 veces más que el 10% de menores ingresos. Luego del retorno a la democracia y hasta la fecha, hay una leve mejora en este ratio respecto del período de dictadura. Sin embargo, para los tres ratios analizados, los promedios entre 1990 y 2014 resultan mayores que los promedios históricos.

La última medida de desigualdad estimada es la Participación del 1, 5 y 10% de los mayores ingresos sobre los ingresos totales, medida con el Ingreso Total y el Ingreso Per Cápita. En el Gráfico 3 se puede observar que, para el Ingreso Total (panel izquierdo), el 10% de mayores ingresos posee en promedio el 40% del total de los ingresos; análogamente, para el Ingreso Per Cápita, el 10% de mayores ingresos posee un 43%. El 5% de mayores ingresos gana en promedio el 27% de todos los ingresos medido con el Ingreso Total y un 30% medido con el Ingreso Per Cápita. Por último, el 1% de mayores ingresos posee en promedio un 10% de los ingresos totales, estimados con el Ingreso Total, y al estimarlo con el Ingreso Per Cápita esta cifra asciende a 12%. Análogamente, este indicador presenta una trayectoria similar al coeficiente de Gini y al ratio entre percentiles.

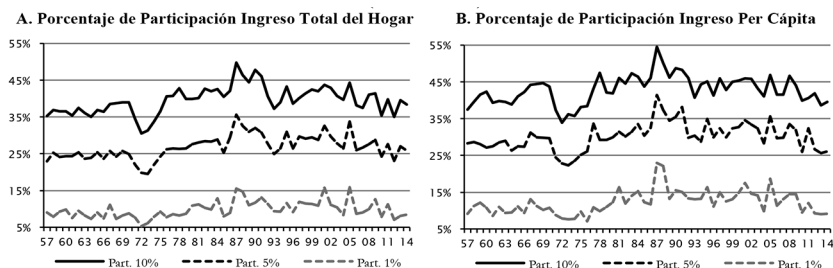
Estas cifras de la participación de los mayores ingresos sobre los ingresos totales son coherentes con las reportadas por Sanhueza y Mayer (2011), quienes utilizan la misma fuente. Al comparar nuestros indicadores de la participación de los mayores ingresos con otras fuentes, encontramos grandes similitudes con las obtenidas utilizando la CASEN en el período 1990-2011. Esto mismo

GRÁFICO 2
RAZÓN PERCENTILES INGRESO TOTAL Y PER CÁPITA PARA CHILE
(1957-2014)



Fuente: Elaboración propia en base a EOD, U. de Chile.

GRÁFICO 3
PORCENTAJE DE PARTICIPACIÓN EN EL INGRESO TOTAL
Y PER CÁPITA PARA CHILE
 (1957-2014)



Fuente: Elaboración propia en base a EOD, U. de Chile.

sucede al compararnos con la serie de Solt, de participación en los ingresos del 1% más rico sobre los ingresos totales para el período 1968-2011. Nuevamente, al compararnos con los resultados de la ESI-NESI para el mismo período, esta última fuente reporta un menor nivel para las tres medidas de participación, coherente con lo explicado anteriormente. Por otra parte, resulta relevante destacar lo reportado por Fairfield y Jorratt (2014), ellos estiman que el porcentaje de participación del 1% más rico con datos provenientes del Servicio de Impuestos Internos (SII) para Chile, entre el 2005 al 2009, fue entre un 15 y un 22%, similar al nuestro estimado con la EOD que, para el mismo período utilizando el Ingreso Per Cápita, fue de un 15%. La comparación con las otras fuentes se puede observar en el Anexo, Gráfico A2.

Es importante señalar que la mayoría de los indicadores de desigualdad estimados a partir de encuestas tienden a subestimar los niveles efectivos de desigualdad; esto se debe principalmente a la dificultad que plantea recopilar datos entre las personas de mayores ingresos. Se estima que, para el 5% de mayores ingresos hacia arriba, lo reportado por las encuestas de hogares en dichos segmentos no resulta representativo, por lo que resulta difícil realizar estimaciones robustas de indicadores de desigualdad. Es por este motivo que han surgido nuevas fuentes de información que han complementado las investigaciones sobre las desigualdades de ingresos, entre ellos, Alvaredo *et al.* (2013), elaboraron “*The World Top Income Database*”. Con esta fuente, distintos autores: Atkinson y Piketty (2007, 2010) y Atkinson *et al.* (2011), entre otros, han revelado que, en general, al incorporar datos más fidedignos de los ingresos de los más ricos, la desigualdad tiende a aumentar. En efecto, Piketty y Saez (2006), muestran que la participación del 1% de mayores ingresos sobre el total de ingresos en Estados Unidos, Inglaterra y Canadá ha aumentado en los años recientes. Para el caso de Chile, López *et al.* (2015) estiman indicadores de desigualdad utilizando datos del SII que incluye a los estratos de mayores ingresos de la población. Además, proponen una nueva metodología cuantificando las ganancias del capital acumulado retenidas agregándolas a los ingresos que declaran los grupos de mayor participación, para así poder medir la participación efectiva. Entre sus principales resultados, obtienen que, al incluir las ganancias acumuladas del

capital y corrigiendo por evasión tributaria, la participación del 1% de mayores ingresos, promedio 2004-2013, fue de 28.7%.

Al contrastar los resultados de López *et al.* (2015) con los obtenidos en esta investigación utilizando la EOD, encontramos que nuestra estimación del porcentaje de participación de ingresos es menor. En efecto, para el mismo período (2004-2013), la participación del 1% de mayores ingresos resulta 12% medida con el Ingreso Per Cápita. A su vez, los autores estiman que el Gini corregido promedio 2004-2013 es de 60,9 puntos. En cambio, el Gini de nuestras estimaciones para el mismo período, es en promedio 51,2 puntos. A pesar de que las medidas de desigualdad que estiman los autores son representativas de todo Chile y las que reportamos en esta investigación son solo representativas del Gran Santiago, se desprende que los indicadores de desigualdad estimados con la EOD tienden a subestimar los niveles de inequidad. Sin embargo, a pesar de estas diferencias, cabe destacar que las trayectorias de los indicadores estimados por López *et al.* (2015) son similares a los nuestros. De hecho, ambos presentan un incremento en la desigualdad durante el episodio de la crisis financiera del 2008. En el caso de nuestras estimaciones, entre el 2007 al 2009, el Gini aumento un 3.6% y la participación del 1% de mayores ingresos aumento un 11%, ambas medidas estimadas a partir del ingreso per cápita. Además, el principal sustento para utilizar nuestros indicadores estimados, lo constituyen sus registros históricos, lo que nos permite analizar con mayor detalle cómo se comporta la desigualdad frente a distintos eventos de crisis bancaria o inflacionaria y su respuesta en las distintas fases del ciclo económico ocurridos en una ventana temporal mayor.

4. DESIGUALDAD EN PERÍODOS DE CRISIS BANCARIA E INFLACIONARIA

¿Cómo se comporta la desigualdad durante períodos de crisis? En esta sección identificamos los períodos de crisis a partir de la tipología de Reinhart y Rogoff (2010) (RR). Los autores identifican cinco tipos de crisis distintos: crisis bancaria, crisis inflacionaria, caída en la bolsa, crisis cambiaria, crisis de deuda soberana interna y crisis de deuda soberana externa. Cruzando estos datos con los indicadores de desigualdad estimados a partir de la EOD, descritos en la sección anterior, más las series de tasas de crecimiento del PIB anual y las tasas de inflación anual provenientes del BCCh, se construye una base que contempla información entre los años 1950 y 2014.

De los cinco tipos distintos de crisis, nos enfocaremos puntualmente en cómo impactan las crisis bancarias e inflacionarias en los indicadores de desigualdad. Utilizando los indicadores de RR para Chile y acotando la muestra de 1960 a 2014, se obtienen períodos de tiempo en los cuales acontecieron eventos de crisis bancarias e inflacionarias, estas se presentan a continuación en el Cuadro 1.

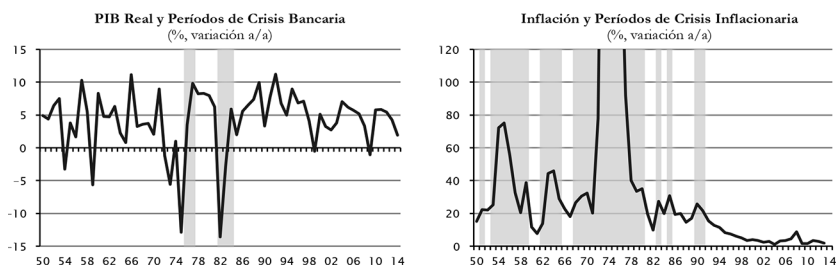
En el Gráfico 4, se destaca con las áreas en gris los períodos de crisis bancaria (panel izquierdo), y los períodos de crisis inflacionaria (panel derecho). En el Anexo, Gráfico A3, se presenta el resto de los indicadores de RR para Chile, que identifican: crisis cambiarias, caídas en la bolsa y crisis de la deuda soberana externa.

Para ilustrar la incidencia de estos dos tipos de crisis, se utilizan los años de inicio de cada crisis y se analiza cómo se comportan el crecimiento del PIB anual, la tasa de inflación anual y las dos medidas de desigualdad (Gini Ingreso

CUADRO 1
PERÍODOS DE CRISIS BANCARIAS E INFLACIONARIAS

	Crisis bancaria	Crisis inflacionaria
1°	[1976-1977]	[1962-1965]
2°	[1982-1984]	[1968-1980]
3°		[1982]
4°		[1985]
5°		[1990-1991]

GRÁFICO 4
IDENTIFICACIÓN DE CRISIS BANCARIAS E INFLACIONARIAS
EN CHILE SEGÚN RR
(1950-2014)



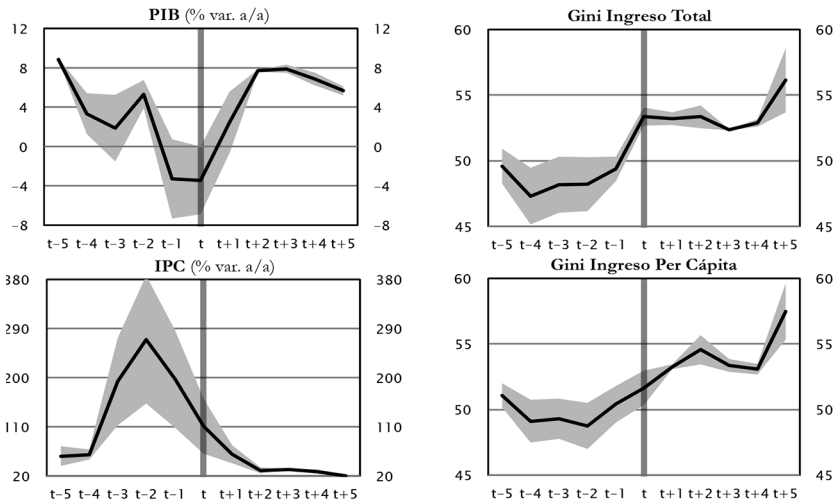
Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de RR, EH-Clio Lab PUC y BCh. En sombreado los períodos de crisis.

