

# DOCUMENTOS DE PROYECTOS

## Herramientas para el análisis de las desigualdades y del efecto redistributivo de las políticas públicas

Bernardo Atuesta Montes  
Xavier Mancero  
Varinia Tromben Rojas

DOCUMENTOS  
DE PROYECTOS



NACIONES UNIDAS



POR UN DESARROLLO  
SOSTENIBLE CON IGUALDAD

# Gracias por su interés en esta publicación de la CEPAL



Si desea recibir información oportuna sobre nuestros productos editoriales y actividades, le invitamos a registrarse. Podrá definir sus áreas de interés y acceder a nuestros productos en otros formatos.



NACIONES UNIDAS



[www.cepal.org/es/suscripciones](http://www.cepal.org/es/suscripciones)

# Herramientas para el análisis de las desigualdades y del efecto redistributivo de las políticas públicas

Bernardo Atuesta Montes  
Xavier Mancero  
Varinia Tromben Rojas



Este documento fue elaborado por Xavier Mancero, Jefe de la Unidad de Estadísticas Sociales de la División de Estadísticas de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Varinia Tromben Rojas, Oficial de Asuntos Económicos de la División de Desarrollo Social de la CEPAL y Bernardo Atuesta, Consultor de la CEPAL, como contribución a las actividades del proyecto “Promoción de la igualdad: fortalecimiento de la capacidad de países en desarrollo seleccionados para diseñar e implementar políticas públicas y programas orientados a la igualdad”, financiado por el noveno tramo de la Cuenta de las Naciones Unidas para el Desarrollo.

Los autores agradecen los comentarios de Simone Cecchini, Ernesto Espíndola, Álvaro Fuentes, Vivian Milosavljevic, Andrés Espejo y Beatriz Morales y la colaboración de Amalia Palma y Carlos Kroll.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas  
LC/TS.2018/53

Distribución: Limitada

Copyright © Naciones Unidas, junio de 2018. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago

S.18-00511

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse a la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), División de Publicaciones y Servicios Web, publicaciones.cepal@un.org. Los Estados Miembros de las Naciones Unidas y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a la CEPAL de tal reproducción.

# Índice

Resumen .....	7
Introducción .....	9
I. Herramientas para el estudio de las desigualdades.....	11
A. Herramientas visuales para el análisis de la desigualdad .....	12
1. Gráficas para el análisis de desigualdad de variables categóricas .....	12
2. Histograma y función de densidad .....	13
3. Función de distribución acumulada.....	16
4. Diagrama de caja (Box-Plot) .....	20
5. Curva de Lorenz y curva generalizada de Lorenz .....	22
6. Curva de incidencia del crecimiento ( <i>growth-incidence curve</i> ).....	26
B. Índices para el análisis de la desigualdad .....	27
1. Propiedades deseables de las medidas de desigualdad .....	27
2. Medidas e índices.....	29
3. Los índices de desigualdad unidimensional en la práctica .....	37
C. Métodos de descomposición de los índices de desigualdad .....	42
1. Descomposición por grupo.....	42
2. Descomposición por componente o fuente.....	44
3. Descomposición de factores asociados a los componentes del ingreso.....	46
D. Índices de desigualdad multidimensional .....	51
II. Análisis distributivo de las políticas sociales y tributaria .....	57
A. Fuentes de información.....	58
1. El ingreso de los hogares y sus componentes.....	59
2. Medición de los ingresos en las encuestas de hogares: alcances y limitaciones .	63
3. Uso de fuentes complementarias: el caso de los registros administrativos de	
impuesto a la renta .....	65
4. Fuentes de información adicionales para la simulación de políticas distributivas .	70
B. Incidencia distributiva de las políticas .....	71
1. Tipos de políticas sociales y tributarias .....	71
2. Indicadores de incidencia redistributiva .....	75
3. Método estático para estimar la incidencia redistributiva.....	78
4. Ejercicios de incidencia redistributiva.....	82
Bibliografía.....	97

## Cuadros

Cuadro 1	América Latina (7 países): prevalencia de la desnutrición crónica según quintil de ingresos, años seleccionados .....	30
Cuadro 2	Ejemplo de índices estadísticos de dispersión .....	33
Cuadro 3	Ejemplo hipotético de dos distribuciones.....	35
Cuadro 4	Índices de desigualdad del ingreso per cápita de Uruguay, 2010, 2012 y 2014 .....	37
Cuadro 5	Índices de desigualdad de ejemplo de dos curvas de Lorenz que se entrecruzan .....	38
Cuadro 6	Ejemplo de comparación de índices de desigualdad y su ordenamiento para países de la región.....	39
Cuadro 7	Ejemplo de variación en índices de desigualdad excluyendo valores poco frecuentes, Paraguay 2014-2016 .....	41
Cuadro 8	Simulación del efecto sobre los índices de desigualdad de valores extremadamente bajos .....	42
Cuadro 9	Descomposición de índices de desigualdad del ingreso per cápita por grupos geográficos (urbano/rural) en Uruguay, 2014 .....	44
Cuadro 10	Descomposición de índices de desigualdad del ingreso per cápita por grupos de ingreso (quintiles) en Uruguay, 2014 .....	44
Cuadro 11	Elasticidad de índices de desigualdad del ingreso del hogar por fuente de ingreso en Uruguay, 2014 (sin pesos poblacionales) .....	45
Cuadro 12	Descomposición por fuentes del coeficiente de Gini del ingreso total del hogar en Uruguay, 2014 .....	46
Cuadro 13	Descomposición de Oaxaca-Blinder por sexo para el logaritmo del ingreso laboral mensual de Uruguay, 2014 .....	48
Cuadro 14	Índices de desigualdad multidimensional, según parámetros $\alpha$ y $\beta$ . Niveles y variación. Uruguay, 2006 y 2011 .....	55
Cuadro 15	Componentes del ingreso del hogar .....	62
Cuadro 16	América Latina (14 países): año de creación del impuesto a la renta .....	66
Cuadro 17	Chile: Coeficientes de Pareto obtenidos a partir de los datos administrativos, 2015 .....	68
Cuadro 18	Tipo de información y fuente para supuestos de incidencia redistributiva de las políticas.....	70
Cuadro 19	América Latina (18 países): tramos del impuesto a la renta a las personas, tasas mínima y máxima, recaudación efectiva, 2016.....	80
Cuadro 20	América Latina (18 países): programas de transferencias condicionadas.....	81
Cuadro 21	Chile: Monto promedio por destinatario de transferencias públicas monetarias recibidas por tipo, 2015 .....	84
Cuadro 22	Chile: indicadores de incidencia redistributiva del impuesto a la renta, las contribuciones a la seguridad social y las transferencias monetarias.....	85
Cuadro 23	Chile: subvenciones por alumno, 2015.....	87
Cuadro 24	Chile: resumen de supuestos de imputación.....	88
Cuadro 25	Chile: curvas de concentración de la educación pública (total y según nivel educativo) y curvas de Lorenz del ingreso disponible, 2015.....	91
Cuadro 26	Ingreso básico universal: Modalidades y grupos poblacionales.....	92
Cuadro 27	Efecto sobre la pobreza y costo fiscal de cada versión del ingreso básico .....	95

## Gráficos

Gráfico 1	América Latina (9 países): adolescentes de 12 a 17 años que no asisten a la escuela secundaria, por sexo, etnia y ámbito de residencia, 2014 .....	12
Gráfico 2	Histograma del ingreso per cápita mensual de Uruguay, 2014.....	13
Gráfico 3	Histograma del ingreso per cápita mensual de Uruguay excluyendo valores más altos, 2014.....	14

Gráfico 4	Histograma del logaritmo del ingreso per cápita mensual de Uruguay, 2014 .....	15
Gráfico 5	Distribución del logaritmo del salario mensual de hombres y mujeres en Uruguay estimada por el método de <i>kernels</i> , 2014 .....	16
Gráfico 6	Función acumulada del ingreso per cápita mensual en Uruguay, 2014 .....	17
Gráfico 7	Función acumulada del ingreso per cápita mensual en Uruguay excluyendo el 5% con mayor ingreso per cápita, 2014 .....	17
Gráfico 8	Función acumulada del logaritmo del ingreso per cápita mensual en Uruguay 2014 .....	18
Gráfico 9	Función acumulada del logaritmo del salario mensual para mujeres y hombres en Uruguay, 2014 .....	19
Gráfico 10	Curva de Pen's Parade del logaritmo del salario mensual para mujeres y hombres en Uruguay, 2014 .....	20
Gráfico 11	Ejemplos del diagrama de caja para el ingreso per cápita y el salario mensual en Uruguay, 2014 .....	21
Gráfico 12	Curva de Lorenz .....	23
Gráfico 13	Comparación de la distribución de dos economías usando curvas de Lorenz ...	23
Gráfico 14	Cruce entre curvas de Lorenz y la curva de Lorenz generalizada .....	24
Gráfico 15	Curva de Lorenz del ingreso per cápita mensual en zonas urbana y rural de Uruguay, 2014 .....	25
Gráfico 16	Curva de Lorenz Generalizada del ingreso per cápita mensual en zona urbana y rural de Uruguay, 2014 .....	26
Gráfico 17	Curva de incidencia del crecimiento (growth-incidence curve) del ingreso per cápita en Uruguay, 2010-2012 y 2012-2014 .....	27
Gráfico 18	América Latina (18 países): participación en el ingreso total, por quintiles de ingreso, alrededor de 2016 .....	31
Gráfico 19	Curva de Lorenz y coeficiente de Gini.....	34
Gráfico 20	Ejemplo de dos curvas de Lorenz que se entrecruzan .....	38
Gráfico 21	Ejemplo de comparación curvas de Lorenz para países de la región.....	40
Gráfico 22	Chile: ingreso total que corresponde al 10%, 1% y 0,1% más rico del país, 2005-2015.....	69
Gráfico 23	Las curvas de concentración .....	76
Gráfico 24	Curvas de concentración y el índice Kakwani .....	77
Gráfico 25	Chile: curvas de concentración del impuesto a la renta, de las contribuciones a la seguridad social y de las transferencias monetarias, 2015.....	85
Gráfico 26	Chile: curvas de Lorenz del ingreso primario, de mercado, bruto y disponible, 2015.....	86
Gráfico 27	Chile: coeficiente de Gini del ingreso primario, de mercado, bruto y disponible, 2015.....	86
Gráfico 28	Chile: curvas de concentración de la educación pública (total y según nivel educativo) y curvas de Lorenz del ingreso disponible, 2015.....	89
Gráfico 29	Chile: curvas de Lorenz del ingreso disponible .....	93
Recuadros		
Recuadro 1	Carga tributaria, gasto social e incidencia redistributiva en América Latina .....	73
Diagramas		
Diagrama 1	Representación de la medida de desigualdad para todos los posibles ingresos contrafactuales con tres componentes .....	51
Diagrama 2	Componentes del ingreso del hogar .....	61





