



Impacto de la Política Monetaria en la Desigualdad de Ingresos en Chile: Un Análisis Empírico

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ANÁLISIS ECONÓMICO

AUTOR: CAMILO IGNACIO PÉREZ NÚÑEZ

PROFESOR GUÍA: JUAN FRANCISCO GUERRA SALAS

Santiago, Chile

Enero 2020

Agradecimientos

*A mi esposa Pilar y a mis hijos Alejandro y Amanda
por su amor y apoyo incondicional*

*A mis padres Graciela y Jorge por hacer todo a su
alcance para desarrollarme plenamente*

*Y a mis hermanas Graciela y Javiera por
acompañarme con cariño en este proceso*

Impacto de la política monetaria en la desigualdad de ingresos en Chile: Un análisis empírico*

The impact of monetary policy on income inequality in Chile: An empirical analysis

CAMILO IGNACIO PÉREZ NÚÑEZ**

Resumen

Chile ha experimentado fluctuaciones importantes en la desigualdad de ingresos durante las últimas décadas. Utilizando información detallada de los hogares a nivel micro, se construyen medidas trimestrales de desigualdad desde 1990 a 2019. A partir de estas medidas, se investiga si los shocks de política monetaria jugaron un papel importante en explicar las fluctuaciones en la desigualdad. Entre los principales hallazgos, se encuentra que los shocks contractivos de política monetaria conducen a un aumento en la desigualdad de ingresos y contribuyen a su fluctuación. Además, la respuesta de la desigualdad ante los shocks de ingresos no laborales es mayor respecto de los ingresos laborales, lo que sugiere que la política monetaria contractiva acentúa especialmente la desigualdad de los participantes del mercado financiero, comerciantes y accionistas. Por último, los hogares de bajos ingresos, al mantener la mayor parte de su riqueza en activos líquidos, son más vulnerables a las políticas monetarias que inducen inflación.

Palabras Clave: *Política Monetaria, Distribución de Ingresos, Desigualdad.*

Clasificación JEL: *E52, E64, D63.*

* Agradezco el apoyo y orientación en este proyecto de Tesis, a mi profesor guía, Juan Guerra-Salas. También agradezco a Graciela Pérez Núñez por sus sugerencias y revisión a versiones previas de este trabajo.

** Banco Central de Chile. Las opiniones contenidas en este documento son de responsabilidad del autor y no representan necesariamente la posición oficial del Banco Central de Chile. Email: ciperez@bcentral.cl.

Índice

1. Introducción	1
2. Revisión de literatura	2
2.1. Vías de transmisión de la política monetaria a la desigualdad de ingresos.....	2
2.1.1. Política monetaria y reducción de la desigualdad.....	2
2.1.2. Política monetaria y aumento de la desigualdad.....	3
2.2. Evidencia empírica	4
3. Datos	6
3.1. Medidas de desigualdad y hechos estilizados	7
4. Modelo empírico	11
5. Efecto de <i>shocks</i> de política monetaria en las medidas de desigualdad	12
5.1. Análisis de distintas ventanas muestrales	14
5.2. Distintas especificaciones	16
5.3. Heterogeneidad de la respuesta a los <i>shocks</i> monetarios.....	18
5.4. Contribución de los distintos <i>shocks</i> de política monetaria en la desigualdad	20
6. Conclusiones	22
Referencias	24
Anexos	27

1. Introducción

Durante la segunda mitad de octubre de 2019, Chile experimentó un estallido social de una envergadura sin precedentes. Un alza de \$30 pesos en la tarifa del Metro de Santiago, la cual alcanzó \$830 pesos en horario punta (\$USD 1,15 dólares),¹ gatilló un descontento descomunal que se tradujo en movilizaciones sociales multitudinarias a lo largo de todo el país. Si bien las causas inmediatas de las protestas se relacionan con el alto costo de vida (especialmente en Santiago),² existe un consenso de que la raíz de este malestar son las profundas desigualdades sociales, y principalmente la desigualdad de ingresos. Sobre esto último, utilizando la renta nacional antes de impuestos, los datos del *World Inequality Database* muestran que en Chile, durante el periodo 2004-2013, la participación del 1% más rico sobre el total de los ingresos es de un 23,1% en promedio, lo cual ubica al país en el noveno lugar de mayor concentración de riqueza en una muestra de 125 países.³ En tanto, si se utilizan los datos del Servicio de Impuestos Internos (SII), esta cifra alcanza un 28,7% para el mismo período (López et al., 2015). Una estimación más reciente de Cociña, Frei y Larrañaga (2017), con datos de ingresos que incluyen impuestos, señala que el 1% de chilenos de mayores ingresos concentra un 33% de la riqueza del país, y el 5% de mayores ingresos concentra un 51,5% de la riqueza nacional.⁴

En el contexto de los países miembros de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE), las naciones latinoamericanas, y en particular Chile, concentran los niveles de desigualdad socioeconómica más altas y persistentes del mundo (OCDE, 2018). Por ello, resulta de gran importancia comprender las causas que explican estas desigualdades. La evidencia señala que aquellos países que distribuyen su riqueza de manera más equitativa, presentan tasas de crecimiento económico más altas y persistentes (Ostry et al., 2014). En este sentido, las desigualdades extremas no sólo suponen un riesgo para la convivencia social y la democracia, sino que también constituyen un problema macroeconómico que puede afectar el crecimiento y progreso de las naciones (Boushey, 2019; Cociña et al., 2017; OECD, 2015).

En las últimas décadas, Chile ha exhibido fluctuaciones importantes en la desigualdad de ingresos. En este fenómeno han incidido diversos factores, entre los cuales se han documentado los siguientes: cambios en la composición del mercado laboral (Vásquez, 2018; Cociña et al., 2017; Gammage et al., 2014; Larrañaga y Valenzuela, 2011), aspectos demográficos (Larrañaga y Rodríguez, 2015; Sapelli, 2011; Núñez y Miranda 2011), cambio de regímenes políticos (Rodríguez, 2017; Ruiz-Tagle, 1998), distintas políticas sociales (Cociña et al., 2017; Larrañaga, 2009), episodios de crisis económicas (García y Pérez-Núñez, 2017), entre otros. Empleando datos a nivel micro, esta investigación contribuye evidencia pionera a la literatura sobre la desigualdad de ingresos en Chile a partir de la influencia de la política monetaria.

En particular, el presente estudio examina el impacto de los *shocks* de política monetaria sobre la desigualdad de ingresos en Chile, para el período de 1990-2019. Para este propósito, se utiliza la

¹ Estimación con Tipo de Cambio Nominal de octubre 2019. Sobre las tarifas del transporte público, según el reporte “*Mapping the World’s Prices*” (2019), la ciudad con el transporte público más caro del mundo es Londres. De hecho, en Londres (con un salario mínimo de \$USD 11,84 dólares por hora) una persona debe trabajar 15,2 horas para pagar el transporte público de un mes. En contraste, en Santiago no existe una tarifa ilimitada mensual sino que se paga en cada viaje. Presumiendo dos traslados diarios de lunes a viernes en horario punta (\$1,15 dólares por pasaje), un chileno que gana el salario mínimo (\$USD 2,32 dólares la hora) debe trabajar por lo menos durante 19,85 horas para pagar el Metro durante un mes.

² Según la “*Encuesta Costo de Vida*” (2019), Santiago es la segunda ciudad más cara de Latinoamérica.

³ Para más detalles ver Alvaredo et al. (2013).

⁴ La riqueza es un *stock*, que consiste en la suma de todos los activos (i.e., bienes de capital o patrimonio) menos los pasivos. En tanto, los ingresos corresponden a un flujo de dinero periódico (e.g., el sueldo mensual).

metodología de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), una herramienta ya aplicada en la literatura internacional (Coibion et al., 2012; Mumtaz y Theophilopoulou, 2017). Entre los principales resultados, se encuentra que los *shocks* contractivos de política monetaria traen aparejados aumentos en la desigualdad de ingresos y contribuyen a su fluctuación. Adicionalmente, la respuesta de la desigualdad de ingresos ante *shocks* en los ingresos no laborales es mayor en relación a la de los ingresos del trabajo, lo que sugiere que políticas contractivas afectan en mayor medida a hogares que disponen de distintas fuentes de ingresos (e.g., acciones, jubilaciones, herencias, montepíos, entre otras). Por otra parte, los hogares de menores ingresos, que en promedio mantienen una fracción mayoritaria de su riqueza en activos líquidos, son los más vulnerables a las políticas monetarias contractivas. Sobre este último punto, se realizan estimaciones con el modelo SVAR utilizando datos de ingresos de los hogares para diferentes percentiles de la distribución. Los resultados de este ejercicio muestran que un *shock* de política monetaria contractivo reduce los ingresos de aquellos hogares en el extremo inferior de la distribución, mientras que los hogares en el extremo superior se ven menos afectados. Esto es coherente con el hecho de que una fracción significativa de los ingresos de los hogares más acaudalados proviene de diversas fuentes (e.g., inversiones, bonos, herencias, entre otras).

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. La segunda sección presenta una revisión de la literatura. La sección tres describe las fuentes de los datos utilizados, junto con las principales variables y medidas de desigualdad empleadas. La cuarta sección detalla la estimación del modelo SVAR y el esquema de identificación de *shocks* de política monetaria. La sección cinco presenta los principales resultados y análisis de robustez. Finalmente, en la sección seis se presentan las conclusiones del estudio.

2. Revisión de literatura

La evidencia internacional disponible muestra que la política monetaria tiene efectos contrapuestos sobre la desigualdad de ingresos. La relación se complejiza aún más al considerar el efecto de la política monetaria sobre las distintas fuentes de ingresos de los hogares. Cuando la política monetaria afecta los ingresos laborales, aquellos hogares cuya principal fuente de ingresos es el salario se verán afectados en mayor medida. En tanto, si la política monetaria altera sustancialmente el precio de los activos, los hogares de altos ingresos que poseen riqueza financiera se verán mayormente afectados. La literatura existente ha identificado efectos en distintas direcciones entre *shocks* contractivos de política monetaria y desigualdad de ingresos. A continuación, se explican estos mecanismos de transmisión, y luego una síntesis de la evidencia empírica asociada.

2.1. Vías de transmisión de la política monetaria a la desigualdad de ingresos

2.1.1. Política monetaria y reducción de la desigualdad

Composición del ingreso: Este enfoque resalta la existencia de heterogeneidad entre las principales fuentes de ingresos de los hogares. Si bien la mayoría de los hogares depende principalmente de sus ganancias laborales, algunos hogares reciben la mayor proporción de sus ingresos a partir de negocios y/o transacciones financieras. Si los *shocks* de política monetaria contractivos disminuyen las ganancias financieras en mayor proporción respecto de la baja de los salarios, entonces aquellos ingresos de propiedad de empresas tenderán a empobrecerse mayormente. Dado que esta fuente de ingresos se concentra en aquellos hogares más pudientes

(un hecho que se verifica con los datos de Chile), este canal debería conducir a una menor desigualdad en respuesta a los *shocks* de política monetaria. Con datos de Estados Unidos, Coibion et al. (2012) muestran que un *shock* de política monetaria contractiva suele acompañarse de una mayor transferencia del gobierno y menores ganancias, haciendo que la respuesta de los ingresos totales por parte de los hogares más pobres sea casi neutral. Esto debido a que, en promedio, los hogares de bajos ingresos reciben una mayor proporción de transferencias (e.g., seguros de cesantías, subsidios focalizados, entre otros), sumado a que las transferencias tienden a ser contracíclicas.⁵

Segmentación financiera: Una contracción en la oferta monetaria afectará en mayor medida la riqueza de los agentes más conectados a los mercados financieros; esto es, aquellas personas que transan con mayor frecuencia en los mercados financieros y se ven perjudicados por cambios en la oferta monetaria antes que el resto. En la medida en que los agentes que participan más activamente en las operaciones financieras tienen mayores ingresos en promedio respecto de los agentes con menor participación, entonces este canal implica que la desigualdad debería disminuir ante *shocks* contractivos de política monetaria. Williamson (2009) y Ledoit (2011) reportan evidencia en esta dirección.

Composición de cartera: Debido a que la cartera de los hogares de menores ingresos se compone principalmente de dinero (activos líquidos), como señalan Erosa y Ventura (2002) o Albanesi (2007), entonces un alza de la inflación opera como un impuesto regresivo que afecta principalmente a los hogares más pobres. De esta forma, una política monetaria expansiva representaría una transferencia desde hogares de bajos ingresos hacia hogares de altos ingresos. Lo que tiende a aumentar la desigualdad en las posibilidades de consumo. Por el contrario, una política monetaria contractiva, que reduce la inflación en la economía, tendría un resultado opuesto al anterior, haciendo disminuir las desigualdades de consumo.

2.1.2. Política monetaria y aumento de la desigualdad

Heterogeneidad de las ganancias: Los ingresos de los hogares, independiente de la fuente, responden de manera diferente para los hogares de ingresos altos y bajos frente a los *shocks* de política monetaria. Esto podría ocurrir, por ejemplo, si aparejado a una política contractiva el desempleo sube desproporcionadamente en grupos de bajos ingresos, como muestra Carpenter y Rogers (2004). Similarmente, Bivens (2015) reporta que políticas contractivas de la Reserva Federal de Estados Unidos aplicadas en un escenario de desempleo, afectan principalmente a los trabajadores de menores ingresos, lo cual termina aumentando la desigualdad. Por su parte, Heathcote et al. (2010) encuentran que los ingresos laborales en la parte inferior de la distribución de ingresos de Estados Unidos son los más afectados por las fluctuaciones del ciclo económico. Análogamente, García y Pérez-Núñez (2017) documentan el mismo fenómeno para Chile. Adicionalmente, la evidencia muestra que los ingresos en la parte inferior de la distribución son más sensibles frente a *shocks* contractivos de política monetaria en el caso de Estados Unidos (Coibion et al., 2012) y de Inglaterra (Mumtaz y Theophilopoulou, 2017). Estos hallazgos sugieren que la política monetaria contractiva afecta en mayor medida a los hogares de menores ingresos, perjudicando sus niveles de empleo y salarios, y, como consecuencia, aumentando la desigualdad de ingresos.

Redistribución del ahorro: Un aumento inesperado en las tasas de interés (o una disminución en la inflación) beneficiará a los ahorradores y perjudicará a los deudores (Doepke y Schneider,

⁵ Fornero, Guerra-Salas y Pérez-Núñez (2019) aportan evidencia para Chile de esta relación.

2006). En la medida en que los ahorradores tienden a situarse en el tramo superior de la distribución de ingresos, una política monetaria contractiva generaría un aumento en la desigualdad del consumo.

En síntesis, los diferentes mecanismos de transmisión anteriormente explicados implican que el efecto de la política monetaria sobre la desigualdad de ingresos es *a priori* incierto. Precisamente por esta característica es que resulta de suma relevancia investigar cuál de estos canales tiende a prevalecer en Chile, lo cual es el objeto de este trabajo.

2.2. Evidencia empírica

Desde un punto de vista empírico, profusa literatura relaciona los efectos de la política monetaria sobre la desigualdad de ingresos. Si bien la relación entre la política monetaria y la desigualdad de ingresos varía país a país, tiende a predominar una relación en donde la política monetaria contractiva predispone un aumento de la desigualdad de ingresos. En el Cuadro 1, se muestra un resumen de las principales fuentes bibliográficas que documentan esta relación.

CUADRO 1
Evidencia que relaciona *shocks* de política monetaria con desigualdad de ingresos

País(es)	Autores	<i>Shock</i>	Gini	Rango	Metodología
EE.UU.	Coibion et al. (2012)	M -	+	[3; 5%]	Romer y Romer (2004) y VAR
Inglaterra	Mumtaz et al. (2017)	M -	+	[3; 10%]	SVAR (restricciones de signo)
32 Países	Furceri et al. (2016)	M -	+	[0,6; 2,5%]	Jordà (2005)
Europa	Guerello (2016)	UMP +	-	--	Panel VAR
México	Villareal (2016)	M -	+	[0,3; 5%]	Modelo DSGE
Italia	Casiraghi et al. (2018)	UMP +	±	[-0,1; 0,3%]	<i>Banca d'Italia Model</i>
Japón	Masayuki et al. (2017)	UMP +	±	[-0,05; 0,2%]	Jordà (2005)
Japón	Saiki y Frost (2014)	UMP +	+	[0; 1,1%]	VAR

Nota: De la columna *Shock*, "M -", corresponde a un *shock* de política monetaria contractivo calibrado en +100 puntos base de impacto; "M +", corresponde a un *shock* de política monetaria expansivo calibrado en -100 puntos base de impacto; "UMP +" corresponde al rol de la política monetaria no convencional, tales como la flexibilización cuantitativa (QE), compras de activos a gran escala para tratar de estimular la economía, entre otros. De la columna Gini, el signo más corresponde a un aumento del coeficiente Gini, y el signo menos a una disminución. Por último, la columna Rango corresponde al intervalo en el cual se mueve el coeficiente de Gini en respuesta al *shock*.

Fuente: Elaboración propia.