Total y Gini Ingreso Per cápita). Luego, se muestran las trayectorias de estas series para cinco períodos previos al comienzo y cinco posteriores a cada crisis. A continuación, se realiza este ejercicio para las crisis bancarias e inflacionarias.

4.1. Desigualdades en períodos de crisis bancaria en Chile

Por crisis bancaria, los autores definen dos tipos de eventos: (1) las corridas bancarias que llevan al cierre, fusión o absorción por parte del sector público de una o más instituciones financieras; y (2) de no haber corridas bancarias, al cierre, fusión, adquisición, o asistencia a gran escala del gobierno a una institución financiera importante (o grupo de instituciones), que marca el inicio de una serie de resultados similares para otras instituciones financieras. Es importante destacar que los episodios de crisis bancaria que identifican para Chile, coinciden con los eventos de crisis bancarias sistémicas definidas por Leaven y Valencia (2012). A continuación, en el Gráfico 5, se analizan el PIB, la inflación y las medidas de desigualdad en períodos de crisis bancaria. Del gráfico se observa que el crecimiento del PIB, al comenzar las crisis, cae de 5 a menos 3,5% promedio; luego, al tercer año de iniciada la crisis, el PIB en

GRÁFICO 5
CRECIMIENTO Y DESIGUALDAD PARA CHILE EN PERÍODO
DE CRISIS BANCARIA



Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de crisis de RR, a datos del BCCh y de la EOD, U. de Chile. La línea negra corresponde al promedio y el área sombreada cubre entre el percentil 25 y el 75 de los datos.

promedio converge a sus niveles iniciales de $t-5$. La inflación presenta una caída abrupta en su crecimiento. Recordemos que los dos períodos de crisis bancaria analizados se iniciaron en 1976 y en 1982, y que ambos episodios estuvieron caracterizados por ser períodos hiperinflacionarios, por lo cual cabe esperar que la trayectoria de la inflación converja a niveles inferiores.

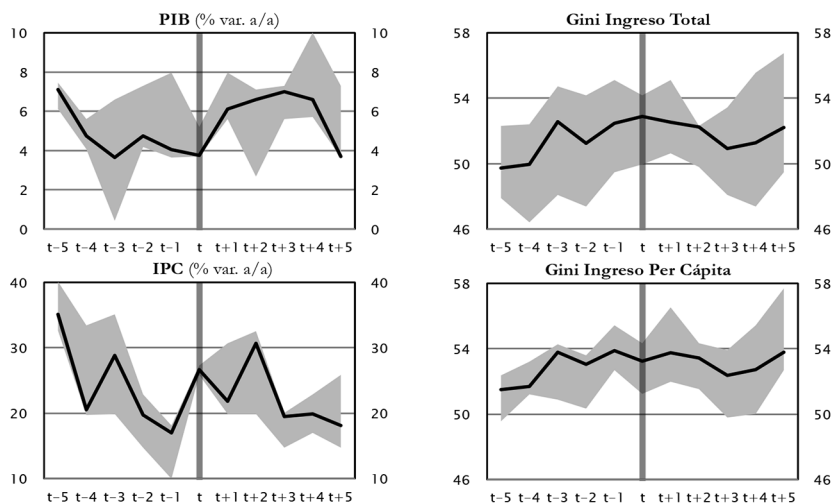
El hallazgo relevante surge al evaluar las medidas de desigualdad durante los episodios de crisis bancarias. En el Gráfico 5, en los paneles de la derecha, se aprecia que ambas medidas de desigualdad aumentan tras el comienzo de las crisis. El Gini Ingreso Total, al quinto año del inicio de las crisis, aumenta en promedio un 5,2%; de manera más significativa, el Gini Per Cápita aumenta en un 11,3% en promedio.

4.2. Desigualdades en períodos de crisis inflacionaria en Chile

Los autores definen crisis inflacionaria como aquellos eventos en los cuales la tasa de inflación es igual o superior al 20% anual. También examinan, aparte, los casos más extremos en los que la inflación supera el 40% anual. Para ilustrar el efecto de las crisis inflacionarias en el crecimiento de la inflación y en las medidas de desigualdad, se realiza el mismo ejercicio anterior. De forma análoga, se presenta el Gráfico 6.

Del siguiente gráfico, se analiza el PIB, la inflación y las medidas de desigualdad en períodos de crisis inflacionaria. Se observa que el crecimiento del PIB, al comenzar las crisis, aumenta en promedio de 3,8 a 7%. Sin embargo,

GRÁFICO 6
CRECIMIENTO Y DESIGUALDAD PARA CHILE EN PERÍODOS
DE CRISIS INFLACIONARIA



Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de crisis de RR, a datos del BCCh y de la EOD, U. de Chile. La línea negra corresponde al promedio y el área sombreada cubre entre el percentil 25 y el 75 de los datos.

al quinto año de transcurridas las crisis, el PIB en promedio converge a sus niveles iniciales en t . La inflación, en tanto, presenta una gran volatilidad, a pesar de lo cual se observa que, tras iniciarse las crisis, la inflación presenta una trayectoria a la baja; de hecho, al quinto año de transcurridas las crisis, la inflación cae 31% en promedio.

Respecto de las medidas de desigualdad, se observa una mayor volatilidad en sus trayectorias en torno a los períodos de crisis inflacionaria. Además, una vez iniciadas las crisis, ambas medidas de desigualdad presentan una trayectoria similar. Se observa un estancamiento en sus niveles de desigualdad para los primeros dos años desde el inicio de las crisis. Luego, se aprecia una caída en el tercer año y finalmente los indicadores de desigualdad presentan un aumento, retornando a niveles similares a los del inicio de las crisis.

Por último, para evaluar la significancia estadística de los antecedentes descriptivos presentados anteriormente. En el siguiente Cuadro 2, se muestran los resultados de distintos *test* de diferencias de medias donde evaluamos si las diferencias entre los promedios del Gini Total cuando ocurren eventos de crisis bancarias e inflacionarias resultan estadísticamente significativas.

Como se observa, para las crisis bancarias encontramos evidencia estadísticamente significativa de que dichos episodios tienden a aumentar el promedio de los niveles de desigualdad de ingresos medidos a través del Gini Total. Sin embargo, para los eventos de crisis inflacionarias esto no ocurre. Estos resultados son coherentes con los presentados en los Gráficos 5 y 6.

CUADRO 2
TEST DE DIFERENCIAS DE MEDIAS: GINI TOTAL
EN PERÍODOS DE CRISIS

Test	Crisis bancarias	Crisis inflacionarias
(1) Test de Distribución Normal	0,3715	0,6144
(2) Test de Homogeneidad de las Varianzas	0,0802	0,4659
(3) Diferencia de medias (t-student)	0,0164	0,9439
(4) Diferencias de medias (Welch)	0,0003	0,9392

- (1) p-value para hipótesis nula de no normalidad de los datos, utilizando test de Shapiro-Wilk.
- (2) p-value para hipótesis nula de homogeneidad de varianzas, $H_0 = S.D.(\text{Gini no crisis})/S.D.(\text{Gini crisis}) \neq 1$.
- (3) p-value para hipótesis nula que el Gini promedio (no crisis) es menor al Gini promedio (Crisis), utilizando t-student.
- (4) p-value para hipótesis nula que Gini promedio (no crisis) es menor a Gini promedio (Crisis), utilizando test de Welch.

5. DESIGUALDAD EN PERÍODOS DE FLUCTUACIONES MACROECONÓMICAS

Una alternativa para definir fluctuaciones macroeconómicas es identificar los ciclos económicos utilizando la metodología de Bry y Boschan (1971) (BBQ). Esta técnica consiste en la aplicación sucesiva de un algoritmo de identificación de puntos de quiebre a una secuencia de series filtradas, con el grado de suavidad evolucionando de mayor a menor. Con esto, es posible identificar puntos de inflexión y ciclos para una determinada serie. En este caso, utilizamos las series de PIB Real (fuente: BCCh empalmada con datos de EH Clio Lab⁸) para caracterizar ciclos de actividad y la Tasa de Desempleo (elaboración propia en base a datos de la EOD) para definir los ciclos del empleo. Aplicando el algoritmo BBQ a ambas series obtenemos variables dicotómicas que identifican los períodos de caída del ciclo y los períodos de auge del ciclo. Los resultados obtenidos para identificar ciclos de actividad y del empleo con la técnica BBQ para Chile coinciden con estimaciones realizadas utilizando otras técnicas con las mismas series, como por ejemplo la del filtro Hodrick-Prescott (1980) o la del filtro *Band-pass*. A continuación analizamos el comportamiento de distintas medidas de desigualdad en los distintos eventos de los ciclos de actividad y del empleo.

5.1. Desigualdades a lo largo del ciclo de actividad en Chile

Utilizando la serie PIB Real, aplicamos el algoritmo BBQ para definir los ciclos de actividad. En el Gráfico 7, se presentan dos paneles que muestran el crecimiento del PIB real en variación anual desde 1950 hasta el 2014. En el panel de la izquierda se identifican, con las áreas sombreadas en gris, los períodos de

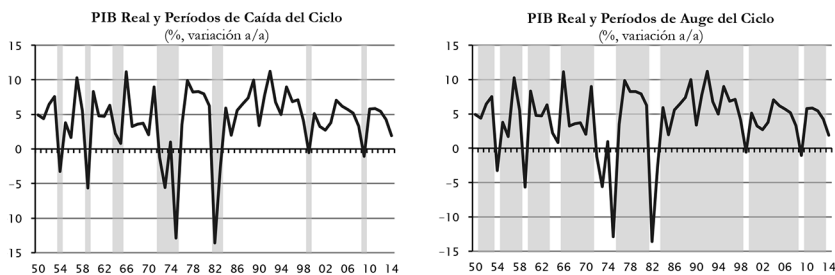
⁸ Para más detalle, ver Díaz *et al.* (2010).

caída del ciclo de actividad y en el de la derecha los períodos de auge del ciclo de actividad. En el Cuadro 3 se muestra en detalle los periodos identificados.