## Resumen

Este documento presenta una serie de herramientas que son clave para el estudio de las múltiples desigualdades socioeconómicas que caracterizan a los países de América Latina y el Caribe y el análisis del efecto redistributivo de las políticas públicas sociales y tributarias. En el primer capítulo se presentan algunas de las principales herramientas de análisis de las desigualdades socioeconómicas que pueden ser usadas sobre variables monetarias, como el ingreso o el consumo, y no-monetarias, como variables del mercado laboral, educación o salud. En particular, se presentan herramientas gráficas, medidas e índices de desigualdad y sus métodos de descomposición por grupos y por fuentes. En ello se enfatiza que la desigualdad tiene múltiples expresiones en la sociedad, por lo que es imperativo hacer un análisis que abarque la desigualdad en todas sus dimensiones: no solo ingreso y consumo, sino también nutrición, salud, educación, género y justicia, entre otros. En el segundo capítulo se presenta las herramientas para analizar la incidencia redistributiva de las políticas sociales y tributaria *expost*. Para eso se abordan las fuentes de información necesarias, los alcances y limitaciones en el uso de las encuestas de hogar para estos fines, las definiciones básicas de ingresos, y finalmente las herramientas gráficas y de indicadores para el análisis de incidencia dando ejemplos de su uso. También se indaga en el uso de registros administrativos para medir la desigualdad de ingreso para suplir la ausencia de información en las encuestas de hogares sobre los ingresos más altos.



## Introducción

El estilo actual de desarrollo mundial ha generado profundos desequilibrios económicos, sociales y ambientales reflejados en una desigualdad creciente, una aceleración del cambio climático y una revolución tecnológica que de no ser regulada adecuadamente puede generar tensiones insostenibles en el mercado laboral (CEPAL, 2016a). Es por esto que la CEPAL ha hecho un llamado, a través de los documentos que constituyen la llamada “trilogía de la desigualdad”<sup>1</sup>, para que los países de América Latina y el Caribe reorienten el paradigma del desarrollo con el fin de lograr una mayor igualdad socioeconómica y sostenibilidad ambiental.

La comunidad internacional se ha comprometido a esforzarse “por llegar primero a los más rezagados” a través de la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible y sus 17 Objetivos del Desarrollo Sostenible (ODS). Este acuerdo mundial, aprobado por los 193 países representados en la Asamblea General de las Naciones Unidas en septiembre de 2015, pone a la igualdad en el centro del debate y busca encarrilar los esfuerzos hacia un desarrollo sostenible que comprenda la reducción de las desigualdades socioeconómicas. Los objetivos 10 y 16 de los ODS se refieren específicamente a la reducción de la desigualdad y a la elaboración de instrumentos que rechacen la discriminación en todas sus formas y fomenten niveles universales de bienestar y de mayor inclusión social, económica y política, y al menos otros ocho objetivos buscan avanzar en el campo social reduciendo brechas en diversas dimensiones.

La región de América Latina se caracteriza por ser una de las más desiguales en el mundo no sólo en términos de ingresos sino que también de otras dimensiones que constituyen la matriz de desigualdad, como el género, la edad, la raza, la etnia o el territorio, entre otras (CEPAL, 2016c). Por esta razón, los gobiernos de los países de la región han hecho esfuerzos para disminuir las desigualdades socioeconómicas, lo que se refleja en la caída de la desigualdad del ingreso per cápita en la mayoría de los países de América Latina entre el 2002 y el 2014 (CEPAL 2017b). Aunque aún insuficientes, estas mejoras demuestran que las desigualdades socioeconómicas no son inmutables y se puede hacer esfuerzos para reducirlas y emprender el camino del desarrollo sostenible e inclusivo.

---

<sup>1</sup> CEPAL, La hora de la igualdad: brechas por cerrar, caminos por abrir (LC/G.2432(SES.33/3)), Santiago, 2010; Cambio estructural para la igualdad. Una visión integrada del desarrollo (LC/G.2524(SES.34/3)), Santiago, 2012, y Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible (LC/G.2586(SES.35/3)), Santiago, 2014. A éstos se suman documentos más recientes que van en línea con el mensaje de la trilogía de la desigualdad: Horizontes 2030: la igualdad en el centro del desarrollo sostenible (LC/G.2660/ Rev.1), Santiago, 2016 y La ineficiencia de la desigualdad (LC/SES.37/3-P), Santiago, 2018.

Las disparidades socioeconómicas en las sociedades latinoamericanas, en las cuales muchas de las personas en mejores condiciones se encuentran en esta posición por herencia, se sustentan en una “cultura del privilegio” (Bárcena y Prado, 2016). Este tipo de desigualdad, que se percibe de manera creciente como injusta, desemboca en una mayor estratificación social, segregación residencial y conflicto, así como en la pérdida de confianza del Estado (Trucco y Ullman, 2015). A su vez, las desigualdades en múltiples dimensiones, tales como el nivel socioeconómico, el género, la etnia y la raza, el ciclo de vida y el territorio se encadenan, se entrecruzan y se potencian entre sí (CEPAL, 2016c).

La importancia que tienen las diversas formas en que se manifiesta la desigualdad en los países de la región y la urgencia de reducirlas a través de políticas públicas plantea la necesidad de contar con instrumentos útiles para su medición y análisis. Este documento busca responder a esta necesidad y ofrece a los lectores una guía práctica sobre la medición de la desigualdad y el análisis distributivo de las políticas sociales y tributarias.

El documento se estructura en dos partes. En la primera, se discuten las herramientas gráficas para visualizar la desigualdad distributiva, los principales indicadores de desigualdad para distribuciones univariadas, las técnicas para efectuar descomposiciones de los indicadores y los indicadores que se aplican a distribuciones multivariadas (multidimensionales). La segunda parte se enfoca en las herramientas disponibles para analizar el efecto que tienen determinadas políticas públicas sobre la distribución del ingreso. Para ello, se aborda el concepto y medición de los ingresos de los hogares, particularmente mediante encuestas de hogares, se presenta los indicadores más usados de incidencia distributiva y se muestran diversas aplicaciones prácticas de los mismos.

## I. Herramientas para el estudio de las desigualdades

Este capítulo presenta un conjunto de herramientas para medir la desigualdad y hacer un análisis sistemático de la misma. Medir la desigualdad es necesario para responder a preguntas como: ¿es la distribución de ingreso más o menos igualitaria que en el pasado? ¿Existe una desigualdad en el acceso a la educación en términos de género u origen étnico? ¿Cuál es la brecha salarial entre hombres y mujeres? ¿Cuál es la magnitud de la desigualdad en acceso a agua potable entre zonas urbanas y rurales y cómo ha evolucionado en el tiempo para los países de América Latina?

Siguiendo a Atkinson (1970), la medida de desigualdad que escojamos debe responder a la pregunta específica que nos interesa, por lo que es importante conocer las diferentes formas de medir la desigualdad y sus respectivas propiedades. Por esto, es aconsejable que todos los países realicen estudios periódicos de la desigualdad en sus diversas dimensiones y comparando diferentes grupos de la población. Los resultados de dichos estudios no solo permitirán identificar la evolución de la desigualdad en sus diferentes dimensiones y los grupos más afectados por ésta, sino que también servirán como apoyo para el diseño de políticas sociales.

Este capítulo contiene cuatro secciones. En la primera sección se presentan las herramientas gráficas para el análisis de la distribución de las variables bajo estudio. La segunda sección presenta las propiedades y los métodos de cálculo de las principales medidas e índices de desigualdad. La tercera sección describe el cálculo de la descomposición de las medidas de desigualdad en grupos de la población y en componentes o fuentes de la variable de estudio. La última sección presenta una descripción de las medidas de desigualdad multidimensional.

Las herramientas presentadas en este capítulo requieren contar con datos sobre la distribución del ingreso u otra variable de interés. La fuente de información generalmente utilizada para ello son las encuestas de hogares, que contienen datos recogidos a nivel individual y de hogares para la población de un país. En la segunda parte de este documento se aborda brevemente la descripción y caracterización de las encuestas de hogares como fuente privilegiada para el análisis distributivo.

## A. Herramientas visuales para el análisis de la desigualdad

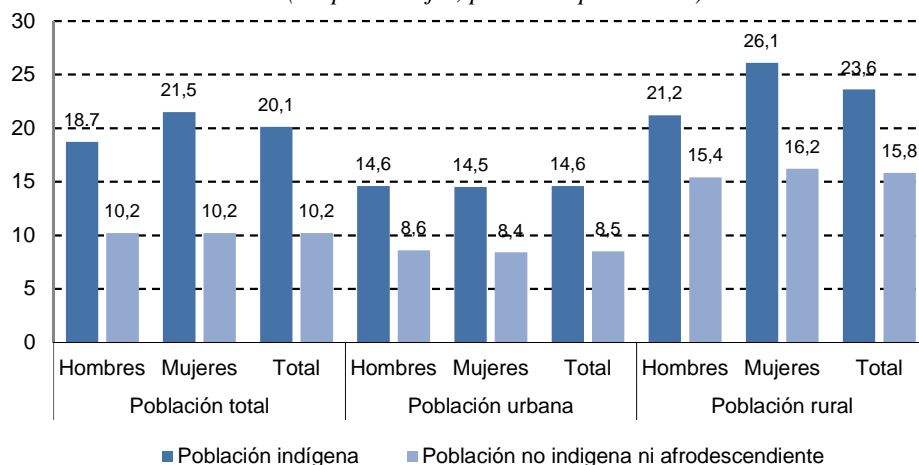
El análisis de gráficas de distribución es un elemento esencial para el estudio de la desigualdad. Las gráficas sintetizan la información de la distribución de una variable y son una herramienta visual que permite al analista tener una idea de los puntos extremos, la magnitud de la concentración y la dispersión de la variable, así como de su simetría. Aunque las herramientas gráficas se usan generalmente sobre variables continuas, como el ingreso per cápita o los años de educación, también existen tipos de gráficas para estudiar la distribución de variables categóricas. Esta sección presenta varias gráficas que son comúnmente usadas para el estudio de la desigualdad

### 1. Gráficas para el análisis de desigualdad de variables categóricas

Las gráficas de tabulaciones de variables categóricas son una herramienta sencilla y muy útil para el análisis de la desigualdad entre dos o más grupos. Dependiendo de la naturaleza del análisis y de la variable de estudio, estas gráficas se pueden presentar de muchas formas, tales como en barras, gráfico de sectores (*pie chart*), piramidales, etc.

