



**“Desigualdad de Ingresos y Efecto Redistributivo:
Un Análisis de Descomposición entre Chile y otros Países OCDE”**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA**

Alumno: Vicente Corral

Profesor Guía: Andrés Gómez-Lobo

Santiago, 30 de octubre de 2020

Desigualdad de Ingresos y Efecto Redistributivo: Un Análisis de Descomposición entre Chile y otros Países OCDE

Vicente Corral*

30 de octubre de 2020

Resumen

After taxes and transfers, Chile is the most unequal country of the Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) according to the latest Gini coefficients published by this entity. Nevertheless, little is known about the comparison of Chile's income inequality composition and the joint redistributive effect of taxes and transfers with other OECD countries. This paper shows that inequality in Chile, compared with other OECD countries, is driven principally because of different educational levels among workers, and there are no gender, life-cycle nor migration substantial effects. Furthermore, we propose a new decomposition method to study the role of tax schemes and social transfers (redistributive system) in different population subgroups. We show that inequality in Chile, among single-parent households and two-parent households, decreases substantially less than in the other OECD countries despite being the country with the major proportion of single-parent households led mainly by women. This occurs due to the low vertical and horizontal redistribution of taxes and transfers. Finally, we found that the redistribution composition is notably similar in all the countries analyzed when the population is decomposed in different quantiles, nonetheless, Chile exhibits a different composition systematically showing a low vertical redistribution which is related to inefficiencies in assisting the poorest sectors.

Keywords: Chile, Decomposition, Income Inequality, Income Redistribution, OECD, Taxes, Transfers.

JEL Codes: D31, H23, H24.

*Thesis written as a Master student at the Department of Economics, University of Chile. I wish to thank my thesis advisor Andrés Gómez-Lobo for his extremely helpful comments and guidance. Thanks are also due to Jaime Ruiz-Tagle and Claudia Sanhueza for their valuable comments and to the LIS Cross-National Data Center for facilitating the data used in this study. Any errors or omissions are my own responsibility. Comments at: vcorral@fen.uchile.cl.

1. Introducción

A la fecha, cifras oficiales publicadas por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) sitúan a Chile como el país más desigual del conjunto de economías que conforman dicha entidad. En concreto, Chile posee un Gini después de impuestos y transferencias de 0,46, mientras que el promedio de la OCDE es de 0,3 y el país menos desigual corresponde a Eslovaquia con un Gini de 0,241. Lo anterior motiva a indagar y comparar la desigualdad en Chile con otros países pertenecientes a la OCDE con el fin de entender mejor este hecho y poder analizar en qué puntos se acentúan las diferencias, lo cual es un activo de gran utilidad al momento de confeccionar políticas públicas más eficientes que se enfoquen en la redistribución del ingreso.

La desigualdad puede adoptar distintas métricas, sin embargo, ninguna goza de tanta fama como el coeficiente de Gini, que ha sido la medida más popular al momento de cuantificar la desigualdad de ingresos entre los individuos y hogares de una población. El Gini ha sido el indicador por excelencia ya que cumple con una serie de propiedades deseables que debería satisfacer cualquier medida de desigualdad de ingresos razonable (Anonimato, Independencia de Escala, Independencia de Población, Principio de Transferencia de Pigou-Dalton). Asimismo, la interpretación del coeficiente de Gini facilita enormemente la comparación entre países, ya que un valor de 0 significa perfecta igualdad de ingresos, y si en el extremo es 1, entonces una sola persona acumula todos los ingresos de la población.

No obstante, el Gini solo nos presenta una cifra que intenta capturar la desigualdad de una sociedad en su conjunto en un determinado momento del tiempo, pero no es muy revelador sobre lo que ocurre dentro de la sociedad, lo cual es una gran limitante al momento de diseñar políticas públicas ya que no conocemos si, por ejemplo, la desigualdad de ingresos se encuentra focalizada en los jóvenes que están entrando al mercado laboral o los pensionados que perciben ingresos de su jubilación.

Por otro lado, no existe un único coeficiente de Gini para un país ya que depende de la medida de ingreso utilizada para calcular el Gini (e.g. salarios, ingresos del capital, ingresos totales del hogar). Luego, es importante saber qué medida de ingreso está siendo utilizada para estudiar un contexto específico.

Por ejemplo, la desigualdad de ingresos medida antes de impuestos y transferencias —conocida como desigualdad de mercado— difiere a la medida después de impuestos y transferencias —que llamaremos desigualdad final— debido al efecto redistributivo del sistema impositivo y el rol de las transferencias. De ahí que estas medidas de ingreso resulten útiles al momento de evaluar la redistribución del ingreso al ver como varían los coeficientes de Gini asociados.

El costo de asumir una medida unidimensional como el Gini es evidente, por tanto, de alguna forma debemos detectar los focos de esta desigualdad. Para poder caracterizar el fenómeno anterior, un paradigma consiste en descomponer la métrica de desigualdad que se esté utilizando y ver las diferencias dentro y entre los grupos, al igual que antes y después de impuestos y transferencias.

Este estudio busca a través del método desarrollado por Pyatt (1976), desagregar la desigualdad en Chile y contrastar con la composición de la desigualdad en otros países pertenecientes a la OCDE. El objetivo de contrastar la desigualdad en Chile con otros países OCDE, radica en que principalmente se ha comparado a Chile con Latinoamérica respecto a la composición de su desigualdad. Así, con nuevos datos no usados anteriormente y comparando con otro conjunto de países, se pretende aportar nuevas luces al debate público sobre desigualdad en Chile y estudiar donde se acrecientan las diferencias en Chile respecto al resto de los países OCDE. Los principales países seleccionados para contrastar la desigualdad en Chile corresponden a Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Grecia, Israel, Italia, Noruega, República Checa y Reino Unido.

Además, se busca contrastar la composición del coeficiente de Gini antes de impuestos y transferencias (Gini de mercado) con el Gini obtenido después de impuestos y transferencias (Gini final) para lo cual se

introduce un nuevo método para descomponer el efecto redistributivo cuando la población es dividida en distintos grupos. A diferencia de otros métodos propuestos en la literatura que analizan la progresividad del sistema tributario, la ventaja de este método radica en su versatilidad ya que permite evaluar el impacto fiscal sobre distintos grupos de la población y también puede ser aplicado para estudiar la progresividad de los impuestos y las transferencias cuando los grupos elegidos corresponden a distintos cuantiles de la distribución de ingresos.

Los datos del presente estudio fueron facilitados por el *LIS Cross-National Data Center* (LIS). Organismo encargado de recibir los datos de cada país y armonizarlos para poder realizar comparaciones entre países válidas. La principal ventaja de utilizar los datos provistos por LIS, es debido a que dicha institución armoniza los datos y la construcción de las variables para minimizar las heterogeneidades provenientes de la recolección de datos en cada país. Asimismo, este documento innova dado que no se ha utilizado previamente esta base de datos para estudiar la composición de la desigualdad en Chile y poder contrastarla con otros países pertenecientes a la OCDE.

El trabajo se organiza de la siguiente forma; en la sección 2 del documento se revisa la principal literatura sobre descomposición de desigualdad de ingresos y trabajos realizados al respecto para Chile. La sección 3 discute los datos utilizados en el presente estudio. La sección 4 introduce la descomposición de Pyatt (1976) y presenta un nuevo método para descomponer el efecto redistributivo cuando la población es segmentada en distintos grupos. La sección 5 entrega y discute los resultados de las descomposiciones de desigualdad y efecto redistributivo. Por último, la sección 6 presenta las conclusiones.

2. Revisión de Literatura

La desigualdad de ingresos puede tener efectos adversos en el bienestar social. Engerman et al. (1997, 2000 y 2002) postula que la desigualdad afecta el crecimiento y desarrollo de largo plazo. Sustentados en argumentos institucionales, expresan que sociedades desiguales son propensas a formar instituciones que favorecen a la elite y no el desarrollo social, en consecuencia, la distribución del ingreso exhibe persistencia y estaría asociada a una senda de desarrollo subóptima. Banerjee et al. (1993) muestra que diferentes distribuciones de ingreso pueden conducir a diferentes patrones de elección ocupacional, generalmente asociados a decisiones que no son óptimas para los agentes y que determinan distintas trayectorias agregadas de salarios. Bénabou (2000) y Ferreira (2001) desarrollan modelos en el que países con procesos políticos similares pueden establecer distintos contratos sociales en términos de impuestos, seguridad social y redistribución fiscal debido a distintas distribuciones de ingreso, luego, la distribución del ingreso puede regir la agenda pública.

La literatura sobre desigualdad es amplia puesto que la relación de la desigualdad con el bienestar social de corto y largo plazo no es el único tópico, de igual manera, los avances sobre desigualdad han ahondado en estudiar la génesis de este fenómeno, vale decir, estudiar sus causas y no sus efectos. Uno de los principales caminos que se han propuesto consiste en descomponer la desigualdad y analizar que componentes son los más relevantes. Para esto la literatura ha desarrollado dos enfoques; descomponer alguna medida de desigualdad de ingresos unidimensional o descomponer la distribución de ingresos en su totalidad. No obstante, Bourguignon et al. (2007) recalca que la investigación empírica —en oposición a su contraparte teórica— sobre diferencias entre distribuciones de ingresos no ha sido tan abundante como se esperaría y metodológicamente han recurrido a comparar descomposiciones de medidas de entropía generalizada.

Por un lado, en el enfoque de descomponer un indicador unidimensional de desigualdad existen principalmente tres alternativas desarrolladas en la literatura. Shorrocks (1982) y Lerman et al. (1985) presentan metodologías que diferencian las **fuentes de ingresos** (*factor components*), tales como ingresos laborales, ingresos de capital y transferencias, luego, habiendo identificado cada factor es posible cuantificar que porción de la desigualdad se debe por la brecha en cada una de las componentes del ingreso. Asimismo, podemos encontrar métodos que segmentan la población en **subgrupos** (conjuntos disjuntos) según características demográficas con el fin de identificar la desigualdad proveniente dentro de los grupos y la que se manifiesta

por diferencia entre los grupos (Pyatt, 1976; Shorrocks, 1984; Dagum, 1997). Los dos métodos descritos con anterioridad descomponen índices de desigualdad, no obstante, Fields (2002), Morduch et al. (2002) y Firpo et al. (2009) proponen métodos **basados en regresión**. Por ejemplo, Fields (2002) estima una ecuación a la Mincer (1974) que luego es manipulada algebraicamente con el fin de poder expresar la varianza del logaritmo del salario (variable dependiente) como una suma de covarianzas normalizadas entre los componentes del modelo de regresión y la variable dependiente.¹

Por otro lado, en el enfoque que busca descomponer la distribución de ingresos en su totalidad, los métodos de descomposición empleados, generalmente, demandan la estimación de una distribución contrafactual “intermedia” —pudiendo utilizar métodos paramétricos, no paramétricos o una combinación de ambos— para poder medir la diferencia entre dos distribuciones del ingreso observadas.² Por ejemplo, Bourguignon et al. (2007) descompone la diferencia observada en las distribuciones del ingreso para los países A y B como: $f^B(y) - f^A(y) = [f^s(y) - f^A(y)] + [f^B(y) - f^s(y)]$, donde s corresponde al contrafactual “intermedio” generado, de manera que el primer término en el lado derecho de la ecuación mide la diferencia de A explicada por la descomposición s utilizada, mientras que el segundo término mide el residuo de la descomposición s , es decir, que tan alejado está el contrafactual s del país B . Claramente, si el contrafactual utilizado fuese el país B , el término residual desaparece.

Cual tipo de metodología escoger, en virtud de sus ventajas y desventajas, depende del investigador y que es lo que desea analizar. Por ejemplo, la técnica propuesta por Bourguignon et al. (2007) resulta apropiada si se busca analizar el efecto del retorno de ciertas características de los hogares sobre la distribución del ingreso. Estos autores demuestran que la distribución del ingreso de los hogares en un país se puede factorizar como el producto de distribuciones condicionales, luego, es posible sustituir las distribuciones condicionales de algunas características del hogar como educación y tamaño del hogar, por las distribuciones condicionales de las mismas características estimadas de otro país. Sin embargo, realizar este análisis para un conjunto más amplio de países conllevaría una inmensidad de combinaciones a estimar que terminan mermando una presentación clara de los resultados y resulta poco práctica, luego, esta descomposición es una buena aproximación para estudiar y comparar la distribución del ingreso entre dos países en particular. Si deseamos comparar la descomposición de la desigualdad entre varios países es razonable emplear otro tipo de descomposición. Asimismo, es necesario notar que los métodos de descomposición discutidos no deberían ser vistos como herramientas sustitutas, su naturaleza es complementaria puesto que proporcionan distintas ópticas para estudiar la desigualdad.

Respecto de los métodos de descomposición empleados para analizar la desigualdad en Chile; Melo et al. (2010), siguiendo la metodología propuesta por Pyatt (1976) y utilizando datos de la Encuesta CASEN,³ estudian la desigualdad entre el sector rural y urbano, lo cual difiere de lo presentado en este estudio que compara la composición de la desigualdad a nivel de países. Por otro lado, Contreras et al. (2011), empleando la metodología propuesta por Fields (2002) y usando datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), estudia los determinantes de la desigualdad de salarios en Latinoamérica entre los años 1990 y 2000, encontrando que el factor preponderante de la desigualdad salarial en la región es la educación. Además, se muestra que las mujeres en la región perciben menores ingresos que los hombres con niveles de escolaridad y experiencia similares, no obstante, la brecha se redujo durante la década llegando a tener una participación casi nula sobre la desigualdad salarial.

Los métodos de descomposición también se han utilizado para evaluar correcciones efectuadas en las estimaciones de desigualdad. Agostini et al. (2010) corrige las estimaciones de pobreza y desigualdad para la población indígena en Chile ya que las Encuestas CASEN no son representativas para estos grupos, luego,

¹El modelo de regresión estimado es $\ln y = \mathbf{x}'\hat{\beta}$, luego, Fields (2002) demuestra que $\sigma^2(\ln y) = \sum_{j=1}^{J+2} Cov(\hat{\beta}_j \cdot x_j, \ln y)$, concluyendo que la participación de la variables x_j sobre la desigualdad está dada por $S_j = \frac{Cov(\hat{\beta}_j \cdot x_j, \ln y)}{\sigma^2(\ln y)}$. Notar que los términos $\hat{\beta}_j \cdot x_j$ corresponden a elasticidades siempre y cuando las variables explicativas del modelo estén en niveles.

²Para una discusión más detallada de este tipo de descomposiciones ver Bourguignon et al. (2007).

³Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional.

para evaluar la corrección realizada, los autores emplean la descomposición de Pyatt. Asimismo, Bravo et al. (2011) utiliza la descomposición planteada por Shorrocks (1982) para analizar la sensibilidad de los indicadores de desigualdad y pobreza ante el ajuste que realizaba la CEPAL para hacer consistente los ingresos reportados en las Encuestas CASEN con las cuentas nacionales de Chile.

Tomando en cuenta la literatura visitada en los párrafos anteriores, notamos que ningún trabajo compara la distribución del ingreso, la redistribución fiscal y sus respectivas composiciones en Chile con países pertenecientes a la OCDE, solo estudian la desigualdad dentro de Chile, exceptuando a Contreras et al. (2011) que contrasta la composición de la desigualdad de salarios con países de Latinoamérica. En consecuencia, el principal objetivo y aporte del presente trabajo radica en ampliar la muestra de países con los cuales se ha comparado a Chile, utilizar otras medidas de ingreso y analizar el impacto del sistema tributario y las transferencias a través de un nuevo método de descomposición.

3. Datos

3.1. Encuestas

Los datos utilizados en este estudio fueron facilitados por *LIS Cross-National Data Center* (desde ahora abreviado como LIS), que es una organización sin fines de lucro localizada en Luxemburgo y administra una de las bases de datos de ingresos más grandes disponibles a nivel de hogar e individual para la investigación en ciencias sociales. La base de datos de LIS provee datos de encuestas de hogares representativas a nivel nacional. Generalmente, los datos son provistos por la agencia nacional de estadística del país participante y posteriormente son armonizados por LIS para poder realizar comparaciones válidas entre países. Las variables que posee esta base de datos incluyen variables técnicas, geográficas, de vivienda, de composición del hogar, sociodemográficas, del mercado laboral, de agregados económicos, de ingreso corriente, de deducciones de ingreso, de transferencias, de ingresos extraordinarios, de renta imputada y de gasto en consumo.

Los principales países estudiados en este trabajo son: Chile, Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Grecia, Israel, Italia, Noruega, República Checa y Reino Unido. Los países nombrados anteriormente fueron seleccionados debido a tres criterios. Primero, todos pertenecen a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, segundo, poseen información sobre impuestos y transferencias, tercero, cuentan con los datos más actualizados de LIS; lo cual corresponde a encuestas de los años 2016, 2017 y 2018, a excepción de Australia y Noruega que presenta datos para los años 2014 y 2013 respectivamente. Australia y Noruega fueron seleccionados debido a su matriz productiva ya que son naciones intensivas en la explotación y exportación agrícola y minera al igual que Chile, por tanto, sirven como control para comparar y estudiar la desigualdad en Chile dentro de los países OCDE. Asimismo, cabe destacar que la información proporcionada por LIS corresponde a datos armonizados de las mismas encuestas que utiliza la OCDE para estudiar la distribución del ingreso.

El cuadro 1 resume la procedencia de los datos utilizados en este estudio. En la primera columna se muestra el país y el año de referencia al que corresponden los datos. La segunda columna presenta las principales encuestas de las que se obtienen los datos. En la tercera columna se detalla si las bases de datos de cada país poseen información sobre ingresos brutos o netos.