Una vez ya identificados los puntos de inflexión que determinan los períodos de inicio y término de las caídas y los auges del ciclo de actividad, analizamos la relación entre las medidas de desigualdad estimadas a partir de los datos de la EOD, y su comportamiento en los distintos episodios de interés.

Utilizando los años de inicio para cada uno de los cinco períodos de auge y caída del ciclo, se analiza cómo se comportan las dos medidas de desigualdad (Gini Ingreso Total y Gini Ingreso Per Cápita), en dichos períodos por separado. Para ilustrar esta relación, se realiza un ejercicio práctico: se fijan las medidas de desigualdad en 100 al comienzo de cada uno de los cinco ciclos de auge y caída identificados. Luego, se muestran las trayectorias de estas series para cinco períodos previos al comienzo de las caídas y auges, y para cinco períodos posteriores a dichos eventos. En el Gráfico 8 se presenta este ejercicio. En los paneles de la izquierda, se presenta la relación entre los períodos de caídas del ciclo y el Gini medido con el Ingreso Total (panel de arriba), y con el Gini medido con el Ingreso Per Cápita (panel de abajo). Los paneles de la derecha son equivalentes, pero para los períodos de auge del ciclo de actividad.

GRÁFICO 7
IDENTIFICACIÓN DE CAÍDA Y AUGE DEL CICLO DE ACTIVIDAD
EN CHILE SEGÚN ALG. BBQ
(1950-2014)

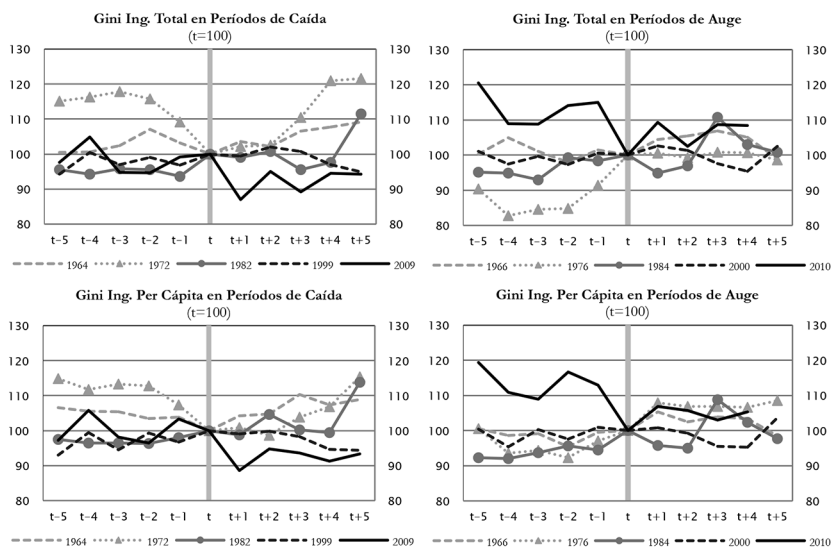


Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de caída/auge del ciclo de actividad según algoritmo BBQ, datos de EH-Clio Lab PUC y BCCh. En sombreado los períodos de caída y auge.

CUADRO 3
PERÍODOS DE CAÍDA Y AUGE DEL CICLO DE ACTIVIDAD

	Períodos de Caída	Períodos de Auge
1°	[1964-1965]	[1966-1971]
2°	[1972-1975]	[1976-1981]
3°	[1982-1983]	[1984-1998]
4°	[1999]	[2000-2008]
5°	[2009]	[2010-2012]

GRÁFICO 8
DESIGUALDAD EN PERÍODOS DE CAÍDA Y AUGE DEL CICLO
DE ACTIVIDAD EN CHILE

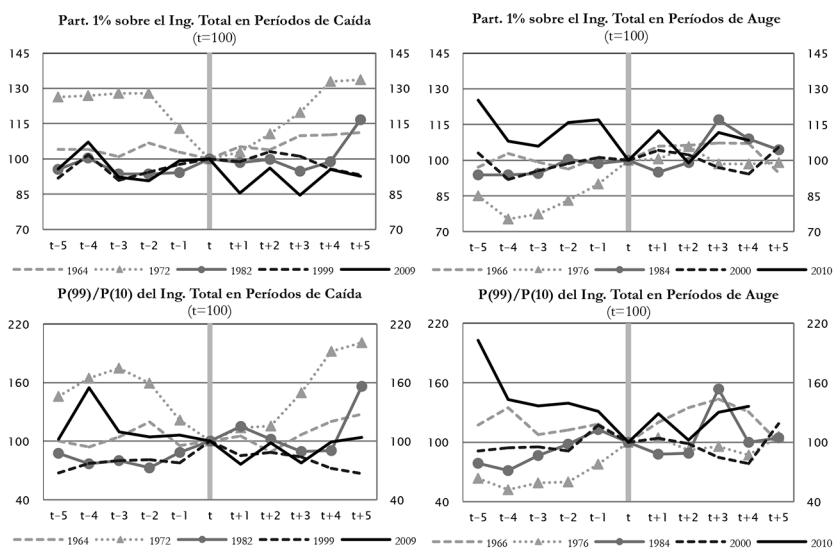


Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de caída/auge según algoritmo BBQ y datos de desigualdad de la EOD.

Del gráfico anterior se aprecia que, para los períodos de caída del ciclo de actividad, las dos medidas de desigualdad, en el quinto año posterior al episodio de 1964, aumentan en un 9%. Durante la crisis de 1972 la desigualdad aumentó de forma aún más abrupta: el Gini Total, en el quinto año posterior a dicha caída del ciclo, aumentó en más de un 20% y el Gini Per Cápita aumentó en casi un 15%. Para la caída del ciclo que coincidió con la crisis de la deuda (1982), al quinto año el Gini Total aumentó en un 11% y el Gini Per Cápita aumentó en un 14%. Por el contrario, en las caídas del ciclo recientes, de 1999 y 2009, las desigualdades disminuyeron entre un 5 y un 7% al cabo de los últimos años de que se tiene registro.

Para el caso de los períodos de auge del ciclo de actividad, presentados en el Gráfico 8 a la derecha, se observa que transcurridos cinco años desde el comienzo de los episodios de auge, las desigualdades retornan a sus niveles iniciales, cuestión que no se da tras los períodos de caída del ciclo. La única excepción a esta trayectoria de las desigualdades es el caso del evento de 1976: el Gini Per Cápita aumentó al quinto año de iniciarse el episodio en un 9%. Por otra parte, se destaca que, para el evento del auge de 1984, ambas desigualdades, al tercer año de iniciarse el episodio, aumentaron en un 10% promedio, retornando a sus niveles iniciales al quinto año. El evento del auge del 2000 mantuvo los niveles de desigualdad relativamente estables, en cambio

GRÁFICO 9
PARTICIPACIÓN Y RAZÓN DE PERCENTILES DE INGRESOS EN CAÍDAS Y AUGE DEL
CICLO DE ACTIVIDAD EN CHILE



Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de crisis/auge según algoritmo BBQ y datos de desigualdad de la EOD.

el ciclo más reciente del 2010, al tercer año el Gini Total aumento en un 9% y el Gini Per Cápita en un 3%.

Otras variables de interés para expresar niveles de desigualdad son la participación del 1% de mayores ingresos sobre el total de ingresos y la razón entre el percentil 99 y el 10 ($P(99)/P(10)$) de los ingresos. En el Gráfico 9, se realiza el mismo ejercicio pero controlando por estos indicadores de desigualdad en periodos de caída y auge del ciclo de actividad. Para construir ambas medidas, se utiliza el Ingreso Total.

En el panel de la izquierda del Gráfico 9 se aprecia que, para los periodos de caída del ciclo de 1974, 1972 y 1982, al cabo del quinto año del inicio de cada episodio, aumentó la participación del 1% de mayores ingresos en 11, 34 y 17%, respectivamente. Para los mismos periodos, al observar la trayectoria de la razón de percentiles, se observan aumentos de 28, 56 y 101%, respectivamente. Por otra parte, para las caídas del ciclo más recientes, de 1999 y 2009, se observa que la participación y la razón de percentiles al finalizar sus trayectorias convergen a sus niveles iniciales o inferiores. En especial para la caída del ciclo de 1999, se observa que al cabo del quinto año la participación del 1% de mayores ingresos cae en un 7% y la razón de percentiles disminuye en un 33%. Para los periodos de auge del ciclo, se observa que ambas medidas de desigualdad convergen con distintas trayectorias a sus niveles iniciales una vez transcurridos cinco años desde el inicio de cada episodio.

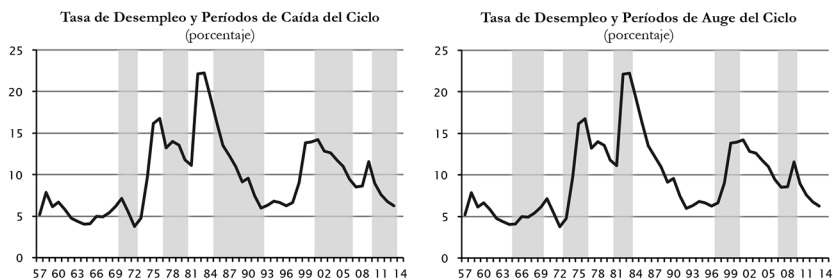
5.2. Desigualdades a lo largo del ciclo del empleo en Chile

Análogo a lo anterior, utilizando la serie de la Tasa de Desempleo, aplicamos el algoritmo BBQ para definir los ciclos. En el Gráfico 10, se muestra la evolución de la Tasa de Desempleo y en sombreado los eventos de caída del ciclo (menor desempleo) y de auge (mayor desempleo). En el Cuadro 4 se muestra en detalle los periodos identificados.

Análogamente, replicamos el ejercicio de la subsección anterior para analizar la relación entre las medidas de desigualdad estimadas a partir de los datos de la EOD, y su comportamiento en los distintos períodos caída y auge del ciclo del empleo en Chile.

En los paneles de la izquierda del Gráfico 11 a continuación, se aprecia que, para los períodos de caída del ciclo del empleo que corresponden a los eventos de menores tasas de desempleo, las dos medidas de desigualdad del Gini (Ingreso Total y Per Cápita), para el episodio de 1970, disminuyeron en un 9% promedio. De igual forma, para la caída del 2001, el Gini Total disminuyó en un 5% promedio y el Gini Per Cápita en un 3% promedio. Para el evento de caída del ciclo del empleo de 1977, los niveles de desigualdad se mantuvieron relativamente estables. Sin embargo, para los eventos de 1986 y 2010, los ni-

GRÁFICO 10
IDENTIFICACIÓN DE CAÍDA Y AUJE DEL CICLO DEL EMPLEO
EN CHILE SEGÚN ALG. BBQ
(1957-2014)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EOD. Para identificar caída/auge del ciclo de empleo se utiliza algoritmo BBQ. En sombreado, los períodos de caída y auge.