A manera de ejemplo, el gráfico 1 muestra una gráfica de barras para ilustrar la diferencia geográfica, de género y de etnia del porcentaje de adolescentes que no asisten a la escuela secundaria. Según esta gráfica, el porcentaje de adolescentes indígenas que no asisten a la escuela es mayor respecto a la población no indígena ni afro-descendiente, independiente del sexo y de la región geográfica. De manera similar, las zonas rurales presentan un mayor porcentaje de adolescentes fuera de la educación formal que las zonas urbanas, independiente del género y de la etnia. Por su parte, las diferencias de género son pronunciadas solamente en zonas rurales, en donde un mayor porcentaje de mujeres adolescentes no asisten a la escuela. Agrupando esta evidencia, CEPAL (2016c, pp. 47) sostiene que “la entrada precoz al mercado laboral, el embarazo adolescente, las responsabilidades domésticas y de cuidados y la desmotivación escolar son algunos de los factores que explican el elevado porcentaje de no asistencia a la escuela secundaria entre los adolescentes, especialmente entre las adolescentes en áreas indígenas y en áreas rurales”.

**Gráfico 1**  
**América Latina (9 países): adolescentes de 12 a 17 años que no asisten a la escuela secundaria, por sexo, etnia y ámbito de residencia, 2014**  
*(En porcentajes, promedio ponderado)*



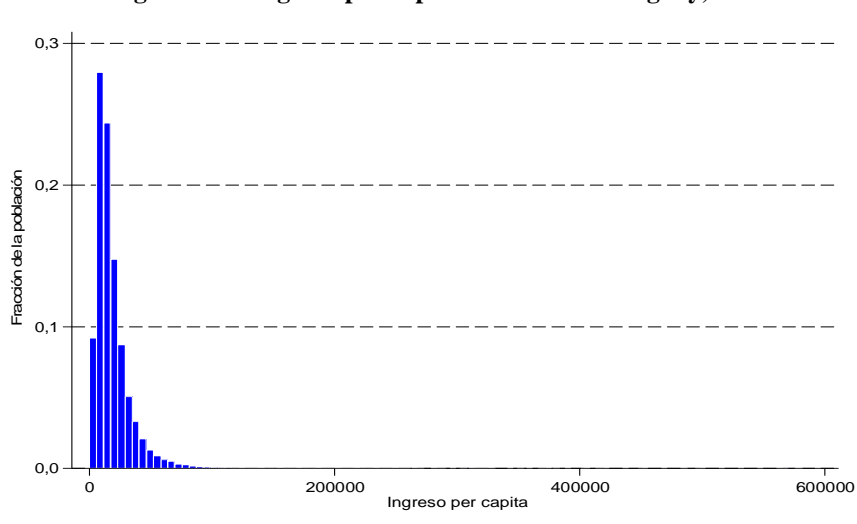
Fuente: CEPAL (2016c): La matriz de la desigualdad social en América Latina y el Caribe, Santiago.

## 2. Histograma y función de densidad

El histograma representa la distribución de una variable. Su construcción consiste en organizar de menor a mayor la población de estudio según el valor de la variable de análisis y dividir el rango de la variable en segmentos preferiblemente iguales<sup>2</sup>. El histograma es una gráfica de barras en la que cada barra representa la proporción de observaciones en cada segmento, es decir su frecuencia relativa. La suma de las proporciones de cada barra debe ser igual a 1. El número de segmentos depende de la precisión requerida: entre mayor sea el número de segmentos, más semejante será el histograma a la distribución real de la variable. Sin embargo, reproducir la distribución de la variable en un histograma puede terminar en una gráfica confusa, con muchos saltos, que en últimas no simplifica la información de su variabilidad.

Cuando una variable presenta una dispersión muy amplia, como ocurre con el ingreso de los hogares, el histograma no permite apreciar adecuadamente la forma de la distribución. Por ejemplo, en cualquier país de América Latina y el Caribe, un histograma compuesto por 100 segmentos de igual tamaño contendrá a la mayoría de las observaciones en las primeras barras, mientras que las barras restantes resultarán casi imperceptibles debido al escaso porcentaje de población que representan (ver ejemplo en gráfico 2).

**Gráfico 2**  
**Histograma del ingreso per cápita mensual de Uruguay, 2014**



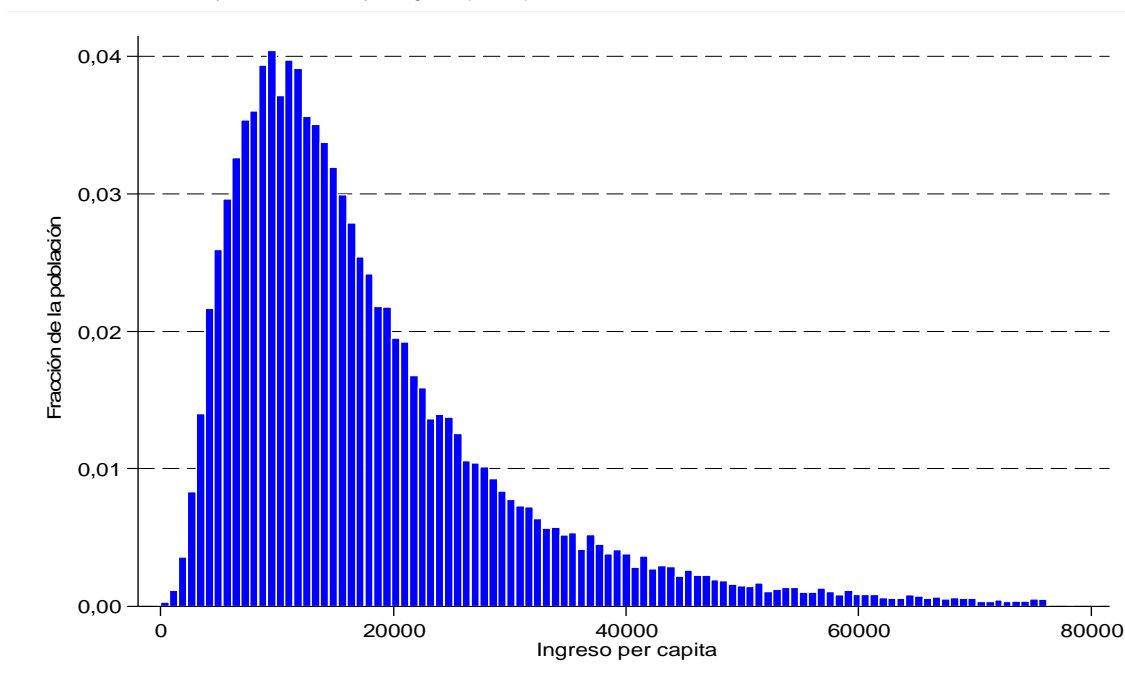
Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

Debido a la amplia dispersión de la distribución del ingreso en su parte superior, basta con excluir del gráfico los valores correspondientes al 1% o 5% más rico para visualizar de manera más clara su distribución (ver ejemplo en gráfico 3). En el caso del ingreso per cápita para países de América Latina y el Caribe, este histograma seguiría reflejando una distribución asimétrica, inclinada a la izquierda y con la cola derecha larga, pero más equilibrada que la del histograma que incluye los ingresos más altos.

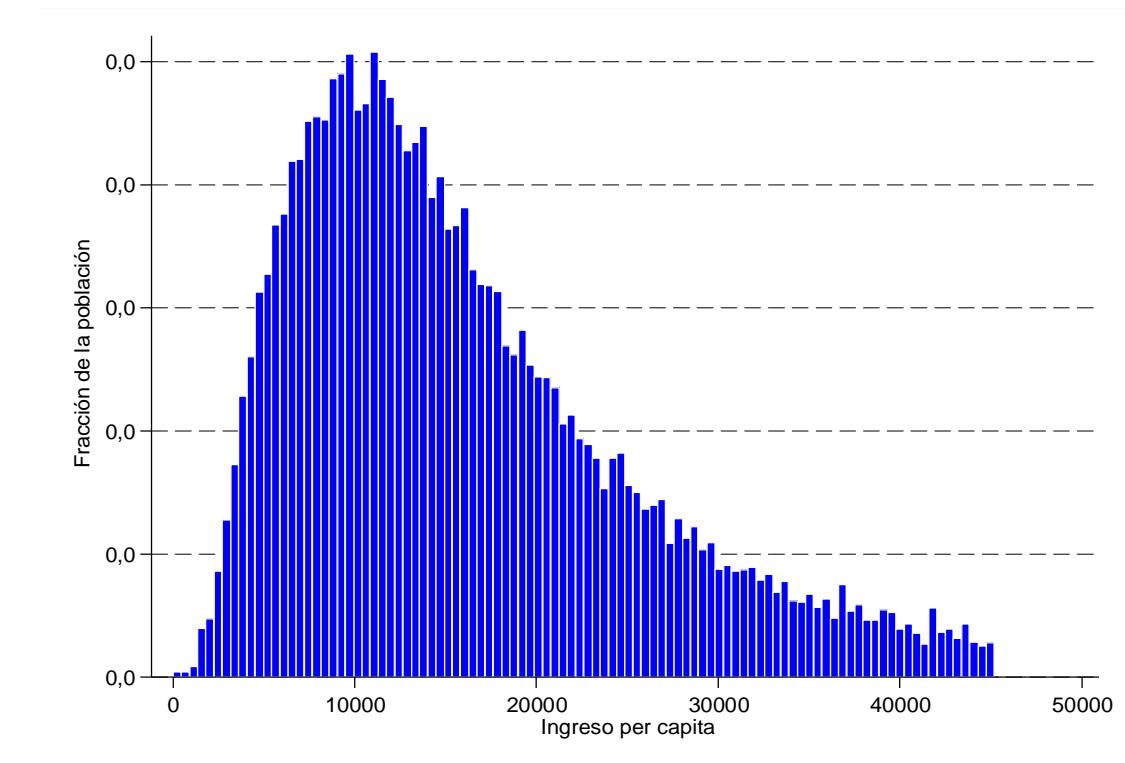
<sup>2</sup> Cuando la variable de análisis es continua, por lo general se refiere al ingreso o al consumo, que son las variables continuas más comunes y más usadas para el análisis de la distribución de variables de bienestar. Por esta razón, a lo largo del documento se hace referencia sobre todo al ingreso, pero no se debe olvidar que las herramientas para variables continuas aquí presentadas pueden utilizarse para otras variables.