Una de las investigaciones pioneras en esta materia es la de Coibion et al. (2012), quienes evalúan el vínculo general entre la política monetaria y la desigualdad de ingresos para Estados Unidos durante el período 1980-2008. Los autores identifican los *shocks* de política monetaria utilizando la metodología introducida por Romer y Romer (2004). Examinando la respuesta en la desigualdad de ingresos, medido a partir de distintas fuentes (e.g., ingresos laborales, ingresos financieros, gastos y consumo), a los *shocks* de política monetaria. También usan medidas de desigualdad de distintos percentiles de ingresos para las distintas categorías, y evalúan cómo cambian en respuesta a los *shocks* monetarios. Sus resultados muestran efectos estadísticamente significativos de las perturbaciones de la política monetaria sobre la desigualdad, donde la política contractiva se relaciona con mayores niveles de desigualdad. Además, muestran que los efectos en las desigualdades sobre los gastos y consumo son mayores que las estimadas con los ingresos totales y salariales.

Siguiendo con esta línea, Mumtaz y Theophilopoulou (2017) investigan si los *shocks* de política monetaria han afectado las desigualdades salariales, de ingresos y del nivel de consumo para los

hogares de Inglaterra. Si bien, esta investigación se relaciona estrechamente con Coibion et al. (2012), hay una serie de características distintivas importantes. Primero, en el artículo utilizan datos trimestrales para un período de tiempo más extenso, desde 1969 a 2012. Este lapso incluye una serie de recesiones y expansiones en las que el Banco Central de Inglaterra (*Bank of England*) utilizó una variedad de políticas, lo cual permite una identificación más robusta de los *shocks* de política. En segundo lugar, además de investigar el impacto de la política monetaria estándar, también examinan el efecto de la política monetaria no convencional (UMP) sobre la desigualdad.⁶ Para identificar los *shocks* de política monetaria, estos autores utilizan la metodología de vectores autoregresivos estructurales con restricciones de signo (*SVAR sign restrictions*). Entre los principales hallazgos, encuentran que los *shocks* contractivos de política monetaria generan un aumento en la desigualdad de ingresos, salarios y de consumo. Además, estiman el SVAR utilizando datos para hogares en diferentes percentiles de la distribución, y encuentran que los *shocks* contractivos de política monetaria disminuyen los ingresos de los hogares en el extremo inferior de la distribución, mientras que los hogares en el extremo superior se ven menos afectados. Hallazgo coherente con la visión de que los hogares más pudientes obtienen una mayor proporción de sus ingresos a partir de inversiones, rentas y herencias. Finalmente, sus resultados también sugieren que la política no convencional de flexibilización cuantitativa (*quantitative easing*) conduce a un aumento en las medidas de desigualdad.

Un estudio más amplio es el de Furceri et al. (2016), que contempla 32 economías avanzadas y emergentes para el período 1990-2013. Dichos autores estiman el impacto de las perturbaciones de la política monetaria en la desigualdad de ingreso, tanto a corto como a mediano plazo. Para este propósito, los autores siguen el método propuesto por Jordà (2005), que consiste en estimar las funciones de impulso respuesta directamente de las proyecciones locales para cada país. A diferencia de las metodologías anteriores, esta permite identificar efectos asimétricos condicionales al tipo de *shock*, siendo distintas entre los eventos de contracción y expansión monetaria. Los autores reportan que las políticas monetarias contractivas (expansivas) aumentan (reducen) la desigualdad de ingresos. Sin embargo, los efectos varían en el tiempo, según el tipo de *shock* (contracción versus expansión), dependiendo de la fase del ciclo económico, según la participación del ingreso laboral y de acuerdo a las políticas de redistribución específicas por país. Comparando las distintas características observables de los países, los autores reportan que los resultados obtenidos se acentúan para aquellos países con mayor participación laboral en los ingresos y para aquellos que realizan políticas redistributivas menores.

Siguiendo con la metodología VAR, Guerello (2016) analiza 17 países de Europa reportando una relación positiva y acotada entre *shocks* de política monetaria contractiva e indicadores de desigualdad de ingresos. Por su parte, utilizando un modelo dinámico-estocástico de equilibrio general (*DSGE*) para México, Villareal (2016) reporta que la desigualdad de ingreso laboral agregado del hogar aumenta como resultado de un aumento no anticipado de la tasa de interés nominal.

Por último, en contraste con la evidencia descrita anteriormente (que muestra que la política monetaria contractiva eleva la desigualdad de ingresos), Casiraghi et al. (2018) para Italia, y Saiki

⁶ La política monetaria no convencional se refiere a aquellas operaciones del Banco Central que exceden a la política convencional de manejo de la tasa de interés interbancaria (e.g., operaciones de compras de activos a gran escala a fin de inyectar liquidez). Estas surgen en el contexto de la crisis *subprime* de 2008, donde no había rango de maniobra para la política monetaria vía tasa de interés, puesto que las tasas reales se situaban en torno a cero por ciento.

y Frost (2014) y Masayuki Inui et al. (2017) para Japón, encuentran que la política monetaria contractiva es neutra o disminuye la desigualdad de ingresos.

3. Datos

Para los datos de desigualdad a nivel micro en Chile, se utiliza la Encuesta de Ocupación y Desocupación (EOD) levantada por el Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Esta encuesta es de frecuencia trimestral, recopila información sobre el mercado laboral y es representativa del Gran Santiago. La EOD se aplica a hogares escogidos aleatoriamente, y la persona que responde el cuestionario lo hace en relación a sí mismo y respecto de cada uno de los miembros de su hogar.

Esta encuesta es la más antigua en registrar información de los ingresos de las personas en Chile, presentando registros desde 1956 a la fecha. La primera EOD fue realizada por el Instituto de Economía de la Universidad de Chile en octubre de 1956. Esta encuesta se repitió en junio de 1957 y, a partir de 1980 se comenzó a realizar trimestralmente (i.e., marzo, junio, septiembre y diciembre). La EOD de octubre de 1956 tuvo un tamaño muestral de 2.330 hogares y se encuestó al 98,2% de la muestra (i.e., 2.288 casos). En 1983, se redujo el número de encuestas en un 10%, límite mínimo para mantener la comparabilidad. Desde entonces, el número de encuestas al que se aspira es de 3.060 unidades. La EOD ha aplicado 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; mesadas; acciones; bonos; propiedades y otros ingresos. Debido a que la EOD recoge tanto ingresos laborales como no laborales, las medidas de desigualdad que utilizaremos estarán basadas en dichas categorías.

Debido a que las decisiones de consumo e inversión se toman al interior de los hogares y están condicionadas a su composición demográfica y estructura social, típicamente la unidad de análisis en el estudio de la desigualdad económica es el hogar. Con el objetivo de efectuar comparaciones coherentes de las variaciones en la desigualdad de los ingresos, se construyen cuatro medidas de ingresos. La primera, es el “ingreso total del hogar”, que corresponde a la suma de los ingresos totales de todos los integrantes del hogar. La segunda medida, es el “ingreso per cápita”, que se obtiene de la división del ingreso total del hogar por el número de integrantes que conforman dicho hogar, por lo que corresponde a un indicador de desigualdad más preciso. La tercera medida de desigualdad son los “ingresos provenientes del trabajo”, que corresponde a la suma de sueldos, salarios e ingresos por actividades independientes. Finalmente, la cuarta medida son los “ingresos no laborales (o rentas)”, que incluyen la suma de jubilaciones, mesadas, acciones, bonos, arriendos de propiedades, entre otros.

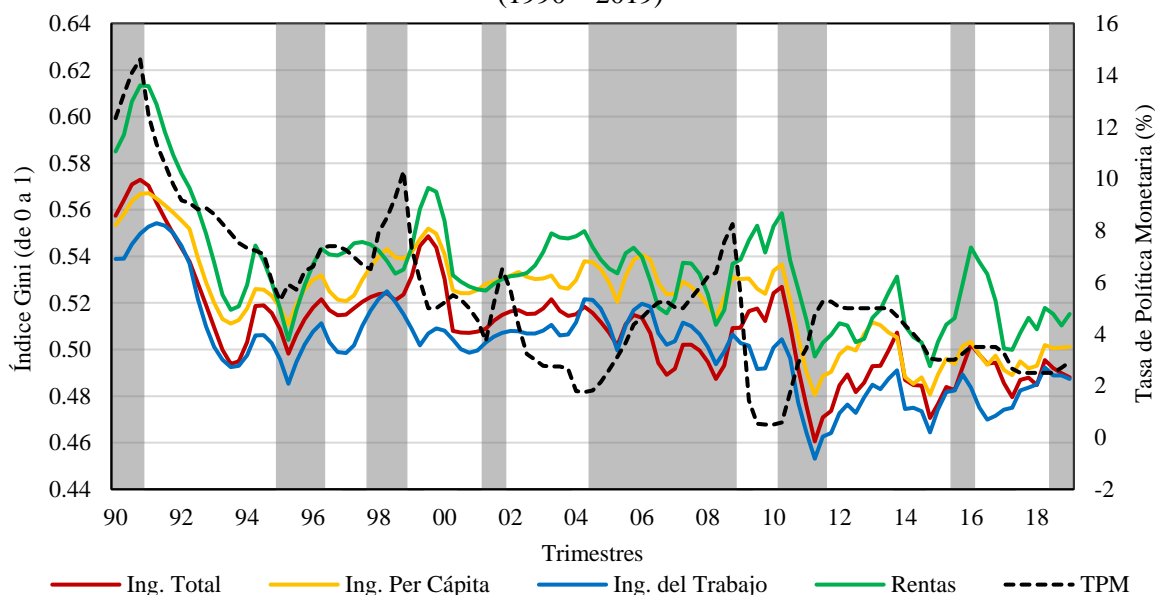
Pese a que los datos de ingresos de la EOD están disponibles en frecuencia trimestral desde 1980, se trabaja con los datos desde 1990 en adelante por dos razones. Primero, porque es recién a partir de 1990 que el Banco Central de Chile (BCCh) es un organismo autónomo que adopta un esquema de metas de inflación. Esta condición facilita la comparabilidad de la política monetaria. Segundo, debido a que el resto de las variables macroeconómicas aquí empleadas se disponen de manera confiables y en frecuencia trimestral sólo a partir de 1990. Las series de variables macroeconómicas empleadas son las siguientes: producto interno bruto per cápita real (PIB real dividido por la población), índice de precios del consumidor (canasta de referencia 2018=100),

tasa de política monetaria nominal (porcentaje), tipo de cambio real (nivel, 1986=100), y precio real del cobre (precio nominal en dólares la libra, deflactado por el índice de precios externos). Las fuentes de estas variables macroeconómicas son la base de datos del BCCh y el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para la serie del IPC.

3.1. Medidas de desigualdad y hechos estilizados

Se calculan tres medidas de desigualdad ampliamente utilizadas. La primera, es el índice de Gini (Gini, 1912), que toma valores entre 0 (equidad perfecta) y 1 (desigualdad perfecta). La segunda medida, es el índice Palma (Palma, 2016), que corresponde a la razón entre el 10% de mayores ingresos y el 40% de menores ingresos. Finalmente, la tercera medida es la participación del 10% de mayores ingresos sobre los ingresos totales. El Gráfico 1 muestra la evolución temporal de la tasa de política monetaria nominal (TPM) y de los coeficientes de Gini para el Ingreso Total, el Ingreso Per Cápita, los Ingresos del Trabajo y las Rentas (o ingresos no laborales). En el eje vertical de la derecha del Gráfico 1 se muestra la TPM, y en el eje vertical de la izquierda se muestran los cuatro coeficientes de Gini. Las áreas sombreadas corresponden a los periodos de subidas de TPM, identificados con el algoritmo Bry-Boschan (Bry y Boschan, 1971).

GRÁFICO 1
Índice de Gini y Tasa de Política Monetaria
(1990 – 2019)



Nota: Series de Gini corresponden al promedio móvil de los 4 trimestres previos. En sombreado los periodos de incremento de la TPM en base a estimación con algoritmo Bry-Boschan.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y datos del Banco Central de Chile.

A partir de la evolución dinámica de las medidas de desigualdad presentadas en el Gráfico 1, destacan los siguientes hechos: [1] A través del tiempo, todas las medidas de desigualdad exhiben una ligera tendencia a la baja. Estas mejoras en la equidad son estadísticamente significativas al 95% de intervalo de confianza estimado mediante *bootstrap* (para más detalle ver Gráfico A1, en Anexos). De hecho, entre 1990 y 1994 todos los indicadores muestran una mejora en equidad y disminuyen 5 puntos del Gini, en promedio. Posteriormente, se estabilizan en un rango entre los 50 y 55 puntos de Gini hasta el año 2010. En la década de 2010, los indicadores presentan una

mejora en equidad de casi 3 puntos de Gini en promedio. [2] De los distintos Gini, el estimado a partir de las Rentas es mayor que el del Ingreso del Trabajo, lo que sugiere que las desigualdades de los participantes del mercado financiero, comerciantes y accionistas, son mayores en relación a las desigualdades derivadas exclusivamente de los ingresos laborales. Adicionalmente, el Gini estimado a partir del Ingreso Per Cápita es mayor al estimado a partir del Ingreso Total. [3] El Índice Palma reproduce las mismas tendencias y el orden de las medidas de desigualdad expuestas en [2] (ver Gráfico A2, en Anexos). Finalmente, la participación del 10% de mayores ingresos en el ingreso total, también presenta una tendencia temporal a la baja; sin embargo, la participación del 10% de mayores ingresos estimada a partir de las Rentas resulta menor a la estimada a partir del Ingreso del Trabajo (ver Gráfico A3, en Anexos).

En relación a la TPM, del gráfico se observa que ésta ha tendido a disminuir en este lapso de casi tres décadas. Esta trayectoria a la baja responde a que el Banco Central de Chile conduce su política monetaria sobre la base de un esquema de metas de inflación, la cual se ha moderado significativamente, pasando de un promedio de 11% anual en la década de 1990 a uno de 3,2% entre 2000 y 2019. Este esquema de política monetaria comenzó a través de una meta con banda móvil de precios en 1990. A partir de septiembre de 1999, se fija una meta puntual, donde el objetivo ha sido que la inflación anual del IPC se ubique la mayor parte del tiempo en 3%, con un rango de tolerancia de más/menos un punto porcentual. En la sección 5.1 se profundizará sobre la conducción de la política monetaria.

Lo más destacable del Gráfico 1 es la estrecha relación entre las medidas de desigualdad y la TPM. De hecho, se aprecia una relación positiva entre ambas, en especial para los períodos de alzas sostenidas de la TPM (i.e., política monetaria contractiva) donde los Gini tienden a aumentar con cierto rezago. Los episodios donde resulta más notoria esta relación positiva se presentan en el Cuadro 2, donde se muestra los eventos de subidas en la TPM caracterizados por el algoritmo Bry-Boschan. En el cuadro, la última columna muestra la magnitud del incremento de la TPM entre el periodo inicial y final según los trimestres. En todos estos episodios, la TPM aumentó más de 200 puntos base en un lapso menor o igual a un año.

CUADRO 2
Episodios de Aumentos en la TPM

Nº	Año	Trimestres	Δ TPM (%)
1	1990	1989T4 - 1990T4	3,88
2	1996	1995T1 - 1996T2	2,04
3	1998	1997T4 - 1998T4	3,79
4	2001	2001T2 - 2001T4	2,77
5	2005	2004T4 - 2005T4	2,23
6	2008	2007T4 - 2008T4	2,46
7	2011	2010T4 - 2011T4	2,37

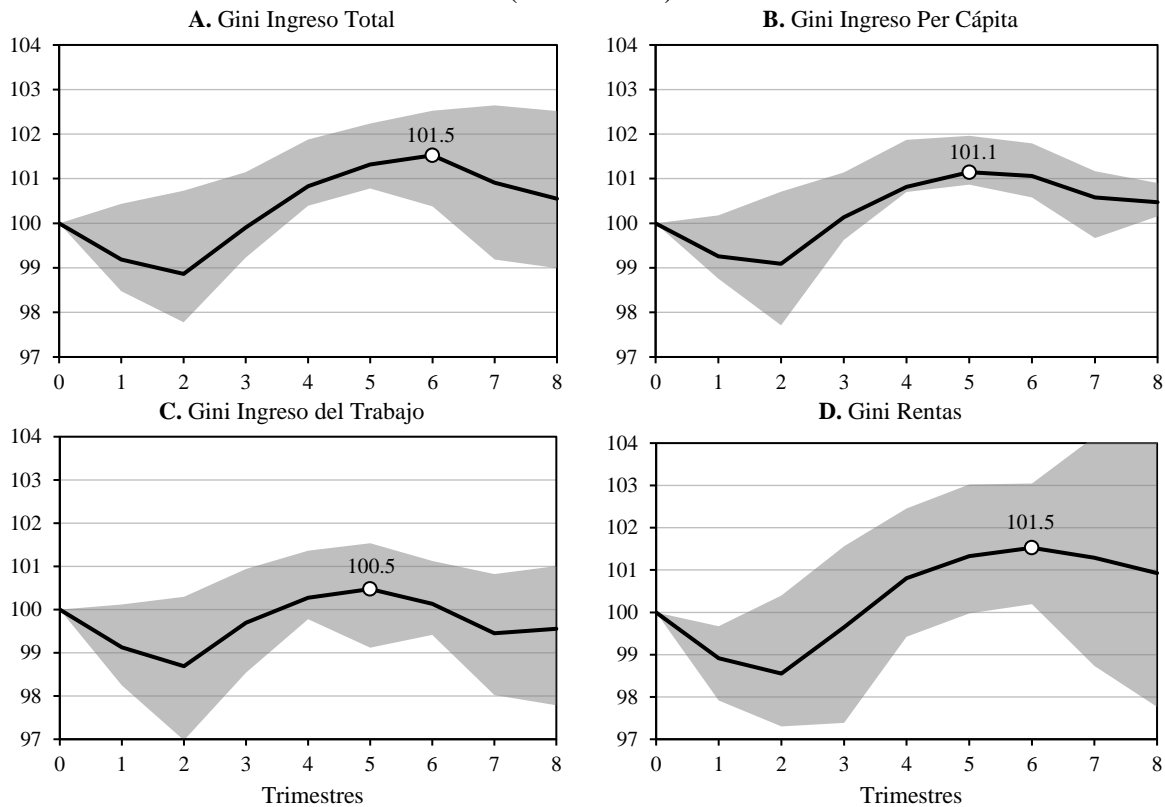
Nota: Episodios estimados a partir del algoritmo Bry-Boschan

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Chile.