CUADRO 4
PERÍODOS DE CAÍDA Y AUJE DEL CICLO DEL EMPLEO

	Períodos de Caída	Períodos de Auge
1°	[1970-1972]	[1965-1969]
2°	[1977-1980]	[1973-1976]
3°	[1986-1992]	[1981-1983]
4°	[2001-2006]	[1997-2000]
5°	[2010-2014]	[2007-2009]

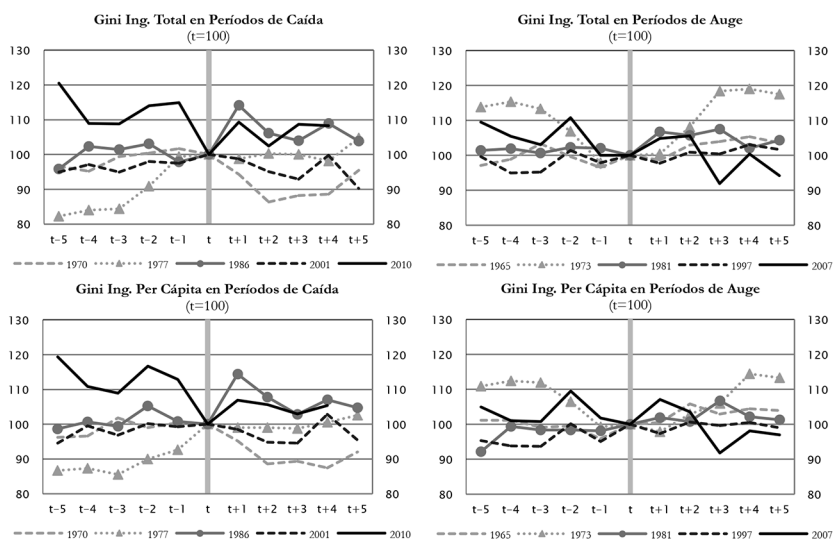
veles de desigualdad aumentaron un 7% promedio para el Gini Total y un 2% promedio para Gini Per Cápita.

En el caso de los períodos de auge del ciclo del empleo donde aumentó de forma drástica la tasa de desempleo, se puede observar en el Gráfico 11 a la derecha que, para la mayoría de los episodios previos al 2000, aumentaron los niveles de desigualdad, destacando el episodio de 1973, donde el Gini Total aumentó un 13% y el Gini Per Cápita un 7% promedio. Sin embargo, para el episodio del 2007, si bien los dos primeros años transcurridos desde el comienzo del evento ambas desigualdad aumentaron en promedio un 5%, hacia adelante los indicadores disminuyen hasta al quinto año en un 5% promedio.

Para dar mayor robustez a los resultados obtenidos analizando el comportamiento del Gini durante los episodios del ciclo del empleo en Chile, replicamos el ejercicio utilizando otras variables relevantes para expresar niveles de desigualdad, esta son: la participación del 1% de mayores ingresos sobre el total de ingresos y la razón entre el percentil 99 y el 10 (P(99)/P(10)) de los ingresos. En el Gráfico 12, se realiza el mismo ejercicio pero controlando por estos indicadores de desigualdad en períodos de caída y auge del ciclo del empleo.

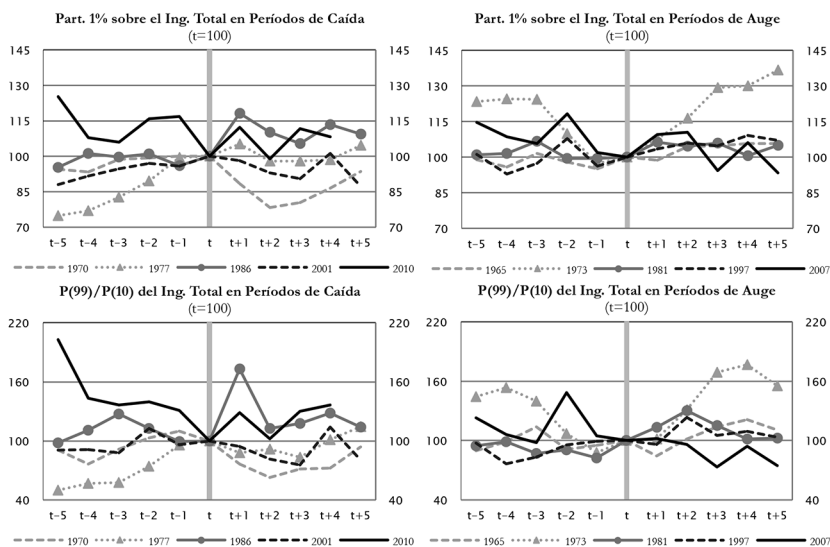
En el panel de la izquierda del Gráfico 12 se aprecia que, para los períodos de caída del ciclo del empleo, las dos medidas de desigualdad (participación del 1% de mayores ingresos y el ratio entre percentiles 99/10), presentan resultados similares a los obtenidos analizando el Gini. En efecto, para el episodio de 1970,

GRÁFICO 11
DESIGUALDAD EN PERÍODOS DE CAÍDA Y AUJE DEL CICLO DEL EMPLEO EN CHILE



Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de caída/auge según algoritmo BBQ y datos de desigualdad de la EOD.

GRÁFICO 12
PARTICIPACIÓN Y RAZÓN DE PERCENTILES DE INGRESOS EN CAÍDAS
Y AUGE DEL CICLO DEL EMPLEO EN CHILE



Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de crisis/auge según algoritmo BBQ y datos de desigualdad de la EOD.

ambas medidas disminuyeron en un 20% promedio. Igualmente, para el episodio del 2001, ambos indicadores disminuyeron 8% en promedio. Para la caída del ciclo del empleo de 1977, ambos indicadores se mantuvieron estables. No obstante, para los eventos restantes de 1986 y 2010, ambas medidas aumentaron más del 10% en promedio.

Por último, al analizar estas dos medidas durante los períodos de auge del empleo, encontramos trayectorias similares a las obtenidas con el Gini presentadas anteriormente. De hecho, del Gráfico 12 a la derecha, se observa nuevamente que, para la mayoría de los episodios previos al 2000, aumentaron los niveles de desigualdad, destacando el episodio de 1973, donde la participación del 1% de mayores ingresos aumentó 24% y el ratio de percentiles también aumentó, en un 47% en promedio. Sin embargo, para el episodio del 2007, una vez transcurridos cinco años desde el comienzo de los episodios, ambos indicadores disminuyeron un 5% en promedio.

6. DESIGUALDAD Y VARIABLES MACROECONÓMICAS: ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Los resultados antes expuestos son esencialmente univariados, es decir, se vincula la evolución de la desigualdad con un episodio de crisis o con episodios del ciclo económico únicos. Sin embargo, es evidente que muchas variables están

ajustándose en dichos períodos de crisis. Para entender la forma como estas distintas fluctuaciones pueden afectar la desigualdad, en esta sección realizamos distintas estimaciones de regresión lineal con el fin de evaluar el impacto de diversas variables macroeconómicas sobre los niveles de desigualdad.

Para este propósito, utilizamos como variable dependiente el Gini del Ingreso Total, estimado a partir de los datos de la EOD. Para las variables de control, se utilizan: indicadores de crisis bancarias e inflacionarias de RR (toman el valor 1 si hay crisis), tasa de inflación anual (fuente: BCCh), variable interactiva entre crisis inflacionaria y tasa de inflación anual, logaritmo del tipo de cambio real (fuente: BCCh), logaritmo de salarios reales (construido a partir del índice de remuneraciones mensuales del INE), cobertura de educación terciaria (razón entre cobertura de educación superior y población de jóvenes entre 18 y 24 años, serie extraída del Mineduc⁹), indicador de desigualdades educacionales (es la desviación estándar de la cobertura en educación terciaria estimada a partir de la EOD) y el ingreso de los trabajadores calificados sobre los no calificados (estimado a partir de la EOD). Las series de inflación, TCR, IREM y Cobertura de Educación Terciaria se empalman con los datos de EH Clio Lab para completar la ventana de datos entre 1957 y 2014.

El Cuadro 5 resume el resultado de todas las estimaciones realizadas. En este se observa que las desigualdades de ingresos aumentan en los períodos de crisis bancaria. El efecto resulta estadísticamente significativo, y su coeficiente revela que en períodos de crisis bancaria el Gini aumenta sobre 3 puntos, con una desviación estándar en torno a 0,8. Por otra parte, el indicador de crisis inflacionaria también aumenta el coeficiente de Gini; su coeficiente resulta estadísticamente significativo para la mayoría de los casos; este revela que en períodos de crisis inflacionaria el Gini aumenta entre 6 y 3 puntos con una desviación estándar de 1,5 en promedio.

La tasa de inflación tiende a aumentar la desigualdad, pero al interactuar dicha variable con el indicador de crisis inflacionarias el resultado es negativo, lo que implica que la interacción disminuye las inequidades. Esto significa que por cada unidad de incremento en la tasa de inflación con respecto a su media, se pronostica un incremento en la desigualdad entre 0,4 y 0,1 puntos. Con respecto al efecto interactivo, puede afirmarse que en períodos de crisis inflacionaria se produce una disminución del efecto que ejerce la tasa de inflación sobre la desigualdad en torno a la misma magnitud. El comportamiento de la inflación sobre la desigualdad estimado, es coherente con Albanesi (2007), quien presenta evidencia empírica de la correlación positiva existente entre el Gini y la inflación para 51 países desarrollados e industrializados. Basada en esta evidencia, la autora desarrolla un modelo donde existe un proceso de determinación de la política de gobierno basado en un juego de negociación. El equilibrio de este modelo relaciona positivamente los niveles de desigualdad de ingresos con la inflación, debido a la vulnerabilidad que provoca la mayor inflación, especialmente en los hogares de bajos ingresos. Adicionalmente, Bulfí (2001), analizando una muestra de 75 países entre los años 1970-1991, encuentra que el impacto positivo de la inflación en la desigualdad de ingresos no es lineal. Para el caso de una reducción de la inflación desde niveles hiperinflacionarios, la desigualdad

⁹ Ministerio de Educación, Gobierno de Chile.