**Gráfico 3**  
**Histograma del ingreso per cápita mensual de Uruguay excluyendo valores más altos, 2014**

A. Excluye el 1% con mayor ingreso per cápita



B. Excluye el 5% con mayor ingreso per cápita



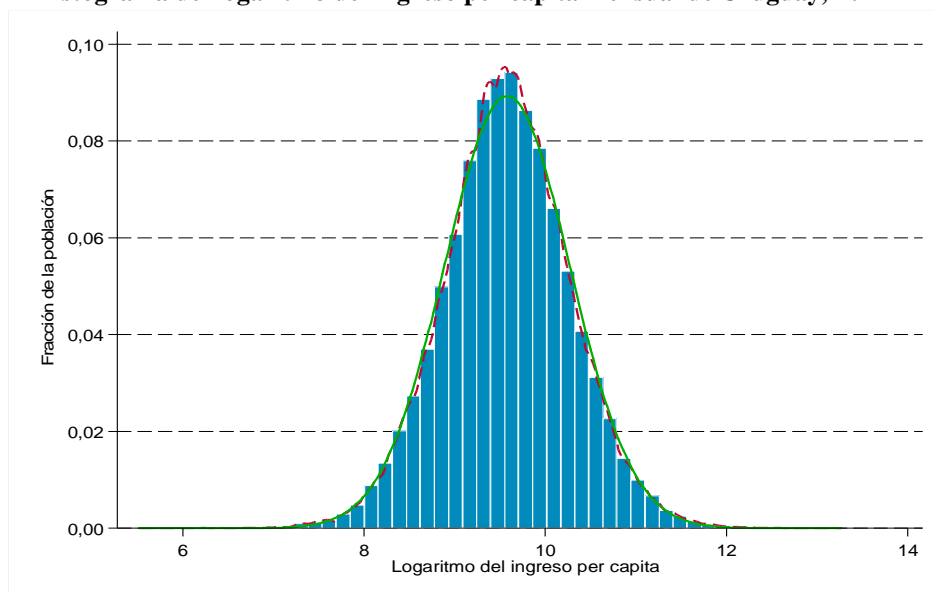
Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

Una opción para visualizar la distribución completa sin excluir los valores más altos es hacer una transformación logarítmica, que comprime la escala de todas las observaciones sin alterar su



ordenamiento. Debido a que la transformación logarítmica reduce en mayor proporción a los ingresos mientras más altos son, la distribución resultante no presenta la asimetría observada al utilizar los valores originales y se asemeja a la distribución normal (ver ejemplo en gráfico 4).

**Gráfico 4**  
**Histograma del logaritmo del ingreso per cápita mensual de Uruguay, 2014**



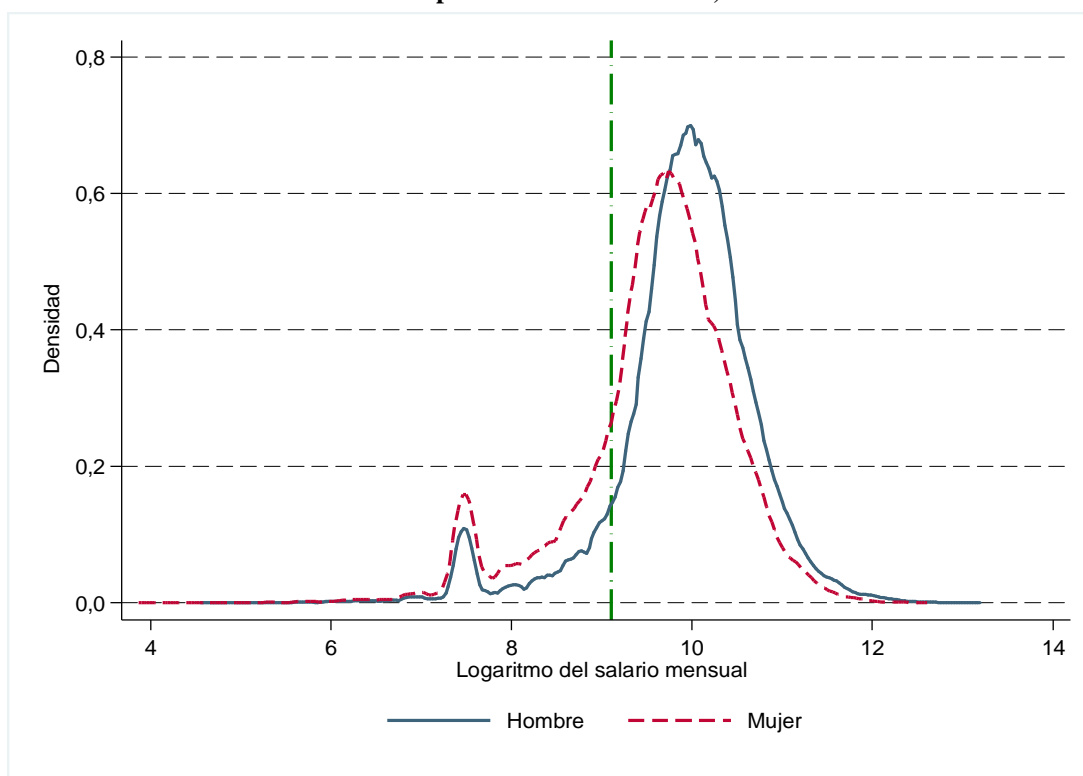
Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

Nota: En este caso el histograma tiene 50 intervalos, la línea verde continua representa la distribución normal y la línea discontinua roja representa la estimación no-paramétrica de la función de densidad por el método de kernels.

En la medida que el número de categorías utilizadas en el histograma aumenta, la gráfica resultante corresponde a la función de densidad de la variable. Una estimación no-paramétrica de la función de densidad de la variable por el método de *kernels* provee una representación suavizada de la información del histograma que resulta en una línea continua que bordea el histograma<sup>3</sup>. A diferencia del histograma, esta estimación facilita la superposición de varias distribuciones para su posterior comparación. Por ejemplo, el gráfico 5 muestra las distribuciones del logaritmo del salario mensual de hombres y mujeres en Uruguay, lo que permite comparar de manera visual el rango y nivel de las distribuciones, así como su simetría, dispersión y variabilidad. En este ejemplo, se puede evaluar adicionalmente y de manera visual si existe o no un mayor porcentaje de mujeres que de hombres que ganan menos del salario mínimo.

<sup>3</sup> En términos sencillos, este método no-paramétrico consiste en fijar un punto fijo de la distribución  $x_0$  y luego construir un intervalo de ancho  $2h$  alrededor de este punto, lo que resultaría en el intervalo  $(x_0 - h, x_0 + h)$ . Luego se procede a calcular la proporción de observaciones que caen en este intervalo, normalizando por su ancho. Para construir un gráfico de toda la distribución de densidad, este procedimiento se repite para varios puntos del rango de la distribución, que no necesariamente tienen que ser equidistantes. El parámetro  $h$  es denominado el “ancho de banda” y es el que determina la precisión y volatilidad de la estimación de la función de distribución. El kernel es una función que define que tan lejos o cerca está un punto de la distribución del punto  $x_0$ , para un valor específico de  $h$ , con base en lo cual se construye la estimación de la función de distribución. Existen varias funciones kernel, tales como el rectangular, el cuadrático, el gaussiano o el Epanichnicov, cuya diferencia radica en su definición de distancia con respecto al punto inicial. Para un mayor detalle, véase Cowell (2011).

**Gráfico 5**  
**Distribución del logaritmo del salario mensual de hombres y mujeres en Uruguay**  
**estimada por el método de kernels, 2014**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

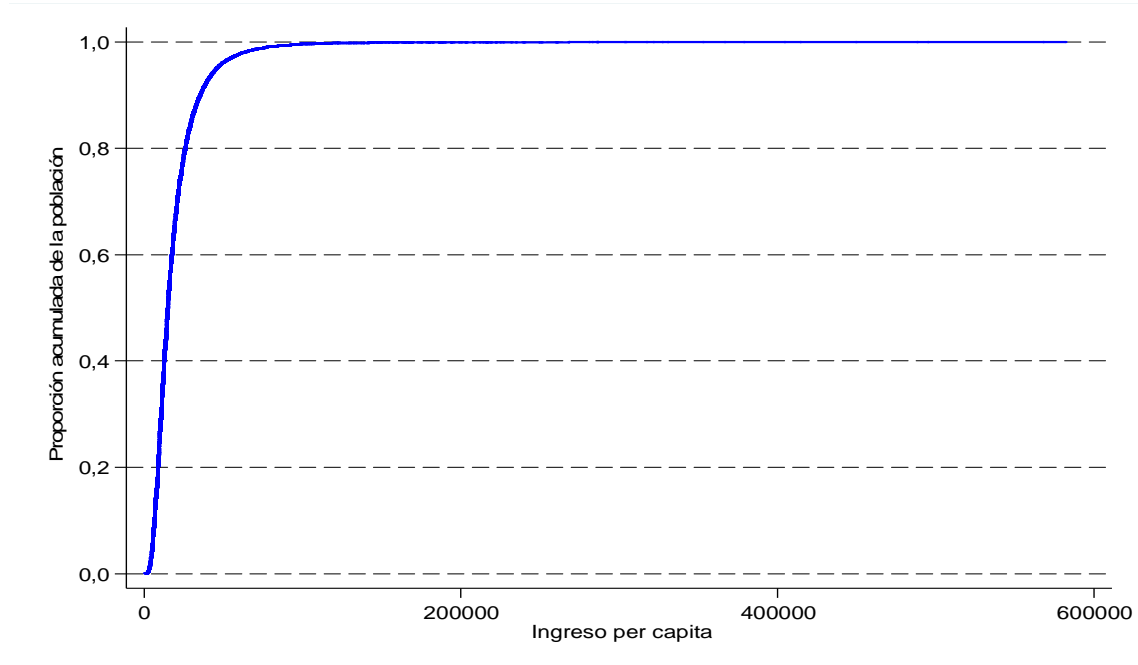
Nota: La línea verde punteada vertical representa el salario mínimo en Uruguay en el 2014, que fue de \$8,960 pesos uruguayos.