Cuadro 1: Bases de Datos de LIS

País / Año	Encuesta	Tipo de Ingresos
Chile 2017	<i>National Socio-Economic Characterization Survey (CASEN)</i>	Ingresos Netos
Alemania 2016	<i>German Socio-Economic Panel (GSOEP)</i>	Ingresos Brutos**
Australia 2014	<i>Survey of Income and Housing (SIH)</i>	Ingresos Brutos**
Austria 2016	<i>Survey on Income and Living Conditions (SILC)</i>	Ingresos Brutos*
Bélgica 2016	<i>Survey of Income and Living Conditions (SILC)</i>	Ingresos Brutos
Canadá 2017	<i>Canadian Income Survey (CIS)</i>	Ingresos Brutos*
Dinamarca 2016	<i>Law Model (based on administrative records)</i>	Ingresos Brutos*
España 2016	<i>Survey on Income and Living Conditions (SILC)</i>	Ingresos Brutos*
Estados Unidos 2018	<i>Current Population Survey (CPS)</i>	Ingresos Brutos**
Finlandia 2016	<i>Income Distribution Survey (IDS)</i>	Ingresos Brutos*
Grecia 2016	<i>Survey of Income and Living Conditions (SILC)</i>	Ingresos Brutos**
Israel 2016	<i>Household Expenditure Survey (HES)</i>	Ingresos Brutos**
Italia 2016	<i>Survey of Household Income and Wealth (SHIW)</i>	Ingresos Brutos**
Noruega 2013	<i>Household Income Statistics (HIS)</i>	Ingresos Brutos*
República Checa 2016	<i>Survey on Income and Living Conditions (SILC)</i>	Ingresos Brutos*
Reino Unido 2016	<i>Family Resources Survey (FRS)</i>	Ingresos Brutos

Fuente: Elaboración propia.

Notas: Impuestos y contribuciones reportadas o asignadas automáticamente con datos administrativos (*). Impuestos y contribuciones imputadas (**). Para el caso de Estados Unidos también se utiliza una encuesta complementaria de la CPS llamada *Annual Social and Economic Supplement (ASEC)*, por lo tanto, en estricto rigor son utilizadas ambas encuestas para formar la base de datos.

Las encuestas de tipo Ingresos Brutos, poseen información sobre impuestos y contribuciones por seguridad social que pagan los individuos. Además, si la información de la que dispone LIS es suficiente, se puede identificar aquellas en las que los impuestos y las contribuciones son reportadas por los hogares o asignadas automáticamente con datos administrativos (*), por ejemplo, en Canadá los datos obtenidos de la encuesta son complementados con datos administrativos de impuestos y contribuciones a través del número de seguridad social. De igual forma, si la información disponible lo permite, es posible identificar aquellas encuestas de tipo Ingresos Brutos en las que los impuestos y las contribuciones son imputadas (**). Por otro lado, las encuestas de tipo Ingresos Netos no contienen información sobre impuestos y contribuciones, razón por la cual es necesario imputar dichos datos para poder recuperar los ingresos de brutos o de mercado.

El cuadro anterior evidencia que Chile es el único país para el que no se poseen ingresos brutos, en consecuencia, no se cuenta con datos de impuestos directos conocidos como “*Income Taxes*”, ni pago de contribuciones por motivos de seguridad social llamados “*Payroll Taxes*”, tales como las cotizaciones en salud que recibe el Fondo Nacional de Salud (FONASA) o las Instituciones de Salud Previsional (ISAPRES), y el pago de imposiciones que realizan los trabajadores y sus empleadores a las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP). Luego, para poder imputar impuestos y contribuciones en seguridad social, se contactó al Ministerio de Desarrollo Social y Familia de Chile (MDS) y se solicitaron, a través del portal de transparencia, los códigos Stata utilizados para calcular las estadísticas de desigualdad y pobreza que la OECD solicita. Dichos códigos contenían la información y metodología utilizada para imputar impuestos y contribuciones en la CASEN del 2015, en consecuencia, fue necesario adaptarlos para el año 2017 según la codificación de variables que utiliza LIS.

3.2. Imputación de Impuestos y Contribuciones

El sistema impositivo chileno está conformado por tres tipos de impuestos: indirectos que aplican sobre las personas al momento de utilizar sus ingresos para consumir bienes y servicios; directos que gravan al titular por las rentas percibidas o devengadas; y el impuesto territorial, determinado sobre el avalúo de las

propiedades y es administrado por los gobiernos locales (municipalidades). Los impuestos directos se encuentran en la Ley sobre Impuesto a la Renta ejemplificada en la figura 1, dicha ley contempla dos impuestos de categoría y dos finales que gravan la totalidad de las rentas percibidas en el año por una persona. El primer impuesto de categoría es el Impuesto de Primera Categoría (**IDPC**) que grava mensualmente las rentas provenientes del capital como lo son las utilidades percibidas o devengadas de empresas comerciales, industriales, mineras, entre otras. El otro impuesto de categoría corresponde al Impuesto Único de Segunda Categoría (**IUSC**) que es progresivo y grava las rentas del trabajo dependiente (privado o público) con una periodicidad mensual. Por otro lado, uno de los impuestos finales, corresponde al Impuesto Global Complementario (**IGC**) el cual es un tributo progresivo que se determina y paga una vez al año por las personas naturales con domicilio o residencia en Chile sobre las rentas imponibles determinadas conforme a las normas de la primera y segunda categoría. El otro impuesto final que encontramos es el Impuesto Adicional (**IA**), el cual afecta a las personas naturales o jurídicas que no tienen residencia ni domicilio en Chile pero que obtienen rentas de fuentes chilenas.

Figura 1: Cuadro Sinóptico del Impuesto a la Renta en Chile



Como la Encuesta CASEN se levanta en territorio nacional, no se cuenta con información de las personas que residen en otro país y perciben utilidades de empresas chilenas, luego, el Impuesto Adicional no se aplica. Asimismo, esta encuesta no recaba información detallada sobre las rentas del capital dado que no se puede identificar de qué tipo empresas provienen los ingresos ni el régimen tributario al que están acogidas. Por ejemplo, las Pequeñas y Medianas Empresas (PyMEs), son las únicas empresas que pueden optar por tributar en primera categoría bajo el Régimen de Tributación Simplificada, mientras que las grandes empresas —exceptuando los sectores agrícolas, transportes y pequeña minería, que pueden tributar en el Régimen de Renta Presunta— estaban obligadas a acogerse a alguno de los dos grandes regímenes que contemplaba la Ley de Impuesto a la Renta hasta principios de este año.

El IDPC que grava las rentas del capital contemplaba dos regímenes tributarios hasta principios de este año. Las grandes empresas privadas debían acogerse a alguno de los dos regímenes de manera excluyente. Hasta principios del año 2020, las empresas podían tributar bajo el Régimen de Renta Atribuida (integrado) en el que los dueños tributaban un impuesto corporativo del 25% sobre su participación en las rentas anuales de la empresa independiente de los retiros que realizaban, además, cada socio y accionista podía descontar completamente del pago del impuesto Global Complementario el IDPC que ya había pagado. En la actualidad, el Régimen de Renta Atribuida fue eliminado tras una nueva reforma al sistema tributario chileno presentada en la Ley N° 21.210 publicada el 24 de febrero de 2020 en el Diario Oficial. Dicha reforma establece como régimen único de tributación para grandes empresas el Régimen de Renta Distribuida (semi-integrado). En este régimen, los socios y accionistas debían tributar sobre la base de los retiros efectivos de utilidad una tasa del 25,5% hasta el año 2017 y un 27% a partir del 2018, sin embargo, tienen derecho a imputar como crédito en el pago del IGC solo un 65% del IDPC pagado.

Tomando en consideración los distintos regímenes a los que las empresas se podían acoger en el año 2017 dependiendo del sector productivo y su tamaño, notamos que la base de datos de LIS, generada a partir

de la Encuesta CASEN 2017, por sí sola no contiene la información suficiente sobre las rentas del capital para poder vincular empresas a las personas de la muestra, en consecuencia, la imputación de impuestos sobre rentas del capital es imperfecta ya que solo se considera el pago del IGC y potencialmente existe un subreporte de rentas del capital.

Al no poder identificar el subreporte y la procedencia de las rentas del capital, la imputación de impuestos en la Encuesta CASEN, utilizando solo información disponible en ella, se ve obligada a basarse en el IUSC y el IGC. No obstante, la metodología del MDS solo contempla la imputación considerando el IGC, por este motivo, en este estudio se perfeccionó la metodología de imputación incorporando el Impuesto Único de Segunda Categoría que grava las rentas del trabajo dependiente.

Al imputar impuestos, el MDS genera una tasa media efectiva a la que está sujeta cada individuo. Para esto, en primer lugar, se generan los ingresos brutos de impuestos y contribuciones por seguridad social para el ingreso del trabajo independiente y las pensiones, sin embargo, los ingresos del capital y del trabajo dependiente son netas y no son llevadas a términos brutos. Como se expresó anteriormente, no es posible recuperar las rentas brutas del capital, pero si aquellas provenientes del trabajo dependiente. Luego, para obtener los ingresos brutos del trabajo dependiente es posible utilizar la tabla que proporciona el Servicio de Impuestos Internos (SII) para calcular el pago de impuestos de cada persona según el ingreso neto (renta líquida imponible) de cada persona. Utilizando los tramos de ingresos y las tasas de impuestos del SII se obtienen las rentas brutas del trabajo dependiente y luego se utiliza la metodología del MDS para imputar impuestos y contribuciones por seguridad social a través de esta nueva tasa media efectiva que es corregida al haber incorporado el ingreso bruto del trabajo dependiente.

3.3. Estadística Descriptiva

El cuadro 2 de esta subsección presenta estadística descriptiva relevante de las bases de datos de Chile y los países con los cuales será comparado al estudiar la desigualdad, el efecto redistributivo y sus respectivas descomposiciones. Asimismo, es importante notar que para todos los resultados presentados en este trabajo se utilizan los factores de expansión presentes en las bases de datos de LIS. Estos factores se utilizan según lo estipulado en los *LIS Self-Teaching Package 2019*.

Cuadro 2: Estadística Descriptiva Países

País	Número de Hogares	Tamaño Promedio del Hogar	Número de Personas	Edad Promedio	Tasa de Desempleo	Participación Laboral Femenina	Participación Laboral Masculina	Porcentaje de Mujeres <i>homemaker</i>	Porcentaje de Hombres <i>homemaker</i>	Porcentaje de Hogares Monoparentales	Porcentaje de Hogares Monoparentales de Mujeres
Chile	70.948	3,05	216.231	37,77	8,79 %	55,22 %	60,12 %	17,45 %	0,22 %	29,63 %	25,80 %
Alemania	15.816	2,51	39.488	37,75	7,1 %	70,51 %	70,23 %	6,41 %	0,3 %	16,06 %	14,34 %
Australia	14.162	2,41	34.063	37,31	5,41 %	59,51 %	62,86	-	-	20,36 %	17,19 %
Austria	6.090	2,11	12.876	42,76	8,11 %	59,02 %	63,22 %	8,84 %	0,26 %	15,13 %	13,39 %
Bélgica	6.053	2,32	14.028	41,30	9,48 %	56,07 %	58,63 %	6,51 %	0,78 %	21,07 %	17,39 %
Canadá	39.769	2,31	91.885	39,07	8,33 %	60,71 %	63,08	-	-	18,21 %	13,91 %
Dinamarca	89.245	2,10	187.596	40,96	2,2 %	54,08 %	56,34 %	-	-	18,64 %	14,99 %
España	13.740	2,54	34.911	44,54	20,27 %	66 %	68,64 %	11,41 %	0,06 %	16,57 %	13,92 %
Estados Unidos	68.345	2,63	179.645	37,26	2,24 %	57,45 %	60,16 %	8,95 %	0,67 %	20,70 %	16,95 %
Finlandia	10.210	2,43	24.818	40,49	13,01 %	62,16 %	62,65 %	3,79 %	0,22 %	7,86 %	6,10 %
Grecia	22.743	2,38	54.041	47,22	25,11 %	59,79 %	64,34 %	17,02 %	0,01 %	11,90 %	9,75 %
Israel	8.903	3,34	29.739	31,36	1,56 %	61,17 %	64,15 %	8,33 %	0,05 %	10,42 %	9,13 %
Italia	7.421	2,22	16.464	50,36	18,46 %	58,88 %	63,7 %	19,13 %	0,31 %	17,13 %	14,69 %
Noruega	235.732	2,15	507.822	38,64	0 %	55,92 %	59,33 %	-	-	16,76 %	13,09 %
República Checa	8.701	2,21	19.205	45,04	6,62 %	61,01 %	65,6 %	7,08 %	0,09 %	14,07 %	12,11 %
Reino Unido	19.380	2,28	44.145	40,80	4,56 %	61,81 %	64,07 %	6,98 %	0,68 %	23,21 %	20,81 %

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

Notas: El anglicismo *homemaker* hace referencia a las personas que tienen como principal actividad laboral los quehaceres domésticos. Las participaciones laborales son medidas como la tasa de participación de cada género, en consecuencia, corresponden al porcentaje de mujeres (hombres) en edad de trabajar que forman parte de la fuerza de trabajo femenina (masculina). Un hogar monoparental es aquel compuesto por un solo progenitor y uno o varios hijos e hijas, por lo tanto, para calcular el porcentaje de hogares monoparentales solo se consideran hogares con hijos e hijas.

De la estadística descriptiva anterior, vemos que los países incluyen el mayor número de personas y hogares en sus encuestas son Chile, Dinamarca, Estados Unidos y Noruega en primer lugar. Asimismo, nos percatamos del alto porcentaje de hogares monoparentales y hogares monoparentales de mujeres en Chile con relación al resto de países y la baja participación laboral femenina que tienen Chile, Canadá, Noruega y Estados Unidos en comparación a países como Alemania. Además, notamos que en Chile, Grecia e Italia

existe una elevada porción de mujeres (jefas de hogar o parejas del jefe de hogar) que pertenecen al grupo de trabajadoras que realizan trabajos domésticos y no participan del mercado laboral directamente. Asimismo, destaca la tasa de desempleo nula de Noruega y como, tanto para mujeres como hombres, también hay un nulo porcentaje de trabajadores *homemaker*, es decir, todos los trabajadores participan directamente en el mercado laboral.

3.4. Comparación con Datos OCDE

Las estadísticas que reporta la OCDE son recibidas directamente de cada país según los lineamientos metodológicos que ella establece, por consiguiente, es esperable que los Gini que reporta la OCDE difieran a los estimados en este estudio por el mero hecho de utilizar los datos que previamente son armonizados por LIS. Para determinar la magnitud de dichas diferencias, en el cuadro 3 presentamos los Gini de mercado y finales calculados por la OCDE y los obtenidos utilizando la base de datos de LIS según los datos más reciente con los que se cuenta, además, se reportan las diferencias porcentuales entre los coeficientes de Gini OCDE y los obtenidos con la base de datos de LIS.

Debemos notar que la metodología para calcular los coeficientes de Gini intenta ser lo más similar a la empleada por la OCDE, en consecuencia, el Gini de mercado es calculado a partir del **ingreso de mercado** del hogar ajustado por economías y equivalencias de escala (EEE), mientras que el Gini final se obtiene utilizando el **ingreso disponible** del hogar ajustado por EEE.⁴ Por lo tanto, sea \mathcal{H} el conjunto de hogares en la economía y $h \in \mathcal{H}$ el hogar al que pertenece el individuo i , tendremos que los ingresos asignados a dicho individuo son:⁵

$$y_i^m = \frac{L_h + K_h + (TR_h - TP_h) + P_h^O}{H_h^\eta} \quad (1)$$

$$y_i^d = y_i^m + \underbrace{\left(\frac{P_h^{NC} + P_h^C + P_h^I + BS_h}{H_h^\eta} - \frac{T_h + C_h}{H_h^\eta} \right)}_{\text{Transferencias Netas } (t_i)} \quad (2)$$

donde:

- y_i^m : Ingreso de mercado per cápita equivalente del individuo i
- y_i^d : Ingreso disponible per cápita equivalente del individuo i
- L_h : Ingresos laborales brutos del hogar h
- K_h : Ingresos de capital brutos del hogar h
- TR_h : Transferencias privadas recibidas por el hogar h
- TP_h : Transferencias privadas pagadas por el hogar h
- P_h^O : Pensiones ocupacionales recibidas por el hogar h
- P_h^{NC} : Pensiones públicas no contributivas recibidas por el hogar h
- P_h^C : Pensiones públicas contributivas recibidas por el hogar h
- P_h^I : Pensiones individuales recibidas por el hogar h
- BS_h : Beneficios sociales públicos recibidos por el hogar h
- T_h : Impuestos directos sobre la renta pagados por el hogar h

⁴Los ingresos del hogar ajustados por EEE también son conocidos como ingresos per cápita equivalentes.

⁵El apéndice A presenta una tabla que muestra las variables utilizadas para formar los ingresos según el nombre que reciben en la base de datos de LIS.

- C_h : Contribuciones por seguridad social pagadas por el hogar h
- H_h : Número de miembros en el hogar h
- η : Elasticidad per cápita equivalente

Notar que las definiciones anteriores de ingresos solo toman en cuenta los impuestos directos sobre la renta y no contabilizan el pago de impuestos indirectos como el Impuesto al Valor Agregado (IVA) o los impuestos específicos. La contabilidad anterior es una práctica típica en esta literatura y el principal motivo es debido a que se carece de datos de impuestos indirectos y una imputación requeriría establecer supuestos no triviales para cada país.