CUADRO 5
IMPACTO DE CRISIS BANCARIAS E INFLACIONARIAS
EN LA DESIGUALDAD DE INGRESOS

	Gini Ingreso Total							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Crisis bancarias	3,239*** (0,854)	3,484*** (0,873)	3,387*** (0,917)	2,415*** (0,666)	1,911** (0,875)	2,635*** (0,668)	1,768* (0,916)	1,840** (0,786)
Crisis Inflacionarias	6,416*** (1,880)	4,745*** (1,517)	4,548*** (1,526)	3,370** (1,603)	2,921 (1,814)	2,447* (1,297)	2,655 (1,783)	1,766 (1,436)
Tasa de inflación	0,408*** (0,118)	0,290*** (0,0995)	0,275*** (0,101)	0,177 (0,107)	0,207** (0,0881)	0,115 (0,0854)	0,187** (0,0872)	0,0965 (0,0751)
Crisis inf. x tasa de inflación	-0,421*** (0,118)	-0,295*** (0,0994)	-0,285*** (0,100)	-0,189* (0,107)	-0,208** (0,0885)	-0,124 (0,0862)	-0,194** (0,0873)	-0,103 (0,0757)
Log. del TCR		6,565*** (1,432)	6,690*** (1,454)		5,014*** (1,756)	4,714*** (1,313)	5,137*** (1,745)	4,198*** (1,416)
Log. de salarios (IREM)			-2,146 (1,855)			-0,801 (1,651)	-2,567 (1,742)	-1,313 (1,678)
Cobertura ed. terciaria				-25,57*** (3,768)		-21,68*** (3,921)		-17,35*** (5,335)
Desigualdades educacionales				1,254 (2,602)		0,388 (2,642)		0,344 (2,586)
Ingreso trab. calificados sobre no calificados					8,523*** (2,766)		8,670*** (2,736)	5,070 (3,098)
Tendencia lineal	0,153*** (0,0377)	0,0310 (0,0444)	0,0688 (0,0429)	0,322*** (0,0397)	-0,0379 (0,0480)	0,223*** (0,0493)	0,00613 (0,0487)	0,156** (0,0709)
Constante	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	58	58	58	58	58	58	58	58
R2	0,4406	0,5835	0,5904	0,6686	0,6758	0,7353	0,6856	0,7621
R2 ajustado	0,3868	0,5345	0,5330	0,6222	0,6304	0,6857	0,6342	0,7115
RMSE	2,8666	2,4976	2,5016	2,2501	2,2256	2,0524	2,2139	1,9663
F	18,1020	17,3332	21,1467	29,6384	16,2278	33,0844	22,9934	31,2530
Durbin-Watson	0,9673	1,0793	1,0404	1,3413	1,3721	1,4771	1,3339	1,5066

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

de ingresos medido a través del Gini tiende a disminuir significativamente. Sin embargo, una vez ya estabilizado los precios en un cierto rango, reducciones adicionales de la inflación generan mejoras marginales en la desigualdad.

Para el caso del TCR, un tipo de cambio más depreciado aumenta la desigualdad, resultado que es coherente con lo reportado por García (1999), quien señala que la distribución del ingreso afecta el tipo de cambio real a través de distintos canales de equilibrio general, entre ellos: la agregación de demandas individuales derivadas de preferencias no homotéticas y el efecto Balassa-Samuelson que opera a través del impacto de la distribución del ingreso sobre la productividad agregada del capital humano.

La variable de Cobertura en Educación Terciaria tiene un impacto negativo en el Gini, de entre 25 y 17 puntos; esto quiere decir que, a mayor cobertura en educación superior, mejores son los niveles de equidad en la distribución de ingresos. Sobre este punto, cabe destacar que en los años 90, la tasa de cobertura fue en promedio 16%. Esta serie ha incrementado exponencialmente, hasta alcanzar en el 2014 un 61% de cobertura. Desde esta perspectiva, la inversión en capital humano es un instrumento indispensable para promover una mayor igualdad de ingresos. Sin embargo, si el acceso a la educación terciaria no es equitativo, cabe esperar que no mejore la distribución de ingresos. Para tratar de medir las desigualdades en el acceso a la educación terciaria, controlamos por la variable de Desigualdades Educativas, serie que corresponde a la desviación estándar de la cobertura en educación terciaria estimada a partir de la EOD. La lectura de esta variable es que, a mayor volatilidad en la cobertura, hay más desigualdades en el acceso a la educación terciaria, lo que genera mayores desigualdades de ingresos. Al evaluar esta variable en las estimaciones, si bien reporta aumentos en la desigualdad de ingresos, no resulta estadísticamente significativa. De igual forma, los coeficientes obtenidos al evaluar esta variable son coherentes en la dirección con lo reportado por De Gregorio y Lee (2002), quienes analizan los efectos de la educación en los niveles de equidad para 49 países desde 1960 hasta 1990.

La variable del ratio entre los ingresos de los trabajadores calificados sobre los no calificados resulta estadísticamente significativa y positiva, lo que implica que, ante una mayor brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados, el Gini aumenta de 5,1 a 8,6 puntos con una desviación estándar de 2,8 en promedio. Este resultado es coherente con Guerra-Salas (2016), quien muestra que la disminución de la desigualdad en América Latina durante la década del 2000 se explicó por una reducción de la brecha salarial entre trabajadores calificados y poco calificados, efecto que se vio amplificado por una expansión económica concentrada en sectores de servicios intensivos en trabajo poco calificado. Sin embargo, con respecto a esta última variable, un problema latente es que presenta colinealidad con la variable dependiente. En efecto, de concentrarse los mayores ingresos en los trabajadores calificados, esto puede provocar aumentos en los niveles de inequidad.

Se puede señalar que la razón por la cual diversas variables no aparecen con significancia estadística puede estar vinculada a problemas de multicolinealidad. Por ejemplo, los períodos de caída en los salarios reales se ven también habitualmente acompañados de episodios de depreciación real del tipo de cambio. Sin embargo, para evaluar esta hipótesis, como también otras, es que en el Anexo, Cuadro A1, se presentan los resultados de varios *test* que evalúan estas interrogantes. Estos

test dan cuenta del cumplimiento de los supuestos necesarios requeridos para los modelos multivariados utilizados, entre ellos: normalidad y homocedasticidad de los residuos, ausencia de multicolinealidad, especificación correcta de los modelos y ausencia de no linealidades o variables relevantes omitidas. Además, en la mayoría de los modelos, no es posible rechazar la hipótesis nula que los residuos se comportan como ruido blanco. Para chequear si hay presencia de multicolinealidad, se revisa el *variance inflation factor* de cada modelo. Este indicador señala si una variable independiente puede ser considerada como una combinación lineal de otras variables independientes. Este indicador muestra que la mayoría de las variables no presentan problemas de multicolinealidad, a excepción, de las series de inflación y su interactiva, pues la segunda es una combinación lineal de la primera. Por otra parte, en Anexo, en el Cuadro A2 evaluamos la presencia de quiebre estructural con el *test* de Chow (1960). De los resultados, encontramos que para la mayoría de los modelos del Cuadro 5, se rechaza la hipótesis nula que señala que no hay quiebre estructural tanto para crisis bancarias como inflacionarias. Por lo que resulta conveniente incorporar dichas variables dicotómicas de crisis en los modelos.

Para todos los modelos se incluye una tendencia lineal, esto se debe porque al omitir esta variable encontramos evidencia de ausencia de cointegración. Incorporar una tendencia lineal es una manera habitual de detectar si los resultados de una regresión son espúreos en el caso de que las variables incluidas en la regresión tienen tendencias en la muestra utilizada. Para el resto de las variables el hecho de incluir la tendencia lineal no impacta de forma relevante, encontrando coeficientes estables en magnitud, signo y significancia estadística. Al revisar los coeficientes de la tendencia lineal se observa que en su mayoría son positivos, cercanos a cero y varios resultan estadísticamente significativos.¹⁰ Por último, con estas especificaciones evaluamos nuevamente la presencia de cointegración entre las variables independientes y la medida de desigualdad, hallando evidencia de cointegración. Esto implica que los coeficientes estimados resultan consistentes. Para más detalle de esto último, ver en Anexo el Cuadro A3.

Adicionalmente, para dar mayor robustez a los resultados presentados en el Cuadro 5, se replican las mismas estimaciones, pero utilizando como variable dependiente la participación del 10% de mayores ingresos (elaboración propia en base a la EOD). De las estimaciones realizadas obtenemos coeficientes con direcciones y significancia estadística similares a los modelos presentados en el Cuadro 5. Para ver más detalles de estos resultados, observar el Anexo, Cuadro A4.

Por último, agregamos al análisis econométrico los regresores que miden los ciclos de actividad y del empleo presentados anteriormente. Utilizando el modelo (2) del Cuadro 5 que llamaremos “modelo base”, incorporamos distintas variables de control que capturan dichos ciclos. Entre las variables adicionales, para capturar el efecto de los ciclos de actividad agregamos: el logaritmo del PIB Real, el cuadrado del log. del PIB Real, una media móvil del log. del PIB Real (de $t-4$ a t), el cuadrado de la media móvil del log. del PIB Real, la tendencia del log. del PIB Real al aplicar un filtro HP (con $\lambda=100$), el ciclo del

¹⁰ En cuanto a la interpretación económica de la tendencia lineal no es directamente deducible, puesto que dicho coeficiente resume la potencial existencia de tendencias en las otras variables incluidas.

log. del PIB real del filtro HP, la tendencia lineal del log. del PIB Real y el ciclo de la tendencia lineal del log. del PIB Real. Para capturar los efectos del ciclo del empleo, incorporamos: la Tasa de Desempleo, el cuadrado de la Tasa de Desempleo, una media móvil de la Tasa de Desempleo (de $t-4$ a t), el cuadrado de la media móvil de la Tasa de Desempleo, la tendencia de la Tasa de Desempleo al aplicar un filtro HP (con $\lambda=100$), el ciclo de la Tasa de Desempleo del filtro HP, la tendencia lineal de la Tasa de Desempleo y el ciclo de la tendencia lineal de la Tasa de Desempleo. Los resultados de las estimaciones al incorporar estas variables se presentan en el Cuadro 6.

Entre los principales hallazgos, encontramos que, al controlar por las distintas medidas del ciclo de actividad y del empleo, el impacto de las crisis bancarias e inflacionarias en los niveles de desigualdad se mantiene estable en signo y significancia estadística. Sin embargo, para algunas medidas de ciclo, el impacto de las crisis bancarias e inflacionarias en la desigualdad pierde levemente significancia estadística, pero en la mayoría de los casos se mantiene la dirección del signo.