### 3. Función de distribución acumulada

La distribución de una variable también se puede visualizar a través de su función de distribución acumulada (llamada también simplemente función de distribución), que especifica la proporción acumulada de individuos (eje vertical) para cada valor del rango de la variable (eje horizontal). Así, esta función empieza en el eje coordenadas (0,0) y va aumentando hasta llegar al máximo valor del rango de la variable cuya proporción acumulada es igual 1, debido a que evidentemente toda la población tiene un valor de la variable igual o menor al valor máximo.

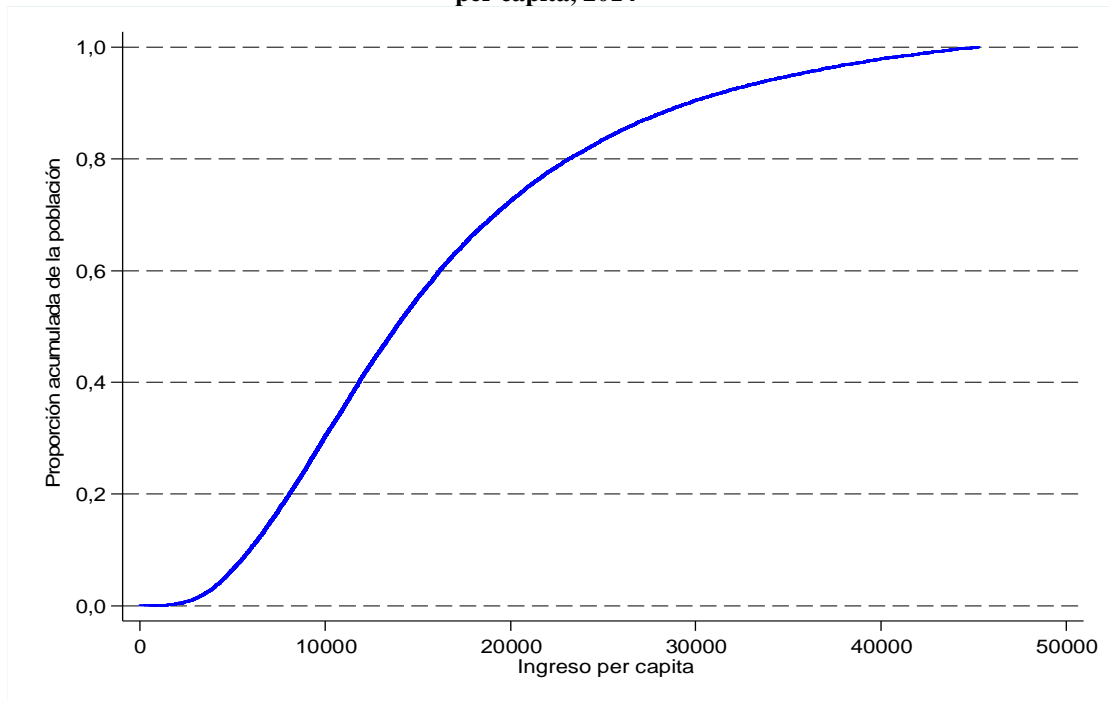
Si tomamos de nuevo como ejemplo el ingreso per cápita, sucede algo similar a lo visto en el caso del histograma: la función de distribución acumulada del ingreso per cápita de cualquier país en América Latina y el Caribe resulta en una línea continua que sube rápidamente a valores muy cercanos a 1 cuando se incluyen valores extremos (ver gráfico 6). Esto sucede nuevamente porque la distribución del ingreso per cápita está concentrada en valores bajos del ingreso y un porcentaje muy menor de la población tiene ingresos muy altos.

**Gráfico 6**  
**Función acumulada del ingreso per cápita mensual en Uruguay, 2014**



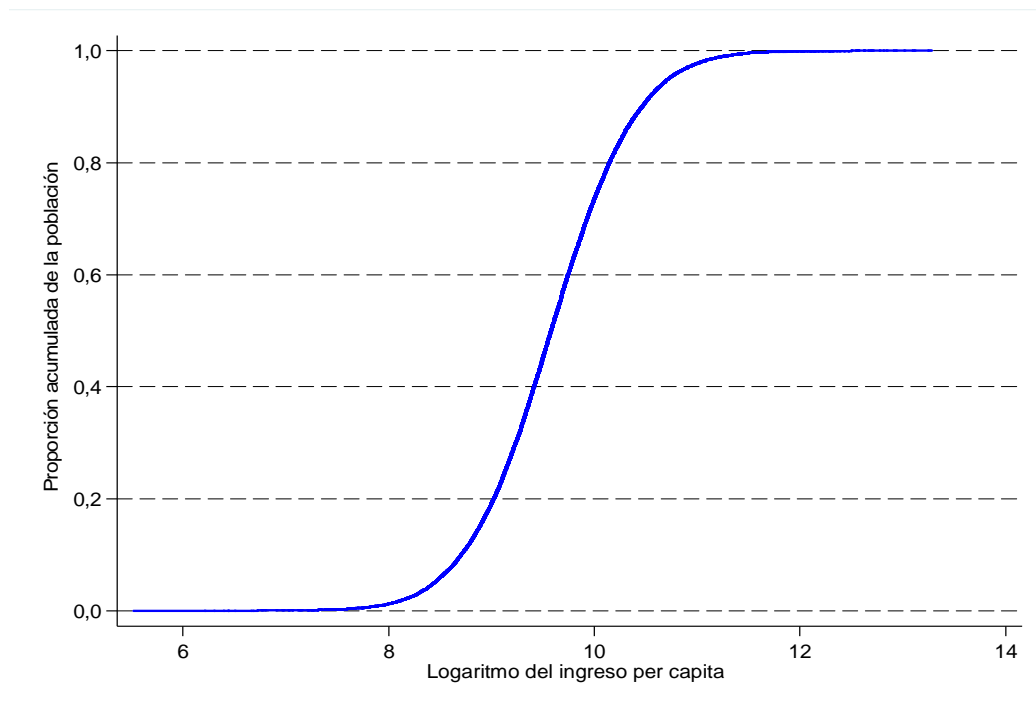
Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

**Gráfico 7**  
**Función acumulada del ingreso per cápita mensual en Uruguay excluyendo el 5% con mayor ingreso per cápita, 2014**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

**Gráfico 8**  
**Función acumulada del logaritmo del ingreso per cápita mensual en Uruguay 2014**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

Nuevamente, con el objetivo de visualizar de mejor manera la distribución, se puede truncar el rango de la variable hasta un determinado valor que excluya los valores más altos, o se puede hacer una transformación que no afecte el ordenamiento de los individuos, tal como el logaritmo. En el primer caso, siguiendo el ejemplo del ingreso per cápita, la función por lo general es creciente y cóncava, es decir que la proporción de individuos para cada nivel de ingreso per cápita aumenta a medida que nos movemos a la derecha de la distribución, pero a una tasa cada vez menor. Dado que se han eliminado los valores extremos, la distribución está menos concentrada y la curva de la función de distribución acumulada no sube a 1 de manera inmediata (ver ejemplo en gráfico 7). En el segundo caso, debido a que se hace una transformación a la variable, pero no se eliminan los valores extremos, la concentración de la distribución original permanece, aunque sus valores cambien. La transformación logarítmica suaviza la distribución de la variable, lo que se evidencia en una función de distribución acumulada con extremos más largos, pero con un incremento de la proporción acumulada de individuos en algún punto intermedio del rango del logaritmo (ver ejemplo en gráfico 8).