Para ilustrar el efecto de estos episodios sobre las medidas de desigualdad, en el Gráfico 2 se presenta un ejercicio donde los cuatro índices de Gini (i.e., ingreso total, ingreso per cápita, ingreso del trabajo y rentas) se fijan en 100 al comienzo de cada evento y luego se estiman las trayectorias de estos indicadores de Gini durante los 8 trimestres posteriores. De los gráficos a continuación, se desprende que en promedio los índices de Gini tienden a aumentar con los episodios de contracción monetaria (i.e., alza sostenida de la TPM), subiendo 1,2% promedio una

vez transcurridos 5 a 6 trimestres. A modo de ejemplo, el Gini estimado a partir del Ingreso Total aumentó, alcanzando un efecto promedio máximo de 1,5% al sexto trimestre una vez transcurridos los eventos de contracción monetaria (Cuadro A). Dado que el Gini Ingreso Total promedio 2018 fue de 48 puntos, un 1,5% equivale a 0,72 puntos de Gini adicionales. Las medidas que más aumentan posterior a los eventos de subidas de la TPM son el Gini de las Rentas, seguido por el del Ingreso Total y el Per Cápita. La relación de los eventos con el Gini del Ingreso del Trabajo resulta más acotada.

GRÁFICO 2
Relación entre el Gini y Eventos de Contracción Monetaria
 (1990 – 2019)



Nota: Los gráficos presentan la relación entre 7 eventos de contracción monetaria, definidos a partir el algoritmo Bry-Boschan (ver Cuadro 2), y los indicadores de Gini calculados a partir del ingreso total, ingreso per cápita, ingreso del trabajo, y renta (o ingreso no laboral). En cada uno de los gráficos, se fijan las medidas de desigualdad en 100 al comienzo de cada evento y luego se estiman las trayectorias de dichas medidas durante los 8 trimestres posteriores. La curva negra corresponde al promedio y el área sombreada cubre entre el percentil 25 y el 75 de los datos. El punto blanco marcado en cada curva señala el máximo valor promedio del período.
 Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y datos del Banco Central de Chile.

Este ejercicio se replica para las otras medidas de desigualdad. En el caso del índice Palma (ver Gráfico A4, en Anexos), se obtienen resultados similares. En promedio, el índice Palma aumenta 5,7% una vez transcurridos 4 a 5 trimestres. Para ilustrar este resultado, el índice Palma medido con el Ingreso Total para el 2018 fue 3. Es decir, el 10% de mayores ingresos posee tres veces más concentración de riquezas en relación al 40% de menores ingresos. Un aumento del índice Palma de 6,5% equivale a un incremento de 0,2 veces de mayor concentración de riquezas del 10% más rico en relación al 40% más pobre. En el caso del indicador de Participación del 10% de mayores ingresos (ver Gráfico A5, en Anexos), éste aumenta en 3,6% en promedio una vez transcurridos 4 a 5 trimestres. Es decir, si la Participación del 10% de mayores ingresos fue de un

40% medido con el Ingreso Total promedio de 2018, este aumentaría en un 2% la concentración de ingresos. Por último, tras los eventos de alza de la TPM, tanto en el índice Palma como en el de Participación del 10% de mayores ingresos, los resultados son mayores para los indicadores estimados a partir de las Rentas, seguidas por las del Ingreso Total, el Ingreso Per Cápita, y, por último, los del Ingreso del Trabajo.

Para evaluar cómo se comportan las fluctuaciones de las medidas de desigualdad en relación a las variaciones de la TPM, se sigue la metodología estándar de análisis de ciclos económicos (Kydland y Prescott, 1982; Prescott, 1986). Primero se elimina la tendencia de las series utilizando el filtro de Hodrick-Prescott (HP).⁷ Luego se calcula la correlación del componente cíclico de cada variable con el ciclo de la TPM para distintos rezagos y adelantos. La metodología empleada no busca establecer relaciones de causalidad entre las series, sino más bien reportar sus propiedades cíclicas desde un punto de vista agnóstico. Los resultados se reportan en el Cuadro 3.

CUADRO 3
Volatilidad y Correlación de Distintas Medidas de Desigualdad con la TPM
(1990 – 2019)

		Volatilidad y autocorrelación			Correlación de la variable $x(t+i)$ con la TPM en t												
		σ	$\sigma(i)/\sigma(y)$	ρ	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
	TPM	42.22	1.00	0.86	-0.33*	-0.23*	-0.02	0.27*	0.58*	0.86*	1.00*	0.86*	0.58*	0.27*	-0.02	-0.23*	-0.33*
Ing. Total	Gini	2.18	0.05	0.78	0.02	-0.06	-0.17	-0.28*	-0.36*	-0.40*	-0.39*	-0.31*	-0.17	0.01	0.23*	0.41*	0.48*
	Palma	5.74	0.14	0.78	-0.05	-0.16	-0.28*	-0.35*	-0.38*	-0.38*	-0.30*	-0.18	0.00	0.21	0.38*	0.46*	0.42*
	Part. 10%	3.24	0.08	0.76	-0.06	-0.18	-0.31*	-0.38*	-0.40*	-0.37*	-0.28*	-0.15	0.01	0.19	0.34*	0.40*	0.37*
Ing. Per.	Gini	1.72	0.04	0.78	0.02	-0.04	-0.11	-0.18	-0.21	-0.24*	-0.24*	-0.19	-0.09	0.08	0.28*	0.44*	0.48*
	Palma	4.55	0.11	0.78	-0.02	-0.09	-0.16	-0.21	-0.24*	-0.25*	-0.21	-0.11	0.05	0.25*	0.40*	0.45*	0.38*
	Part. 10%	2.80	0.07	0.80	-0.14	-0.19	-0.21	-0.22*	-0.21	-0.19	-0.15	-0.07	0.06	0.23*	0.38*	0.44*	0.39*
Ing. Trab.	Gini	1.82	0.04	0.77	-0.01	-0.03	-0.06	-0.08	-0.09	-0.11	-0.12	-0.12	-0.08	0.05	0.24*	0.41*	0.49*
	Palma	4.56	0.11	0.76	0.01	-0.03	-0.05	-0.07	-0.09	-0.11	-0.12	-0.07	0.05	0.24*	0.39*	0.46*	0.40*
	Part. 10%	2.60	0.06	0.67	-0.08	-0.13	-0.18	-0.23*	-0.26*	-0.27*	-0.22*	-0.12	0.04	0.23*	0.37*	0.41*	0.34*
Rentas	Gini	2.48	0.06	0.78	0.09	0.03	-0.09	-0.23*	-0.32*	-0.37*	-0.37*	-0.32*	-0.22	-0.08	0.09	0.24*	0.32*
	Palma	7.14	0.17	0.78	0.04	-0.08	-0.22*	-0.32*	-0.37*	-0.38*	-0.32*	-0.23*	-0.10	0.07	0.23*	0.32*	0.34*
	Part. 10%	3.92	0.09	0.78	0.06	-0.09	-0.26*	-0.37*	-0.42*	-0.42*	-0.34*	-0.22*	-0.08	0.09	0.24*	0.32*	0.32*

Nota: (*) Correlación significativa al 99% de intervalo de confianza según estadígrafo $z = \hat{\rho}\sqrt{n-2}/\sqrt{1-\hat{\rho}^2}$ que tiene una distribución t , con $n-2$ grados de libertad y el valor $\hat{\rho}$ es el valor estimado del coeficiente de correlación. Para eliminar la tendencia de las series utilizadas se aplica el filtro HP. Muestra: 1990T1 – 2019T1, con un total de 117 observaciones.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

La primera columna del Cuadro 3 muestra las volatilidades absolutas (i.e., desviación estándar), la segunda columna exhibe las volatilidades relativas de cada serie en relación a la TPM, y en la tercera columna se da cuenta de la primera autocorrelación (persistencia) de cada componente. En las siguientes trece columnas, se presentan correlaciones parciales de adelantos y rezagos de cada variable con respecto a la TPM contemporánea. Entre los principales resultados, se encuentra que la TPM es mucho más volátil (mayor amplitud cíclica) respecto de las medidas de desigualdad. La TPM también es más persistente, a medida que es mayor este coeficiente de volatilidad, la fluctuación será más duradera en dicho nivel. Entre los indicadores de desigualdad, independiente de las medidas de ingresos, el más volátil es el índice Palma, seguido por el de la Participación del 10%, y finalmente el Gini. Al comparar los indicadores según el tipo de

⁷ Los resultados son robustos al uso de otros filtros (e.g., *band-pass filter*, tendencia cuadrática y lineal).

ingresos, los más volátiles son el de las Rentas, seguido por el Ingreso Total. Los indicadores de Ingreso Per Cápita e Ingreso del Trabajo resultan similares.

Del análisis de las correlaciones parciales, todos los indicadores de desigualdad tienen una relación positiva con la TPM, siendo esta mayor y estadísticamente significativa para los trimestres del quinto y sexto rezago. Esto quiere decir que las medidas de inequidad tardan un año y medio en alcanzar sus máximos valores en los períodos positivos del ciclo de la tasa de política monetaria (TPM). Los resultados son coherentes con el análisis visual (Gráfico 1) y con los ejercicios de eventos de contracción monetaria anteriormente descritos (Gráfico 2).

Por último, sobre los datos de ingresos a nivel micro estimados a partir de la Encuesta de Ocupación y Desocupación, la gran ventaja de su uso es que son la única fuente disponible en Chile que provee información ininterrumpida y de frecuencia trimestral desde 1980. Sin embargo, tienen la restricción de cubrir sólo el Gran Santiago. Por ello se contrastan las medidas de desigualdad estimadas con otras fuentes alternativas de información a nivel nacional, encontrando similitudes estadísticamente significativas. Para más detalles, ver los Gráficos A6 y A7 en la sección de Anexos, donde se muestran comparaciones con datos provenientes de las siguientes fuentes: *The Standardized World Income Inequality Database* (para el período 1968-2011), la OCDE (para el período 2006-2011), la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (entre 1990 y 2011), y la Encuesta de Empleo del INE (entre 1990 y 2011).

4. Modelo empírico

La estimación del impacto de los *shocks* de política monetaria sobre la desigualdad de ingresos se basa en modelos SVAR estándar. En conformidad a la literatura (Coibion et al., 2012; Mumtaz y Theophilopoulou, 2017), la identificación de *shocks* exógenos de política monetaria se realiza suponiendo que éstos requieren al menos un trimestre para incidir en el entorno macroeconómico. Además de las medidas de desigualdad, la especificación base considera la reacción del PIB per cápita y el tipo de cambio real (TCR), variables relevantes en la comprensión de los efectos de la política monetaria en economías abiertas con esquemas de metas de inflación. De este modo, la especificación base sigue el siguiente esquema recursivo con dos rezagos:

$$\begin{bmatrix} PIB_t \\ Gini_t \\ TPM_t \\ TCR_t \end{bmatrix} = \mathbf{B} \begin{bmatrix} PIB_t \\ Gini_t \\ TPM_t \\ TCR_t \end{bmatrix} + \Phi_1 \begin{bmatrix} PIB_{t-1} \\ Gini_{t-1} \\ TPM_{t-1} \\ TCR_{t-1} \end{bmatrix} + \Phi_2 \begin{bmatrix} PIB_{t-2} \\ Gini_{t-2} \\ TPM_{t-2} \\ TCR_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^g \\ v_t^i \\ v_t^s \end{bmatrix}, \text{ donde } \mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 0 \end{bmatrix}$$

$[PIB \ Gini \ TPM \ TCR]'$ es un vector que contiene datos del PIB Per Cápita, Gini (o las otras medidas de desigualdad calculadas), TPM, y TCR, respectivamente. $[v^y \ v^g \ v^i \ v^s]'$ es un vector de *shocks* estructurales con media cero y matriz de varianza-covarianza diagonal, y \mathbf{B} , Φ_1 y Φ_2 son matrices de parámetros con dimensión 4x4. Las restricciones de la matriz \mathbf{B} determinan la estructura recursiva del modelo, y suponen que el Gini no responde de manera contemporánea a la TPM.⁸ Finalmente, no se estiman constantes en los SVAR, pues como se explica a continuación, los datos utilizados tienen media cero.

⁸ Este VAR estructural es equivalente a uno en forma reducida (con el mismo orden de variables) cuya matriz de varianza-covarianza de residuos se somete a una descomposición de Cholesky.

La estimación base utiliza datos trimestrales para el periodo 1990T1-2019T1, con un tamaño muestral de 117 observaciones. El Gini y la TPM se expresan en nivel, como desvíos respecto de sus promedios. En tanto, el PIB Per Cápita se expresa como desviaciones logarítmicas respecto a una tendencia estimada con filtro HP. Siguiendo a Ilzetzki et al. (2011),⁹ el TCR se expresa como la primera diferencia de su logaritmo en desvío respecto a su promedio. Los datos del PIB per cápita son reales (año referencia 2013) y desestacionalizados por el método ARIMA X12. La TPM de cada trimestre se refiere a su nivel promedio. El TCR corresponde a su medición teniendo como año base 1986 (i.e., 1986=100). Se utilizan dos rezagos en consistencia al procedimiento de minimización de los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, y para homogeneizar el análisis.¹⁰ Cabe señalar que los resultados son cualitativamente similares si se utilizan cuatro rezagos.

5. Efecto de *shocks* de política monetaria en las medidas de desigualdad

El Gráfico 3 presenta los resultados del modelo base SVAR. Cada columna muestra la función impulso-respuesta de un *shock* de política monetaria contractiva de +1%, utilizando las distintas medidas de desigualdad: Gini Ingreso Total, Gini Ingreso Per Cápita, Gini Ingresos del Trabajo y Gini Rentas. Las áreas grises describen intervalos de confianza del 68% y el 90% calculadas por el método *bootstrap*.¹¹

Como puede verse en los gráficos, un *shock* contractivo de política monetaria genera una caída transitoria del PIB Per Cápita, que para el primer año resulta estadísticamente significativa. También, provoca un aumento en todos los índices Gini, los cuales resultan estadísticamente significativos al 90% de confianza para el segundo año. Asimismo, una contracción de la política monetaria se asocia a una depreciación reducida y no significativa del TCR. Estos resultados son cualitativamente similares a los reportados con datos de Estados Unidos por Coibion et al. (2012), y para Inglaterra por Mumtaz et al. (2017).

El *shock* monetario contractivo se asocia a un aumento en los índices Gini para los cuatro modelos. La hipótesis nula de que este efecto es igual a cero es rechazada en todos los casos. En términos de magnitud, el aumento en el coeficiente de Gini a partir del Ingreso Total y de las Rentas es de aproximadamente 0,5 – 0,6% en el horizonte de un año y medio. Para los coeficientes Gini calculados a partir del Ingreso Per Cápita y del Ingreso del Trabajo, el efecto sólo alcanza un incremento de 0,3% al cabo de un año y medio posterior al *shock*. Cabe destacar que el impacto sobre el Gini calculado a partir de la Renta es mayor y resulta más persistente respecto del impacto sobre el Gini a partir de Ingresos del Trabajo. Esta evidencia contradice el canal de “composición del ingreso” descrito en la sección 2.1.1, y sugiere que la política monetaria contractiva acentúa las desigualdades asociadas a ingresos no laborales (que afectan a los participantes del mercado financiero, comerciantes y accionistas), en mayor magnitud respecto del efecto sobre las desigualdades asociadas a los ingresos laborales.