Respecto del impacto de las variables que miden el ciclo de actividad sobre los niveles de desigualdad, se observa que al incorporar el log. del PIB Real y su cuadrado, los resultados confirman la relación de U Invertida propuesta por Kuznets (1955), quien señala que la distribución de ingresos es más desigual a medida que hay mayores ingresos hasta un cierto nivel, y luego esta relación se invierte. Estos resultados son coherentes con lo presentado por Bulfí (2001) y De Gregorio y Lee (2002). En Anexo, en el Gráfico A4 mostramos la relación entre el Gini Total y el log. del PIB Real. Al aplicar filtro HP a ambas series se aprecia con mayor claridad la relación de U Invertida.

Al analizar las variables de tendencia y ciclo de actividad, estas muestran que la desigualdad parece ser procíclica. De hecho, el Gini crece más rápido en los períodos de mayor crecimiento económico y cae más en los episodios de caída del ciclo. Este resultado es coherente con Bordo y Meissner (2011). Ellos muestran este mismo efecto para un panel de 16 economías desarrolladas; además señalan que esta relación se intensifica en los períodos posteriores a 1950.

Por último, al analizar el impacto del ciclo del empleo en los niveles de desigualdad, encontramos que, al incorporar la Tasa de Desempleo y su cuadrado, la desigualdad, medida a través del Gini, aumenta cuando hay mayor desempleo en la economía. Sin embargo, esta relación continúa hasta cierto nivel. De hecho, el cuadrado de la Tasa de Desempleo tiene un efecto negativo en el Gini, por lo que a mayor desempleo mayor desigualdad, pero a tasa decreciente.

Al descomponer la Tasa de Desempleo entre un componente estructural y uno cíclico, encontramos que un aumento en el desempleo estructural (Tendencia de la Tasa de Desempleo con Filtro HP y lineal) aumenta la desigualdad. Por otro lado, los componentes cíclicos (Ciclo de la Tasa de Desempleo con Filtro HP y lineal), juegan un rol positivo en disminuir las inequidades. Estos resultados son coherentes con Mocan (1999), quien analiza la relación entre el componente estructural y el cíclico del desempleo y la desigualdad de ingresos para Estados Unidos durante el período entre 1948 y 1993. Reporta que aumentos en el desempleo estructural generan un incremento en la participación de los ingresos del quintil más alto y disminuye la participación de los ingresos de los menores quintiles.

CUADRO 6
IMPACTO DE LAS CRISIS BANCARIAS, INFLACIONARIAS Y DE LAS
FLUCTUACIONES MACROECONÓMICAS EN LA DESIGUALDAD DE INGRESOS

Gini Ingreso total								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Crisis bancarias	2,872*** (0,538)	2,672*** (0,577)	3,831*** (1,050)	0,204 (1,204)	1,127 (1,040)	2,227** (0,906)	0,538 (1,228)	-0,129 (1,265)
Crisis inflacionarias	0,568 (1,129)	0,895 (1,213)	3,436* (1,865)	1,318 (1,260)	3,965*** (1,205)	3,912*** (1,254)	3,680*** (1,210)	4,748*** (1,455)
Tasa de inflación	0,0169 (0,0818)	0,0379 (0,0849)	0,220* (0,131)	0,0784 (0,0762)	0,259*** (0,0737)	0,252*** (0,0734)	0,229*** (0,0742)	0,297*** (0,0905)
Crisis inf. x tasa de inflación	-0,0236 (0,0814)	-0,0460 (0,0846)	-0,224* (0,132)	-0,0910 (0,0758)	-0,268*** (0,0738)	-0,257*** (0,0733)	-0,237*** (0,0742)	-0,306*** (0,0906)
Log. del TCR	6,174*** (1,165)	5,965*** (1,253)	7,839*** (1,848)	3,233** (1,522)	4,555*** (1,328)	4,937*** (1,094)	5,226*** (1,280)	4,479*** (1,525)
Log. del PIB real	166,5*** (26,12)							
Cuadrado del Log. del PIB real	-4,803*** (0,750)							
Media móvil del Log. del PIB real (de t-4 a t)	163,6*** (30,27)							
Cuadrado media móvil del Log. del PIB real	-4,733*** (0,869)							
Log. de la tendencia del PIB real, filtro HP(100)	-0,405 (1,490)							
Ciclo del PIB real, filtro HP(100)	3,956 (9,058)							
Log. de la tendencia lineal del PIB real	0,184 (0,898)							
Ciclo tendencia lineal del PIB real	-16,10*** (4,500)							
Tasa de desempleo	0,856*** (0,267)							
Cuadrado de la tasa de desempleo	-0,0230** (0,0112)							
Media móvil tasa de desempleo (de t-4 a t)	0,992** (0,480)							
Cuadrado media móvil tasa de desempleo	-0,0301 (0,0221)							
Tendencia tasa de desempleo, filtro HP(100)	0,432*** (0,0967)							
Ciclo tasa de desempleo, filtro HP(100)	0,135 (0,149)							
Tendencia lineal tasa de desempleo	0,893 (0,672)							
Ciclo tendencia lineal tasa de desempleo	0,348*** (0,0928)							
Tendencia lineal	0,350* (0,186)	0,448*** (0,140)	0,703*** (0,164)	0,007 (0,0352)	0,029 (0,0396)	-0,015 (0,0404)	-0,012 (0,0551)	0,052 (0,0394)
Constante	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	58	58	58	58	58	58	58	58
R2	0,7396	0,7209	0,5812	0,6727	0,6675	0,6539	0,6712	0,6596
R2 ajustado	0,7032	0,6818	0,5226	0,6269	0,6210	0,6054	0,6252	0,6120
RMSE	1,9944	2,0649	2,5293	2,2361	2,2537	2,2996	2,2412	2,2803
F	32,193	30,188	13,492	23,876	15,131	21,545	16,599	13,356
Durbin-Watson	1,5817	1,4776	1,1029	1,2786	1,3275	1,2375	1,3499	1,3103

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

Análogamente, en el Cuadro A5 del Anexo, se presentan una serie de *test* para dar robustez a los resultados de los modelos presentados en el Cuadro 6. Estos dan cuenta de la normalidad y homocedasticidad de los residuos, de la especificación correcta de los modelos y de la ausencia de no linealidades o variables relevantes omitidas. Además, en todos los modelos, no es posible rechazar la hipótesis nula que los residuos se comportan como ruido blanco. De igual forma, se agrega una tendencia lineal a los modelos que resulta ser en su mayoría positiva y cercana a cero. Con esto, se testea la presencia de cointegración entre las variables independientes que miden el ciclo y tendencia de la actividad y del empleo con la variable dependiente de desigualdad. Nuevamente encontramos evidencia de cointegración. Para más detalle de esto último, ver en Anexo el Cuadro A6.

7. REFLEXIONES FINALES

Esta investigación busca evaluar qué sucede en los distintos períodos de crisis bancarias, inflacionarias y en las distintas etapas del ciclo de actividad y del empleo, con los niveles de desigualdad presentes en Chile durante el período de 1960-2014.

Entre los resultados destaca que los episodios de crisis bancarias coincidieron con aumentos en los niveles de desigualdad medidos a través del Gini: el incremento promedio, al quinto año de iniciarse los episodios, es de un 5,2% según el Gini Total y de un 11,3% según el Gini Per Cápita. En cambio, para los eventos de crisis inflacionarias resultan más volátiles el comportamiento de los niveles de inequidad y, en promedio, transcurridos cinco años de dichos episodios, los niveles de desigualdad convergen a sus valores iniciales. A su vez, encontramos evidencia estadísticamente significativa que para eventos de crisis bancarias tiende a aumentar el promedio de los niveles de desigualdad de ingresos medidos a través del Gini Total.

Para los distintos episodios de caída del ciclo de actividad, ocurridos antes de 1990, estos coincidieron con incrementos en los niveles de desigualdad; en cambio, para las caídas posteriores a 1990, en promedio dichos niveles se mantienen relativamente estables. Para los episodios de *boom* del ciclo de actividad, se observa que en estos se mantienen estables los niveles de desigualdad. No obstante, estos episodios muestran distintas trayectorias para la desigualdad condicionales al *boom* del ciclo específico. Se obtiene que, para los eventos anteriores a 1990, hay un aumento en la desigualdad en los primeros años, pero luego vuelven a sus niveles iniciales. Para los eventos del ciclo del empleo, encontramos que los episodios de aumentos en la tasa de desempleo anteriores al 2000 coincidieron con incrementos significativos en la desigualdad. Sin embargo, para los eventos de caída del desempleo el comportamiento de los indicadores de desigualdad es más disperso, encontrándose mejoras y/o pérdidas en equidad.

Adicionalmente, los resultados de estimaciones multivariadas que relacionan distintas medidas de desigualdad con factores macroeconómicos reflejan una clara coherencia entre los parámetros estimados y las tendencias presentadas en las secciones descriptivas previas. De estas estimaciones se obtiene que, en los períodos en que acontece una crisis bancaria o inflacionaria, el Gini aumenta en promedio 3 puntos, donde el indicador de crisis bancaria presenta coeficientes

más estables y estadísticamente significativos, controlando por distintas variables observables. Con respecto a los regresores que representan el ciclo de actividad y del empleo, estos dan cuenta de que, a mayor crecimiento y mayor tasa de desempleo, los niveles de desigualdad aumentan, pero esta relación crece a tasa decreciente. Lo relevante de las estimaciones es que, independiente de las especificaciones utilizadas para estimar el impacto de las crisis bancarias e inflacionarias en los niveles de desigualdad, se obtienen resultados semejantes en que los coeficientes de estimación para las distintas variables del modelo llevan el mismo signo y en la mayoría de los casos resultan estadísticamente significativos. Además se realizan una serie de *test* estadísticos que dan cuenta del cumplimiento de los supuestos necesarios requeridos para los modelos multivariados utilizados. De este modo, las mediciones del impacto de las crisis sobre los niveles de desigualdad arrojan resultados robustos.

A partir de estos resultados podemos concluir que, aunque son diversos los elementos que determinan las desigualdades de ingresos, es destacable que lograr niveles de estabilidad macrofinanciera, es decir, evitar episodios de crisis financieras o inflacionarias, o episodios abruptos de auge y caída en la economía, contribuye no solo a mantener niveles de ingreso promedio per cápita más estables, sino también a evitar efectos negativos en la equidad.