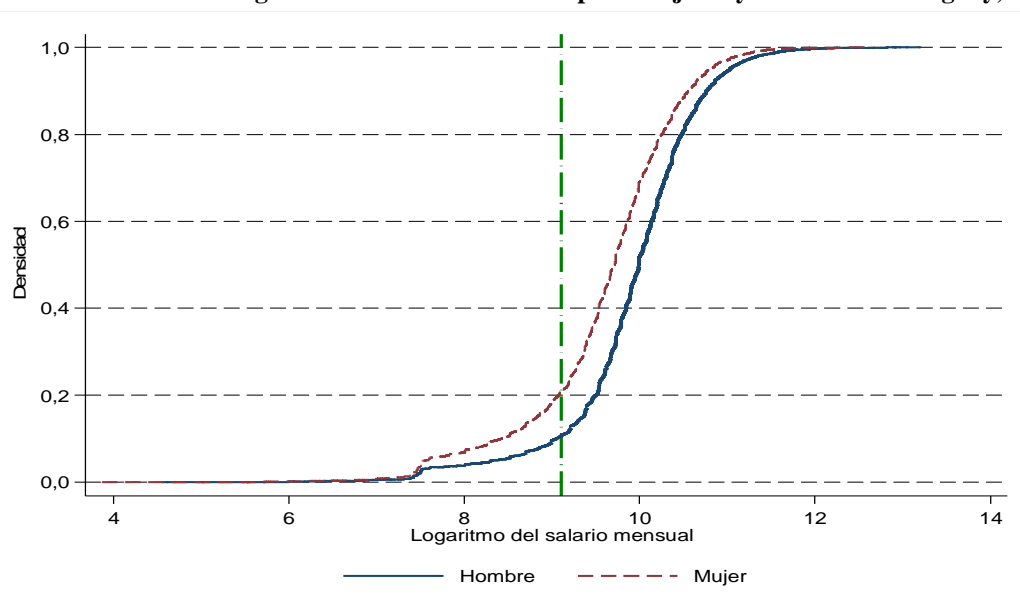
La función de distribución acumulada es una herramienta muy útil para determinar de manera visual los valores de la variable correspondientes a cada percentil de la población. Por ejemplo, se puede inferir el valor de la variable correspondiente a la mediana, que en eje vertical está dada por 0,5 o 50% de la población; al decil 3, que en el eje vertical corresponde a 0,3; al quintil 4, que es el valor de la variable que corresponde a 0,8 del valor del eje vertical; y así sucesivamente. De manera semejante, se puede inferir la proporción de la población cuyo valor de la variable es menor que cierto valor específico. Esta propiedad se puede aplicar para evaluar, entre otros, el porcentaje de la población con un ingreso per cápita menor a la línea de pobreza, o con un salario menor al salario mínimo, o con menos de 5 años de escolaridad, dependiendo de la variable de estudio.

También es posible superponer dos o más funciones de distribución para compararlas. Supongamos que estamos comparando las funciones de distribución acumuladas de los grupos A y B<sup>4</sup>.

Si para cualquier valor del eje vertical, el valor correspondiente de la variable es mayor para la función de distribución del grupo A que para la del grupo B, se dice que la función de distribución del grupo A domina en sentido estocástico de primer orden a la función de distribución del grupo B<sup>5</sup>. En este caso, la función de distribución del grupo B se encuentra por encima de la del grupo A, lo que es lo mismo que decir que para cualquier valor de la variable la proporción acumulada de individuos es mayor para el grupo B que para el grupo A. Si la variable de estudio es el logaritmo del salario mensual, el grupo A son los hombres y el grupo B son las mujeres, por ejemplo, si la distribución de los hombres domina en sentido estocástico a la de las mujeres, se tendría que el porcentaje de mujeres que ganan menos que el salario mínimo es mayor que el de hombres (ver ejemplo en gráfico 9).

Pen (1973) propone una manera alternativa de graficar la función de distribución acumulada, que consiste básicamente en invertir los ejes. Esta gráfica se denomina Pen's Parade y presenta el nivel de, por ejemplo, salario (eje vertical) para cada percentil de la población (eje horizontal). Esta forma de presentar la función de distribución tiene las mismas características que la función de distribución acumulada tradicional, pero puede facilitar su lectura dependiendo de la dirección en la que se haga el análisis dado que los ejes están invertidos (ver ejemplo en gráfico 10).<sup>6</sup>

**Gráfico 9**  
**Función acumulada del logaritmo del salario mensual para mujeres y hombres en Uruguay, 2014**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

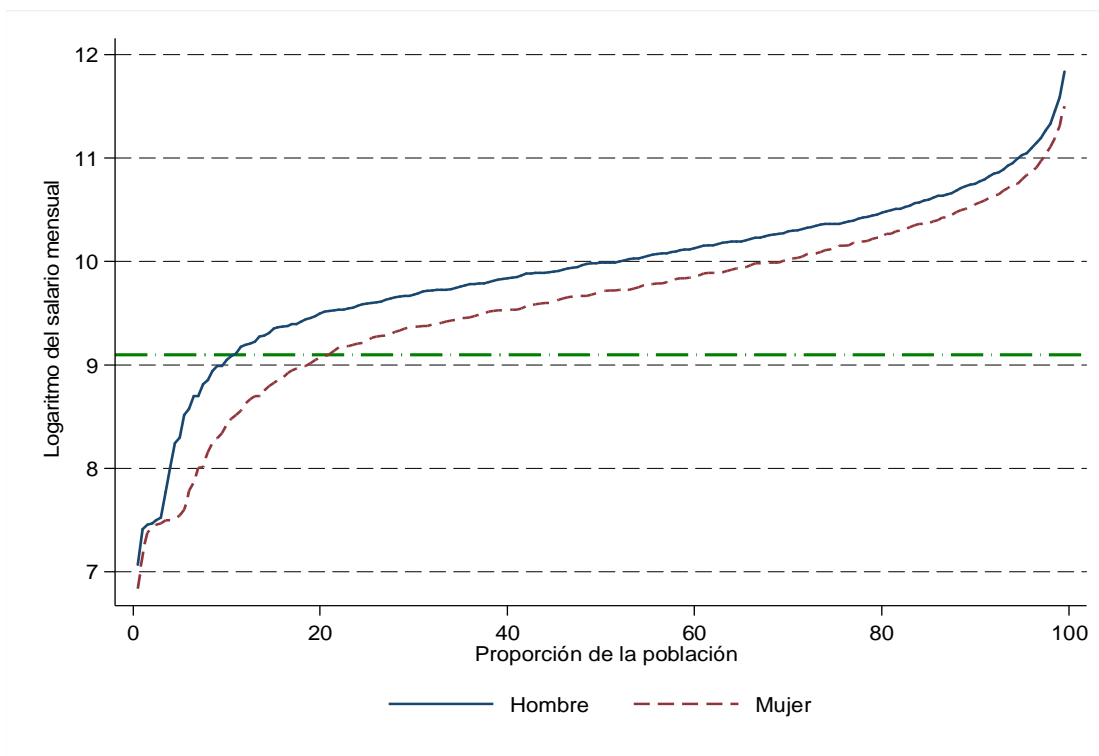
Notas: La línea verde punteada vertical representa el salario mínimo en Uruguay en el 2014, que fue de \$8,960 pesos uruguayos

<sup>4</sup> Estos grupos pueden corresponder a dos países, dos regiones dentro de un país o dos grupos con características diferentes como la edad, el género, la etnia, entre otros.

<sup>5</sup> Una prueba estadística generalmente usada para determinar la dominancia estadística de una distribución sobre otra es la de Kolmogorov-Smirnov (Kolmogorov, 1933; Smirnov, 1933). Según esta prueba, la distribución del logaritmo del salario mensual de los hombres tiene una dominancia estocástica de primer orden respecto a la distribución de las mujeres, en el ejemplo del gráfico 9.

<sup>6</sup> Otra forma de presentar la información de la función de distribución acumulada es a través del diagrama de Pareto. Esta alternativa muestra en el eje horizontal el logaritmo del valor de la variable de análisis y en el eje vertical el logaritmo del porcentaje de la población que tiene un valor de la variable igual o mayor al valor correspondiente del eje horizontal. Siguiendo con el ejemplo del ingreso per cápita, esta gráfica muestra el porcentaje de población que tiene un ingreso per cápita mayor o igual a cada nivel del rango de ingreso per cápita, en una escala doble logarítmica.

**Gráfico 10**  
**Curva de Pen's Parade del logaritmo del salario mensual para mujeres y hombres en Uruguay, 2014**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

Notas: La línea verde punteada horizontal representa el salario mínimo en Uruguay en el 2014, que fue de \$8,960 pesos uruguayos.

#### 4. Diagrama de caja (Box-Plot)

El diagrama de caja es una simplificación de la información de la distribución de la variable de estudio. Este diagrama consiste en una caja cuyo borde inferior y superior corresponden al primer y tercer cuartil de la distribución (percentiles 25 y 75) respectivamente. La caja también tiene una línea horizontal que corresponde a la mediana (percentil 50) y adicionalmente se desprenden dos líneas verticales de los extremos inferior y superior de la caja cuyos extremos indican respectivamente el valor adyacente inferior y superior de la distribución de la variable<sup>7</sup>. Los puntos por debajo y por encima de los valores adyacentes inferior y superior se denominan valores externos y pueden o no ser graficados. Los valores de la variable a los que corresponde cada uno de estos puntos de la distribución se presentan en el eje vertical.

El diagrama de caja es útil para determinar visualmente el rango de los valores de la variable bajo estudio, su mediana y la dispersión, medida por el rango intercuartílico que está dado por la altura de la caja. Así como para los casos del histograma o la función de distribución acumulada, un diagrama de caja que incluya valores extremos puede ser difícil de leer debido a que la concentración de observaciones en los valores intercuantílicos es muy alta y la caja se puede ver como una línea horizontal incluso cercana al origen.

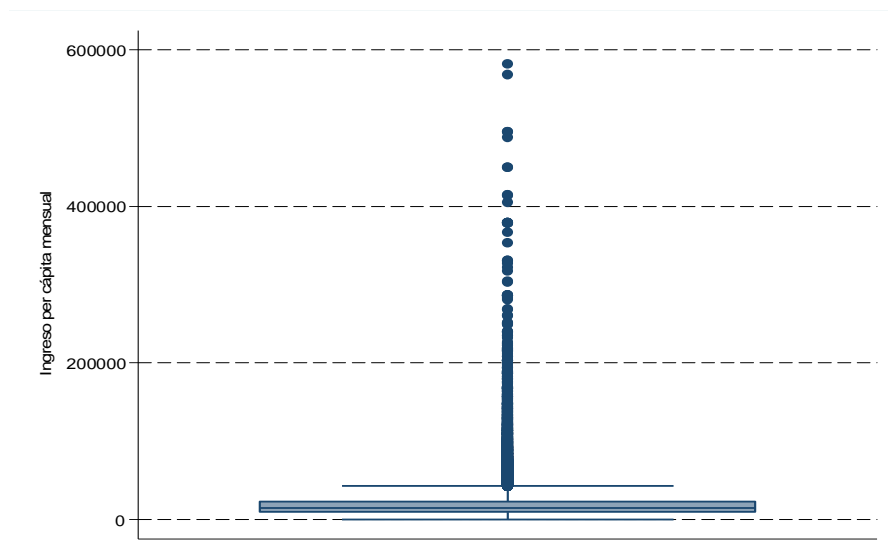
<sup>7</sup> Los valores adyacentes inferiores y superiores definen según Tukey (1977). Suponga un  $x$  que representa la variable para la cual se calculan los valores adyacentes. Defina  $x_i$  como el valor  $i$ -ésimo del ordenamiento de  $x$ , y defina  $x_{[25]}$  y  $x_{[75]}$  como los percentiles 25 y 75 de la distribución de  $x$ . Con  $U = x_{[75]} + (3/2)(x_{[75]} - x_{[25]})$ , el valor adyacente superior se define como  $x_{(i)}$  tal que  $x_{(i)} \leq U$  y  $x_{(i+1)} > U$ . De manera similar, con  $L = x_{[25]} - (3/2)(x_{[75]} - x_{[25]})$ , el valor adyacente inferior se define como  $x_{(i)}$  tal que  $x_{(i)} \geq L$  y  $x_{(i-1)} < L$ .