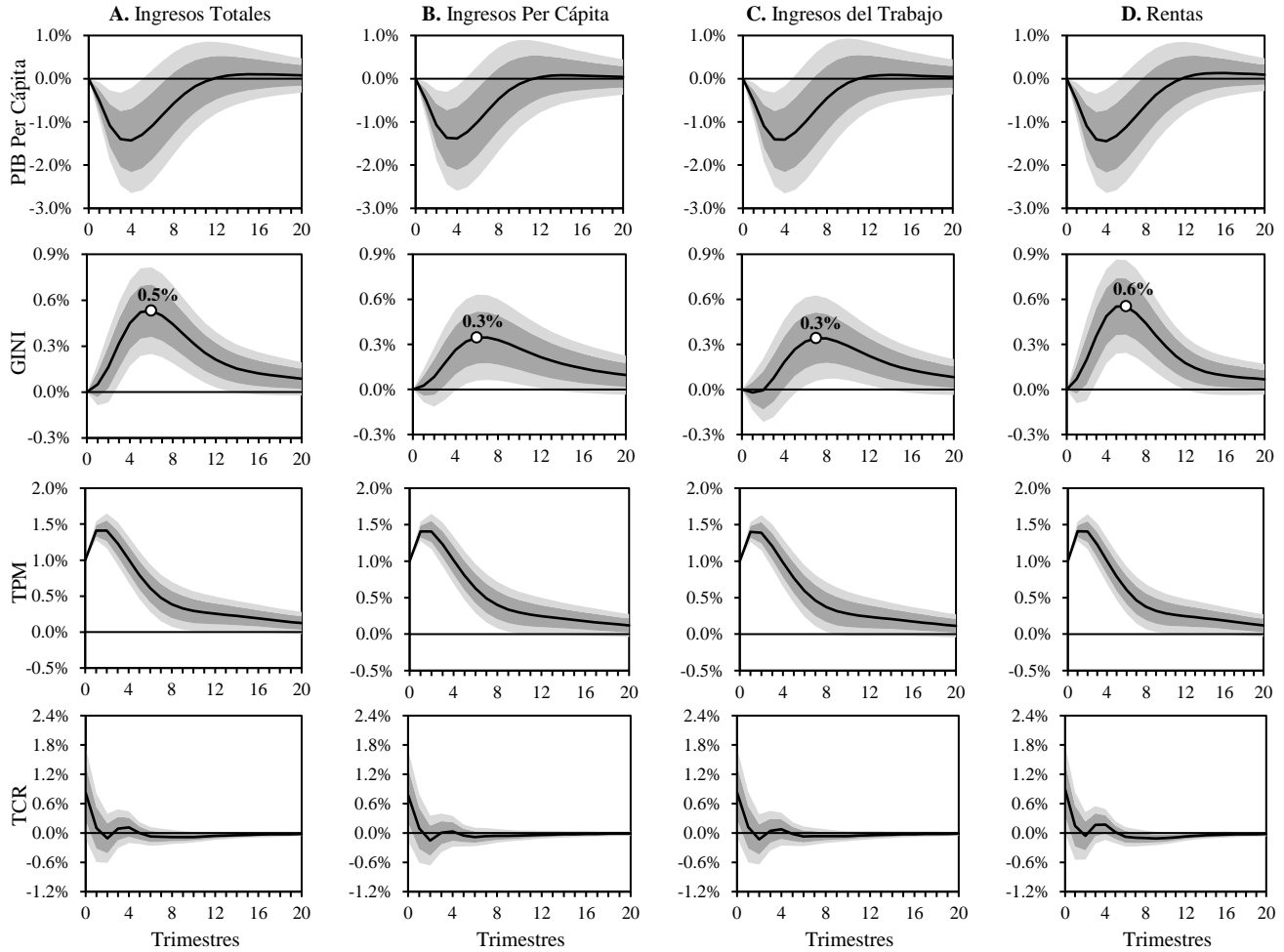
⁹ Si bien los autores utilizan modelos SVAR similares para estimar el efecto multiplicador del gasto fiscal, justifican este tratamiento para el tipo de cambio real, en especial en el caso de economías emergentes.

¹⁰ Para los SVAR del Gini a partir del Ingreso Total y de las Rentas, los tres criterios de información favorecen dos rezagos. Para los SVAR del Gini a partir del Ingreso per Cápita y del Ingreso del Trabajo, dos de los tres criterios de información favorecen dos rezagos. Además de la especificación base, las estimaciones con las distintas medidas de desigualdad (Palma y Participación del 10% de mayores ingresos), más las diversas especificaciones de robustez de los resultados (que se analizan más adelante), también favorecen dos rezagos en su mayoría.

¹¹ El uso de intervalos del 68% de confianza es común al reportar funciones impulso-respuesta (e.g., Mumtaz y Theophilopoulou, 2017).

GRÁFICO 3

Función Impulso-Respuesta de un Shock de Política Monetaria de +100 puntos base



Nota: Los gráficos muestran las funciones impulso-respuesta a un shock de 1% de política monetaria. Estas estimaciones provienen de un modelo SVAR que incluye el PIB Per Cápita, Gini, TPM y TCR. El Gini y la TPM se expresan en nivel a partir del desvío respecto a su promedio, el PIB Per Cápita se expresa como desviaciones logarítmicas respecto a una tendencia estimada con filtro HP, y el TCR como la primera diferencia de su logaritmo en desvío respecto a su promedio. Los shocks estructurales se identifican mediante una descomposición de Cholesky de la matriz de varianza-covarianza de los residuos. Las áreas grises representan intervalos de confianza del 68% y 90%, calculados por el método de *bootstrap*.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

Dado el intervalo de estimaciones presentadas anteriormente, se encuentra que un shock que eleva la TPM en 100 puntos base aumenta los coeficientes de Gini en un rango de 0,3 a 0,6%. Este efecto equivale a un aumento en los coeficientes entre un 0,17 a un 0,30 en sus unidades originales (puntos de Gini). Poniendo estas cifras en perspectiva, cabe resaltar que desde el 2010 al 2018, la caída promedio observada en los coeficientes Gini fue de 0,94 puntos. Es decir, el rango del efecto equivale entre un 18% a un 31% de esta caída.

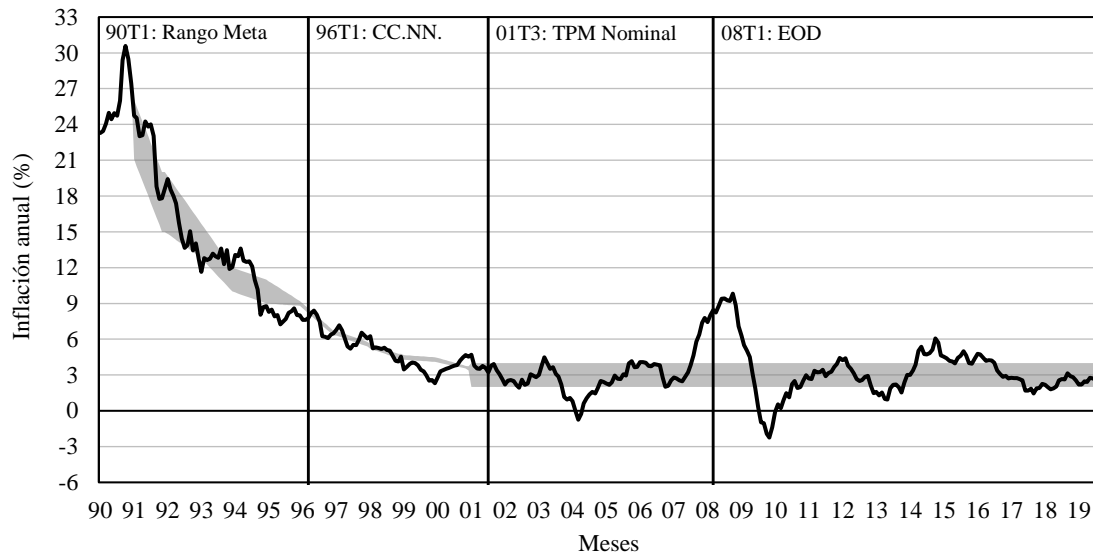
Análogamente, se replican estimaciones con el modelo base SVAR para las otras medidas de desigualdad. En el caso del índice Palma (ver Gráfico A8, en Anexos), se obtienen resultados similares y estadísticamente significativos a un 90% de confianza para los Ingresos Totales y las Rentas, y en un 68% de confianza para los Ingresos Per Cápita y del Trabajo. El efecto de un shock contractivo de política monetaria aumenta el índice Palma para los distintos tipos de ingresos en un rango de 5 a 13%, a un horizonte de un año y medio. Esto equivale a un aumento

en el índice en un rango de 0,2 a 0,5 en sus unidades originales. Es decir, el 10% de mayores ingresos puede aumentar hasta 0,5 veces más su concentración de riqueza en relación al 40% de menores ingresos en un plazo de un año y medio posterior al *shock*. Se obtienen resultados similares al usar el indicador de Participación del 10% de mayores ingresos (ver Gráfico A9, en Anexos), los que resultan significativos al 90% de confianza. El efecto de un *shock* contractivo aumenta la Participación del 10% en un rango de 0,5 a 0,7% en un horizonte de 4 a 5 trimestres. Esto se traduce a un aumento entre un 0,2 a un 0,3% de mayor Participación del 10% de mayores ingresos. Finalmente, tanto en el índice Palma como en el de Participación del 10% de mayores ingresos, un *shock* contractivo de la política monetaria afecta mayormente a los ingresos de las Rentas (no laborales) en relación a los provenientes del Trabajo.

5.1. Análisis de distintas ventanas muestrales

Como se ha señalado en secciones previas, el Banco Central de Chile conduce la política monetaria sobre un esquema de metas de inflación que se ha ido moderando a través del tiempo. En el Gráfico 4 se muestra las trayectorias de la inflación y del rango meta. Se observa que el rango meta ha disminuido en el tiempo, lo que se explica principalmente por los cambios de regímenes de política monetaria,¹² y también por la reducción de la inflación (pasando de un promedio de 11,7% durante 1990-1999 a un promedio de 3,2% en 2000-2009). La decisión pionera de fijar un rango meta para la inflación fue adoptada en septiembre de 1990, siendo Chile el segundo país en el mundo en aplicarla.¹³

GRÁFICO 4
Inflación anual y Rango meta
(1990 – 2019)



Nota: El Índice de Precios del Consumidor se empalma manteniendo la variación mensual de la serie histórica. Área sombreada corresponde al rango meta.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCCh.

¹² Para más detalles, ver libro “25 años de Autonomía del Banco Central de Chile” (2016).

¹³ En 1989, Nueva Zelanda fue el primer país en aplicar esta medida.

En relación a los cambios de régimen de la política monetaria, entre 1990 y 1999 el BCCh condujo una política de estabilización de precios basada en el manejo de la tasa de interés real,¹⁴ donde la estabilización consistió de dos instrumentos: la meta de inflación como ancla nominal, y la política de tasa de interés real para reducir y ajustar la brecha inflacionaria. Además, este régimen de política monetaria se implementó teniendo una banda flotante para el tipo de cambio. En septiembre de 1999, se adoptó un régimen de libre flotación cambiaria y se definió un rango fijo para la inflación de más/menos 1%, teniendo como meta una inflación de 3%. Finalmente, desde el 2001 a la fecha, la tasa de interés de política monetaria se establece en términos nominales, lo que otorga mayor flexibilidad y mayor consistencia con la flotación cambiaria.

Dadas estas variaciones en el esquema de política monetaria chilena, a modo de ejercicio de robustez se estima el modelo restringiendo la muestra a distintos periodos en concordancia a los distintos regímenes de política monetaria. El principal objetivo de este análisis es evaluar si los resultados previamente estimados se mantienen a través de los distintos regímenes de política monetaria y cambios metodológicos de las series de datos utilizadas. Las ventanas muestrales asociadas a los distintos esquemas de política monetaria considerados, son los siguientes:

- A. Período 1990T1-2019T1:** Vigencia de la política de meta de inflación.
- B. Período 1996T1-2019T1:** Se utiliza para evaluar diferencias en la variable PIB Per Cápita, ya que desde 1996 hay series oficiales del PIB real empalmadas con series de referencia 2013. Para construir la serie larga del PIB real desde 1990, se estima una serie propia empalmado la serie oficial con series históricas y respetando la variación anual.
- C. Período 2001T3-2019T1:** Se busca evaluar el periodo más estable del actual esquema de metas de inflación, caracterizado por una meta de inflación de 3%, la tasa de interés de política en términos nominales y el tipo de cambio flotante.
- D. Período 2008T1-2019T1:** Corresponde a la ventana muestral más reciente, y se utiliza para evaluar un cambio en la metodología realizado en la Encuesta de Ocupación y Desocupación.¹⁵

Los resultados de este análisis de robustez se muestran en el Gráfico 5. Estos dan cuenta que las estimaciones tienden a ser robustas a las restricciones temporales. Entre las principales conclusiones de este análisis, destacan: [1] Independiente del periodo de tiempo al que se restrinja la muestra, un *shock* contractivo de política monetaria aumenta los índices Gini, resultado que es estadísticamente significativo para los períodos establecidos en A, B y D. Además, las desigualdades en el Gini calculado a partir de las rentas (i.e., ingresos no laborales) son mayores al calculado a partir de los ingresos laborales. Del mismo modo, los Gini calculados a partir del ingreso total son mayores a los Gini calculados a partir del ingreso per cápita. [2] Para el período 2001T1–2019T1, el efecto del *shock* de política monetaria sobre las medidas de inequidad resulta más acotado. Además, el impacto sobre los indicadores de desigualdad resultan menos persistentes, volviendo a sus promedios a mediados del segundo año. Esto es distinto a lo que ocurre para las dos ventanas muestrales largas, donde el efecto del *shock* contractivo aumenta las desigualdades por un período mayor, tardando más de cuatro años en converger a sus valores promedio. [3] El período más reciente, de 2008T1–2019T1, arroja efectos en las desigualdades

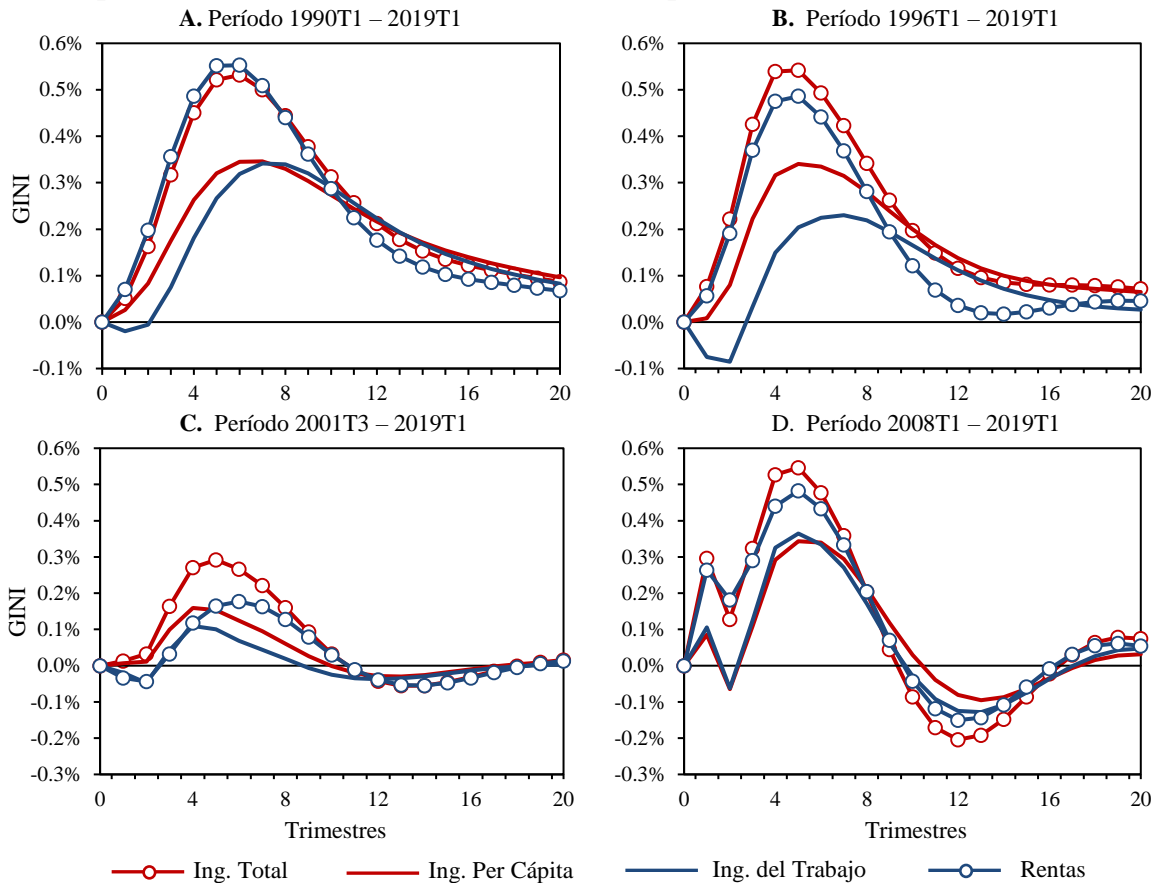
¹⁴ Como consecuencia de la indización de la economía chilena, el Banco Central usaba la tasa de interés real ajustada por la tasa de inflación.

¹⁵ Para más detalles, ver “Encuesta de Ocupación y Desocupación en el Gran Santiago: Cambios metodológicos asociado al tratamiento de la no respuesta al instrumento y al uso de ajustes de post-estratificación” (2008).

similares al de las muestras largas. Sin embargo, las dos ventanas de tiempo más recientes muestran que el efecto del *shock* contractivo resulta menos persistente, y los indicadores de desigualdad retornan a sus valores promedio a mediados del segundo año.