REFERENCIAS

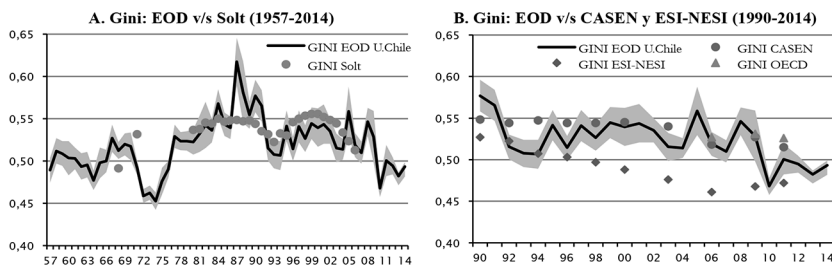
- Albanesi, S. (2007). "Inflation and Inequality". *Journal of Monetary Economics* 54: 1088-1114.
- Alesina, A. y Rodrik, D. (1994), "Distributive politics and economic growth". *Quarterly Journal of Economics* 109 (2): 465-490.
- Alvaredo, F. (2011). "A Note on the Relationship between Top Income Shares and the Gini Coefficient". *Economic Letters* 110 (3): 274-77.
- Alvaredo, F., Atkinson, A., Piketty, T. y Saez, E. (2013). "The World Wealth and Income Database". <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/>
- Atkinson, A. y Morelli, S. (2011) "Economic Crisis and Inequality". *United Nations Development Programme, Human Development Reports, Research Paper 2011/06*.
- Atkinson, A. y Piketty, T. (2007). "Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast between Continental European and English-Speaking Countries (Volume 1)". Oxford: Oxford University Press.
- Atkinson, A. y Piketty, T. (2010). "Top Incomes over the Twentieth Century: A Global Perspective (Volume 2)". Oxford: Oxford University Press.
- Atkinson, A., Piketty, T. y Saez, E. (2011). "Top Incomes in the Long Run of History". *Journal of Economic Literature* 49 (1): 3-71.
- Azevedo, J.P., Dávalos, M.A., Diaz-Bonilla, C., Atuesta, B. y R.A. (2013a). "Fifteen Years of Inequality in Latin America: How Have Labor Market Helped?". *World Bank Research Working Paper* 6384.
- Azevedo, J.P., Inchauste, G. y Sanfelice, V. (2013b). "Descomposing the Recent Inequality Decline in Latin America". *World Bank Research Working Paper* 6715.
- Bordo, M. y Meissner, C. (2011). "Do Financial Crises Always Raise Inequality? Some Evidence from History". *Mimeo*, Rutgers University.

- Bordo, M. y Meissner, C. (2012). "Does Inequality Lead to a Financial Crisis?" *NBER Working Paper* 17896.
- Bry, G. y Boschan, C. (1971). "Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs". *NBER Technical Paper* 20, Cambridge, Mass.
- Bulř, A. (2001). "Income Inequality: Does Inflation Matter?". *IMF Staff Papers*, Vol. 48, N° 1.
- Cornia, G. (2012). "Inequality Trends and their Determinants". *UNU-WIDER Working Paper* 2012/09 (Helsinki: United Nations University).
- Chow, G.C. (1960). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica* 28 (3): 591-605.
- Dabla-Norris, E., Kochhar, K., Ricka, F., Suphaphiphat, N. y Tsounta, E. (2015). "Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective". *IMF Staff Discussion Note*.
- De Gregorio, J. y Lee, J.-W. (2002). "Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-Country Data". *Review of Income and Wealth* 48 (3): 395-416.
- De Gregorio, J. y Lee, J.-W. (2004). "Growth and Adjustment in East Asia and Latin America". *Economía*: 69-134, otoño.
- Díaz, J., Lüders, R. y Wagner, G. (2010). "La República en Cifras". *EH Clío Lab-Iniciativa Científica Milenio*, <http://www.economia.puc.cl/>
- Dornbusch, R. y Edwards, S. (1991). *The Macroeconomics of Populism in Latin America*, National Bureau of Economic Research Conference Report.
- Encuesta de Ocupación y Desocupación (2011). "Descripción Archivo Magnético Junio 1957-Diciembre 2010". Centro de Microdatos, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Fairfield, T. y Jorratt, M. (2014). "Top Income Shares, Business Profits and Effective Tax Rate in Contemporary Chile". *International Centre for Tax and Development*, Working Paper 17.
- Forbes, K. (2000). "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth". *American Economic Review* 90 (4): 867-89.
- Friedman, J. y Hofman, A. (2013). "Inequality and the Top of the Income Distribution in Chile 1990-2012: Questioning the Consensus". Departamento de Economía, Universidad de Santiago de Chile.
- García, P. (1999). "Income Inequality and the Real Exchange Rate". *Documento de Trabajo* N° 54, Banco Central de Chile.
- García, P. (2014). "Equidad y Estabilidad Macrofinanciera". *Documento de Política Económica* N° 49, Banco Central de Chile.
- Guerra-Salas, J. (2016). "Fiscal Policy, Sectorial Allocation, and the Skill Premium: Explaining the Decline in Latin America's Income Inequality". *Working Paper* N° 779, Central Bank of Chile.
- Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality". *American Economic Review* 45 (1): 1-28.
- Hodrick, R. y Prescott, E.C. (1980) "Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation". *Working Paper*, Carnegie-Mellon University.
- Larrañaga, O. (1999). "Distribución de Ingresos y Crecimiento Económico en Chile". Serie Reformas Económicas N° 35, LC/L.1226.
- Leaven, L. y Valencia, F. (2012) "Systemic Banking Crises Database: An Update". *IMF Working Paper* 12/163.

- López, R., Figueroa, E. y Gutiérrez, P. (2015). "Fundamental accrued capital gains and the measurement of top incomes: An application to Chile". *Journal Economic Inequality*, forthcoming.
- Mirrlees, J.A. (1971). "An Exploration in the Theory of Optimal Income Taxation". *Review of Economic Studies* 38, 175-208.
- Mishan, E.J. (1972). "The Futility of Pareto-Efficient Distributions". *American Economic Review* 62 (5): 971-76.
- Mocan, N.H. (1999). "Structural Unemployment, Cyclical Unemployment, and Income Inequality". *Review of Economics and Statistics* 81 (1): 122-34.
- Ostry, J.D., Berg, A. y Tsangarides, C.G. (2014). "Redistribution, Inequality, and Growth". IMF Staff Discussion Note.
- OCDE (2014). *Society at a Glance 2014*. OECD Social Indicators, OECD Publishing. <http://www.oecd-ilibrary.org/>
- Persson, T. y G. Tabellini (1994) "Is inequality harmful for growth?" *American Economic Review* 84: 600-621.
- Piketty, T. y Saez, E. (2006). "The Evolution of Top Incomes: A Historical and International Perspective". *NBER Working Paper* 11955.
- Reinhart, C. y Rogoff, K. (2010). "From Financial Crash to Debt Crisis". *American Economic Review* 101 (5): 1676-706. <http://www.carmenreinhardt.com/>
- Ruiz-Tagle, J. (1999). "Chile: 40 años de Desigualdades de Ingresos". *Mimeo*, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Sanhueza, C. y Mayer, R. (2011). "Top Incomes in Chile using 50 years of Household Surveys: 1957-2007". *Estudios de Economía* 38 (1): 169-93.
- Sarel, M. (1997). "How Macroeconomic Factors Affect Income Inequality". *IMF Working Paper* 97/152.
- Solt, F. (2009). "Standardizing the World Income Inequality Database". *Social Science Quarterly* 90 (2): 231-42. <http://thedata.harvard.edu/>
- Tsounta, E. y Osueke, A. (2014). "What is Behind Latin America's Declining Income Inequality?". *IMF Working Paper* WP/14/124.

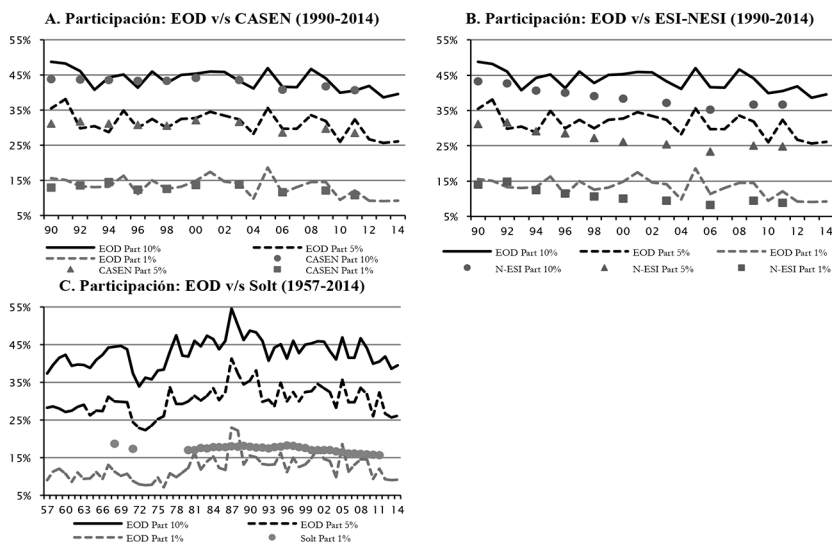
ANEXO

GRÁFICO A1
COMPARACIÓN DEL GINI INGRESO PER CÁPITA
DE LA EOD CON OTRAS FUENTES
(1957-2014)



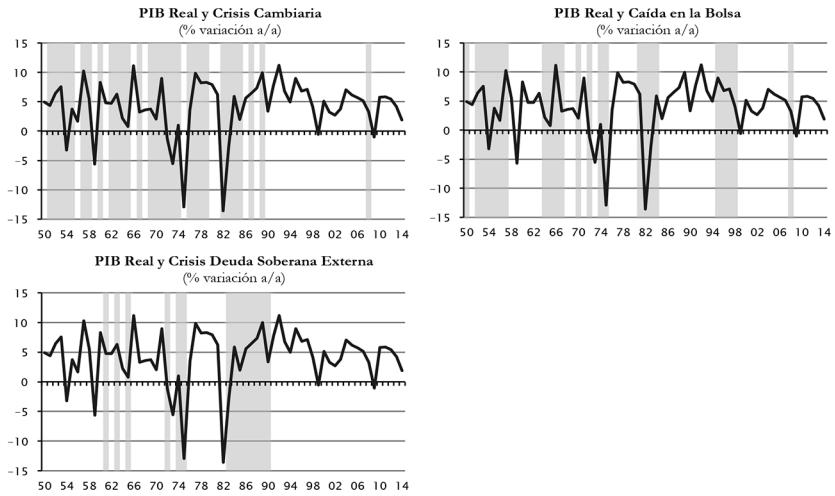
Fuente: Elaboración propia en base a EOD, U. de Chile, CASEN, ESI-NESI, OECD y Solt (2009). El área sombreada corresponde al intervalo de confianza al 95% estimado por un proceso Bootstrap con 100 repeticiones por encuesta (EOD).