Por esta razón se recomienda presentar el diagrama de caja eliminando los valores extremos o reemplazándolos por el valor correspondiente al percentil 95 o 99 en la parte derecha de la distribución, y por el valor correspondiente al percentil 1 o 5 en la parte izquierda de la distribución, según el caso<sup>8</sup>. Igualmente, el diagrama de caja de la variable en escala logarítmica es más fácil de leer, incluso incluyendo los valores atípicos (el gráfico 11 presenta algunos ejemplos).

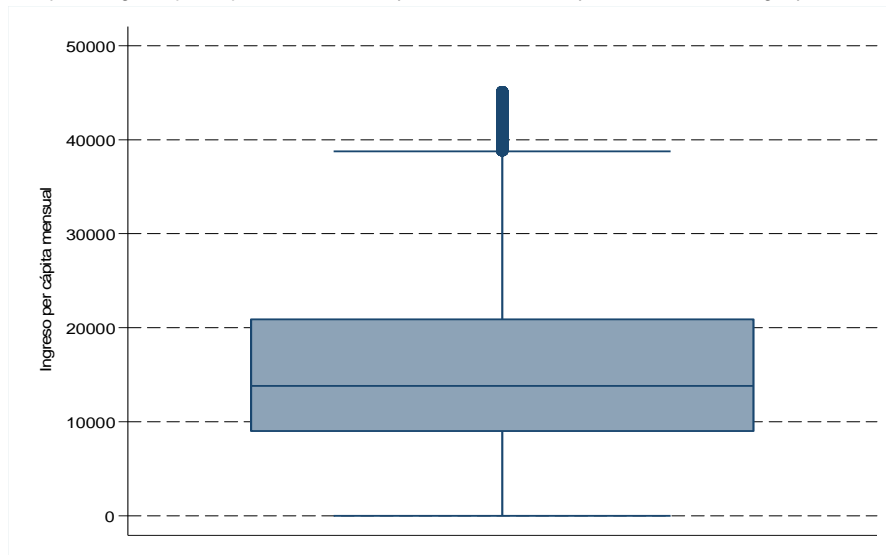
**Gráfico 11**

**Ejemplos del diagrama de caja para el ingreso per cápita y el salario mensual en Uruguay, 2014**

A. Diagrama de caja del ingreso per cápita mensual en Uruguay, 2014



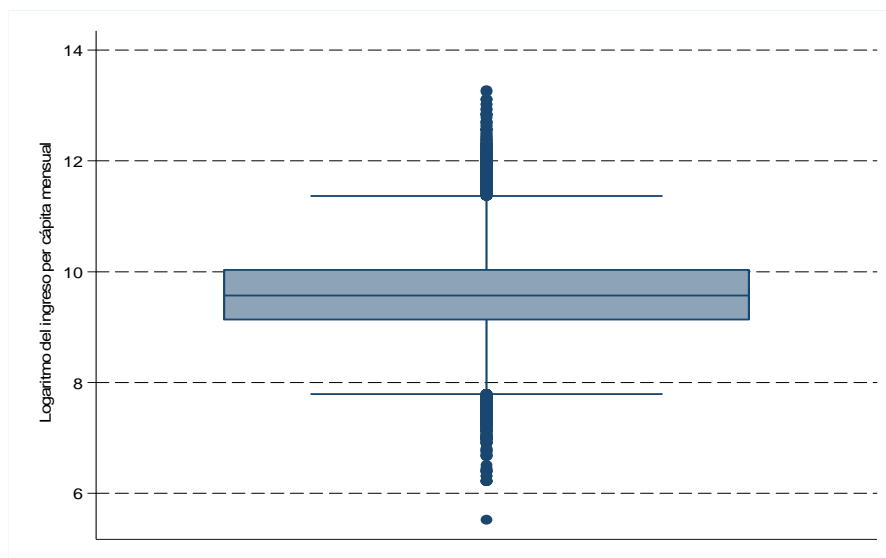
B. Diagrama de caja del ingreso per cápita mensual excluyendo el 5% con mayores valores en Uruguay, 2014



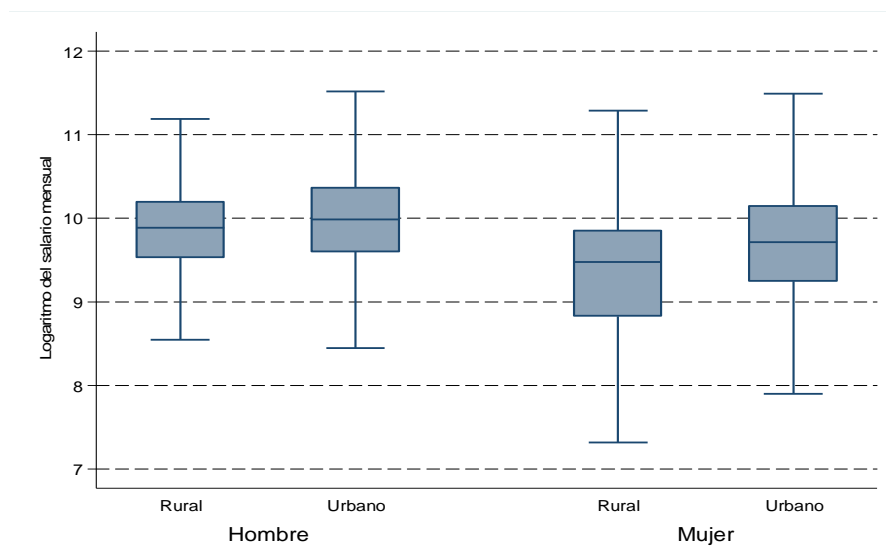
<sup>8</sup> En algunos casos la exclusión o imputación de valores extremos se realiza solamente para una de las colas de la distribución. Por ejemplo, en el caso del ingreso per cápita, usualmente se dejan los valores mayores a cero y se eliminan o se imputan los valores mayores al valor correspondiente al percentil 95 o 99.

Gráfico 11 (conclusión)

C. Diagrama de caja del logaritmo del ingreso per cápita mensual en Uruguay, 2014



D. Diagrama de caja del logaritmo del salario mensual de hombres y mujeres en zonas urbanas y rurales en Uruguay, 2014



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

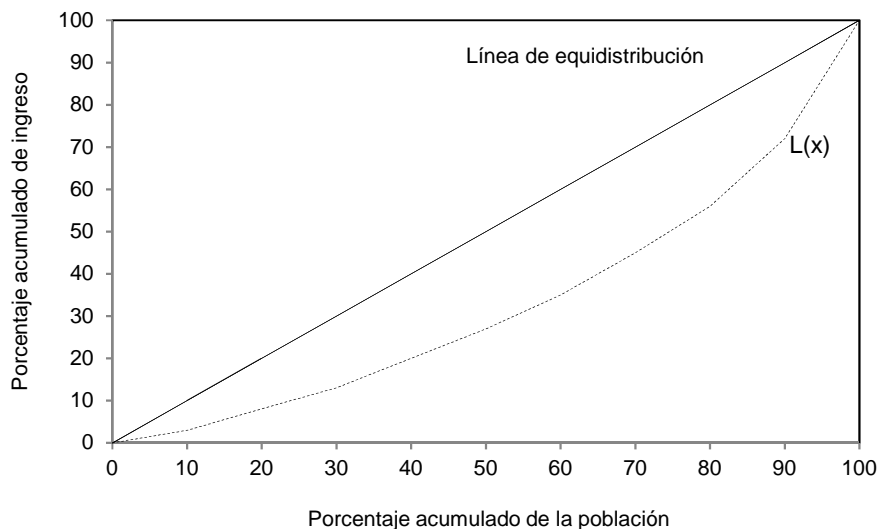
## 5. Curva de Lorenz y curva generalizada de Lorenz

La curva de Lorenz es una representación de la distribución del ingreso de una población (Lorenz, 1905)<sup>9</sup>. Esta curva tiene en el eje horizontal el porcentaje acumulado de individuos desde el más pobre hasta el más rico y en el eje vertical el porcentaje de ingreso perteneciente a cada porcentaje acumulado de la población (ver gráfico 12).

<sup>9</sup> La curva de Lorenz se puede obtener para cualquier variable continua, monetaria o no monetaria; aunque por lo general se usa para variables relacionadas con el ingreso y el consumo de los hogares.



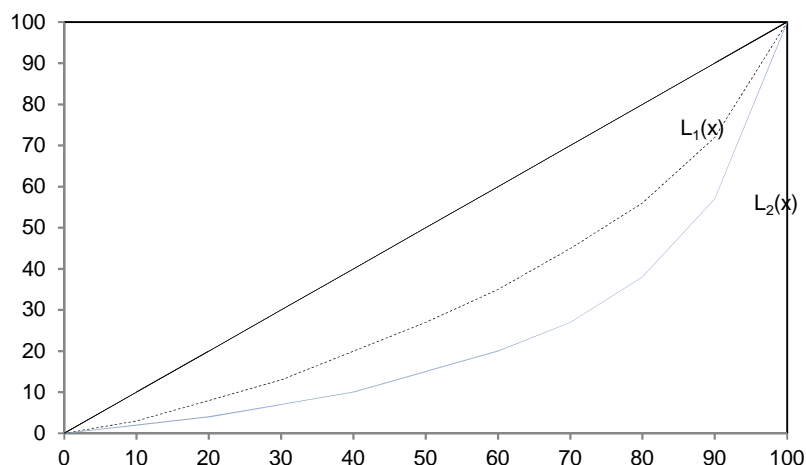
**Gráfico 12**  
**Curva de Lorenz**



Fuente: Elaboración propia.