GRÁFICO 5

Respuesta de Gini a *Shock* de Política Monetaria para Distintas Ventanas Muestrales



Nota: Ejercicios de robustez del modelo base (ver nota al pie del Gráfico 3), que consiste en evaluar cambios en las estimaciones a partir de restricciones en la muestra a cuatro periodos de tiempo distintos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

5.2. Distintas especificaciones

En este apartado se muestra que los resultados base son robustos a variadas especificaciones funcionales. En particular, se consideran los siguientes cambios en las especificaciones:

1. Se agrega la inflación a los modelos SVAR. La inflación anual se expresa en desvío respecto a su promedio. También se modifica el orden de las variables en el esquema recursivo siguiendo la literatura sobre identificación de *shocks* de política monetaria, de la siguiente manera: inflación anual, PIB per cápita, Gini, y TPM.¹⁶ El TCR se excluye para conservar grados de libertad.

¹⁶ En efecto, Stock y Watson (2001) ordenan un SVAR recursivo para identificar *shocks* de política monetaria de la siguiente manera: inflación, tasa de desempleo y tasa *Fed Funds*.

2. Se agrega el Precio del Cobre Real al modelo SVAR, expresado como desviaciones logarítmicas con respecto a una tendencia estimada con el filtro HP. Esta variable se añade como un bloque exógeno, suponiendo que las variables locales no afectan la dinámica del precio internacional del cobre. El cobre es una fuente importante del crecimiento económico chileno,¹⁷ por lo que se descarta la posibilidad de que los *shocks* identificados en los SVAR base sean en realidad respuestas endógenas a variaciones cíclicas en el precio del cobre. El TCR se excluye para conservar grados de libertad.¹⁸
3. Los modelos SVAR se estiman con la serie del PIB per cápita expresada como desviaciones logarítmicas con respecto a su tendencia cuadrática. La especificación base utiliza una tendencia estimada con filtro HP.
4. Se estiman los SVAR observando el TCR como el logaritmo del nivel en desvío respecto a su promedio. En el modelo base, se expresa como la primera diferencia de su logaritmo en desvío respecto a su promedio.
5. Se estiman modelos SVAR bi-variados, que incluyen el índice de Gini y la TPM.

El Gráfico 6 reporta los resultados de estos ejercicios de robustez. Cada gráfico especifica los intervalos de confianza, donde los rangos inferiores corresponden al mínimo de los 5 ejercicios, y los superiores al máximo. Sobre la base de esto, las áreas grises describen intervalos de confianza al 68% y 90%. Asimismo, cada gráfico exhibe los efectos del *shock* contractivo de política monetaria sobre el Gini calculado a partir del Ingreso Total (A), del Ingreso Per Cápita (B), del Ingresos del Trabajo (C), y de las Rentas (D).

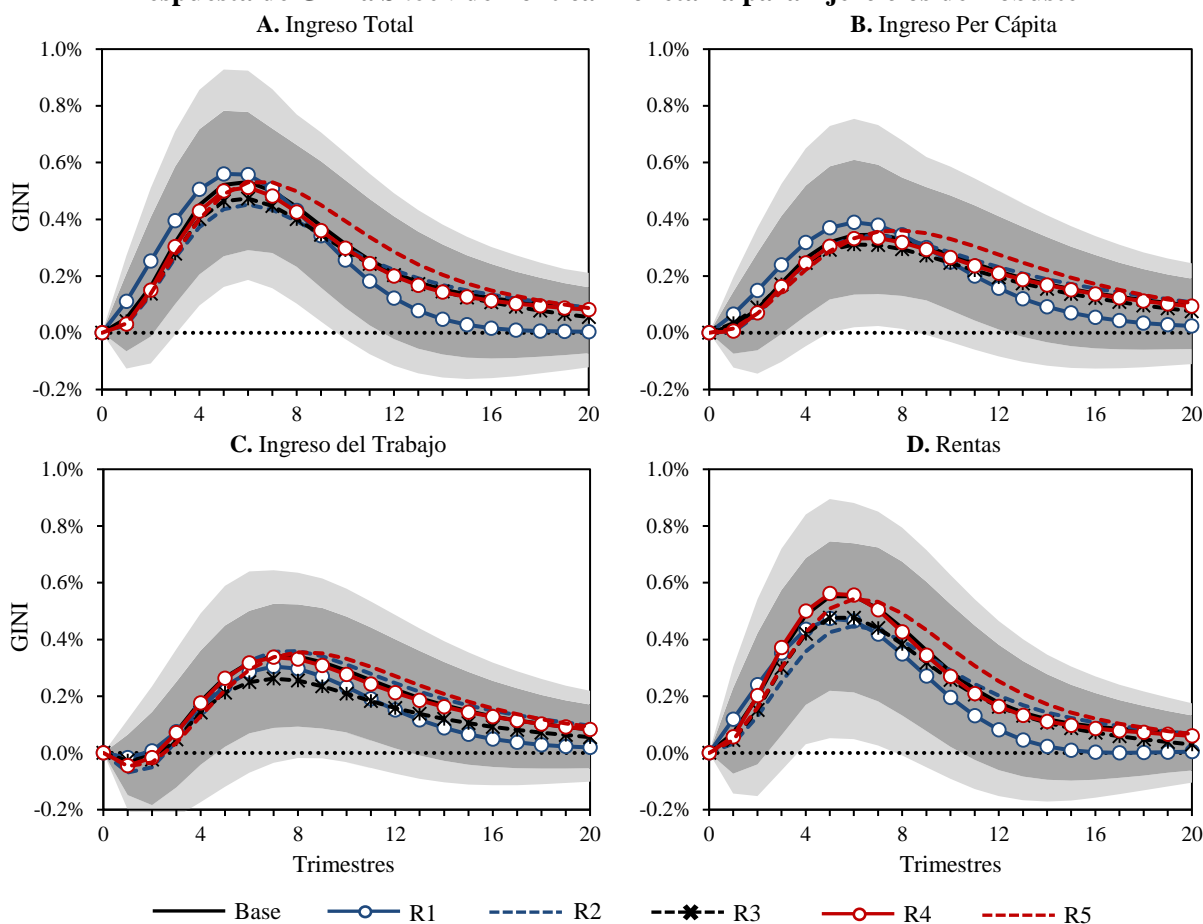
De estos análisis se concluye que los resultados de la estimación base son robustos para cada una de las distintas especificaciones. De hecho, el *shock* contractivo de política monetaria aumenta los indicadores de desigualdad, al igual que el modelo base. Además, la hipótesis nula de que este efecto es igual a cero se rechaza en todos los casos, y con una mayor probabilidad para los índices de Gini calculados a partir de las Rentas, del Ingreso Total y del Ingreso Per Cápita. En el caso del Gini calculado a partir de Ingresos del Trabajo, la hipótesis nula se rechaza, pero con sólo un 68% de confianza para el segundo año. En los ejercicios de robustez 5 (R5 del gráfico), 2 (R2 del gráfico) y 4 (R4 del gráfico), los *shocks* contractivos de política monetaria presentan un efecto en las desigualdades más persistente. En cambio, el ejercicio 1 (R1 del gráfico), donde se observa la inflación en los modelos, muestra un efecto del *shock* contractivo algo menos persistente sobre las medidas de desigualdad.

En resumen, los resultados de referencia, sumado a los múltiples análisis de sensibilidad, proporcionan evidencia robusta de que los *shocks* contractivos de política monetaria están asociados con un aumento de la desigualdad de ingresos en Chile.

¹⁷ En efecto, según datos del Banco Central de Chile, la producción del cobre durante los últimos 10 años (2009T1-2019T1) representa el 10% de la actividad nacional y un 51% de las exportaciones.

¹⁸ Los resultados de este modelo base son robustos al uso de variables exógenas alternativas. En particular, los resultados se mantienen al utilizar el mismo modelo SVAR con bloque exógeno, pero reemplazando el precio del cobre real por otras variables externas. Entre estas variables externas, se emplearon las siguientes: tasa externa (*London Interbank Offered Rate o libor*), la suma entre la *libor* y el EMBI Chile (indicador de riesgo país), PIB de los principales socios comerciales y los términos de intercambio (razón entre los deflatores de las exportaciones y las importaciones). En todos los casos, los *shocks* contractivos de política monetaria se asocian a incrementos estadísticamente significativos en los indicadores de desigualdad de ingresos.

GRÁFICO 6
Respuesta de Gini a Shock de Política Monetaria para Ejercicios de Robustez



Nota: Ejercicios de robustez del modelo base (ver nota al pie del Gráfico 3) a partir de 5 especificaciones distintas denotadas por R1-R5. Los intervalos de confianza inferiores corresponden al mínimo de los 5 ejercicios, y los superiores al máximo. Según esto, las áreas grises describen intervalos de confianza al 68% y 90%, calculados por el método *bootstrap*.

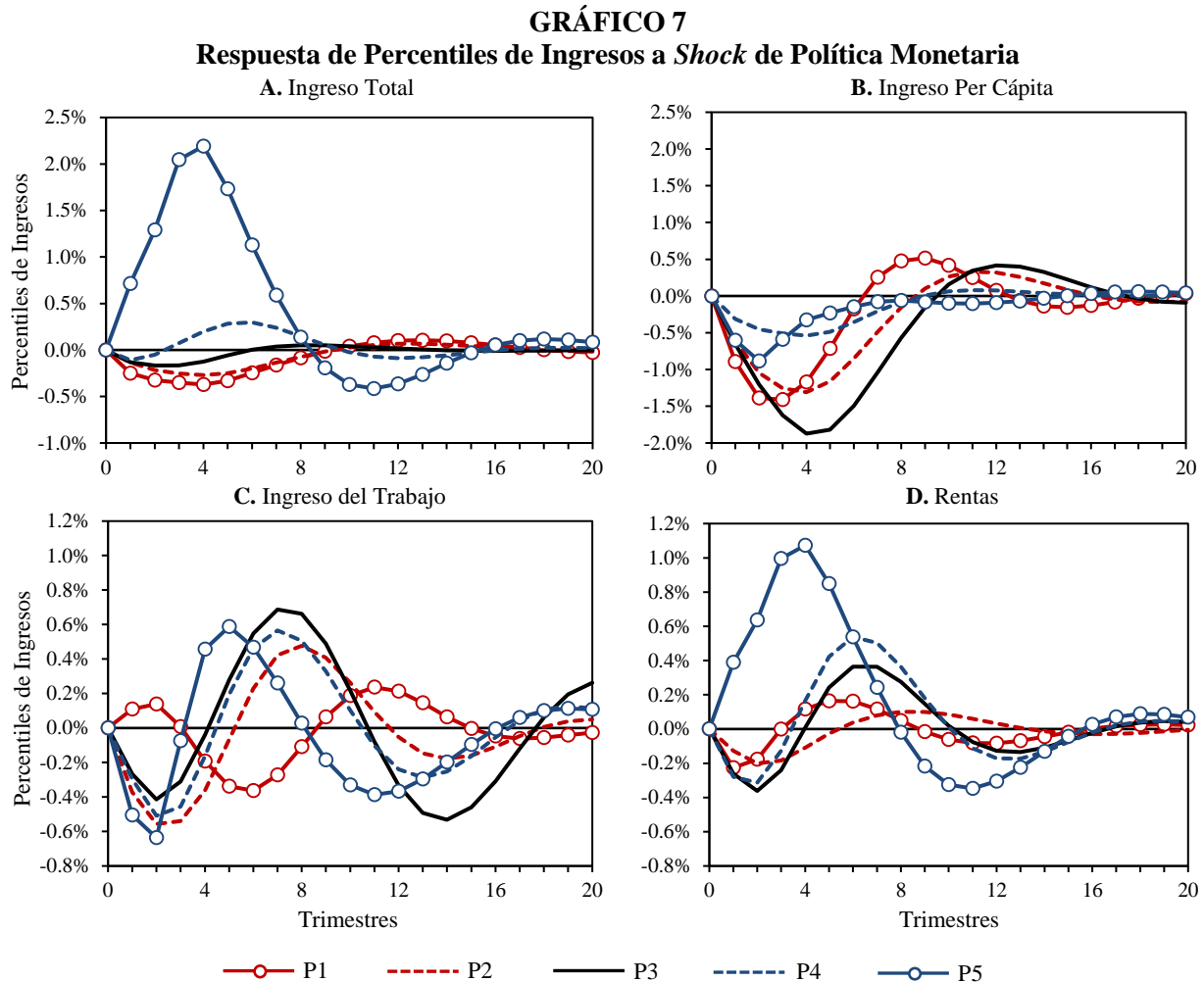
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

5.3. Heterogeneidad de la respuesta a los shocks monetarios

Para comprender los posibles fundamentos que subyacen a la respuesta de las medidas de desigualdad ante los *shocks* de política monetaria descritos anteriormente, se analiza cómo los hogares e individuos en diferentes puntos de la distribución de ingresos responden a los *shocks* de política monetaria identificados en secciones anteriores. Siguiendo a Coibion et al. (2012) y a Mumtaz et al. (2017), se consideran los siguientes percentiles de ingresos en un trimestre dado: P1 = [2: 19], P2 = [20: 39], P3 = [40: 59], P4 = [60: 79] y P5 = [80: 98].

A partir de estos percentiles, se construyen medidas de ingresos reales deflactadas por el IPC (con referencia en 2018, i.e., 2018=100) para el ingreso total, el ingreso per cápita, el ingreso del trabajo y las rentas. Los percentiles de ingresos se expresan como desviaciones logarítmicas respecto de una tendencia estimada con filtro HP. A continuación, se incluyen estos percentiles en el modelo base SVAR, junto a las demás variables macroeconómicas, y se examina su respuesta ante el *shock* de política monetaria. El *shock* se identifica utilizando el esquema

discutido en la Sección 4. En el Gráfico 7, se muestran los resultados para cada medida de ingresos dentro de los diferentes grupos de percentiles definidos.



Nota: Se replica el modelo base utilizando como indicador de desigualdad los Percentiles de Ingresos (más detalles en nota al pie del Gráfico 3). Los Percentiles de Ingresos se expresan como desviaciones logarítmicas respecto a una tendencia estimada con filtro HP.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

Del análisis de los percentiles para las medidas de Ingreso Total, Per Cápita y Rentas, se colige que una contracción monetaria tiene un impacto negativo en los ingresos de los percentiles más bajos. De hecho, la mitad de los sujetos de menores ingresos (i.e., P1, P2 y P3) disminuyen sus ingresos en el primer año. Sobre la respuesta en el Ingreso Total, el 40% de menores ingresos (i.e., P1 y P2) disminuyen su ingreso en respuesta a una política monetaria contractiva; el percentil de menores ingresos (P1) disminuye sus ingresos en un 0,4% en el horizonte de un año y medio, mientras que la reducción de ingresos del segundo percentil (P2) alcanza un mínimo de -0,3% en el cuarto trimestre. En contraste, los ingresos del 40% más rico (i.e., P4 y P5), muestran un aumento como consecuencia de la política monetaria contractiva. En el caso del 20% más rico (i.e., P5) su aumento de ingresos alcanza un *peak* de 2,2% en el quinto trimestre. Estos resultados del Ingreso Total, coinciden con lo reportado para Inglaterra por Mumtaz y Theophilopoulou (2017). Para el análisis del ingreso Per Cápita, se observa que todos los percentiles disminuyen sus ingresos con el *shock* contractivo; sin embargo (y al igual que con las otras medidas de

ingreso) los percentiles medios (P3) y bajos (P2 y P1) resultan más afectados que los percentiles altos (P5 y P4).

Por otra parte, el efecto del *shock* sobre las Rentas (i.e., ingresos no laborales) muestra un patrón similar al del Ingreso Total, donde el percentil de mayores ingresos (P5) aumenta hasta llegar a 1,1% en el cuarto trimestre. En contraste, los restantes percentiles más bajos (P4, P3, P2 y P1) disminuyen los primeros trimestres y retornan a sus promedios en el segundo año. Estos resultados coinciden con los reportados para EE.UU. por Coibion et al. (2012), y son coherentes con el hecho de que los hogares más pudientes obtienen una mayor proporción de su riqueza a partir de ingresos no laborales (e.g., inversiones o herencias). Para más detalles, en el Cuadro A1 de Anexos se muestra la fracción de ingresos laborales y no laborales (rentas) ostentada por los distintos percentiles de la distribución de ingresos a través del tiempo. En este cuadro, se aprecia que el percentil más acaudalado (P5) concentra una mayor proporción de sus ingresos en Rentas respecto de los Ingresos del Trabajo.

En relación a los Ingresos del Trabajo (Panel C), el gráfico muestra que las respuestas de los distintos percentiles son más volátiles y se mueven en un rango más acotado en torno a sus promedios. Que los percentiles de los Ingresos del Trabajo se vean menos afectados ante los *shocks* contractivos puede estar relacionado con rigideces salariales, puesto que una alta proporción de los salarios en Chile están indexados a la inflación pasada. Sobre este punto, Cobb y Opazo (2010) estiman que la frecuencia de los ajustes salariales en la economía chilena es aproximadamente de nueve trimestres, lo cual dificulta asociar sus fluctuaciones al ciclo monetario.