Dado que seguimos la metodología OCDE, sabemos que la elasticidad per cápita equivalente es de $\eta = 0,5$; es decir, el ingreso del hogar es ajustado según la raíz cuadrada del número de miembros del hogar. Luego, formando un ranking de los individuos en orden ascendente según el ingreso per cápita equivalente asignado a cada uno (i.e. $y_1^\tau \leq y_2^\tau \leq \dots \leq y_N^\tau$ para $\tau = m, d$), los coeficientes de Gini calculados con los datos de LIS se obtienen mediante la siguiente ecuación:

$$G^\tau = \frac{2}{\mu^\tau N^2} \sum_{i=1}^N i y_i^\tau - \frac{N+1}{N} \quad (3)$$

donde:

- i : Ranking del individuo
- N : Número total de individuos en la economía
- μ^τ : Media aritmética del ingreso y_i^τ
- y_i^τ : Ingreso de mercado (disponible) per cápita equivalente del individuo i si $\tau = m$ ($\tau = d$)

Cuadro 3: Coeficientes de Gini OCDE y LIS

País	G^m OCDE	G^m LIS	Diferencia	G^d OCDE	G^d LIS	Diferencia
Chile	0,495	0,525	6,05 %	0,46	0,457	-0,65 %
Alemania	0,505	0,522	3,44 %	0,294	0,302	2,82 %
Australia	0,483	0,500	3,42 %	0,337	0,336	-0,21 %
Austria	0,5	0,508	1,52 %	0,284	0,286	0,59 %
Bélgica	0,499	0,501	0,47 %	0,266	0,265	-0,31 %
Canadá	0,438	0,487	11,19 %	0,307	0,313	2,04 %
Dinamarca	0,447	0,487	8,91 %	0,261	0,258	-1,21 %
España	0,516	0,523	1,31 %	0,341	0,342	0,16 %
Estados Unidos	0,505	0,511	1,23 %	0,39	0,389	-0,22 %
Finlandia	0,506	0,381	-24,64 %	0,259	0,258	-0,36 %
Grecia	0,535	0,525	-1,96 %	0,333	0,333	-0,12 %
Israel	0,44	0,449	2,04 %	0,346	0,348	0,68 %
Italia	0,517	0,558	7,87 %	0,327	0,341	4,37 %
Noruega	0,412	0,425	3,16 %	0,252	0,253	0,37 %
República Checa	0,448	0,450	0,45 %	0,253	0,257	1,42 %
Reino Unido	0,506	0,502	-0,73 %	0,351	0,344	-2,11 %

Fuente: Elaboración propia con datos de la OCDE y LIS.

Notas: Coeficientes de Gini calculados para el mismo año sobre el total de la población y redondeados a la milésima. Diferencias reportadas como la variación porcentual entre los Gini OCDE y los Gini LIS en base a los Gini OCDE.

Del cuadro anterior podemos decir que las brechas más altas, en valor absoluto, antes de impuestos y transferencias se presentan en los Gini calculados para Finlandia y Canadá, mientras que la mayor diferencia después de impuestos y transferencias se presenta para los Gini de Italia y Alemania que no superan el 5%. Teniendo en cuenta estas brechas, notamos que los coeficientes de Gini reportados por la OCDE no difieren sistemáticamente de aquellos calculados con los datos de LIS y las diferencias son atribuibles a la metodología utilizada por LIS para armonizar datos y clasificar las distintas variables de ingreso involucradas en el cálculo.

3.5. Redistribución e Impuestos

Una economía que posee un estado de bienestar debiese tener un coeficiente de Gini mayor antes de impuestos y transferencias ya que posterior a la recaudación de impuestos y la asignación de transferencias efectuadas por el gobierno, el Gini debería disminuir producto de la redistribución de ingresos desde los hogares más ricos a los más pobres ya sea por concepto de pensiones o beneficios sociales públicos como los beneficios familiares, de desempleo y alimenticios.

Dado lo anterior, en la presente subsección se pretenden analizar los datos provistos por LIS desde la óptica de la redistribución. Para lo anterior, se analizan los coeficientes de Gini de mercado y los coeficientes de Gini finales calculados con los datos de LIS, es decir, aquellos presentados en el cuadro 3, tercera y sexta columna respectivamente.

Es importante notar la crítica que se ha hecho a los datos en Chile ya que probablemente subestiman el coeficiente de Gini debido a que cada vez es más difícil encuestar hogares de altos ingresos así como por los errores de medición asociados a un subreporte en los ingresos del capital. Autores como López et al. (2016) intentan corregir estos problemas para Chile, no obstante, Lustig (2019) muestra que las mismas críticas se

pueden aplicar a los datos de otros países estudiados en este trabajo como Estados Unidos y el Reino Unido, razón por la cual se optó por omitir este tipo de correcciones metodológicas. Sin embargo, teniendo en cuenta estas críticas, conocidas como el problema de los “*Missing Rich*”, es posible analizar los efectos cualitativos que tendría corregir los problemas anteriores sobre los posteriores resultados de descomposición.

El cuadro 4 muestra el Gini antes de impuestos y transferencias monetarias (G^m) en la segunda columna, la tercera columna presenta el Gini después de impuestos y transferencias (G^d), mientras que la última columna corresponde a la redistribución del país. La medida de efecto redistributivo denotada por ΔG , corresponde a la variación porcentual entre el Gini de mercado y final sobre la base del Gini de mercado. Esta normalización permite tomar en cuenta las diferencias entre países en el nivel inicial que poseen de desigualdad de mercado.

Cuadro 4: Coeficientes de Gini y Efecto Redistributivo Relativo

País	G^m	G^d	ΔG
Chile	0,525	0,457	12,95 %
Alemania	0,522	0,302	42,13 %
Australia	0,500	0,336	32,67 %
Austria	0,508	0,286	43,72 %
Bélgica	0,501	0,265	47,10 %
Canadá	0,487	0,313	35,68 %
Dinamarca	0,487	0,258	47,04 %
España	0,523	0,342	34,66 %
Estados Unidos	0,511	0,389	23,88 %
Finlandia	0,381	0,258	32,32 %
Grecia	0,525	0,333	36,59 %
Israel	0,449	0,348	22,42 %
Italia	0,558	0,341	38,81 %
Noruega	0,425	0,253	40,49 %
República Checa	0,450	0,257	42,99 %
Reino Unido	0,502	0,344	31,60 %
Promedio Muestra	0,491	0,318	35,31 %

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

Del cuadro 4 se desprende que el Gini de este conjunto de países es más homogéneo antes de impuestos y transferencias ya que el coeficiente toma valores entre 0,381 y 0,558 con media 0,491. En concreto, tenemos que Finlandia cuenta con un Gini de 0,381; el cual corresponde al menor coeficiente dentro de este conjunto de países, por otro lado, Italia cuenta con el mayor Gini y corresponde a 0,558. Lo anterior es indicativo de que los países en cuestión poseen una distribución del ingreso que se asemeja más antes de impuestos y transferencias, cuestión que cambia sustantivamente al evaluar la distribución del ingreso disponible mediante el coeficiente de Gini.

Además, el cuadro 4 muestra inequívocamente que todos los países logran reducir la desigualdad, medida mediante el Gini, a través de los mecanismos redistributivos de los que el estado dispone. No obstante, también es inmediato notar que algunas naciones logran disminuir su brecha relativa más que otros, lo cual es evidencia de estados benefactores más eficientes respecto de sus roles redistributivos.

En general, la gran mayoría de los países logran reducir la desigualdad entre un 22 % y un 48 %; no así Chile que logra una reducción de apenas un 12,95 %, siendo la menor de todas entre los países analizados. Por ejemplo, dentro de este conjunto de países, observamos que Bélgica y Dinamarca son los países con la mayor redistribución y corresponde casi a un 47 %, seguidos inmediatamente por Austria y República Checa con un 43 %, Alemania con un 42 % y Noruega con 40,5 % aproximadamente. Asimismo, los resultados

anteriores revelan que no necesariamente la redistribución es la única forma para alcanzar mayores niveles de equidad. Por ejemplo, Finlandia y Noruega presentan niveles de desigualdad final similares, no obstante, la redistribución en Finlandia es mucho menor ya que la desigualdad de mercado no supera un Gini de 0,4; luego, los mercados juegan un rol importante como etapa previa hacia la equidad, autores como Ennis et al. (2019) muestran que el poder de mercado y la falta de competencia pueden influir en la distribución del ingreso y la riqueza produciendo mayores niveles de desigualdad de mercado.

Conforme a la evidencia anterior, es justo preguntarse: ¿Por qué Chile posee una redistribución, medida por el coeficiente de Gini, menor que los otros países? Ante esta interrogante surgen dos respuestas naturales que no son excluyentes. Primero, puede ser que la recaudación tributaria en Chile es baja relativo al resto de países. La segunda respuesta estipula que un mayor porcentaje de los ingresos recaudados por el fisco no son destinados a redistribuir el ingreso mediante, por ejemplo, transferencias sociales a los hogares.

Con respecto a la primera respuesta, notamos que los países con mayores cargas tributarias, es decir, ingresos tributarios como porcentaje del PIB, según los datos presentados en el cuadro 5, son aquellos que también presentan una mayor disminución de la desigualdad, de hecho, el coeficiente de correlación entre los ingresos tributarios totales del año 2018 y el efecto redistributivo ΔG es de un 0,87. Esto entrega luces de que los impuestos progresivos en Chile son bajos en comparación al conjunto de países estudiados. Asimismo, Lustig (2016) muestra que el éxito del efecto redistributivo es influenciado principalmente por el “esfuerzo redistributivo” que es definido como la participación del gasto social sobre el PIB, en consecuencia, la segunda respuesta también es respaldada por evidencia empírica.

Cuadro 5: Ingresos Tributarios Totales como Porcentaje del PIB

País	2010	2012	2014	2016	2017	2018
Chile	19,59 %	21,33 %	19,61 %	20,14 %	20,11 %	21,07 %
Alemania	35,01 %	36,39 %	36,68 %	37,42 %	37,57 %	38,19 %
Australia	25,27 %	26,91 %	27,28 %	27,60 %	28,53 %	-
Austria	40,96 %	41,77 %	42,70 %	41,91 %	41,80 %	42,18 %
Bélgica	42,62 %	44,17 %	45,07 %	43,88 %	44,46 %	44,85 %
Canadá	31,01 %	31,18 %	31,27 %	33,17 %	32,81 %	32,99 %
Dinamarca	44,76 %	45,51 %	48,53 %	45,69 %	45,71 %	44,86 %
España	31,21 %	32,13 %	33,59 %	33,29 %	33,68 %	34,40 %
Estados Unidos	23,46 %	24,00 %	25,93 %	25,87 %	26,78 %	24,33 %
Finlandia	40,79 %	42,68 %	43,81 %	44,03 %	43,31 %	42,67 %
Grecia	32,04 %	35,81 %	36,00 %	38,70 %	38,91 %	38,74 %
Israel	30,73 %	30,01 %	30,99 %	31,11 %	32,51 %	31,09 %
Italia	41,88 %	43,92 %	43,47 %	42,31 %	42,13 %	42,05 %
Noruega	41,90 %	41,46 %	38,79 %	38,71 %	38,80 %	39,03 %
República Checa	32,48 %	33,68 %	33,10 %	34,24 %	34,87 %	35,28 %
Reino Unido	32,39 %	32,41 %	31,82 %	32,73 %	33,27 %	33,54 %
Promedio Muestra	34,13 %	35,21 %	35,54 %	35,67 %	35,95 %	36,35 %
Promedio OCDE	32,29 %	33,06 %	33,59 %	34,42 %	34,24 %	34,26 %

Fuente: Elaboración propia con datos de la *Revenue Statistics 2019*.

4. Metodología

Antes de presentar los resultados de las descomposiciones; la primera subsección presenta brevemente el método de Pyatt (1976) para descomponer el índice de Gini, mientras que la segunda subsección introduce

un nuevo método para descomponer el efecto redistributivo de los impuestos y las transferencias.⁶

El objetivo de contrastar la composición de la desigualdad en Chile con otros países OCDE radica en que se ha comparado a Chile con Latinoamérica principalmente respecto a la composición de la desigualdad. Se escoge la descomposición de Pyatt para descomponer la desigualdad por tres motivos fundamentales. Primero, el coeficiente de Gini es la medida de desigualdad más usada y conocida tanto en discusiones académicas como no académicas. Segundo, la descomposición de Pyatt, a diferencia del resto de métodos presentados en la revisión de literatura, permite analizar a varios países simultáneamente y compararlos de una manera sencilla. Tercero, es posible derivar una descomposición adicional para descomponer el efecto redistributivo y así poder caracterizar como este efecto se comporta entre distintos cuantiles de la distribución de ingresos y evaluar su progresividad, algo no estudiado a cabalidad aún para Chile.

4.1. Descomposición de la Desigualdad

Asumamos que podemos descomponer una población compuesta por $N > 2$ individuos en k conjuntos disjuntos cuyos ingresos medios son ordenados en forma ascendente (i.e. $\bar{y}_1 \leq \bar{y}_2 \leq \dots \leq \bar{y}_k$) y denotamos al ingreso medio de toda la población como μ . Además, sea N_j el número de individuos que pertenecen al grupo j , definimos $p_j = \frac{N_j}{N}$ y $\pi_j = \frac{\sum_{i \in j} y_i}{\sum_{i=1}^N y_i}$ como la proporción de individuos en el grupo j y la participación de los ingresos del grupo j . Pyatt (1976) demuestra que el coeficiente de Gini total de la población puede ser expresado de forma exacta como:

$$G = G_B + G_W + G_R \quad (4)$$

donde $G_B = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^k \sum_{j>i}^k (\bar{y}_j - \bar{y}_i) p_i p_j$ corresponde al coeficiente de Gini que se obtiene al asignarle a cada miembro de la población el ingreso promedio del grupo al que pertenece (Gini Between), luego, este componente cuantifica la desigualdad proveniente debido a las diferencias entre los ingresos medios de cada grupo.

Por otro lado, $G_W = \sum_{i=1}^k \pi_i p_i G_i$ corresponde a la desigualdad dentro de los grupos (Gini Within), de manera que la desigualdad intragrupo corresponde a la suma de los coeficientes de Gini de cada grupo ponderada por su respectiva proporción y participación de ingresos.

Por último, el residuo G_R mide el grado de la superposición de ingresos entre los distintos subgrupos en los que fue segmentada la población (Pyatt, 1976; Silber, 1989; Lambert y Aronson, 1993). El término de superposición es mayor a 0 solo si hay individuos con ingresos superiores a otros individuos en otro grupo con un mayor ingreso promedio. Naturalmente, si no existe superposición de ingresos entre los subgrupos, el término residual de superposición desaparece. Algunos autores identifican a la suma de los componentes G_B y G_R como desigualdad “*across groups*” (Lambert et al. 1993).

4.2. Descomposición del Efecto Redistributivo

Si deseamos evaluar el efecto redistributivo conjunto que tienen el sistema impositivo y las transferencias⁷ debemos establecer una métrica. Siguiendo a Graaff (1977) que generaliza la medida de bienestar social establecida por Sen (1976), el bienestar social en una economía con un ingreso medio μ y coeficiente de Gini G está dado por:

$$W(G, \mu, \sigma) = \mu(1 - G)^\sigma \quad (5)$$

con $\sigma \in (0, 1]$ que establece el grado de aversión a la desigualdad de ingresos. Es fácil ver que el bienestar social es decreciente en G , luego, debido a los efectos redistributivos de impuestos y transferencias sociales, tendremos que el bienestar social aumenta si se cumple que:

⁶Una derivación y explicación detallada de la descomposición de Pyatt es presentada en el apéndice B.

⁷El conjunto de los impuestos y las transferencias también será llamado “sistema redistributivo” a pesar de los otros roles que cumplen el sistema impositivo y las transferencias.

$$\Delta G = \frac{G^m - G^d}{G^m} \in (0, 1] \quad (6)$$

donde ΔG es la medida de efecto redistributivo relativo utilizada anteriormente. Aplicando la descomposición de Pyatt a cada coeficiente de Gini por separado, tendremos que:

$$\Delta G = \frac{G_B^m - G_B^d}{G^m} + \frac{G_W^m - G_W^d}{G^m} + \frac{G_R^m - G_R^d}{G^m} \quad (7)$$

la cual puede ser reescrita como:

$$\Delta G = \alpha_B \Delta G_B + \alpha_W \Delta G_W + \alpha_R \Delta G_R \quad (8)$$

donde α_B , α_W y α_R son las participaciones en el Gini de mercado de cada componente en la descomposición de Pyatt, es decir: $\alpha_B = \frac{G_B^m}{G^m}$, $\alpha_W = \frac{G_W^m}{G^m}$ y $\alpha_R = \frac{G_R^m}{G^m}$, mientras que los términos ΔG_B , ΔG_W y ΔG_R corresponden a los efectos redistributivos parciales (ERPs) dados por $\Delta G_j = \frac{G_j^m - G_j^d}{G_j^m}$ con $j \in \{B, W, R\}$.

En consecuencia, la ecuación (8) nos dice que el efecto redistributivo es un promedio ponderado de los efectos redistributivos parciales. Tomando en cuenta la interpretación de cada termino en la descomposición de Pyatt (1976), notamos que ΔG_B cuantifica la disminución en la desigualdad debido a la disminución en la brecha entre los ingresos medios de los grupos, ΔG_W mide la disminución en la desigualdad por una menor desigualdad de ingresos dentro de los grupos y ΔG_R representa el término residual asociado a esta descomposición.