GRÁFICO A2
COMPARACIÓN DEL PORCENTAJE DE PARTICIPACIÓN EN EL INGRESO
PER CÁPITA DE LA EOD CON OTRAS FUENTES
(1957-2014)



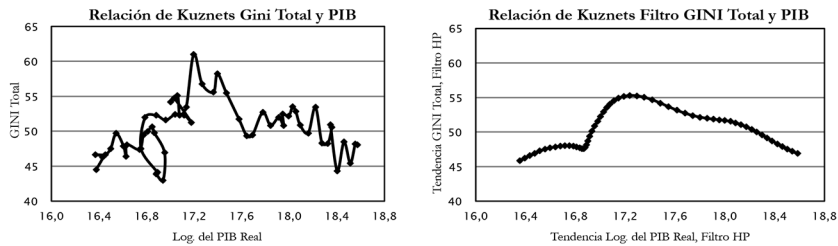
Fuente: Elaboración propia en base a EOD, U. de Chile, CASEN, ESI-NESI y Solt (2009).

GRÁFICO A3
IDENTIFICACIÓN DE CRISIS EN CHILE SEGÚN RR
 (1950-2014)



Fuente: Elaboración propia en base a indicadores de crisis de RR, datos de EH-Clio Lab PUC y BCCh. En sombreado los períodos de crisis.

GRÁFICO A4
RELACIÓN DE U INVERTIDA DE KUZNETS ENTRE
EL GINI TOTAL Y EL PIB REAL
 (1957-2014)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EOD, EH-Clio Lab PUC y BCCh.

CUADRO A1
TEST DE ROBUSTEZ: MODELOS DEL CUADRO 5

Test	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) Normalidad de los residuos	0,879	0,799	0,773	0,178	0,448	0,215	0,753	0,563
(2) Homoced. de los residuos	0,231	0,350	0,568	0,399	0,054	0,497	0,090	0,410
(3) Homoced. de los residuos	0,114	0,295	0,196	0,059	0,419	0,017	0,175	0,022
(4) Ruido blanco de los residuos	0,007	0,107	0,049	0,032	0,444	0,309	0,322	0,389
(5) No linealidades omitidas	0,775	0,601	0,800	0,883	0,381	0,553	0,481	0,811
(6) Error de especificación	0,796	0,272	0,481	0,587	0,348	0,950	0,781	0,709

- (1) p-value del test de Shapiro-Wilk, donde hipótesis nula es que los residuos se distribuyen como una normal.
- (2) p-value del test de White, donde hipótesis nula es que la varianza de los residuos es homogénea.
- (3) p-value del test de Breusch-Pagan, donde hipótesis nula es que la varianza de los residuos es homocedástica.
- (4) p-value del test de Ljung-Box portmanteau (o test Q), donde hipótesis nula es que los residuos son ruido blanco.
- (5) p-value del test de Ramsey (RESET), donde hipótesis nula es que modelo no tiene sesgos por no linealidades o variables omitidas.
- (6) p-value del test de *Specification link*, donde hipótesis nula es que el modelo no tiene error de especificación.

CUADRO A2
TEST DE CHOW PARA QUIEBRE ESTRUCTURAL: MODELOS DEL CUADRO 5

Crisis bancarias								
Test	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Suma resid. al cuadrado restringido (RSSR)	662,56	463,75	445,36	296,15	294,80	238,20	279,66	198,82
Suma resid. al cuadrado sin restringir (RSSU)	561,23	338,88	316,68	268,09	235,89	192,68	211,29	164,17
Número de parámetros (k)	2	3	4	4	4	5	5	5
Total de observaciones (T)	58	58	58	58	58	58	58	58
p-value (1)	0,011	0,001	0,002	0,280	0,023	0,063	0,017	0,092
Crisis inflacionarias								
Test	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Suma resid. al cuadrado restringido (RSSR)	581,98	386,79	375,41	274,94	278,95	212,72	267,09	187,53
Suma resid. al cuadrado sin restringir (RSSU)	427,32	315,83	280,56	252,88	215,59	187,68	198,92	159,49
Número de parámetros (k)	2	3	4	4	4	6	5	7
Total de observaciones (T)	58	58	58	58	58	58	58	58
p-value (1)	0,000	0,014	0,005	0,371	0,011	0,423	0,012	0,377

- (1) p-value del test de Chow, donde hipótesis nula es que no hay quiebre estructural. Corresponde a:

$$F = \frac{(RSSR - RSSU) / k}{RSSU / (T - 2k)} \sim F_{k, T-2k}$$

CUADRO A3
TEST DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE Y GRANGER: MODELOS DEL CUADRO 5

Test Dickey-Fuller: Z(t)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Test estadístico	-3,114	-3,572	-3,572	-4,217	-4,445	-4,597	-4,627	-4,843
Valor crítico al 1%	-3,572	-2,925	-2,925	-3,572	-3,572	-3,572	-3,572	-3,572
Valor crítico al 5%	-2,925	-2,598	-2,598	-2,925	-2,925	-2,925	-2,925	-2,925
Valor crítico al 10%	-2,598	-2,604	-2,604	-2,598	-2,598	-2,598	-2,598	-2,598
p-value	0,0255	0,0048	0,0037	0,0006	0,0002	0,0001	0,0001	0,0000

Nota: Test Aumentado de Dickey-Fuller para raíz unitaria. El valor del p-value corresponde a la aproximación de MacKinnon para Z(t).

CUADRO A4
IMPACTO DE CRISIS BANCARIAS E INFLACIONARIAS EN LA PARTICIPACIÓN DE INGRESOS

	Participación del 10% de mayores ingresos							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Crisis bancarias	2,269** (0,893)	2,571*** (0,879)	2,466*** (0,920)	1,639* (0,837)	1,162 (0,896)	1,949** (0,823)	1,012 (0,936)	1,102 (0,923)
Crisis Inflacionarias	5,492*** (1,959)	3,429** (1,435)	3,218** (1,420)	3,118* (1,721)	1,796 (1,688)	1,787 (1,312)	1,517 (1,642)	1,062 (1,457)
Tasa de inflación	0,342*** (0,116)	0,196** (0,0906)	0,180* (0,0904)	0,158 (0,108)	0,122 (0,0796)	0,0697 (0,0843)	0,102 (0,0781)	0,0494 (0,0747)
Crisis inf. x tasa de inflación	-0,355*** (0,116)	-0,200** (0,0905)	-0,189** (0,0906)	-0,170 (0,108)	-0,122 (0,0800)	-0,0770 (0,0849)	-0,107 (0,0788)	-0,0551 (0,0752)
Log. del TCR		8,105*** (1,305)	8,239*** (1,349)		6,716*** (1,606)	6,747*** (1,281)	6,845*** (1,614)	6,197*** (1,398)
Log. de salarios (IREM)			-2,308 (1,792)			-1,274 (1,822)	-2,686 (1,719)	-1,819 (1,835)
Cobertura ed. terciaria				-21,53*** (4,582)		-15,93*** (4,420)		-11,32* (5,781)
Desigualdades educacionales				2,078 (2,853)		0,824 (2,843)		0,777 (2,864)
Ingreso trab. calificados sobre no calificados					7,635*** (2,679)		7,788*** (2,656)	5,402* (3,195)
Tendencia lineal	0,166*** (0,0362)	0,016 (0,0339)	0,056 (0,0401)	0,308*** (0,0458)	-0,046 (0,0397)	0,170*** (0,0508)	-0,0001 (0,0449)	0,098 (0,0717)
Constante	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	58	58	58	58	58	58	58	58
R2	0,4095	0,6144	0,6219	0,5690	0,6840	0,6974	0,6941	0,7261
R2 ajustado	0,3528	0,5691	0,5690	0,5086	0,6398	0,6407	0,6442	0,6678
RMSE	3,0370	2,4781	2,4784	2,6463	2,2656	2,2627	2,2517	2,1758
F	12,2698	20,3554	24,6175	14,6106	20,2175	28,4325	24,0830	25,1418
Durbin-Watson	1,0866	1,3989	1,3747	1,3700	1,6268	1,6904	1,6115	1,7194

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

CUADRO A5
TEST DE ROBUSTEZ: MODELOS DEL CUADRO 6

Test	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) Normalidad de los residuos	0,109	0,358	0,889	0,864	0,998	0,650	0,747	0,914
(2) Homoced. de los residuos	0,637	0,617	0,297	0,775	0,460	0,247	0,389	0,226
(3) Ruido blanco de los residuos	0,259	0,192	0,165	0,132	0,186	0,161	0,175	0,119
(4) No linealidades omitidas	0,386	0,579	0,342	0,665	0,086	0,497	0,088	0,052
(5) Error de especificación	0,498	0,568	0,136	0,885	0,119	0,290	0,464	0,428

- (1) p-value del test de Shapiro-Wilk, donde hipótesis nula es que los residuos se distribuyen como una normal.
- (2) p-value del test de White, donde hipótesis nula es que la varianza de los residuos es homogénea.
- (3) p-value del test de Ljung-Box portmanteau (o test Q), donde hipótesis nula es que los residuos son ruido blanco.
- (4) p-value del test de Ramsey (RESET), donde hipótesis nula es que modelo no tiene sesgos por no linealidades o variables omitidas.
- (5) p-value del test de *Specification link*, donde hipótesis nula es que el modelo no tiene error de especificación.

CUADRO A6
TEST DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE Y GRANGER:
MODELOS DEL CUADRO 6

Test Dickey-Fuller: Z(t)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Test estadístico	-4,984	-4,836	-3,982	-4,111	-4,720	-3,977	-4,552	-4,485
Valor crítico al 1%	-3,572	-3,572	-3,572	-3,572	-3,572	-3,572	-3,572	-3,572
Valor crítico al 5%	-2,925	-2,925	-2,925	-2,925	-2,925	-2,925	-2,925	-2,925
Valor crítico al 10%	-2,598	-2,598	-2,598	-2,598	-2,598	-2,598	-2,598	-2,598
p-value	0,0000	0,0000	0,0015	0,0009	0,0001	0,0015	0,0002	0,0002

Nota: Test Aumentado de Dickey-Fuller para raíz unitaria. El valor del p-value corresponde a la aproximación de MacKinnon para Z(t).