5.4. Contribución de los distintos shocks de política monetaria en la desigualdad

Del modelo SVAR es posible capturar la contribución de *shocks* de política monetaria sobre el indicador de desigualdad, en cada momento del tiempo, mediante una descomposición histórica.¹⁹ Para cada una de las medidas de ingresos, el Gráfico 8 muestra la descomposición histórica de *shocks*, donde la contribución de los *shocks* de política monetaria a las fluctuaciones del Gini se representa mediante barras de color verde.²⁰ Barras verdes negativas indican políticas monetarias expansivas (i.e., reducción de la TPM), y barras verdes positivas indican políticas monetarias contractivas (i.e., aumento de la TPM). En general, los *shocks* de política monetaria tienen un comportamiento procíclico, en especial para el Gini calculado a partir de las Rentas (Panel D) y del Ingreso Total (Panel A). Esto es particularmente visible, en la contribución de la política monetaria expansiva en la reducción del índice de Gini (i.e., mejora de la equidad de ingresos).

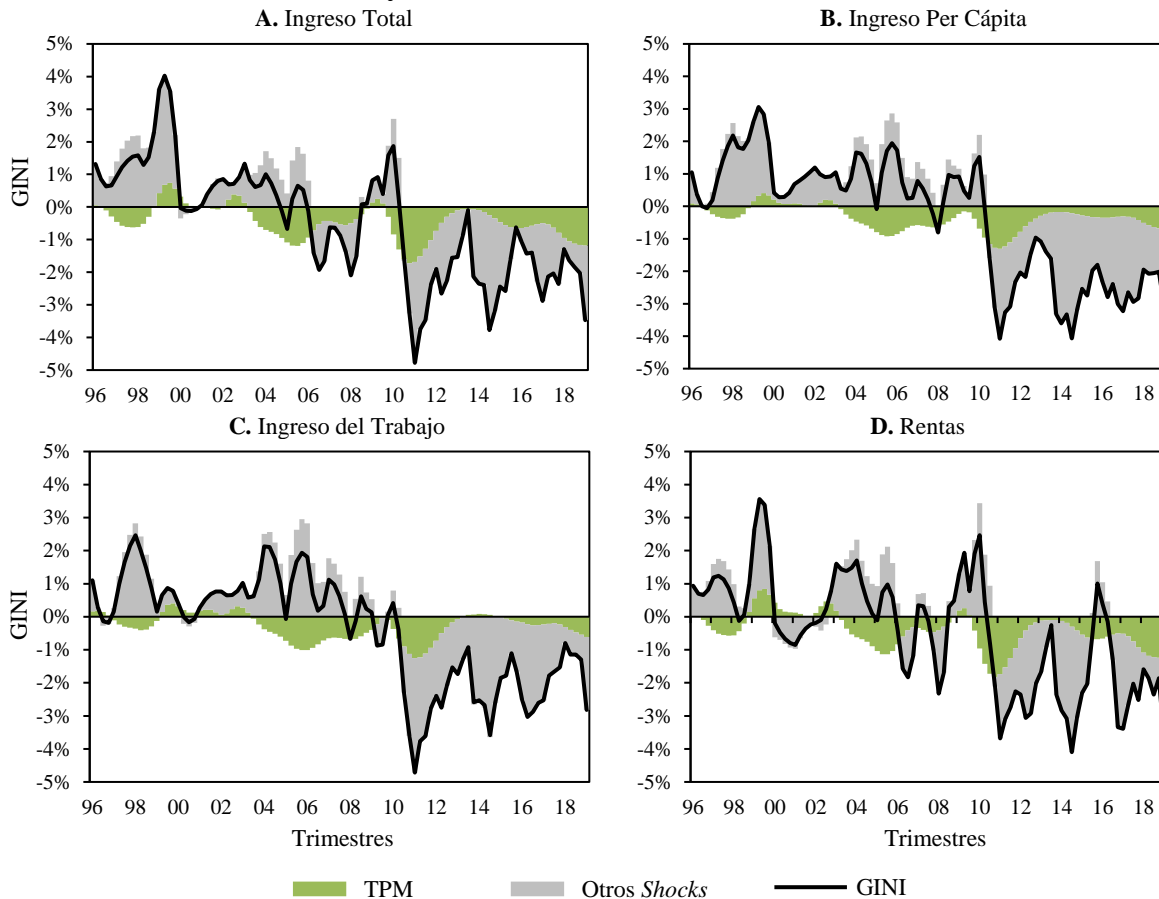
Del Gráfico 8 se observa que los *shocks* de política monetaria han jugado un papel importante en las fluctuaciones de los índices de Gini. En estas fluctuaciones, destacan tres episodios. El primero, entre 2002 y 2004, período de gran expansión monetaria, donde la autoridad rebajó la TPM en más de 350 puntos base con el objetivo de estimular la economía y generar presiones inflacionarias. Para todas las medidas de Gini, los gráficos muestran que el *shock* monetario disminuyó la desigualdad. Un segundo episodio, donde la contribución de la política monetaria expansiva incidió en mayor medida en la reducción del indicador de desigualdad, fue el posterior a la *crisis subprime* del 2008, donde el BCCh rebajo la TPM desde un nivel de 8,25% a fines de

¹⁹ Burbidge y Harrison (1985) son precursores en la aplicación del análisis de descomposición histórica.

²⁰ Las barras grises agrupan *shocks* a las otras variables del SVAR, tales como los *shocks* autónomos del Gini. Asimismo, las barras grises incluyen el rol del estado inicial en la descomposición histórica, el cual se aproxima a cero en toda la muestra.

2008, hasta un nivel mínimo de 0,5% a fines de 2009, manteniendo este nivel bajo por un año. Por último, un tercer episodio corresponde al transcurrido desde mediados de 2014 hasta el término del período, donde la tasa de política se mantuvo en niveles bajos, inferiores a sus niveles promedios. Estos tres episodios de rebajas sustanciales de TPM, sugieren que políticas monetarias expansivas se asocian a una reducción en los indicadores de desigualdad.

GRÁFICO 8
Ciclo del Gini y Contribución de *Shocks* de Política Monetaria



Nota: Contribución de *shocks* de Política Monetaria al GINI según cada modelo SVAR. Otros *shocks* incluyen la contribución del resto de *shocks* (PIB Per Cápita, Gini y TCR) en el SVAR y del estado inicial.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

A partir de la descomposición histórica de *shocks* que ofrece cada uno de los SVAR, se puede construir un escenario contrafactual que muestra la evolución cíclica del Gini en ausencia de *shocks* de política monetaria. La descomposición histórica desagrega el Gini, para cada período, como la suma de los *shocks* estructurales identificados por el SVAR. El escenario contrafactual se obtiene al ignorar la contribución de los *shocks* monetarios. En relación al Gráfico 8, el Gini en el escenario contrafactual está dado por las barras grises, que agrupan los *shocks* que no provienen de la política monetaria. En el escenario contrafactual, se encuentra que la volatilidad del Gini habría sido prácticamente la misma que la observada, tanto para la muestra completa, como para las submuestras definidas en la sección 5.1. El análisis de las volatilidades de los índices Gini y el de sus respectivos contrafactuals se presentan en el Cuadro A2 de Anexos. De este análisis, al considerar las distintas submuestras se concluye que la política monetaria parece

tener un efecto procíclico en las desigualdades (i.e., la política monetaria expansiva contribuye a explicar la tendencia a la baja del Gini), independiente de la medida de ingresos utilizada.

6. Conclusiones

Este trabajo busca medir el impacto de los *shocks* de política monetaria sobre la desigualdad de ingresos en Chile para el período comprendido entre 1990 y 2019. A partir de los datos de la Encuesta de Ocupación y Desocupación de la Universidad de Chile, se construyen series de tiempo trimestrales para medidas de desigualdad calculadas a partir del ingreso total, del ingreso per cápita, del ingreso laboral y de la renta (i.e., ingreso no laboral). Luego, utilizando la metodología de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), se estima el efecto de *shocks* contractivos de política monetaria sobre estas cuatro medidas de desigualdad.

Entre los principales hallazgos, se encuentra que los *shocks* contractivos de política monetaria se asocian a un aumento en la desigualdad de ingresos, y contribuyen a su fluctuación. En particular, un *shock* de política monetaria contractiva (aumento de la TPM en 100 puntos base) aumenta los coeficientes de Gini entre un 0,3 y un 0,6%, lo que equivale a un aumento en unidades de coeficiente de Gini entre 0,17 y 0,30 puntos. A modo de referencia, entre 2010 y 2018 la caída promedio observada en los coeficientes Gini fue de 0,94 puntos, por lo que el rango del efecto de la política monetaria contractiva equivale entre un 18 a un 31% de esta caída. Además, la respuesta del indicador de desigualdad calculado a partir de los ingresos no laborales es mayor en relación al calculado a partir de los ingresos del trabajo, lo que sugiere que la política contractiva acentúa en mayor medida las desigualdades entre los agentes que disponen de fuentes de ingresos más diversas. Estos resultados son robustos a distintas especificaciones, indicadores de desigualdad y ventanas muestrales.

Por otra parte, los segmentos más pobres de la población son los más vulnerables a las políticas monetarias contractivas. En relación a este aspecto, se realizan estimaciones con el modelo SVAR utilizando datos de ingresos de los hogares para diferentes percentiles de la distribución. Los resultados de este análisis indican que un *shock* de política monetaria contractivo reduce especialmente los ingresos de los hogares en el extremo inferior de la distribución, mientras que los hogares en el extremo superior se ven menos afectados. Este resultado es consistente con que la riqueza de los hogares más pobres se concentra en activos líquidos, lo que los hace más vulnerables a los *shocks* monetarios.

Adicionalmente, la descomposición histórica de *shocks* sugiere que políticas monetarias expansivas contribuyeron a una disminución de la desigualdad de ingresos en tres episodios de gran expansión monetaria: entre 2004-2006, posterior a la *crisis subprime* del 2008 y desde el 2014 en adelante.

Las comparaciones entre estos hallazgos empíricos y lo reportado en la literatura acerca de los mecanismos de transmisión de la política monetaria a la desigualdad de ingresos, son las siguientes. El análisis de los percentiles de ingresos arroja resultados coincidentes con el canal de “heterogeneidad de las ganancias”, el cual indica que un aumento de las tasas de interés perjudica en mayor medida a los hogares de bajos ingresos quienes podrían quedar desempleados por ajustes del ciclo económico. Por otra parte, el canal de “composición del ingreso” señala que *shocks* contractivos de política monetaria disminuyen las ganancias financieras en mayor proporción respecto de la baja de los salarios, por lo cual los dueños de las ganancias financieras tenderían a empobrecerse mayormente, lo cual redundaría en una reducción de la desigualdad.

Sin embargo, la evidencia para Chile aportada por este estudio contradice dicha predicción. Se encuentra que un aumento de las tasas de interés (política contractiva) empeora la desigualdad, lo cual puede deberse a que la riqueza de los hogares más acaudalados proviene de fuentes más diversas (e.g., inversiones, herencias, entre otras), lo que les permite blindarse mayormente frente a los efectos de una contracción monetaria.

En el último tiempo, nuevas líneas de investigación han relacionado la política monetaria con el bienestar y la desigualdad de ingresos a través de modelos de equilibrio general con agentes heterogéneos. En estos modelos, se incorporan elementos del ciclo de vida de los agentes y sus vínculos intergeneracionales (Gornemann et al., 2016; Hedlund et al., 2017; Kaplan et al., 2018; Ahn et al., 2018). Futura investigación podría aplicar estas técnicas al caso chileno, modelando la relación entre consumo y desigualdad de ingresos en presencia de *shocks* monetarios, y estableciendo las implicancias de agentes heterogéneos en el diseño óptimo de política. En este sentido, los resultados obtenidos en esta investigación son un punto de partida en la calibración de parámetros y comparación de resultados con modelos más complejos.

A partir de la evidencia robusta contribuida por este estudio, es posible señalar que la política monetaria ha desempeñado un rol relevante en la determinación de la desigualdad de ingresos en Chile. En la medida que la política monetaria mantenga el objetivo de alcanzar niveles de estabilidad macrofinanciera, puede contribuir a mitigar los efectos negativos sobre la equidad de ingresos. En este sentido, se recomienda a las autoridades monetarias tener en consideración y monitorear los efectos redistributivos de sus decisiones de política, especialmente durante los períodos de contracción monetaria.

Referencias

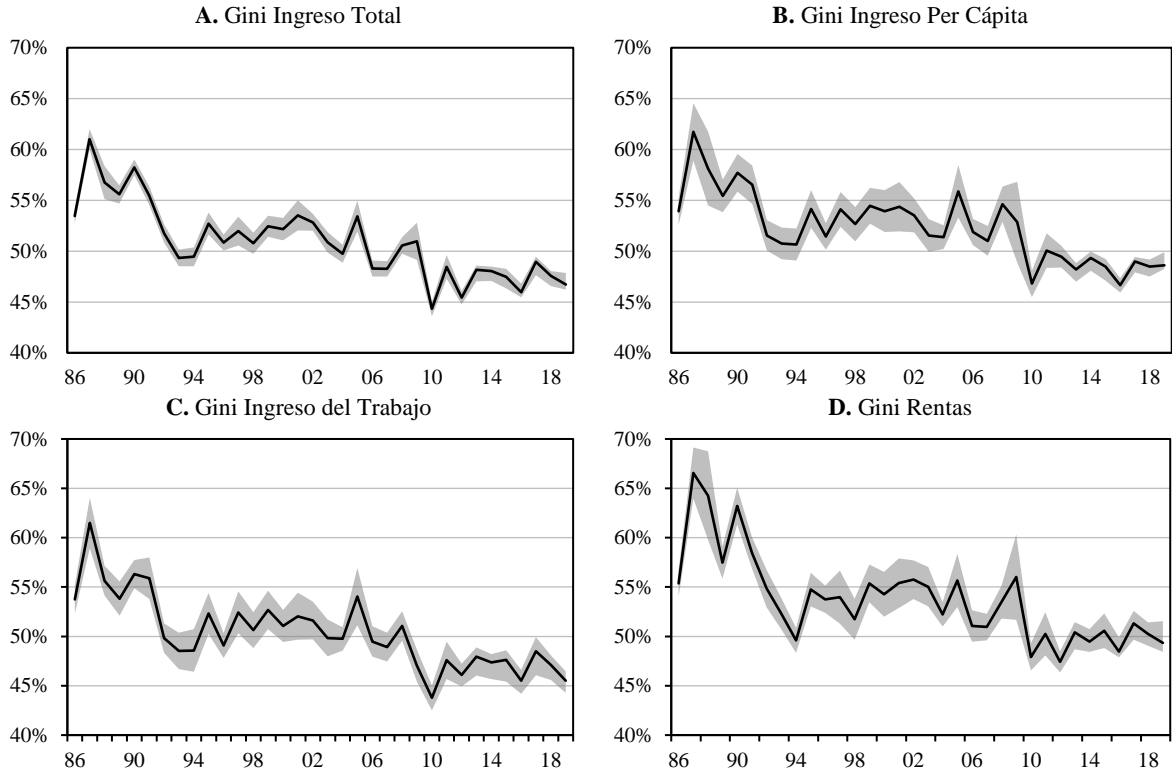
- Ahn, S., Kaplan, G., Moll, B., Winberry, T. y C. Wolf (2017). “When Inequality Matters for Macro and Macro Matters for Inequality”. *National Bureau of Economic Research*, Chapters, in: NBER Macroeconomics Annual 2017, Vol. 32, pp. 1-75.
- Albanesi, S. (2007). “Inflation and Inequality”. *Journal of Monetary Economics* 54: 1088–1114.
- Allen, H., Nicol, C. y J. Reid (2019). “Mapping the World’s Prices 2019”. *Deutsche Bank*, Thematic Research, 16 May 2019.
- Alvaredo, F., A. Atkinson, T. Piketty y E. Saez (2013). “The World Wealth and Income Database”. <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/>
- Casiraghi, M., Gaiotti, E., Rodano, L. y A. Secchi (2018). “A “Reverse Robin Hood”? The Distributional Implications of Non-Standard Monetary Policy for Italian Households”. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 85, pp. 215-235.
- Bivens, J. (2015), “Gauging the impact of the Fed on inequality during the great recession”, Hutchins center on fiscal & monetary policy at Brookings, Working Paper, No. 12.
- Boushey, H. (2019). “*Unbound: how inequality constricts our economy and what we can do about it*”. Harvard University Press.
- Bry, G. y C. Boschan (1971). “Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs”. NBER Technical Paper 20, Cambridge, Mass.
- Carpenter, S.B. y W.M. Rodgers III (2004). “The Disparate Labor Market Impacts of Monetary Policy,” *Journal of Policy Analysis and Management*, 23(4), pp. 813-830.
- Cobb, M y L. Opazo (2010). “Microeconomic Evidence of Nominal Wage Rigidity in Chile”. *Revista Economía Chilena*, Vol. 13, No 1, pp. 23-38.
- Cociña, M., Frei, R. y O. Larrañaga (2017). “Desiguales: orígenes, cambios y desafíos de la brecha social en Chile”. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. y J. Silvia (2012). “Innocent bystanders? Monetary policy and inequality in the U.S.” IMF Working Paper, WP/12/199.
- Consultora Mercer (2019). “Ranking de Calidad de Vida 2019”. <https://www.latam.mercer.com/>
- Doepke, M. y M. Schneider (2006). “Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth”. *Journal of Political Economy*, 114(6), pp. 1069-1097.
- Erosa, A. y G. Ventura (2002). “On Inflation as a Regressive Consumption Tax”. *Journal of Monetary Economics*, 49(4), pp. 761-795.
- Fornero, J., Guerra-Salas, J. y C. Pérez-Núñez (2019). “Multiplicadores Fiscales en Chile”. *Economía Chilena*, Vol. 22, No 1.
- Furceri, D., Loungani, P. y A. Zdzienicka (2016). “The effects of Monetary Policy Shocks on Inequality”. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 85, pp. 168-186.
- Gammage, A. (2014). “Poverty, Inequality and Employment in Chile”. *Conditions of Work and Employment Series* No 46.