Dividiendo la ecuación (8) por ΔG se obtiene la siguiente expresión:

$$100\% = \frac{\alpha_B \Delta G_B}{\Delta G} + \frac{\alpha_W \Delta G_W}{\Delta G} + \frac{\alpha_R \Delta G_R}{\Delta G} = \sum_{j \in \{B, W, R\}} S_j \quad (9)$$

donde cada termino $S_j = \frac{\alpha_j \Delta G_j}{\Delta G}$ representa la proporción en que cada ERP ponderado explica el efecto redistributivo total. Luego, cada proporción S_j depende de la participación α_j asociada antes de impuestos y transferencias y el ERP ΔG_j que genera el sistema redistributivo. Asimismo, debemos notar que esta descomposición depende directamente de cómo se segmenta la población, es decir, que subgrupos de la población están bajo estudio, luego, la descomposición presentada es un instrumental útil al momento de analizar como los impuestos y transferencias afectan la reducción de la desigualdad en distintos grupos de la población.

Alternativamente, podemos interpretar las expresiones (8) y (9) en términos de las transferencias netas de ingresos entre los individuos de la población. Para clarificar esto, supongamos una población que puede ser clasificada en dos grupos que son muy desiguales entre ellos, pero la heterogeneidad de ingresos dentro de cada grupo es pequeña. Lo anterior puede ser descrito como una situación en la que los miembros de cada grupo perciben ingresos cercanos al ingreso medio de su grupo y el ingreso recibido por la persona más pobre del grupo más rico es sustancialmente mayor al ingreso que recibe la persona más rica del grupo más pobre, luego, por construcción tenemos que $\alpha_R = 0$. Asimismo, supongamos que solo existe redistribución dentro de los grupos de tal forma que el sistema redistributivo logra que todas las personas de un grupo reciban el ingreso medio del grupo al que pertenecen, es decir, los impuestos y las transferencias generan una igualdad de ingresos total en cada grupo, pero la brecha entre los ingresos medios de los grupos persiste. Dada la situación hipotética planteada, tendremos que $S_R = 0$ porque inicialmente no existe superposición de ingresos, además, sabemos que $S_B = \Delta G_B = 0$ debido a que la diferencia entre los ingresos medios se mantuvo y las transferencias netas de recursos desde el grupo de mayores ingresos hacia el de menores ingresos fue nula. Finalmente, se tendrá que $S_W = \Delta G_W = 1$ ya que la redistribución dentro de los grupos fue total, no obstante, el efecto redistributivo total es pequeño porque la desigualdad proveniente dentro de los grupos era una proporción menor antes de impuestos y transferencias relativa a la desigualdad originada entre los grupos.

El ejemplo anterior ilustra como la descomposición S_B mide el grado de las transferencias netas de recursos entre los subgrupos de la población, ya que cuando es positivo la brecha entre los ingresos medios de los grupos disminuye. Por otro lado, S_W es una medida de la transferencias netas de recursos promedio dentro de los subgrupos. Finalmente, S_R puede ser interpretado como el aumento en la heterogeneidad de ingresos de los subgrupos ya que si G_R disminuye significativamente después de impuestos y transferencias, la superposición de ingresos disminuye.

Es posible formalizar el análisis presentado en el ejemplo anterior. Primero, debemos notar que la relación entre el ingreso disponible y el ingreso de mercado de un individuo está dada por $y_i^d = y_i^m + t_i$, es decir, el ingreso disponible es el resultado de adicionar al ingreso de mercado las transferencias netas (i.e. contribuciones por seguridad social, impuestos y transferencias). Luego, considerando que podemos descomponer la población compuesta por $N > 2$ individuos en k conjuntos disjuntos que son ordenados de forma ascendente según sus ingresos de mercado medios (i.e. $\bar{y}_1^m \leq \bar{y}_2^m \leq \dots \leq \bar{y}_k^m$), establecemos las siguiente definiciones:

Definición 1.

Un conjunto de transferencias netas (CTN) $\{t_i\}_{i=1}^N \in \mathbb{R}^N$ se dice balanceado si $\sum_{i=1}^N t_i = 0$.

Definición 2.

Se dice que un CTN preserva el orden de los grupos si no hay reordenamiento entre los ingresos medios de los grupos después de que se realizan las transferencias netas.

Definición 3.

Se dice que un CTN es progresivo por grupos si la suma de las transferencias netas en los grupos (transferencias agregadas de los grupos) son no decrecientes desde el grupo más pobre hasta el más rico.

Bajo las definiciones anteriores presentamos la siguiente proposición que será útil al momento de interpretar algunos resultados en términos de transferencias netas:

Proposición.

Cuando el CTN es balanceado, preserva el orden de los grupos y es progresivo por grupos, ΔG_B es positivo.

Demostración. Ver apéndice C. □

La proposición anterior presenta un conjunto de condiciones suficientes bajo las cuales tendremos que el ERP entre los grupos ΔG_B es positivo. En consecuencia, si observamos que $\Delta G_B > 0$ podemos establecer que las transferencias netas fluyen desde los grupos más ricos a los más pobres cuando se cumplen las condiciones anteriores.

¿Qué representan las definiciones anteriores? Por un lado, en un contexto estático como el analizado, la definición 1 es una regla de equilibrio fiscal y un principio básico de suficiencia que establecen los sistemas tributarios, el cual busca que la recaudación permita financiar el gasto público. Por otro lado, las definiciones 2 y 3 dependen de la progresividad del sistema tributario y de la existencia de grupos de bajos ingresos que perciban beneficios sociales. En general, los sistemas tributarios cumplen principios básicos de equidad horizontal y vertical que se traducen en tasas impositivas progresivas. Asimismo, los gobiernos asignan los beneficios sociales según variables sociodemográficas que correlacionan fuertemente con el ingreso de los individuos para que estas cumplan su rol redistributivo. Por lo tanto, la proposición ayuda a interpretar los resultados de la descomposición si la población es segmentada en grupos que son propensos a recibir transferencias por programas sociales y otros grupos que no se ven beneficiados ya que sus ingresos son suficientemente altos para clasificar a dichos beneficios.

Podemos notar que existe una estrecha relación entre el principio de transferencia de Pigou-Dalton con la proposición anterior. Recordemos que el principio de transferencia de Pigou-Dalton es una propiedad básica deseable de un indicador de desigualdad. Este principio establece que una transferencia positiva de

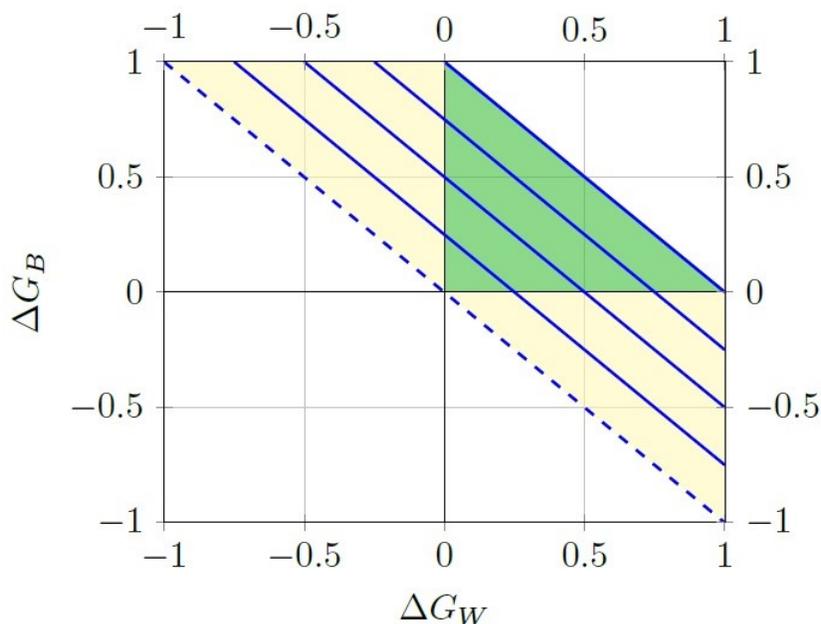
ingreso desde un individuo rico hacia otro más pobre, manteniendo constante el orden relativo entre ellos en la distribución, disminuye la desigualdad de ingresos. Mehran (1976) demuestra que el coeficiente de Gini satisface dicho principio. En consecuencia, el principio de transferencia de Pigou-Dalton es un caso particular de la proposición anterior, el cual surge cuando los k grupos corresponden a cada uno de los individuos en la distribución y solo existen dos transferencias netas no nulas en la que un individuo traspasa parte de sus recursos a otro individuo más pobre sin alterar sus posiciones en la distribución de ingresos.

Observando la ecuación (8), notamos que existen 7 casos en los que la desigualdad se reduce y el bienestar social se incrementa. El primer caso es en el que cada efecto redistributivo parcial es positivo. Asimismo, hay tres casos en los que dos ERPs pueden ser positivos y uno nulo o negativo, y otros tres casos en los que un solo un ERP es positivo y los otros dos son nulos o negativos. En consecuencia, si (6) se cumple (i.e. efecto redistributivo total positivo), una de las siguientes 7 relaciones es verdadera:

- i) $\Delta G_B, \Delta G_W, \Delta G_R > 0$
- ii) $\Delta G_B, \Delta G_W > 0$ y $\Delta G_R \leq 0$
- iii) $\Delta G_B, \Delta G_R > 0$ y $\Delta G_W \leq 0$
- iv) $\Delta G_W, \Delta G_R > 0$ y $\Delta G_B \leq 0$
- v) $\Delta G_B > 0$ y $\Delta G_W, \Delta G_R \leq 0$
- vi) $\Delta G_W > 0$ y $\Delta G_B, \Delta G_R \leq 0$
- vii) $\Delta G_R > 0$ y $\Delta G_B, \Delta G_W \leq 0$

Supongamos que la población es segmentada en distintos cuantiles de la distribución de ingresos. Por construcción, el término residual de superposición en esta descomposición es igual a cero ya que ningún individuo en un cuantil posee un ingreso mayor (menor) al de un individuo en un cuantil superior (inferior), luego, los ingresos entre subgrupos no se superponen. Dado que ΔG_R es nulo antes y después de impuestos, las relaciones anteriores se reducen a solo a los casos (ii), (v) y (vi). El siguiente plano representa el conjunto de efectos redistributivos parciales para que la condición (6) se cumpla (i.e. efecto redistributivo total positivo):

Figura 2: Geometría del Efecto Redistributivo con $\Delta G_R = 0$



Claramente si el termino de superposición ΔG_R es no nulo, existe un hiperplano en \mathbb{R}^3 análogo a la figura 2. Las áreas amarillas corresponden a efectos redistributivos en los que un solo ERP es positivo mientras que en el área verde ambos ERPs son positivos. Asimismo, es importante notar que la figura 2 asume participaciones iguales de los componentes between y within en el Gini de mercado ya que las rectas azules de “iso-redistribución” tienen pendientes de menos uno. Si las participaciones difieren las rectas no mantienen las pendientes mostradas en la figura. Una forma de pensar lo anterior es que las rectas de iso-redistribución son análogas a las curvas de indiferencia de un individuo con preferencias lineales (sustitutos perfectos) y el ratio de las participaciones $\frac{\alpha_W}{\alpha_B}$ corresponde a la tasa marginal de sustitución de dichas preferencias.

En general, cuando se habla de descomponer el efecto redistributivo es en un contexto en el cual solo se quiere medir la progresividad de los impuestos a la renta sin incluir las transferencias (Kakwani, 1977; Reynolds y Smolensky, 1977; Suits, 1977). Al descomponer se busca identificar cuáles son las fuentes de la progresividad o regresividad del sistema impositivo. Por ejemplo, Aronson et al. (1994) distingue el aporte de tres componentes en la redistribución a través de impuestos. La redistribución vertical (V) que mide la progresividad del sistema impositivo, la redistribución horizontal (H) que toma en cuenta el grado en el que individuos con ingresos similares son tratados de igual forma y el componente de reordenamiento (R) que cuantifica si los individuos cambiaron su posición relativa después de impuestos.

A diferencia del enfoque “clásico” que analiza la progresividad del sistema tributario según su redistribución vertical y horizontal, la descomposición propuesta en este estudio nos permite analizar el efecto redistributivo total que tienen los impuestos y las transferencias desde otra óptica, cuantificando los efectos redistributivos parciales que se produce dentro de los subgrupos, entre los subgrupos y en la superposición de ingresos. En consecuencia, este método es relevante al momento de discutir el efecto neto que tienen en conjunto los impuestos y las transferencias sobre distintos subgrupos de la población. Asimismo, la ventaja de este método radica en su versatilidad ya que no solo permite evaluar el impacto fiscal sobre distintos grupos de la población, también puede ser aplicado para estudiar la progresividad de los impuestos y las transferencias cuando los grupos elegidos corresponden a distintos cuantiles de la distribución de ingresos siendo ΔG_B la redistribución vertical, ΔG_W la redistribución horizontal y ΔG_R el impacto en la superposición de ingresos.

5. Resultados

Esta sección presenta los resultados de la descomposición de Pyatt y la descomposición del efecto redistributivo. Primero, comenzamos descomponiendo el Gini para la fuerza de trabajo activa —definida como trabajadores entre 18 y 65 años que reportan ingresos positivos— según sus ingresos laborales netos. Para esta primera medida de ingreso, las descomposiciones se efectúan sobre subgrupos de la población definidos en base a características sociodemográficas como género, edad, nivel educacional y estatus migratorio. En segundo lugar, se analiza el efecto redistributivo de los impuestos y transferencias sobre los hogares monoparentales, hogares monoparentales de mujeres y según el cuantil de ingreso al que pertenecen los hogares. Para estudiar el efecto redistributivo en los hogares la descomposición se basa en el ingreso de mercado per cápita equivalente para calcular el Gini de mercado y el ingreso disponible per cápita equivalente para obtener el Gini final.

Es importante destacar que, para descomponer el efecto redistributivo en los hogares, se utiliza el ingreso per cápita equivalente ya que el ingreso del capital es un variable que solo se encuentra a nivel de hogar en LIS, además, hay beneficios sociales que son otorgados a nivel de hogar y son recursos de los que se benefician todos los miembros del hogar.

5.1. Descomposiciones según Ingreso Laboral Neto

Las siguientes subsecciones descomponen el coeficiente de Gini medido según los ingresos laborales netos de trabajadores entre 18 y 65 años que reportan ingresos positivos. El ingreso laboral neto es definido como

la suma del ingreso monetario y no monetario proveniente del trabajo menos el pago de impuestos y contribuciones por seguridad social.⁸

Utilizar ingresos a nivel individual en lugar de ingresos equivalentes posee ventajas y desventajas. Respecto de las ventajas, en primer lugar, trabajar con datos a nivel individual no incurre en arbitrariedades al momento de calcular los ingresos equivalentes del hogar, como lo puede ser la elección de la elasticidad de equivalencia. En segundo lugar, Gottschalk y Smeeding (1997) señalan que las decisiones económicas dentro de un hogar son endógenas y complejas lo cual genera que la relación entre ingresos individuales e ingresos equivalentes no sea directa para un análisis empírico. Por otro lado, como indica Hadavand (2017), la elección de utilizar datos a nivel individual también posee desventajas ya que se ignora la estructura familiar en la cual cada individuo está inserto, lo cual es importante al momento de entender el nivel de ingresos que una persona requiere, ya que igualdad de ingresos no implica igualdad en los estándares de vida cuando la estructura familiar difiere entre los individuos. No obstante, lo interesante de utilizar solo ingresos laborales netos radica en la capacidad de analizar qué características propias del mercado laboral, como la discriminación hacia ciertos grupos de la población o el retorno a la educación, pueden ser preponderantes al explicar la desigualdad total de ingresos.

5.1.1. Género

El cuadro 6 y la figura 3 muestran los resultados de descomponer el Gini cuando la población es segmentada en mujeres y hombres que poseen entre 18 y 65 años y trabajan. En primer lugar, notamos que la proporción de mujeres (p_m) en la mayoría de los casos un poco menor a la de los hombres (p_h) excepto para Alemania en que la proporción de mujeres trabajadoras es ligeramente mayor. Asimismo, la participación en el ingreso de las mujeres (π_m) es sistemáticamente menor en todos los países. No obstante, el componente between es relativamente bajo para todos los países ya que es preponderante el componente within, sin embargo, en Chile, España y Estados Unidos se evidencia un alto componente residual de superposición.

Cuadro 6: Descomposición de Pyatt por Género

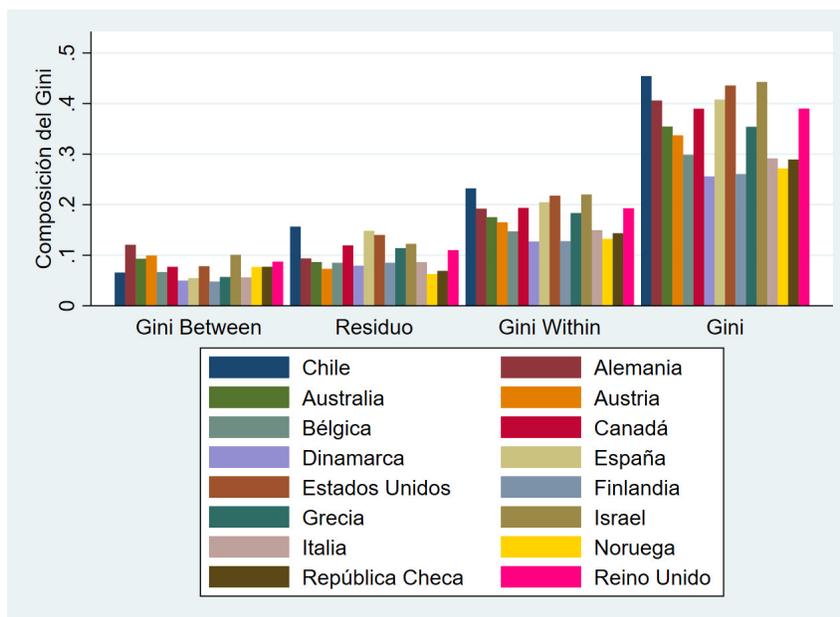
País	p_h	p_m	π_h	π_m	G_h	G_m	G_W	G_B	G_R	G
Chile	56,13 %	43,87 %	62,70 %	37,30 %	0,450	0,449	0,232	0,066	0,156	0,454
Alemania	49,60 %	50,40 %	61,66 %	38,34 %	0,372	0,404	0,192	0,121	0,094	0,406
Australia	53,90 %	46,10 %	63,21 %	36,79 %	0,353	0,323	0,175	0,093	0,087	0,355
Austria	55,19 %	44,81 %	65,10 %	34,90 %	0,319	0,322	0,165	0,099	0,073	0,337
Bélgica	53,37 %	46,63 %	60,02 %	39,98 %	0,293	0,286	0,147	0,066	0,085	0,298
Canadá	52,74 %	47,26 %	60,42 %	39,58 %	0,388	0,372	0,193	0,077	0,119	0,390
Dinamarca	52,59 %	47,41 %	57,58 %	42,42 %	0,267	0,229	0,127	0,050	0,079	0,256
España	54,44 %	45,56 %	59,88 %	40,12 %	0,397	0,413	0,205	0,054	0,148	0,408
Estados Unidos	53,21 %	46,79 %	61,01 %	38,99 %	0,433	0,422	0,218	0,078	0,140	0,435
Finlandia	50,57 %	49,43 %	55,34 %	44,66 %	0,258	0,252	0,128	0,048	0,085	0,260
Grecia	58,38 %	41,62 %	64,06 %	35,94 %	0,349	0,351	0,183	0,057	0,114	0,354
Israel	53,34 %	46,66 %	63,39 %	36,62 %	0,440	0,417	0,220	0,100	0,122	0,443
Italia	57,33 %	42,67 %	62,93 %	37,07 %	0,296	0,271	0,150	0,056	0,086	0,292
Noruega	54,24 %	45,76 %	61,89 %	38,11 %	0,262	0,254	0,132	0,077	0,063	0,271
República Checa	56,08 %	43,92 %	63,78 %	36,22 %	0,282	0,267	0,143	0,077	0,069	0,289
Reino Unido	52,87 %	47,13 %	61,58 %	38,43 %	0,387	0,370	0,193	0,087	0,110	0,390

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

Notas: p_h denota la proporción de hombres, p_m la proporción de mujeres, π_h la participación del ingreso de los hombres y π_m la participación del ingreso de las mujeres.

⁸La medida de ingreso laboral neto definida, según las variables de LIS, se forma como $Y_{laboral} = pilabour - pxitsc$.

Figura 3: Descomposición de Pyatt por Género



5.1.2. Rangos de Edad

Para poder efectuar la descomposición según la edad de las personas, se formaron 8 rangos de edad con un intervalo de 6 años cada uno, es decir, el primer rango de edad es aquel conformado por los individuos que poseen entre 18 a 23 años, el segundo es el que incluye a los individuos entre 24 y 29 años, luego, está el rango de edad que aglomera a las personas entre 30 y 35 años, y así sucesivamente hasta el último rango de edad compuesto por los individuos que tienen entre 60 y 65 años.

Tomando en cuenta lo anterior y observando el cuadro 7 y la figura 4, en general notamos que para todos los países la desigualdad promedio proveniente de cada rango de edad es baja comparada con la desigualdad que proviene por la diferencia entre los diversos rangos de edad. Esto es atribuible a efectos de ciclo de vida y perfiles de ingresos cóncavos ya que los más jóvenes y las personas próximas al retiro tienden a percibir ingresos laborales menores que aquellos individuos que aún forman parte estable de la fuerza laboral.

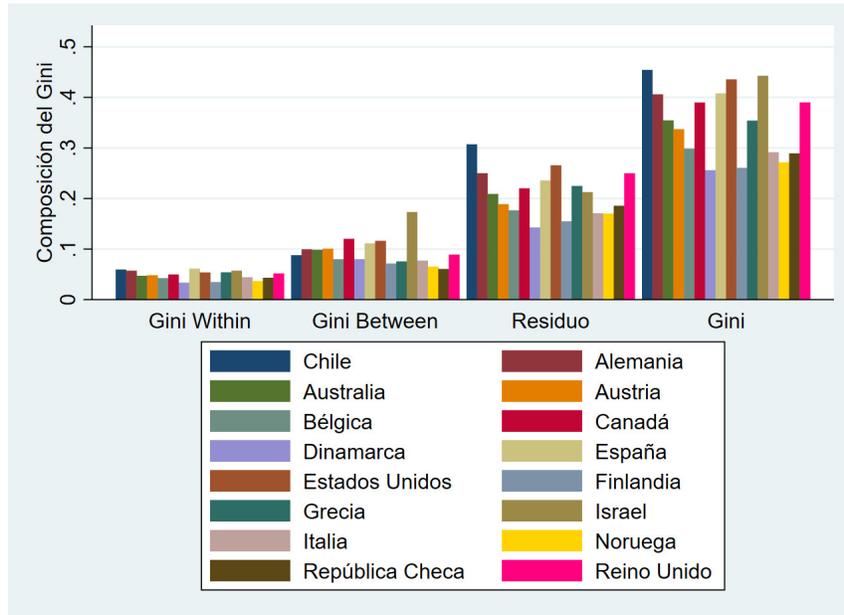
Por otro lado, el componente residual muestra que existe gran desigualdad debido a la superposición de ingresos laborales entre un rango de edad y otro, esto es, existen individuos de menor edad que perciben ingresos mayores que otras personas de mayor edad lo cual se puede explicar porque hay individuos de menor edad que poseen mayores niveles de educación asociados a retornos salariales más altos. Esto último se condice con lo evidenciado en la subsección siguiente y la expansión en el acceso a la educación superior que han experimentado diversos países lo que permite a los cohortes más jóvenes que ingresan al mercado laboral percibir mejores rentas laborales.

Cuadro 7: Descomposición de Pyatt por Rangos de Edad

País	G_W	G_B	G_R	G
Chile	0,059	0,088	0,307	0,454
Alemania	0,057	0,099	0,250	0,406
Australia	0,047	0,099	0,209	0,355
Austria	0,048	0,100	0,189	0,337
Bélgica	0,042	0,080	0,176	0,298
Canadá	0,050	0,120	0,220	0,390
Dinamarca	0,033	0,080	0,142	0,256
España	0,061	0,111	0,236	0,408
Estados Unidos	0,054	0,116	0,266	0,435
Finlandia	0,034	0,071	0,155	0,260
Grecia	0,054	0,075	0,225	0,354
Israel	0,057	0,173	0,213	0,443
Italia	0,044	0,077	0,171	0,292
Noruega	0,037	0,065	0,170	0,271
República Checa	0,043	0,061	0,185	0,289
Reino Unido	0,051	0,089	0,250	0,390

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

Figura 4: Descomposición de Pyatt por Rangos de Edad



5.1.3. Nivel Educativo

Los tres niveles educativos utilizados en esta descomposición (bajo, medio y alto) se definen según:

- Nivel Educativo Bajo: Menos que secundaria superior completada (Nunca asistió, niveles ISCED 2011 0, 1 o 2 o completados).
- Nivel Educativo Medio: Educación secundaria superior completada (Niveles ISCED 3 o 4 completados).

- Nivel Educacional Alto: Educación terciaria completada (Niveles ISCED 5, 6, 7 u 8 completados).

El cuadro 8 y la figura 5 muestran que el termino de superposición es de los menores para Chile, esto indica que los tres grupos educacionales en los que fue segmentada la población tienden a ser heterogéneos en términos de ingresos laborales, es decir, existe poca superposición de ingresos entre un nivel educacional lo cual es un fenómeno común para la gran mayoría de países exceptuando casos como el de Australia, España o Grecia. Asimismo, notamos que el Gini between de Chile es evidentemente mayor al resto de los países, sobre todo mayor que el de países desarrollados como Australia, Austria, Canadá, Italia, Finlandia, Noruega y República Checa. Todo lo anterior indica que en Chile el retorno a la educación implica que los distintos niveles educacionales definidos, presenten una alta heterogeneidad de ingresos entre ellos, luego, la diferencia entre grupos es mayor lo cual se ve representado en un alto componente de Gini between para Chile, llegando a dominar con creces el Gini between de países nórdicos como Finlandia y Noruega.

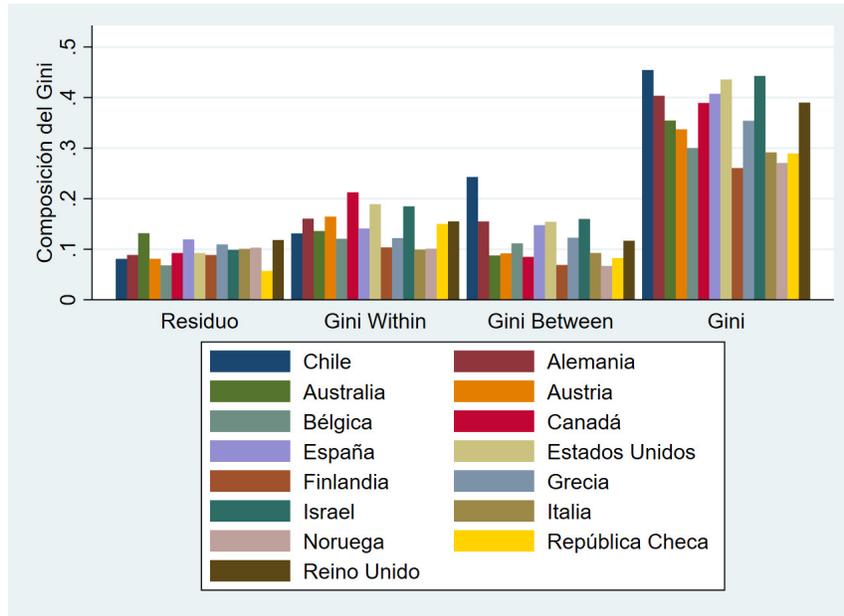
Lo discutido en el párrafo anterior se condice con lo documentado por Contreras et al. (2011), estudio en el cual se utiliza la metodología propuesta por Fields (2002) para descomponer la varianza del logaritmo de los salarios. Dicho estudio muestra que, durante la década de 1990, el retorno a la educación primaria y secundaria ha decrecido, mientras que el premio a la educación superior recibió un importante aumento. Asimismo, los autores muestran que este es un comportamiento a nivel de América Latina, no obstante, en el presente estudio evidenciamos que esta desigualdad explicada por el nivel de educación no se replica en el resto de los países estudiados, los cuales no pertenecen a América Latina. En consecuencia, tal comportamiento parece ser propio de economías en vías de desarrollo como los países latinoamericanos.

Cuadro 8: Descomposición de Pyatt por Nivel Educacional

País	G_{bajo}	G_{medio}	G_{alto}	G_W	G_B	G_R	G
Chile	0,321	0,358	0,447	0,131	0,243	0,081	0,455
Alemania	0,421	0,361	0,376	0,160	0,155	0,088	0,403
Australia	0,305	0,357	0,344	0,136	0,087	0,132	0,355
Austria	0,343	0,303	0,355	0,164	0,092	0,081	0,337
Bélgica	0,277	0,254	0,292	0,121	0,111	0,068	0,300
Canadá	0,375	0,390	0,373	0,212	0,085	0,092	0,389
España	0,375	0,380	0,379	0,141	0,147	0,119	0,407
Estados Unidos	0,368	0,380	0,425	0,189	0,154	0,092	0,435
Finlandia	0,273	0,244	0,250	0,103	0,069	0,088	0,260
Grecia	0,368	0,325	0,327	0,122	0,123	0,109	0,354
Israel	0,357	0,421	0,410	0,185	0,160	0,099	0,443
Italia	0,258	0,258	0,339	0,099	0,092	0,100	0,292
Noruega	0,263	0,251	0,272	0,101	0,067	0,103	0,271
República Checa	0,271	0,266	0,286	0,150	0,082	0,057	0,289
Reino Unido	0,343	0,351	0,390	0,155	0,117	0,118	0,390

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

Figura 5: Descomposición de Pyatt por Nivel Educativo



5.1.4. Estatus Migratorio

Para finalizar esta subsección, presentamos el cuadro 9 y la figura 6, que descompone el Gini según el estatus migratorio de los individuos, es decir, si son migrantes o no. La descomposición para Finlandia y el Reino Unido no se pudo efectuar por falta de información. Lo revelador de esta descomposición radica en la mínima proporción del Gini total que es explicada por la diferencia entre los grupos y esto, a su vez, se observa para todos los países de la muestra. Asimismo, el componente de superposición para Chile es de los más bajo entre todos los países, en consecuencia, un bajo componente between y un bajo grado de superposición nos dice que no hay una alta sobreposición de ingresos entre el grupo de migrantes y nacionales, no obstante, los ingresos promedio de estos grupos se asemejan, por lo tanto, la desigualdad debe provenir de la alta dispersión de ingresos dentro de cada grupo.

El cuadro 9 evidencia que el componente within para Chile y Grecia es notablemente mayor que en el resto de los países, luego, la dispersión de ingresos en la población nacional y migrante es alta. No obstante, en países como Australia, Austria, Bélgica, Canadá y Dinamarca la desigualdad dentro del grupo de migrantes es alta al igual que en Chile, sin embargo, la desigualdad de los nacionales es mucho menor y dado que conforman una mayor proporción de la población el componente within se reduce. Por otro lado, en Chile la desigualdad nacional tanto como la desigualdad en el grupo de migrantes son las más altas entre todos los países.

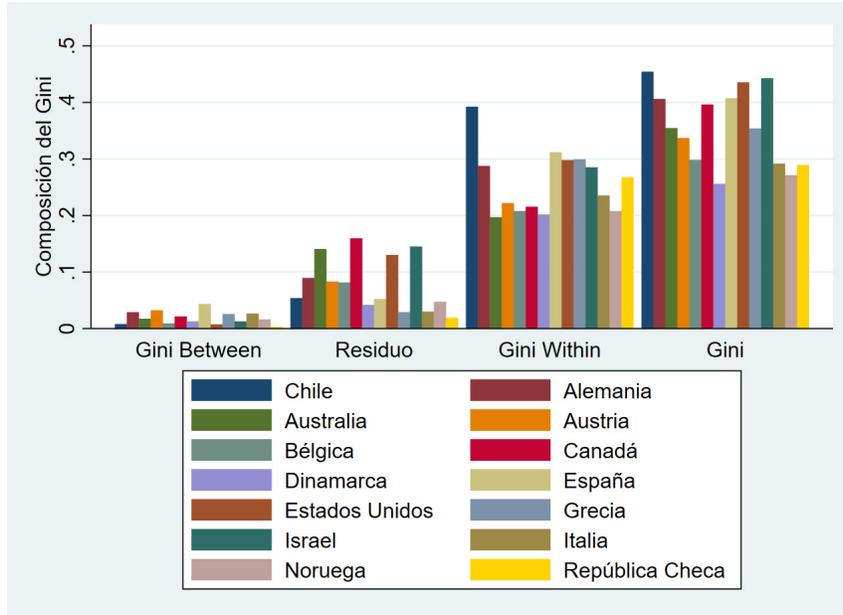
Cuadro 9: Descomposición de Pyatt por Estatus Migratorio

País	p_n	p_{mg}	π_n	π_{mg}	G_n	G_{mg}	G_W	G_B	G_R	G
Chile	93,15 %	6,85 %	92,37 %	7,64 %	0,453	0,463	0,392	0,008	0,054	0,454
Alemania	81,15 %	18,85 %	84,04 %	15,96 %	0,404	0,405	0,288	0,029	0,089	0,406
Australia	68,06 %	31,94 %	66,34 %	33,67 %	0,349	0,365	0,197	0,017	0,141	0,355
Austria	78,01 %	22,00 %	81,22 %	18,78 %	0,326	0,360	0,222	0,032	0,083	0,337
Bélgica	83,53 %	16,47 %	84,44 %	15,56 %	0,281	0,377	0,208	0,009	0,081	0,298
Canadá	63,56 %	36,44 %	65,69 %	34,31 %	0,400	0,387	0,215	0,021	0,160	0,396
Dinamarca	88,45 %	11,55 %	89,70 %	10,30 %	0,250	0,297	0,202	0,013	0,042	0,256
España	85,32 %	14,68 %	89,67 %	10,33 %	0,399	0,417	0,312	0,043	0,052	0,407
Estados Unidos	80,32 %	19,68 %	81,06 %	18,94 %	0,432	0,449	0,298	0,007	0,130	0,435
Grecia	90,71 %	9,29 %	93,28 %	6,72 %	0,351	0,333	0,299	0,026	0,029	0,354
Israel	77,18 %	22,82 %	75,92 %	24,08 %	0,447	0,429	0,285	0,013	0,145	0,443
Italia	88,18 %	11,82 %	90,83 %	9,17 %	0,290	0,261	0,235	0,027	0,030	0,292
Noruega	86,03 %	13,97 %	87,66 %	12,35 %	0,269	0,272	0,208	0,016	0,047	0,271
República Checa	96,50 %	3,50 %	96,22 %	3,78 %	0,287	0,329	0,267	0,003	0,019	0,289

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

Notas: p_n denota la proporción de nacionales, p_{mg} la proporción de migrantes, π_n la participación del ingreso de lo(a)s nacionales y π_{gm} la participación del ingreso de lo(a)s migrantes.