- García P.S. y C. Pérez-Núñez (2017). “Desigualdad, inflación, ciclos y crisis en Chile”. *Estudios de Economía*, vol.44, No 2, pp.185-221.
- Gini, C. (1912). “Variabilità e mutabilità: Contributo allo studio delle distribuzioni e delle relazioni statistiche”. *Studi Economico-giudici della Regia Facoltà Giurisprudenza* 3, No 2, pp. 3-159.
- Gornemann, N., Kuester, K. y M. Nakajima (2016). “Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Monetary Policy”. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion, Papers Number 1167.
- Guerello, C. (2016). “Conventional and unconventional monetary policy vs. household income distribution: an empirical analysis for the Euro Area”. Mimeo.
- Heathcote, J., Perri, F. y G. Violante (2010). “Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in the U.S., 1967-2006”. *Review of Economic Dynamics*, 13(1), pp. 15-51.
- Hedlund, A., Karahan, F., Mitman, K., y O. Serdar (2017). “Monetary Policy, Heterogeneity, and the Housing Channel”. Meeting Papers 1610, *Society for Economic Dynamics*.
- Ilzetzki, E. (2011). “Fiscal Policy and Debt Dynamics in Developing Countries”. World Bank Policy Research Working Paper 5666.
- Jordà, Ò. (2005). “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections”. *American Economic Review*, 95(1), pp. 161-182.
- Kaplan, G., Moll, B. y G.L. Violante (2018). “Monetary Policy According to HANK”. *American Economic Review*, 108(3), pp. 697-743.
- Kydland, F.E. y E.C. Prescott (1982). “Time to Build and Aggregate Fluctuations”. *Econometrica*, Vol. 50, No 6, pp. 1345-1370.
- Larrañaga, O. y M.E. Rodríguez (2015). “Desigualdad de Ingresos y Pobreza en Chile 1990 a 2013”. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Documento de Trabajo.
- Larrañaga, O. y J.P. Valenzuela (2011). “Estabilidad en la desigualdad. Chile 1990-2003”. *Estudios de Economía*, Vol. 38, No. 1, Junio 2011, pp. 295-329.
- Larrañaga, O. (2009). “Distribución de Ingresos y Crecimiento Económico en Chile”. *Serie Reformas Económicas* No 35.
- Ledoit, O. (2009). “The Redistributive Effects of Monetary Policy,” Manuscript.
- López, R., E. Figueroa y P. Gutiérrez (2015). “Fundamental accrued capital gains and the measurement of top incomes: An application to Chile”. *Journal Economic Inequality*, No 14, pp. 279-374.
- Masayuki I., Sudo N. y Tomoaki Y. (2017). “The effects of monetary policy shocks on inequality in Japan”. *Bank For International Settlements, Working Papers* No 642.
- Mumtaz, H. y A. Theophilopoulou (2017). “The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis”. *European Economic Review*, No 98, pp. 410-423.
- Núñez, J. y L. Miranda (2011). “Movilidad intergeneracional del ingreso y la educación en zonas urbanas de Chile”. *Estudios de Economía*, vol.38, No 1, pp.195-221.
- OCDE (2018). *Society at a Glance 2018*. OECD Social Indicators, OECD Publishing.
<http://www.oecd.org/>

- OECD (2015). "In It Together: Why Less Inequality Benefits All". OECD Publishing, Paris.
<http://dx.doi.org/10.1787/9789264235120-en>
- Ostry, J.D., A. Berg y C.G. Tsangarides (2014). "Redistribution, Inequality, and Growth". IMF Staff Discussion Note.
- Palma, J.G. (2016). "Do Nations just get the Inequality They Deserve? The 'Palma Ratio' Re-examined". Cambridge Working Paper Economics, No 1627.
- Prescott, E.C. (1986). "Theory Ahead of Business Cycle Measurement". *Quarterly Review*, Vol. 10, No 4, pp. 9-22.
- Rodríguez Weber, J. E. (2017). "Desarrollo y desigualdad en Chile (1850-2009). Historia de su economía política". Santiago: Dirección de Bibliotecas, Archivos y Museos, Centro de Investigaciones Diego Barros Arana, colección Sociedad y Cultura, 2017. v. lxi, 302p.
- Romer, C.D. y D.H. Romer (2004). "A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications". *American Economic Review*, Vol. 94, No 4, pp. 1055-1084.
- Ruiz-Tagle, J. (1999). "Chile: 40 años de Desigualdades de Ingresos". Mimeo, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Saiki, A. y J. Frost (2014). "Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan". *Applied Economics*, Vol. 46, pp. 4445-4454.
- Sapelli, C. (2011). "Desigualdad, movilidad, pobreza: necesidad de una política social diferente". Centro de Estudios Públicos Chile.
- Solt, F. (2019). "Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database". <https://dataverse.harvard.edu/>
- Stock, J.H. y M.W. Watson (2001). "Vector Autoregressions". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, pp. 101-15.
- Vásquez, J. (2018). "Crecimiento económico, estructura del mercado laboral, pobreza y desigualdad por ramas de actividad económica". Organización Internacional del Trabajo, Departamento de Política de Empleo, Documento de Trabajo No 243.
- Villareal F.G. (2016). "Monetary policy shocks and labour-income inequality in Mexico". MPRA Paper No. 84588.
- Williamson, S.D. (2009). "Monetary Policy and Distribution". *Journal of Monetary Economics*, 55(6), pp. 1038-1053.

Anexos

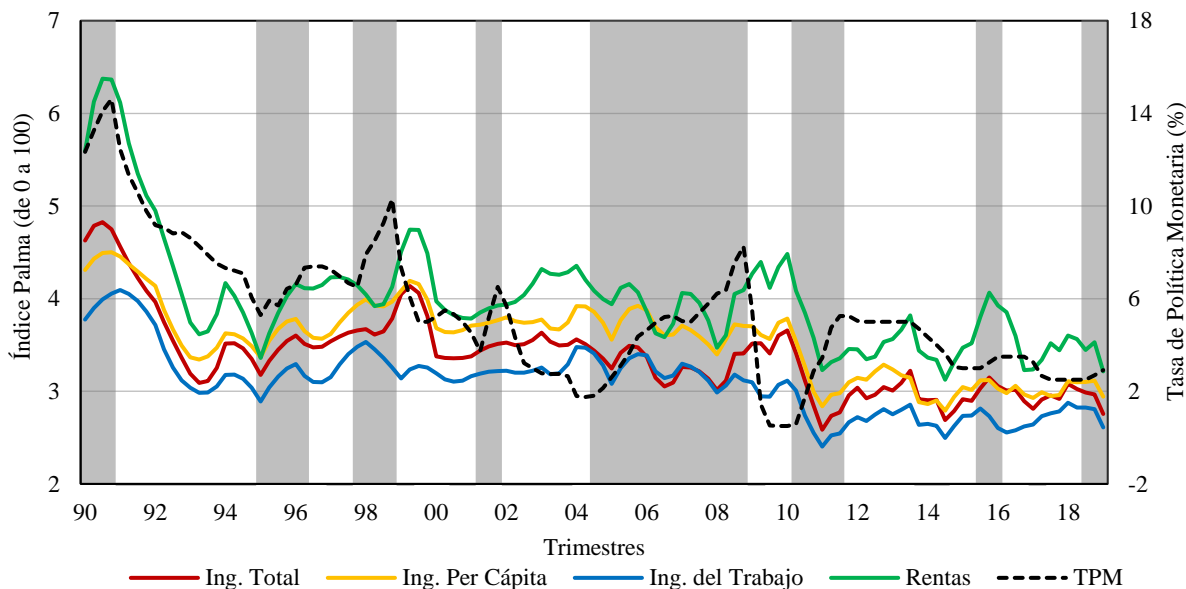
GRÁFICO A1
Gini para Distintas Medidas de Ingresos
(1986 – 2019)



Nota: La curva negra corresponde al Gini y el área sombreada corresponde a un intervalo de confianza al 95% estimado por un proceso *bootstrap* con 100 repeticiones por encuesta.

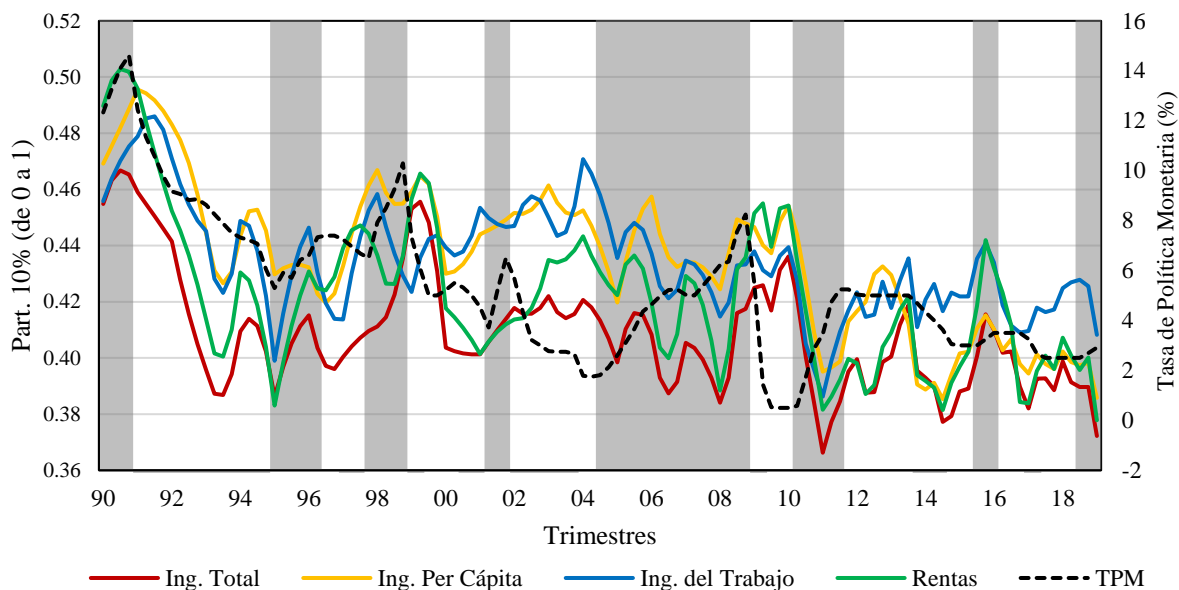
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile.

GRÁFICO A2
Índice de Palma y Tasa de Política Monetaria
 (1990 – 2019)



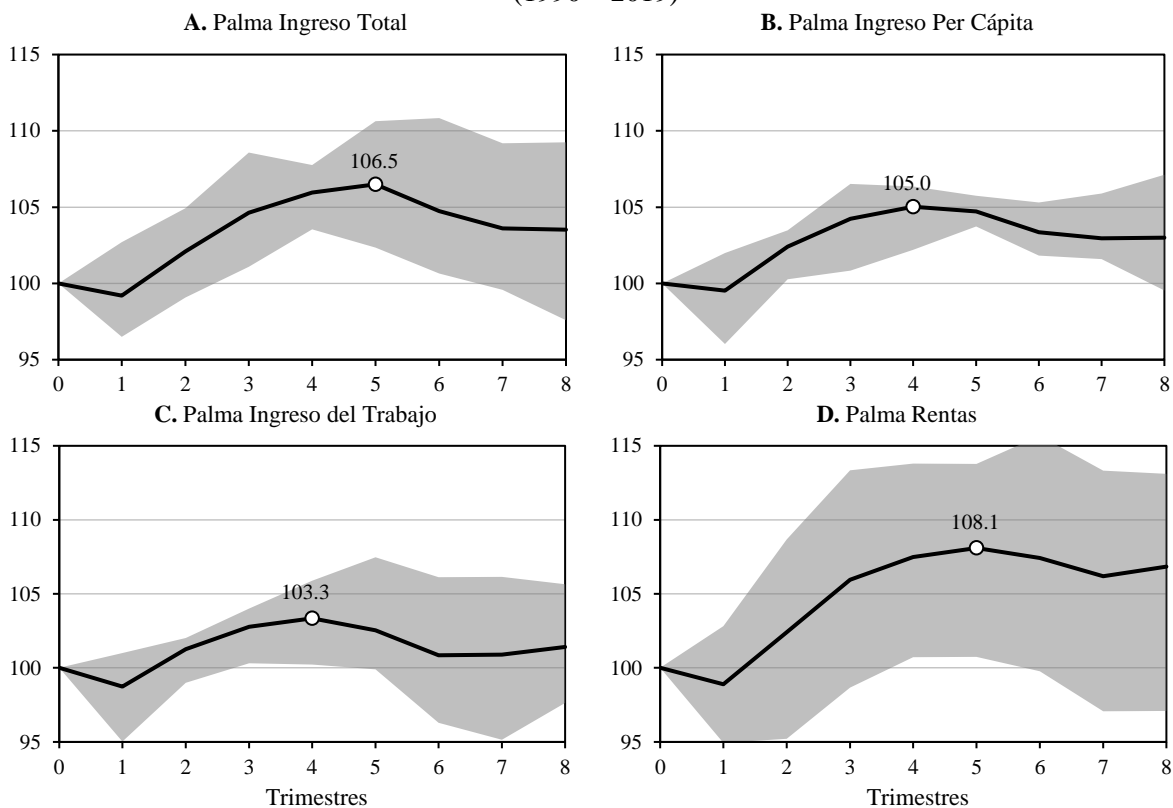
Nota: Series de Índice Palma corresponden al promedio móvil de los 4 trimestres previos. En sombreado se identifican los períodos de incremento de la TPM a partir de estimación con el algoritmo Bry-Boschan.
 Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

GRÁFICO A3
Participación 10% de Mayores Ingresos y Tasa de Política Monetaria
 (1990 – 2019)



Nota: Series de Participación del 10% de mayores ingresos corresponden al promedio móvil de los 4 trimestres previos. En sombreado se identifican los períodos de incremento de la TPM a partir de estimación con el algoritmo Bry-Boschan.
 Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

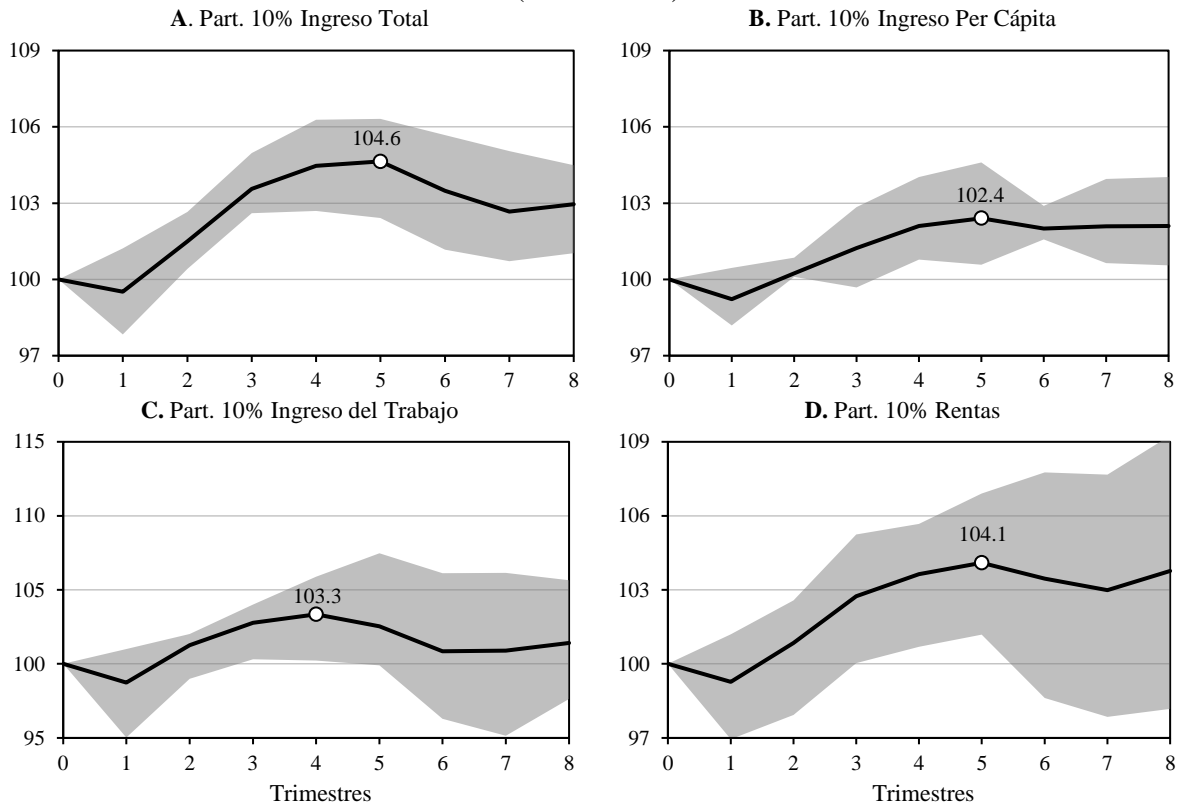
GRÁFICO A4
Relación entre el Índice Palma y Eventos de Contracción Monetaria
 (1990 – 2019)