Figura 6: Descomposición de Pyatt por Estatus Migratorio



5.2. Descomposiciones según Ingreso per cápita Equivalente

En esta sección se aplica la descomposición del efecto redistributivo presentada en la sección 4 para estudiar el rol redistributivo de los impuestos y las transferencias sobre distintos tipos de hogares. Esta sección no solo toma en cuenta los ingresos laborales, además, se incluyen las rentas del capital y se corrige por el tamaño del hogar. Para poder realizar las descomposiciones de esta sección, en primer lugar, se obtienen los ingresos per cápita equivalentes de mercado y disponibles definidos en las ecuaciones (1) y (2) respectivamente. Luego, ambos ingresos son asignados a cada uno de los miembros del hogar para poder obtener

los componentes de la descomposición presentados en las ecuaciones (8) y (9). Es importante destacar que, para descomponer el efecto redistributivo en los hogares, se utiliza el ingreso per cápita equivalente ya que el ingreso del capital es un variable que solo se encuentra a nivel de hogar en LIS, además, hay beneficios sociales que son otorgados a nivel de hogar y son recursos de los que se benefician todos los miembros del hogar.

La primera descomposición de esta sección considera el grupo de hogares monoparentales y el grupo de los hogares no monoparentales (biparentales). Se consideran estos grupos debido a la alta proporción que representan los hogares monoparentales en Chile en comparación con el resto de los países OCDE analizados. Un hogar monoparental es aquel compuesto por un solo jefe(a) de hogar y uno o varios hijos e hijas. Por otro lado, se consideran hogares no monoparentales aquellos en los que está presente una pareja a cargo de al menos un hijo(a) que vive en el hogar. Es necesario notar que la descomposición es llevada a cabo sobre todos los miembros pertenecientes a algún tipo de hogar monoparental y no sobre toda la población. Lo que motiva principalmente esta descomposición es evaluar cómo cambia la brecha de ingresos entre estos dos tipos de hogares.

Una extensión natural de la descomposición anterior consiste en evaluar el efecto redistributivo, pero considerando como un solo grupo los hogares monoparentales de mujeres, es decir, aquellos en los que solo está presente la madre y uno o varios hijos e hijas. Esta variante de la descomposición anterior se enfoca en las mujeres ya que un hogar monoparental es más propenso a tener una jefa de hogar como fue mostrado en el cuadro 2. Es impórtate tener en cuenta que el otro grupo no consiste solo en los hogares no monoparentales, también se incluyen los hogares monoparentales de hombres.

La última descomposición de esta sección considera distintos cuantiles de la distribución de ingresos equivalentes per cápita. Esta descomposición es de especial importancia ya que nos permite evaluar la progresividad conjunta de los impuestos y las transferencias entre distintos cuantiles de la distribución. Asimismo, la interpretación del efecto redistributivo tiene clara relación con las medidas de progresividad propuestas en la literatura. Esta descomposición cumple con que $\Delta G_R = S_R = 0$ por construcción ya que los ingresos de los individuos perteneciente a un cuantil no se superponen con los de un individuo en otro cuantil. Dado que $\Delta G_R = 0$, el efecto redistributivo se transmite solo vía ΔG_B y ΔG_W , los cuales tienen una relación directa con los métodos propuestos anteriormente en la literatura para medir progresividad. Por un lado, ΔG_B es una medida de redistribución vertical (V) que mide la progresividad, por otro lado, ΔG_W es una medida de redistribución horizontal (H) entre los grupos y cuantifica la homogeneidad de la redistribución dentro de cada cuantil.

5.2.1. Hogares Monoparentales

Un hogar monoparental es definido como aquel que está compuesto por un solo jefe(a) de hogar y uno o varios hijos e hijas. Por otro lado, se consideran hogares no monoparentales (hogares biparentales) aquellos en los que está presente una pareja a cargo de al menos un hijo que vive en el hogar. En consecuencia, en esta sección se excluyen los hogares compuestos por una sola persona o parejas sin hijos.

Los resultados se presentan en el cuadro 10. En primer lugar, es evidente notar que el efecto redistributivo agregado ΔG es positivo para todos los países de la muestra, sin embargo, para Chile es sustantivamente menor y corresponde solo a un 9,06 % seguido por Israel con un 19,95 %, no obstante, Chile está muy por debajo del efecto retributivo promedio de la muestra que corresponde a un 27,49 %. Asimismo, si comparamos los resultados con aquellos presentados en el cuadro 4, notamos que ΔG es sistemáticamente más bajo, en consecuencia, al medir el cambio en la desigualdad para este tipo particular de hogares, los efectos redistributivos se aminoran debido, en parte, a que no se está considerando a toda la población.

Por otro lado, el componente preponderante en el efecto redistributivo corresponde a S_W con una participación media de un 72,04 %, seguido por S_B con un 22,02 %, mientras que S_R explica solo un 5,94 % en promedio. No obstante, lo anterior no implica que el efecto redistributivo parcial preponderante es ΔG_W , de hecho, el mayor efecto redistributivo parcial es ΔG_B que en promedio corresponde a un 37,68 %. Sin embargo,

como la estructura inicial de la desigualdad de mercado se explica por la brecha que existe dentro de cada grupo α_W , el efecto de ΔG_B es aminorado sustancialmente. Llama la atención que en Chile la desigualdad de mercado sea explicada en gran parte debido a la superposición de ingresos lo cual se ve reflejado por un alto α_R . El bajo efecto redistributivo agregado en Chile, entre hogares monoparentales y hogares biparentales, se explica tanto a la baja redistribución vertical y como a la baja redistribución horizontal en comparación al resto de países.

Cuadro 10: Descomposición del Efecto Redistributivo por Hogares Monoparentales

País	α_W	α_B	α_R	ΔG_W	ΔG_B	ΔG_R	S_W	S_B	S_R	ΔG
Chile	60,30 %	17,72 %	21,98 %	9,16 %	17,24 %	2,18 %	60,98 %	33,72 %	5,30 %	9,06 %
Alemania	73,94 %	16,56 %	9,51 %	29,21 %	34,83 %	25,95 %	72,40 %	19,33 %	8,27 %	29,83 %
Australia	71,43 %	17,85 %	10,72 %	28,74 %	44,40 %	14,92 %	68,31 %	26,37 %	5,32 %	30,06 %
Austria	78,24 %	12,01 %	9,76 %	29,92 %	38,59 %	19,86 %	78,08 %	15,46 %	6,46 %	29,98 %
Bélgica	68,16 %	20,38 %	11,46 %	33,26 %	34,56 %	34,42 %	67,36 %	20,92 %	11,72 %	33,66 %
Canadá	75,69 %	15,56 %	8,75 %	28,36 %	36,63 %	17,93 %	74,71 %	19,83 %	5,46 %	28,73 %
Dinamarca	67,48 %	21,77 %	10,76 %	33,82 %	37,24 %	32,62 %	66,27 %	23,54 %	10,19 %	34,44 %
España	73,23 %	11,45 %	15,32 %	25,48 %	53,04 %	4,15 %	73,55 %	23,94 %	2,51 %	25,37 %
Estados Unidos	65,31 %	22,06 %	12,63 %	21,92 %	26,38 %	12,18 %	66,05 %	26,85 %	7,10 %	21,68 %
Finlandia	76,97 %	16,06 %	6,97 %	34,62 %	36,57 %	37,85 %	75,79 %	16,71 %	7,50 %	35,16 %
Grecia	82,17 %	7,61 %	10,22 %	22,54 %	52,38 %	2,29 %	81,44 %	17,53 %	1,03 %	22,74 %
Israel	82,51 %	8,37 %	9,12 %	20,17 %	38,16 %	1,22 %	83,43 %	16,02 %	0,56 %	19,95 %
Italia	76,19 %	11,39 %	12,43 %	25,41 %	45,50 %	3,64 %	77,46 %	20,73 %	1,81 %	24,99 %
Noruega	70,53 %	20,03 %	9,44 %	34,55 %	36,63 %	31,59 %	70,25 %	21,15 %	8,60 %	34,69 %
República Checa	76,80 %	14,17 %	9,03 %	25,31 %	29,62 %	25,47 %	74,95 %	16,18 %	8,87 %	25,94 %
Reino Unido	67,15 %	23,38 %	9,47 %	26,05 %	44,71 %	9,62 %	60,62 %	36,22 %	3,16 %	28,86 %
Promedio Muestra	72,96 %	15,99 %	11,05 %	26,67 %	37,68 %	17,36 %	72,04 %	22,02 %	5,94 %	27,09 %

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

5.2.2. Hogares Monoparentales de Mujeres

Los hogares monoparentales de mujeres son un subconjunto del caso anterior, ya que solo corresponden a los hogares monoparentales en el que hay estrictamente solo una jefa de hogar mujer con al menos un hijo(a) viviendo con ella en el hogar y los hogares monoparentales de hombres se consideran en el complemento (hogares no monoparentales de mujeres). Al igual que en el caso anterior, se excluyeron los hogares conformados por un solo individuo o parejas sin hijos, en consecuencia, el conjunto de hogares no monoparentales de mujeres queda conformado por los hogares monoparentales de hombres y los hogares de parejas con hijos.

Los efectos redistributivos agregados del cuadro 11 son iguales a aquellos del cuadro 10, ya que la población analizada es igual solo que ahora los hogares monoparentales de hombre pasaron a ser parte del complemento. En este contexto, notamos que la participación promedio del ERP within S_W aumento desde un 72,04% a un 75,98%, en consecuencia, aumento unos 4 puntos porcentuales restando participación de S_B principalmente que disminuyo desde un 22,02% a un 19,54%. No obstante, nuevamente se evidencia que en Chile, a pesar de ser el país con mayor porcentaje de hogares monoparentales de mujeres, ambos ERPs ΔG_W y ΔG_B son bajos comparativos al resto de los países y los países que mejor alcanzan mayores niveles de redistribución lo logran con altos ERPs a través de G_B principalmente, en consecuencia, las transferencias netas de recursos hacia los hogares liderados por mujeres jefas de hogar es más sustantiva.

Cuadro 11: Descomposición del Efecto Redistributivo por Hogares Monoparentales de Mujeres

País	α_W	α_B	α_R	ΔG_W	ΔG_B	ΔG_R	S_W	S_B	S_R	ΔG
Chile	63,91 %	17,24 %	18,85 %	9,20 %	14,82 %	3,31 %	64,90 %	28,21 %	6,89 %	9,06 %
Alemania	76,89 %	15,40 %	7,71 %	29,28 %	34,34 %	26,22 %	75,49 %	17,74 %	6,78 %	29,83 %
Australia	75,37 %	16,20 %	8,43 %	28,88 %	43,88 %	14,01 %	72,42 %	23,66 %	3,93 %	30,06 %
Austria	81,34 %	11,97 %	6,69 %	30,13 %	39,15 %	11,70 %	81,76 %	15,64 %	2,61 %	29,98 %
Bélgica	73,26 %	18,15 %	8,59 %	33,23 %	35,98 %	32,39 %	72,33 %	19,40 %	8,27 %	33,66 %
Canadá	80,73 %	13,35 %	5,93 %	28,47 %	35,04 %	18,13 %	79,99 %	16,27 %	3,74 %	28,73 %
Dinamarca	72,90 %	19,82 %	7,28 %	33,78 %	38,19 %	30,81 %	71,50 %	21,99 %	6,52 %	34,44 %
España	76,97 %	10,40 %	12,62 %	25,51 %	46,68 %	6,98 %	77,39 %	19,14 %	3,47 %	25,37 %
Estados Unidos	71,29 %	19,80 %	8,91 %	20,18 %	22,58 %	12,88 %	71,91 %	22,35 %	5,73 %	20,00 %
Finlandia	81,25 %	13,85 %	4,90 %	34,63 %	38,66 %	34,02 %	80,03 %	15,23 %	4,74 %	35,16 %
Grecia	84,59 %	6,60 %	8,81 %	22,62 %	48,21 %	4,79 %	84,15 %	14,00 %	1,85 %	22,74 %
Israel	84,72 %	7,99 %	7,29 %	20,16 %	36,94 %	-1,13 %	85,62 %	14,79 %	-0,41 %	19,95 %
Italia	78,98 %	10,13 %	10,89 %	25,40 %	39,43 %	8,60 %	80,28 %	15,98 %	3,75 %	24,99 %
Noruega	75,73 %	18,59 %	5,68 %	34,46 %	37,37 %	28,85 %	75,24 %	20,03 %	4,73 %	34,69 %
República Checa	80,08 %	12,82 %	7,10 %	25,48 %	28,94 %	25,65 %	78,68 %	14,30 %	7,02 %	25,94 %
Reino Unido	70,29 %	21,66 %	8,05 %	26,29 %	45,12 %	7,58 %	64,02 %	33,86 %	2,12 %	28,86 %
Promedio Muestra	76,77 %	14,62 %	8,61 %	26,73 %	36,58 %	16,55 %	75,98 %	19,54 %	4,48 %	27,09 %

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

5.2.3. Hogares por Cuantil

Esta última subsección analiza los impactos redistributivos entre distintos cuantiles de la distribución de ingresos per cápita equivalentes. Para facilitar la exposición solo se presentan los resultados de la descomposición para deciles en el cuadro 12.

Es importante destacar dos aspectos de esta descomposición. En primer lugar, esta descomposición es llevada a cabo sobre toda la población y no sobre un tipo particular de hogares, luego, los efectos redistributivos agregados son idénticos a aquellos presentados inicialmente en el cuadro 4. Segundo, se adicionan todos los países pertenecientes a la OCDE durante el año al que corresponde la base de datos y solo aquellos del año 2015 en adelante. Asimismo, son países OCDE para los cuales se posee información sobre el pago de impuestos y contribuciones por seguridad social.

Observando el cuadro 12 notamos que el efecto redistributivo agregado es explicado casi en su totalidad por la disminución de la brecha entre los ingresos medios de los deciles, es decir, las transferencias netas que se producen entre deciles. Lo anterior es un fenómeno común a todos los países e invariante temporalmente ya que países como Suecia en el año 2005 o Irlanda e Islandia en el año 2010 presentan composiciones similares del impacto redistributivo. Luego, lo relevante para analizar el efecto redistributivo agregado entre deciles es el impacto que tiene ΔG_B . Esto se debe principalmente a que la desigualdad inicial proviene principalmente de la brecha de ingresos entre deciles que es expresada por α_B y es natural dado que en los grupos no existe superposición de ingresos. Además, notamos que en general se cumple que $\Delta G_B \approx \Delta G$, luego, el efecto de las transferencias netas entre distintos deciles se traduce aproximadamente uno a uno sobre el efecto redistributivo total.

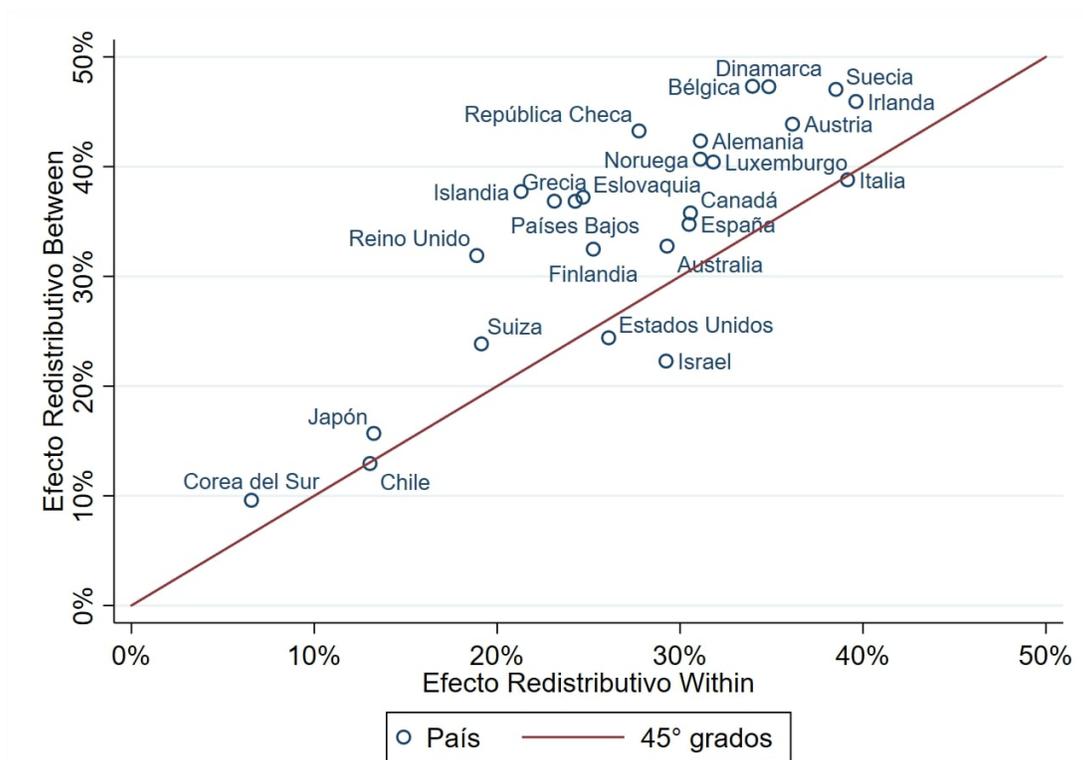
Por su parte, la figura 7 que corresponde a la contraparte empírica de la figura 2, muestra que países como Corea del Sur, Japón y Chile distribuyen menos debido a que los ERPs en niveles son menores y están próximos a la recta de 45 grados mientras que el resto de los países logran ERPs mucho mayores, pero sobre todo vía ΔG_B ya que están sobre la recta de 45 grados.

Cuadro 12: Descomposición del Efecto Redistributivo por Deciles

País / Año	α_W	α_B	ΔG_W	ΔG_B	S_W	S_B	ΔG
Chile 2017	2,85 %	97,15 %	13,04 %	12,94 %	2,87 %	97,13 %	12,95 %
Alemania 2016	1,92 %	98,08 %	31,11 %	42,35 %	1,42 %	98,58 %	42,13 %
Australia 2014	2,39 %	97,61 %	29,29 %	32,76 %	2,15 %	97,86 %	32,67 %
Austria 2016	2,00 %	98,00 %	36,15 %	43,87 %	1,66 %	98,34 %	43,72 %
Bélgica 2016	1,64 %	98,37 %	33,96 %	47,32 %	1,18 %	98,82 %	47,10 %
Canadá 2017	1,95 %	98,05 %	30,56 %	35,78 %	1,67 %	98,33 %	35,68 %
Corea del Sur 2012	1,75 %	98,25 %	6,56 %	9,60 %	1,20 %	98,80 %	9,54 %
Dinamarca 2016	1,99 %	98,01 %	34,85 %	47,28 %	1,48 %	98,52 %	47,04 %
Eslovaquia 2013	1,81 %	98,19 %	24,69 %	37,21 %	1,21 %	98,79 %	36,99 %
España 2016	1,89 %	98,11 %	30,49 %	34,74 %	1,66 %	98,34 %	34,66 %
Estados Unidos 2016	2,42 %	97,58 %	26,09 %	24,40 %	2,58 %	97,42 %	24,44 %
Finlandia 2016	2,13 %	97,87 %	25,25 %	32,48 %	1,67 %	98,34 %	32,32 %
Grecia 2016	1,94 %	98,06 %	23,13 %	36,85 %	1,23 %	98,77 %	36,59 %
Irlanda 2010	1,78 %	98,22 %	39,61 %	45,94 %	1,54 %	98,47 %	45,82 %
Islandia 2010	1,95 %	98,05 %	21,31 %	37,73 %	1,11 %	98,89 %	37,41 %
Israel 2016	1,94 %	98,07 %	29,23 %	22,28 %	2,52 %	97,48 %	22,42 %
Italia 2016	2,12 %	97,88 %	39,15 %	38,80 %	2,14 %	97,86 %	38,81 %
Japón 2013	1,89 %	98,11 %	13,25 %	15,69 %	1,60 %	98,40 %	15,64 %
Luxemburgo 2013	1,82 %	98,18 %	31,81 %	40,42 %	1,43 %	98,57 %	40,27 %
Noruega 2013	2,02 %	97,98 %	31,11 %	40,68 %	1,55 %	98,45 %	40,49 %
Países Bajos 2013	1,93 %	98,07 %	24,26 %	36,84 %	1,28 %	98,72 %	36,60 %
República Checa 2016	1,73 %	98,27 %	27,75 %	43,25 %	1,12 %	98,88 %	42,99 %
Reino Unido 2016	2,28 %	97,72 %	18,88 %	31,89 %	1,36 %	98,64 %	31,60 %
Suecia 2005	1,94 %	98,06 %	38,52 %	47,04 %	1,60 %	98,40 %	46,88 %
Suiza 2013	2,34 %	97,67 %	19,14 %	23,85 %	1,88 %	98,12 %	23,74 %
Promedio	2,05 %	97,95 %	26,26 %	33,11 %	1,82 %	98,18 %	32,98 %

Fuente: Elaboración propia con datos de LIS.

Figura 7: Descomposición del Efecto Redistributivo por Deciles

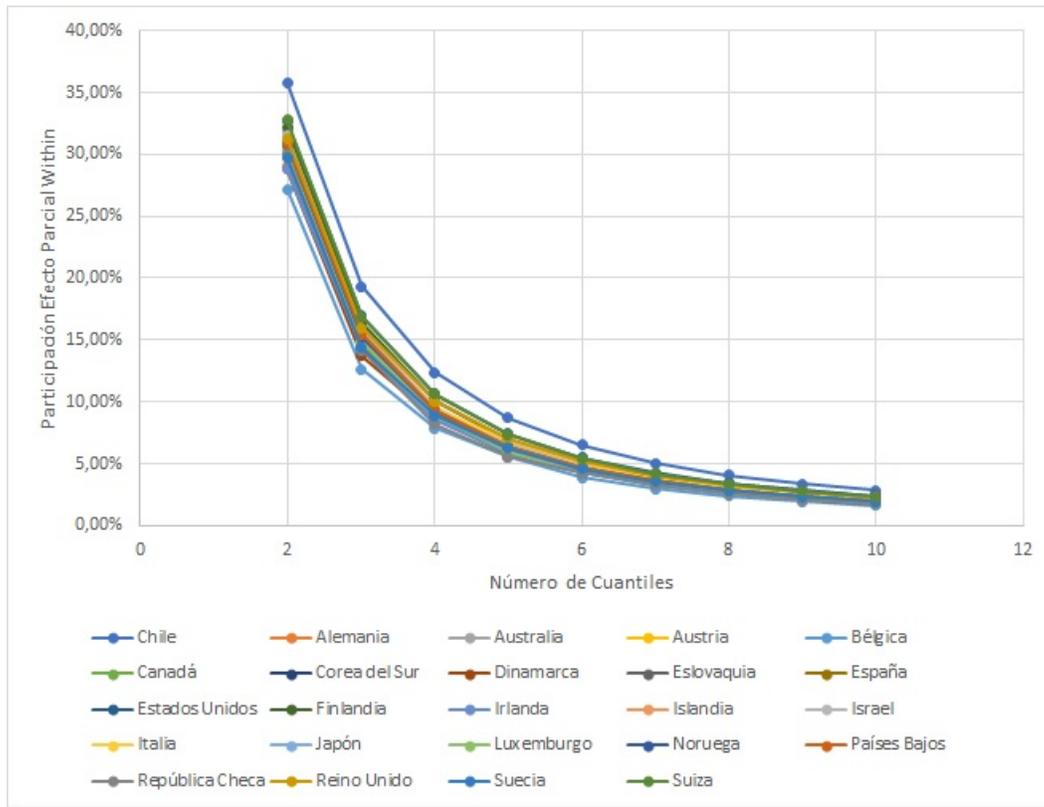


Si llevamos a cabo esta descomposición sobre otros cuantiles como pueden ser quintiles, cuartiles, terciles o cualquier cuantil de orden inferior a los deciles se muestra notablemente que los efectos redistributivos parciales ΔG_W y ΔG_B mantienen sus órdenes de magnitud y por lo tanto los promedios se sitúan cercanos a 26,26% y 33,11%. No obstante, a medida que se aumenta el número de cuantiles en los que se divide a la población; la porción S_W crece mientras que S_B disminuye. Lo anterior se explica, en parte, debido a que existe una tendencia natural a que S_B (S_W) disminuya (aumente) cuando el número de cuantiles aumenta (disminuye). En el caso extremo de tener solo un cuantil, no existen grupos disjuntos y todo el efecto de la redistribución es debido al efecto within de la población ya que todos los individuos conforman un único gran grupo y se da que $S_W = 1$. En contraste, si el número de cuantiles aumenta, en el límite tendremos que cada grupo corresponde a un individuo y por lo tanto todo el efecto redistributivo es debido al ERP between, luego, tendremos que $S_B = 1$.

Lo explicado en el párrafo anterior señala que existe una tendencia natural a que S_W (S_B) disminuya (aumente) cuando aumenta (disminuye) el número de cuantiles utilizados en la descomposición mostrando un perfil convexo (cóncavo), matemáticamente, podemos decir que S_W (S_B) es estrictamente decreciente (creciente) en el número de cuantiles utilizados en la descomposición.

No obstante, si observamos la figura 8 notamos que Chile está sobre el promedio de las curvas y que incluso países como Corea del Sur y Japón, que tienen niveles de redistribución iguales o más bajos que Chile según la figura 7, se encuentran dentro del cumulo de curvas y cercanos a la media, pero Chile esta sistemáticamente sobre el promedio. Por lo tanto, existe evidencia de que el sistema redistributivo en Chile redistribuye menos verticalmente ya que exhibe mayores niveles de S_W . De igual forma, observamos un fenómeno similar cuando graficamos S_B contra el numero de cuantiles, pero esta vez Chile se encuentra sistemáticamente bajo el promedio.

Figura 8: S_W para distintos Cuantiles



6. Conclusiones

El presente estudio buscó comparar la composición de la desigualdad y el efecto redistributivo del impuesto a la renta y las transferencias monetarias en Chile respecto a otros países pertenecientes a la OCDE. El objetivo de contrastar la desigualdad en Chile con otros países OCDE, radica en que principalmente se ha comparado a Chile con Latinoamérica respecto a la composición de su desigualdad. Así, con nuevos datos no usados anteriormente y comparando con otro conjunto de países, se pretende aportar nuevas luces al debate público sobre desigualdad en Chile y estudiar donde se acrecientan las diferencias en Chile respecto al resto de los países OCDE.

Para comparar la desigualdad entre países se utilizó la metodología planteada por Pyatt (1976) debido a tres motivos fundamentales. Primero, el coeficiente de Gini es la medida de desigualdad más usada y conocida tanto en discusiones académicas como no académicas. Segundo, la descomposición de Pyatt, a diferencia de otros métodos de descomposición, permite analizar a varios países simultáneamente y compararlos de una manera sencilla. Tercero, es posible derivar una descomposición adicional para descomponer el efecto redistributivo y así poder caracterizar como este efecto se comporta entre distintos cuantiles de la distribución de ingresos y evaluar su progresividad, algo no estudiado a cabalidad aún para Chile.

Los principales hallazgos sobre composición de la desigualdad en el mercado laboral muestran que no hay una diferencia sustancial entre Chile y el resto países estudiados debido al género o una mayor diferencia en el ciclo de vida, la desigualdad se logra explicar de mejor forma por medio de brechas en los niveles de educación ya que la desigualdad entre grupos de educación es alto en Chile respecto al resto de países. Por otro lado, no se observa que la desigualdad entre el grupo de migrantes y nacionales explique los altos niveles de desigualdad en Chile.

Asimismo, este trabajo presenta un nuevo método de descomposición del efecto redistributivo para poder identificar qué tipo de transferencias netas son las más relevantes entre distintos grupos de la población al momento de evaluar la redistribución. Cuando se analizan los hogares monoparentales y los hogares monoparentales de mujeres, se observa que los países que logran mayores niveles de redistribución muestran un efecto elevado y equilibrado entre redistribución vertical y horizontal, mientras que en Chile ambos efectos son bajos a pesar de ser el país con el mayor porcentaje de hogares monoparentales, que es en torno a un 30% y son liderados principalmente por mujeres. En consecuencia, el sistema redistributivo en Chile no beneficia sustancialmente al grupo de hogares monoparentales a pesar de ser un gran porcentaje, mientras que en otros países el sistema redistributivo es más efectivo.

Adicionalmente, se muestra que la composición del efecto redistributivo es notablemente similar en todos los países, exceptuando a Chile, sin importar el número de cuantiles en los que la población es dividida. Asimismo, países como Corea del Sur y Japón, que presentan bajos niveles de redistribución al igual que Chile, también comparten una composición similar del efecto redistributivo al resto de países estudiados. No obstante, Chile sistemáticamente se encuentra fuera del promedio ya que la participación de la redistribución dentro de los cuantiles es superior y la participación de la redistribución entre los cuantiles es inferior, lo cual muestra que el sistema redistributivo redistribuye poco verticalmente en comparación al resto de países OCDE. Por lo tanto, existe evidencia de que el sistema redistributivo en Chile es ineficiente.

Finalmente, se destacan los principales aprendizajes de este trabajo. En primer lugar, la educación es el principal conductor de la desigualdad en Chile respecto a países desarrollados. Lo anterior es un fenómeno común en Latinoamérica y países de ingresos medios. No obstante, a pesar de que a nivel general la cobertura en Educación Superior en Chile ha aumentado, los quintiles de menores ingresos siguen presentando una menor cobertura (Acción Educar, 2016). Por lo tanto, es primordial que las políticas públicas orientadas en aumentar el acceso de los cuantiles más pobres evalúen como uno de sus ejes centrales el impacto que trae consigo la educación sobre la desigualdad.

Segundo, se exhibe evidencia de que el sistema redistributivo en Chile auxilia a los sectores más pobres de la población ineficientemente dada la baja redistribución vertical en comparación al resto de países. Luego, es necesario verificar que la progresividad de los impuestos y la focalización de los programas sociales efectivamente estén cumpliendo su rol redistributivo, lo anterior se puede lograr directamente o indirectamente. Una manera directa es mediante un monitoreo periódico que constantemente evalúe si los impuestos y las transferencias son eficientes, lo que potencialmente requiere un trabajo conjunto entre el SII y el MDS. Por otro lado, una política indirecta puede ser aumentar la transparencia, lo cual permite mitigar potenciales ineficiencias burocráticas en la recaudación de impuestos y asignación de transferencias. Un ejemplo de lo anterior son los *Tax Receipt* que los gobiernos envían a sus contribuyentes con un desglose del pago de sus impuestos y sus asignaciones. En consecuencia, los contribuyentes ejercen un rol de monitoreo al estar conscientes e informados del pago y gasto de sus impuestos limitando potenciales ineficiencias burocráticas.

A. Equivalencias

Cuadro 13: Equivalencia de variables

Variables	LIS
L_h	hilabour
K_h	hicapital
TRR_h^P	hiprivate
TRP_h^P	hxiht
P_h^O	hi331
S_h	nhhmem
P_h^{NC}	hi31
P_h^C	hi32
P_h^I	hi332
BS_h	hipubsoc
T_h	hxitax
C_h	hxscout

Fuente: Elaboración propia.

B. Descomposición de Pyatt

La presentación del método de descomposición de Pyatt sigue a Gómez-Lobo (2019).

En primer lugar, notemos que cuando los individuos no son ordenados en un ranking según sus ingresos, el coeficiente de Gini asociado al conjunto de ingresos $\{y_j\}_{j=1}^N$ de la población se puede definir como:

$$G = \frac{\frac{1}{2N^2} \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |y_j - y_i|}{\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N y_i} \in [0, 1] \quad (10)$$

Alternativamente, podemos expresar la ecuación (4) según:

$$G = \frac{\frac{1}{N^2} \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \max(0, y_j - y_i)}{\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N y_i} \quad (11)$$

En este caso, el numerador no está dividido por dos ya que para cada par de individuos habrá solo un término positivo en la sumatoria dependiendo de si y_i es más grande que y_j o lo contrario es cierto.

El numerador en (5) es la utilidad esperada que un individuo neutro al riesgo puede obtener en un juego llamado el “Juego de la Privación”. Dicho juego consiste en asignarle a un individuo el ingreso de algún otro individuo aleatoriamente, luego, el individuo se queda con el ingreso asignado si y solo si su ingreso aumenta. Amartya Sen (1973) interpreta la ganancia potencial en esta comparación de ingresos, como proporcional a la depresión que los individuos experimentan por tener un menor ingreso que otros individuos. Por lo tanto, el coeficiente de Gini corresponde al promedio de las utilidades esperadas de cada individuo en la población normalizando por el ingreso promedio de la economía.

Asumamos que podemos descomponer la población de N individuos en k subgrupos disjuntos y N_j representa el número de individuos en el grupo j . Luego, podemos reescribir la ecuación (5) como:

$$G = \frac{\sum_{r=1}^k \sum_{s=1}^k \bar{G}_{rs} \cdot p_r \cdot p_s}{\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N y_i} \quad (12)$$

Donde $p_r = N_r/N$ y $p_s = N_s/N$ son la proporción de individuos en los grupos r y s respectivamente, y \bar{G}_{rs} es la ganancia promedio de los individuos en el grupo r comparando sus ingresos con los individuos del grupo s , en consecuencia:

$$\bar{G}_{rs} = \frac{\sum_{i \in r} \sum_{j \in s} \max(0, y_j - y_i)}{N_r \cdot N_s} \quad (13)$$

Si el ingreso de los individuos no se superpone, entonces, $\bar{G}_{rs} = \max(0, \bar{y}_s - \bar{y}_r)$ donde \bar{y}_s e \bar{y}_r son los ingresos promedio de los grupos s y r respectivamente. En general, lo anterior no es verdadero ya que los ingresos de algunos individuos en un grupo se pueden superponer sobre los ingresos de los individuos en el otro grupo.

La expresión número (6) para el coeficiente de Gini puede ser reescrita en forma compacta usando notación matricial:

$$G = (\mathbf{m}'\mathbf{p})^{-1} \mathbf{p}'\mathbf{E}\mathbf{p} \quad (14)$$

Donde \mathbf{m} es un vector columna que contiene el ingreso promedio de cada grupo k , \mathbf{p} es un vector columna que contiene la proporción de la población en cada uno de los k grupos, y \mathbf{E} es una matriz de $k \times k$ con el pago \bar{G}_{rs} en la fila r y columna s . Luego, por definición $(\mathbf{m}'\mathbf{p})$ es el ingreso promedio de la población entera.