Nota: Relación entre 7 eventos de contracción monetaria según algoritmo Bry-Boschan (ver Cuadro 2) y el Índice Palma. En los gráficos se fijan las medidas de desigualdad en 100 al comienzo de cada evento y luego se calculan las trayectorias de dichas medidas durante los 8 trimestres siguientes. La curva negra corresponde al promedio y el área sombreada comprende observaciones entre los percentiles 25 y 75. El punto sobre la curva indica el máximo valor promedio.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

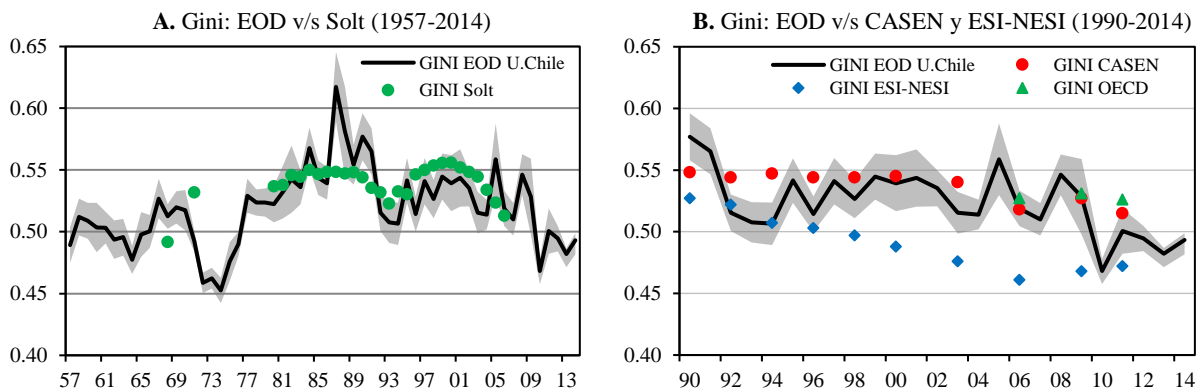
GRÁFICO A5
Relación entre Participación 10% de Mayores Ingresos y Eventos de Contracción Monetaria
 (1990 – 2019)



Nota: Relación entre 7 eventos de contracción monetaria según algoritmo Bry-Boschan (ver Cuadro 2) y la Participación del 10% de mayores ingresos. En los gráficos se fijan las medidas de desigualdad en 100 al comienzo de cada evento y luego se calculan las trayectorias de dichas medidas durante los 8 trimestres posteriores. La curva negra corresponde al promedio y el área sombreada comprende observaciones entre los percentiles 25 y 75. El punto sobre la curva señala el máximo valor promedio.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

GRÁFICO A6
Comparación del Gini Ingreso Per Cápita de la EOD con otras Fuentes

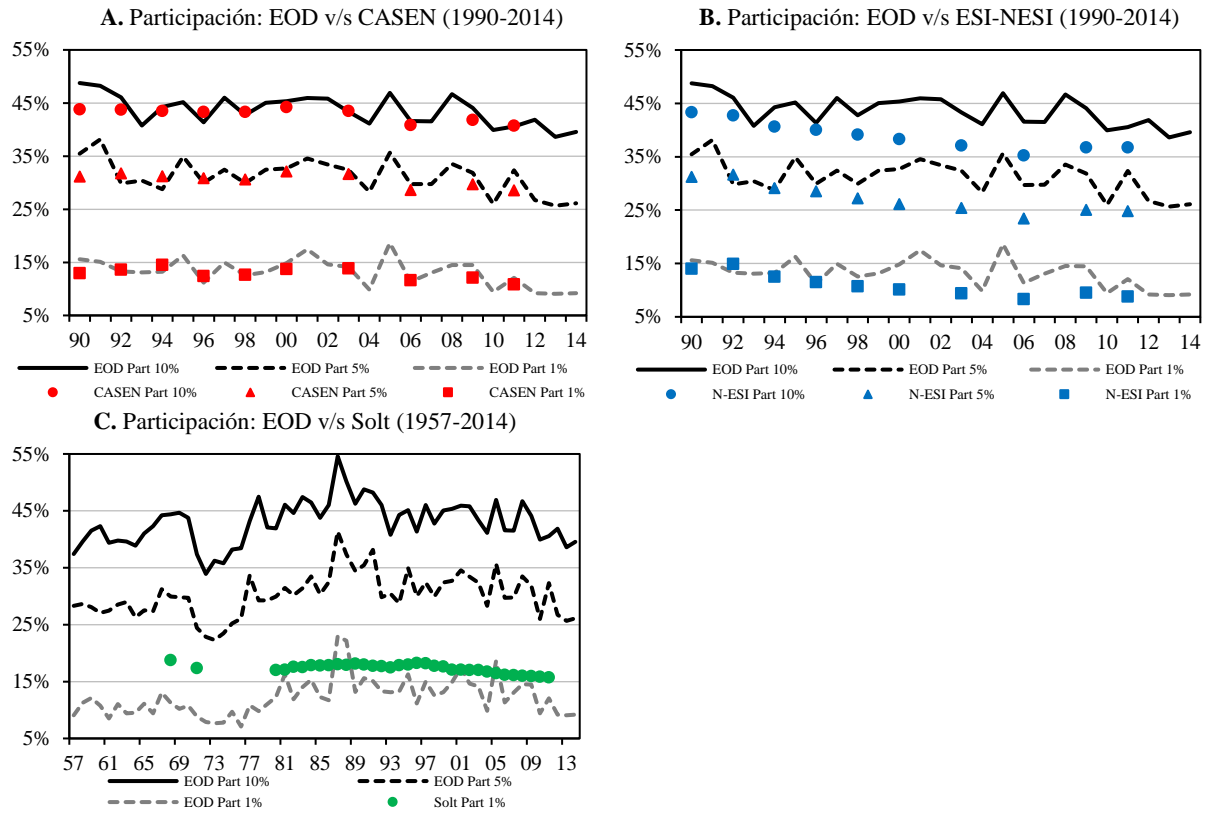


Nota: El área sombreada corresponde al intervalo de confianza al 95% estimado por un proceso *bootstrap* con 100 repeticiones por encuesta (EOD). El eje vertical corresponde al índice Gini y el horizontal a los años.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile, del Banco Central de Chile, de la encuesta CASEN, de la encuesta ESI-NESI, de la OECD y de Solt (2019).

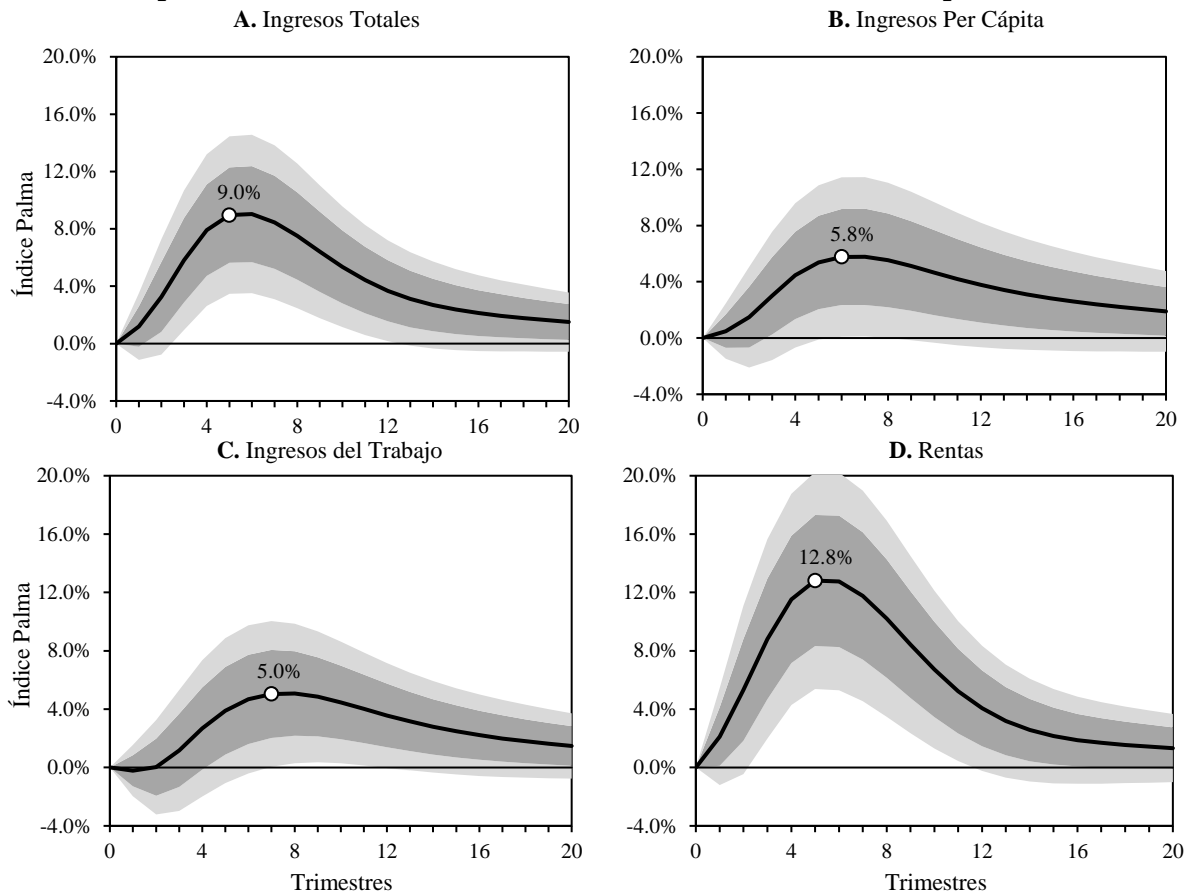
GRÁFICO A7

Comparación del Porcentaje de Part. en el Ingreso Per Cápita de la EOD con otras Fuentes



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile, CASEN, ESI-NESI y Solt (2019).

GRÁFICO A8
Respuesta de Índice Palma a Shock de Política Monetaria de +100 puntos base

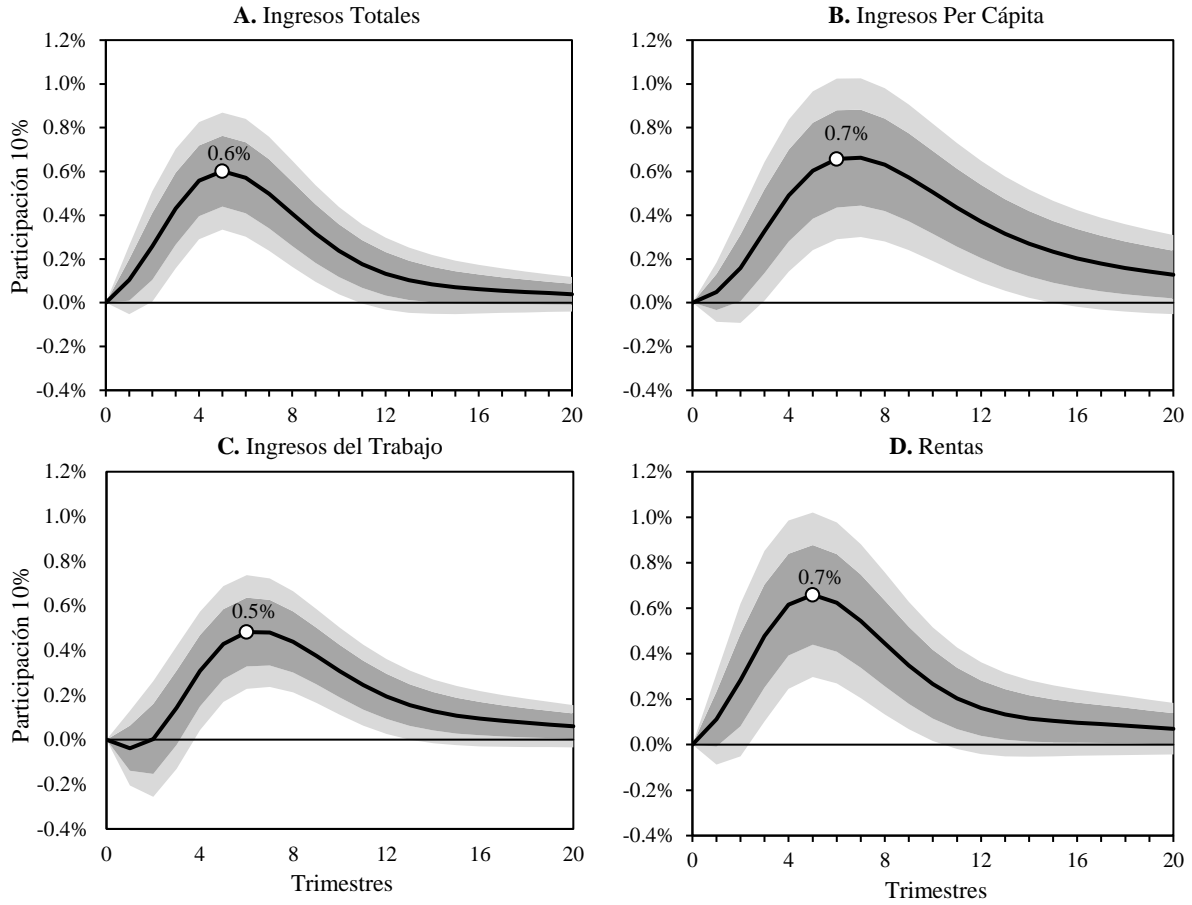


Nota: Se replica el modelo base utilizando como indicador de desigualdad el Índice Palma (más detalles en nota al pie del Gráfico 3). El Índice Palma se expresa en nivel, calculado en desvío respecto a su promedio. Las áreas grises describen intervalos de confianza del 68% y 90%, calculados por el método *bootstrap*.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

GRÁFICO A9

Respuesta de Part. de 10% de Mayores Ingresos a Shock de Política Monetaria de +100pb



Nota: Se replica el modelo base utilizando como indicador de desigualdad la Participación del 10% de mayores Ingresos sobre los ingresos totales (más detalles en nota al pie del Gráfico 3). La Participación del 10% se expresa en nivel, calculado en desvío respecto a su promedio. Las áreas grises describen intervalos de confianza del 68% y 90%, calculados por el método *bootstrap*.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

CUADRO A1
Participación de los Ingresos según Agrupación de Percentiles
 (% de Participación)

	Ingreso Total	Ingreso Per Cápita	Ingresos del Trabajo	Rentas
1990-1999				
P1	3.6	3.5	4.1	2.8
P2	7.0	7.2	7.5	6.6
P3	11.2	11.0	10.7	11.0
P4	18.7	17.7	17.0	18.6
P5	59.6	60.6	60.6	60.9
2000-2009				
P1	3.7	3.3	4.2	2.9
P2	7.4	7.1	8.1	6.8
P3	11.6	11.1	11.0	11.2
P4	18.4	17.4	16.9	18.3
P5	59.0	61.2	59.7	60.7
2010-2019				
P1	4.1	4.0	4.7	3.2
P2	8.0	7.9	8.8	7.6
P3	12.1	11.9	11.7	12.2
P4	18.6	18.4	17.3	19.5
P5	57.1	57.9	57.4	57.6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.

CUADRO A2
Volatilidad del Gini Observado y Contrafactual
(desviación estándar, %)

	Gini Observado			
	Ing. Total	Ing. Per Cápita	Ing. Trabajo	Rentas
1990T1-2019T1	2.2	2.0	2.0	2.4
1996T1-2019T1	1.8	1.9	1.7	1.7
2001T3-2019T1	1.5	1.8	1.7	1.7
2008T1-2019T1	1.4	1.5	1.2	1.7
	Gini Contrafactual			
1990T1-2019T1	2.0	1.9	2.0	2.2
1996T1-2019T1	1.5	1.8	1.6	1.6
2001T3-2019T1	1.4	1.8	1.7	1.6
2008T1-2019T1	1.3	1.5	1.2	1.6
	Δ Gini Observado - Contrafactual			
1990T1-2019T1	0.2	0.1	0.1	0.2
1996T1-2019T1	0.2	0.1	0.0	0.2
2001T3-2019T1	0.1	0.0	0.0	0.1
2008T1-2019T1	0.1	0.0	0.0	0.1

Nota: La volatilidad se define como el desvío estándar expresado en porcentaje. Para cada SVAR, el desvío estándar contrafactual se obtiene suponiendo que los *shocks* de política monetaria son nulos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EOD de la Universidad de Chile y de datos del Banco Central de Chile.