Multiplicando la fila k de \mathbf{p} por el ingreso total del grupo correspondiente m_k y dividiendo cada fila de \mathbf{E} por m_k , podemos expresar el coeficiente de Gini en (6) según:

$$G = \pi' \mathbf{E}^* \mathbf{p} \quad (15)$$

Donde $\pi = (\mathbf{m}'\mathbf{p})^{-1} \hat{\mathbf{m}}\mathbf{p}$, con $\hat{\mathbf{m}}$ siendo una matriz de $k \times k$ que contiene el vector \mathbf{m} en su diagonal y ceros en las demás componentes. Por lo tanto, π corresponde a un vector columna con la participación del ingreso de cada grupo sobre el ingreso total de la economía, luego, la participación del grupo k se define como $\pi_k = \frac{\sum_{i \in k} y_i}{\sum_{i=1}^N y_i}$.

Por otro lado, la matriz $\mathbf{E}^* = \hat{\mathbf{m}}^{-1}\mathbf{E}$ corresponde a una normalización de la matriz \mathbf{E} obtenida dividiendo los elementos de cada fila de \mathbf{E} por el ingreso promedio del grupo correspondiente. Asimismo, una implicancia clave de la matriz \mathbf{E}^* es que los elementos de su diagonal principal corresponden a los coeficientes de Gini para la distribución del ingreso dentro de cada grupo k .

Si los grupos son ordenados ascendentemente, desde el grupo con menor ingreso promedio hasta el grupo con el mayor ingreso promedio, la magnitud del coeficiente de Gini debida solo a diferencias en los ingresos promedios de los grupos, puede ser derivada de la siguiente manera. Recordemos que cada grupo tiene masa p_k y una porción de los ingresos π_k . Luego, aproximando la curva de Lorenz para los grupos mediante una interpolación lineal entre los distintos puntos, es fácil mostrar que:

$$G_B = \pi'[2\mathbf{A} - \mathbf{I}]\mathbf{p} - 1 \quad (16)$$

Donde \mathbf{A} es una matriz triangular inferior de dimensión $k \times k$ con unos en y debajo de la diagonal, mientras que los elementos sobre la diagonal toman valores iguales a cero.

Dado que $\pi'[\mathbf{A} + \mathbf{A}' - \mathbf{I}]\mathbf{p} = 1$, la expresión (10) puede ser reescrita como:

$$G_B = \pi'[\mathbf{A} - \mathbf{A}']\mathbf{p} \quad (17)$$

Luego, podemos definir la matriz $\mathbf{E}_2 = [\hat{\mathbf{m}}^{-1}\mathbf{A}'\hat{\mathbf{m}} - \mathbf{A}']$ y obtener el coeficiente de Gini para la desigualdad entre grupos:

$$G_B = \pi'\mathbf{E}_2\mathbf{p} \quad (18)$$

La matriz \mathbf{E}_2 tomara valores de cero dentro de la diagonal y debajo de la misma ya que si todos los individuos dentro de cada grupo tienen el mismo ingreso, no hay una ganancia asociada al cambiar de lugar con alguien del mismo o distinto grupo. El elemento i, j sobre la diagonal corresponde a $\frac{m_j - m_i}{m_i}$ que es la tasa de ganancia que un individuo del grupo i puede obtener si cambia su ingreso por el de alguien ubicado en el grupo j con mayores ingresos.

La descomposición que propone Pyatt se obtiene a partir de (9) de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
G &= \pi' \mathbf{E}^* \mathbf{p} \\
&= \pi' [\mathbf{E}^* - \mathbf{E}_2 + \mathbf{E}_2] \mathbf{p} \\
&= \pi' [\mathbf{E}_1 + \mathbf{E}_2] \mathbf{p} \\
&= \pi' \mathbf{E}_1 \mathbf{p} + \pi' \mathbf{E}_2 \mathbf{p}
\end{aligned} \tag{19}$$

Donde la matriz $\mathbf{E}_1 = \mathbf{E}^* - \mathbf{E}_2$ determina la desigualdad proveniente intragrupo. En general, esta matriz no será diagonal y tendrá elementos positivos fuera de la diagonal ya que los ingresos de los individuos se superponen entre los grupos. Lo anterior se explica ya que cuando un individuo compara su ingreso con el de otros, no solo lo hace con los de su propio grupo, también puede considerar individuos que poseen ingresos mayores a los de él, pero que están ubicados en otros grupos con niveles de ingresos medios inferiores. Dado lo anterior, los términos de superposición fuera de la diagonal pueden ser pensados como la contribución “a través de los grupos” al coeficiente de Gini intergrupos, en consecuencia, la última expresión en (13) que desarrolla Pyatt, puede ser vista como la suma de tres componentes que explican la desigualdad total:

$$G = G_B + G_W + G_R \tag{20}$$

Donde $G_B = \pi' \mathbf{E}_2 \mathbf{p}$, es decir, la desigualdad debido a las diferencias entre los ingresos medios de cada grupo. Asimismo, $G_W = \sum_{i=1}^k \pi_i p_i \mathbf{E}_1(i, i)$ con $\mathbf{E}_1(i, i)$ siendo al elemento i, i en la diagonal de la matriz \mathbf{E}_1 , de manera que, la desigualdad intragrupo corresponde a la suma ponderada de los coeficientes de Gini en cada grupo y G_R a la suma ponderada de los elementos fuera de la diagonal.

Notar que, al presentar la descomposición de Pyatt en el texto principal, G_B es presentado como una sumatoria, lo cual es posible ya que los ingresos medios de los grupos son ordenados en forma ascendente mientras que la demostración anterior es general y no es necesario ordenar los ingresos. Además, se utilizó la notación G_i para denotar el coeficiente de Gini en cada grupo en lugar de identificarlo con el elemento i, i de la matriz $\mathbf{E}_1(i, i)$, no obstante, ambos términos son equivalentes. Lo anterior fue para facilitar la comprensión en el texto principal y no complejizar la notación absurdamente para el lector.

C. Demostración Proposición

Demostración. Tomando en cuenta la definición en (3) del coeficiente de Gini y considerando que podemos descomponer la población compuesta por $N > 2$ individuos en k conjuntos disjuntos que son ordenados de forma ascendente según sus ingresos de mercado medios (i.e. $\bar{y}_1^m \leq \bar{y}_2^m \leq \dots \leq \bar{y}_k^m$), tendremos que ΔG_B es positivo si se cumple que:

$$\frac{2}{\mu^d N^2} \sum_{i=1}^N i y_{i,s}^d - \frac{N+1}{N} < \frac{2}{\mu^m N^2} \sum_{j=1}^N j y_{j,s}^m - \frac{N+1}{N} \tag{21}$$

Donde $i = 1, 2, \dots, N$ y $j = 1, 2, \dots, N$ son los rankings de los individuos según sus ingresos antes y después de transferencias netas respectivamente. Asimismo, $s \in \{1, 2, \dots, k\}$ indica el grupo al que cada individuo pertenece.

Asumiendo un CTN balanceado, sabemos que $\mu^d = \mu^m$ y la inequación (21) puede ser reescrita simplemente como:

$$\sum_{i=1}^N iy_{i,s}^d < \sum_{j=1}^N jy_{j,s}^m \quad (22)$$

Recordemos que cuando se computa G_B^d y G_B^m , cada individuo es asignado con el ingreso medio de su grupo. Por lo tanto, si asumimos que el CTN preserva el orden de los grupos, podemos fijar $i = j$ ya que cada individuo posee el ingreso medio de su grupo antes y después de transferencias netas, en consecuencia, el ranking de los individuos no se ve alterado.

Denotando por \bar{y}_s^m y \bar{y}_s^d el ingreso medio del grupo s antes y después de transferencias netas respectivamente, podemos reescribir la desigualdad (22) como:

$$\sum_{i \in 1} i\bar{y}_1^d + \sum_{i \in 2} i\bar{y}_2^d + \cdots + \sum_{i \in k} i\bar{y}_k^d < \sum_{i \in 1} i\bar{y}_1^m + \sum_{i \in 2} i\bar{y}_2^m + \cdots + \sum_{i \in k} i\bar{y}_k^m \quad (23)$$

Reordenando (23) algebraicamente:

$$\begin{aligned} \bar{y}_1^d \sum_{i \in 1} i + \bar{y}_2^d \sum_{i \in 2} i + \cdots + \bar{y}_k^d \sum_{i \in k} i &< \bar{y}_1^m \sum_{i \in 1} i + \bar{y}_2^m \sum_{i \in 2} i + \cdots + \bar{y}_k^m \sum_{i \in k} i \\ (\bar{y}_1^d - \bar{y}_1^m) \sum_{i \in 1} i + (\bar{y}_2^d - \bar{y}_2^m) \sum_{i \in 2} i + \cdots + (\bar{y}_k^d - \bar{y}_k^m) \sum_{i \in k} i &< 0 \\ (\bar{y}_1^d - \bar{y}_1^m) \sum_{i \in 1} i + (\bar{y}_2^d - \bar{y}_2^m) \sum_{i \in 2} i + \cdots + (\bar{y}_k^d - \bar{y}_k^m) \sum_{i \in k} i &< 0 \end{aligned}$$

Notando que la relación entre ingresos disponibles y de mercado para un individuo también se cumple a nivel de grupos (i.e. $\bar{y}_i^d = \bar{y}_i^m + \bar{t}_i$) y denotando por $|s|$ la cardinalidad del grupo s tendremos que:

$$\begin{aligned} \bar{t}_1 \sum_{i \in 1} i + \bar{t}_2 \sum_{i \in 2} i + \cdots + \bar{t}_k \sum_{i \in k} i &< 0 \\ \sum_{i \in 1} t_i \frac{\sum_{i \in 1} i}{|1|} + \sum_{i \in 2} t_i \frac{\sum_{i \in 2} i}{|2|} + \cdots + \sum_{i \in k} t_i \frac{\sum_{i \in k} i}{|k|} &< 0 \\ \frac{\sum_{i \in 1} i}{|1|} \sum_{i \in 1} t_i + \frac{\sum_{i \in 2} i}{|2|} \sum_{i \in 2} t_i + \cdots + \frac{\sum_{i \in k} i}{|k|} \sum_{i \in k} t_i &< 0 \end{aligned}$$

Expresando la última desigualdad en forma compacta:

$$\sum_{j=1}^k \theta_j T_j < 0 \quad (24)$$

Donde $\theta_j = \frac{\sum_{i \in j} i}{|j|}$ es el ranking medio del grupo j y T_j corresponde a la suma de las transferencias netas en el grupo j (transferencia agregada).

Es fácil mostrar que el ranking medio de un subgrupo es estrictamente mayor al ranking medio del subgrupo previo (i.e. $\theta_k > \cdots > \theta_2 > \theta_1$). Asumiendo un CTN balanceado y progresivo por grupos, se debe cumplir que $T_1 \geq T_2 \geq \cdots \geq T_{s-1} > 0 > T_s \geq \cdots \geq T_k$ donde T_s corresponde a la transferencia agregada menos negativa que atribuimos, sin pérdida de generalidad, al grupo s .

Separando la sumatoria en (24) y reordenando:

$$\sum_{j=1}^{s-1} \theta_j T_j < - \sum_{j=s}^k \theta_j T_j$$

$$\begin{aligned}
\sum_{j=1}^{s-1} \theta_j T_j &< - \left(\theta_s \left(\sum_{j=1}^k T_j - \sum_{j=s+1}^k T_j - \sum_{j=1}^{s-1} T_j \right) + \sum_{j=s+1}^k \theta_j T_j \right) \\
\sum_{j=1}^{s-1} \theta_j T_j &< \sum_{j=1}^{s-1} \theta_s T_j + \sum_{j=s+1}^k \theta_s T_j - \sum_{j=s+1}^k \theta_j T_j - \theta_s \sum_{j=1}^k T_j \\
\sum_{j=1}^{s-1} T_j (\theta_j - \theta_s) + \theta_s \sum_{j=1}^k T_j &< \sum_{j=s+1}^k T_j (\theta_s - \theta_j)
\end{aligned}$$

Dado que los θ_j son estrictamente positivos y menores a θ_s , todas las transferencias agregadas hasta el subgrupo $s - 1$ son positivas y la suma de las transferencias agregadas $\sum_{j=1}^k T_j$ es igual a cero, tendremos que el lado izquierdo de la última desigualdad es negativo. Observando el lado derecho de la desigualdad encontramos que es positivo debido a que los θ_j son mayores a θ_s y todas las transferencias agregadas son negativas quedando entonces por demostrada la proposición. \square

Referencias

- [1] Acción Educar. (2016). Evolución reciente de la cobertura de la educación superior en Chile.
- [2] Agostini, C., Brown, P., Roman, A. (2010). Poverty and Inequality Among Ethnic Groups in Chile. *World Development*, Vol. 38, 1036-1046.
- [3] Aronson, J., Johnson, P., Lambert, P. (1994). Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment. *The Economic Journal*, Vol. 104, 262-270.
- [4] Banerjee, A., Newman, A. (1993). Occupational choice and the process of developments. *Journal of Political Economics*, Vol. 101, 274-298.
- [5] Bénabou, R. (2000). Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract. *American Economic Review*, Vol. 90, 96-129.
- [6] Bourguignon, F., Ferreira, F.H.G., Leite, P.G.. (2007). Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for differences in household income distributions. *The Journal of Economic Inequality*, Vol. 6, 117-148.
- [7] Bravo, D., Valderrama, J. (2011). The impact of income adjustments in the Casen Survey on the measurement of inequality in Chile. *Estudios de Economía*, Vol. 38, 43-65.
- [8] Contreras, D., Gallegos, S. (2011). Wage inequality in Latin America: a decade of changes. *CEPAL Review*, Vol. 103, 27-45.
- [9] Dagum, C. (1997). A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio. *Empirical Economics*, Vol. 22, 515-531.
- [10] Engerman, S., Sokoloff, K. (1997). Factor endowments, institutions, and differential paths of growth among new world economies. Stanford University Press, Stanford.
- [11] Engerman, S., Sokoloff, K. (2000). Institutions, Factor Endowments, and Paths of Development in the New World. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, 217-232.
- [12] Engerman, S., Sokoloff, K., Urquiola, M., Acemoglu, D. (2002). Factor Endowments, Inequality, and Paths of Development among New World Economies [with Comments]. *Economía*, Vol. 3, 533-552.
- [13] Ennis, S., Gonzaga, P., Pike, C. (2019). Inequality: A hidden cost of market power. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 35, 518-549.
- [14] Ferreira, F.H.G. (2001). Education for the masses? The interaction between wealth, educational and political inequalities. *The Economics of Transition*, Vol. 9, 362-375.
- [15] Fields, G. (2002). Accounting income inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the U.S.. Working Paper, Cornell, Cornell University.
- [16] Firpo, S., Fortin, N.M., Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, Vol. 77, 953-973.
- [17] Gómez-Lobo, A. (2019). Gini Decomposition. Manuscript, Santiago de Chile.
- [18] Gottschalk, P., Smeeding, T. (1997). Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality. *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, 633-687.
- [19] Graaff, J. (1997). Equity and efficiency as components of the general welfare. *South African Journal of Economics*, Vol. 45, 362-375.
- [20] Hadavand, A. (2017). Anatomy of Income Inequality in the United States: 1979-2013. *LIS Working Paper Series*, No. 686.

- [21] Kakwani, N.C. (1977). Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison. *The Economic Journal*, Vol. 87, 71–80.
- [22] Lambert, P., Aronson, J. (1993). Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited. *The Economic Journal*, Vol. 103, 1221-1227.
- [23] Lerman, R.I., Yitzhaki, S. (1985). Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, 151-156.
- [24] López, R., Figueroa, E., Gutiérrez, P. (2016). Fundamental accrued capital gains and the measurement of top incomes: an application to Chile. *The Journal of Economic Inequality*, Vol. 14, 379-394.
- [25] Lustig, N. (2016). Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. *Journal of Globalization and Development*, Vol. 7, 17-60.
- [26] Lustig, N. (2019). The “Missing Rich” in Household Surveys: Causes and Correction Approaches. *CEQ Working Paper*, Vol. 75, 1-40.
- [27] Mehran, F. (1976). Linear Measures of Income Inequality. *Econometrica*, Vol. 44, 805-809.
- [28] Melo, O., Donoso, G., Abarzúa, N. (2010). Determinantes de la desigualdad del ingreso de Chile, un análisis comparativo para el sector rural. *Economía Agraria*, Vol. 14, 33-46.
- [29] Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, New York.
- [30] Morduch, J., Sicular, T. (2002). Rethinking inequality decomposition, with evidence from rural China. *The Economic Journal*, Vol. 112, 93-106.
- [31] Pyatt, G. (1976). On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients. *The Economic Journal*, Vol. 86, 243-255.
- [32] Reynolds, M., Smolensky, E. (1977). *Public Expenditures, Taxes and the Distribution of Income: The United States, 1950, 1961, 1970*. Academic Press, Nueva York.
- [33] Sen, A., Foster, J. E. (1997). *On Economic Inequality* (2nd Enlarged ed.). Clarendon Press, Oxford.
- [34] Sen, A. (1976). Real National Income. *The Review of Economics Studies*, Vol. 43, 19-39.
- [35] Silber, J. (1989). Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, 107-115.
- [36] Shorrocks, A. (1982). Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, Vol. 50, 193-211.
- [37] Shorrocks, A. (1984). Inequality Decomposition by Population Subgroups. *Econometrica*, Vol. 52, 1369-1385.
- [38] Suits, D. (1977). Measurement of Tax Progressivity. *American Economic Review*, Vol. 67, 747-752.