La distribución del ingreso en una sociedad en la que todos los individuos tienen el mismo ingreso está representada por la recta diagonal que une los dos extremos. A esta línea de  $45^\circ$  se le llama tradicionalmente línea de equidistribución (LE). Así, entre más igualitaria sea una sociedad, más cercana será su curva de Lorenz a la LE. Por ejemplo, el gráfico 13 compara la distribución de ingreso de dos economías usando curvas de Lorenz. En este caso la economía 1 es más igualitaria a la economía 2 dado que la curva de Lorenz de la economía 2 ( $L_2$ ) se encuentra por debajo de la curva de Lorenz de la economía 1 ( $L_1$ ) en todos los puntos. Dadas estas condiciones, se dice que  $L_1$  domina a  $L_2$  en el sentido de Lorenz.

**Gráfico 13**  
**Comparación de la distribución de dos economías usando curvas de Lorenz**



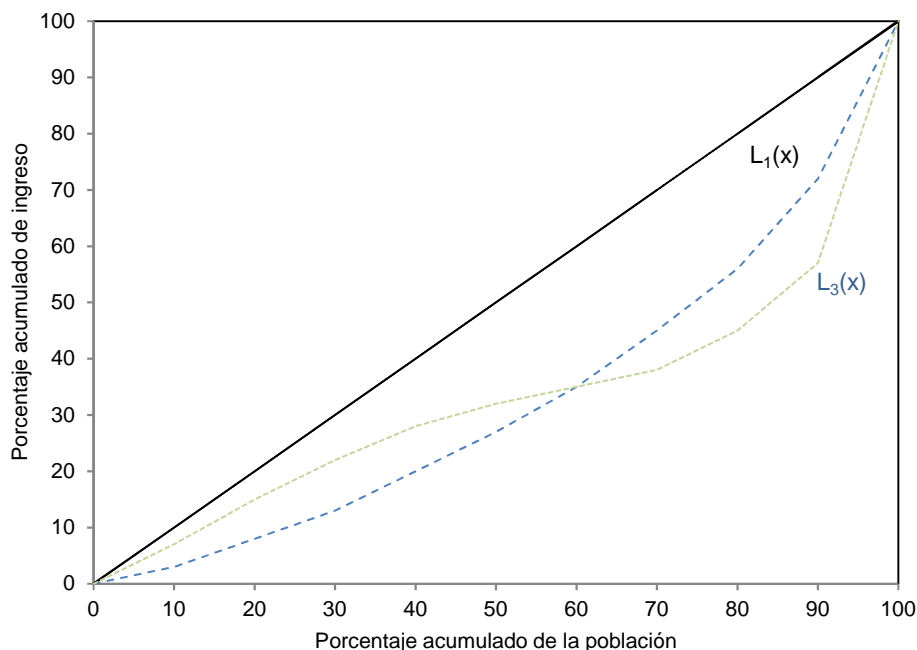
Fuente: Elaboración propia.

Si una distribución domina en el sentido de Lorenz a otra, entonces todos los índices de desigualdad que cumplen la propiedad de Dalton-Pigou en sentido estricto reportan una menor desigualdad para la distribución dominante<sup>10</sup>. Esta propiedad es muy útil puesto que, si existe dominancia de Lorenz entre dos distribuciones, es posible determinar sin ambigüedad cuál distribución es más equitativa, independiente del índice elegido para cuantificar la desigualdad. Como se plantea más adelante, la magnitud de la diferencia sí depende del índice de desigualdad elegido.

Ahora, si una curva de Lorenz se cruza con otra, como en el panel A del gráfico 14, no existe dominancia de Lorenz, por lo que la comparación de desigualdad resulta ambigua: la distribución  $L_1$  es más equitativa que la  $L_3$  en el primer tramo de la distribución, pero es menos equitativa en el segundo tramo<sup>11</sup>. Una alternativa cuando no se puede realizar comparaciones no ambiguas de la distribución del ingreso consiste en comparar el bienestar agregado que se deriva de esa distribución. Para ello, se utiliza la *curva de Lorenz generalizada* (LG), que se obtiene multiplicando el porcentaje acumulado de ingreso por el valor medio. En el ejemplo mostrado en el panel B del gráfico 14, la distribución  $LG_3$  da lugar a un mayor nivel de bienestar agregado que la distribución  $LG_1$ .

**Gráfico 14**  
**Cruce entre curvas de Lorenz y la curva de Lorenz generalizada**

A. Cruce entre curvas de Lorenz

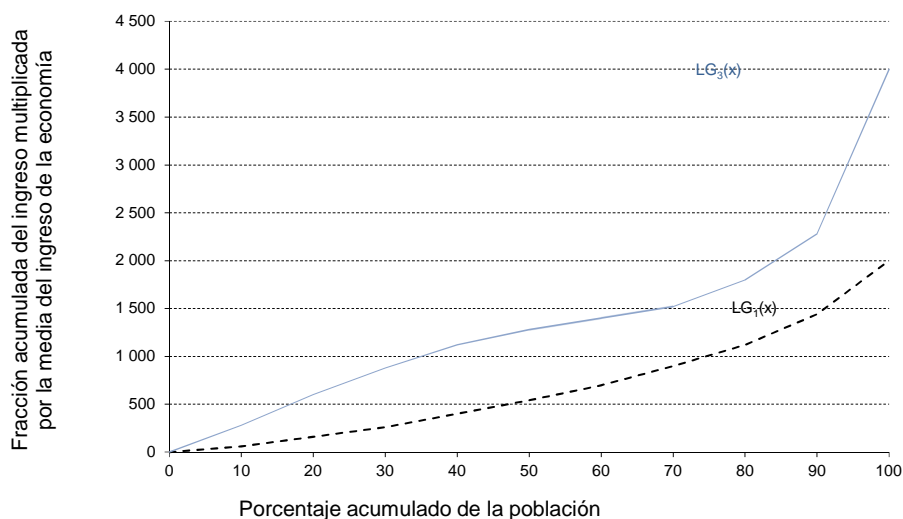


<sup>10</sup> La propiedad de Dalton-Pigou indica que cuando se genera una transferencia de ingreso de un individuo rico a uno pobre, la desigualdad no debe aumentar. Esta propiedad se explica en la sección I.B.1. La prueba de este teorema se puede encontrar en Lambert (2001).

<sup>11</sup> En este caso, la comparación de las distribuciones mediante índices de desigualdad dará distintos resultados según la estructura de ponderaciones utilizada por estos.

Gráfico 14 (conclusión)

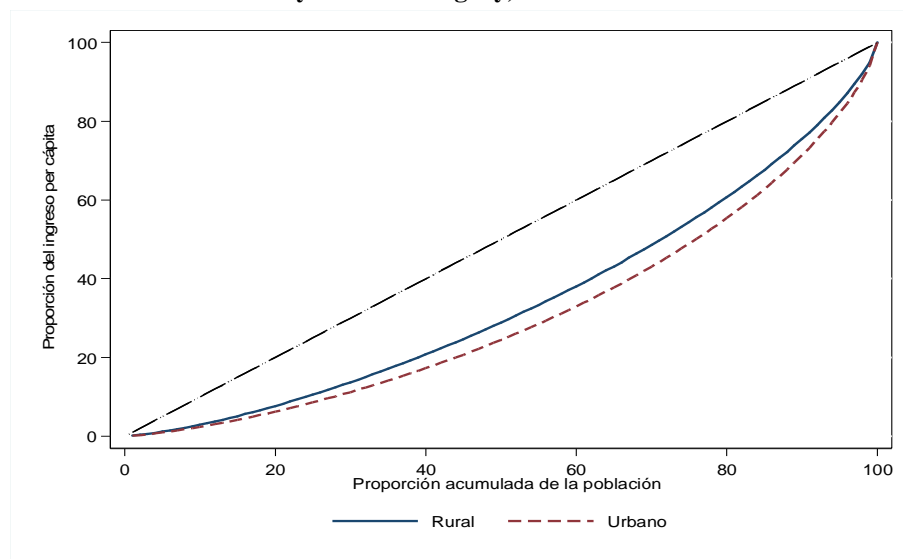
## B. Curva de Lorenz generalizada



Fuente: Elaboración propia.

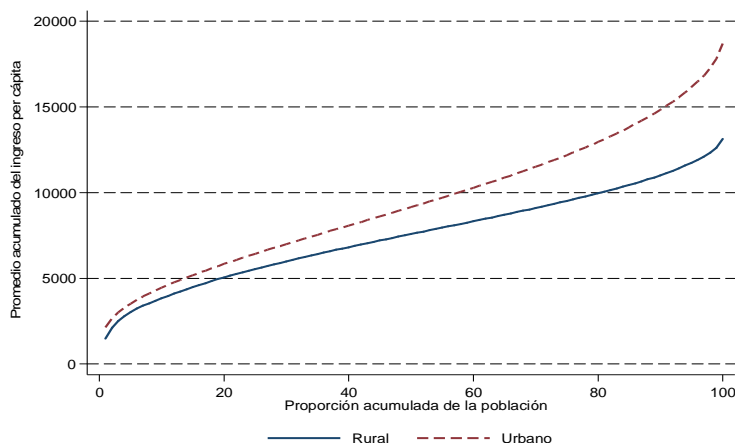
Los gráficos 15 y 16 presentan a manera de ejemplo las curvas de Lorenz y de Lorenz generalizada del ingreso per cápita para zonas urbana y rural de Uruguay en 2014. La curva de Lorenz de la zona urbana se encuentra más alejada de la línea de equidistribución que la de la zona rural, lo que indica que la desigualdad del ingreso per cápita es mayor en zonas urbanas que en zonas rurales. Por otro lado, el ingreso per cápita promedio acumulado es mayor para cualquier valor de la proporción acumulada de población según la curva de Lorenz generalizada, lo que indica que, aunque las zonas urbanas sean más desiguales, presentan un mayor nivel de ingreso per cápita que las zonas urbanas a lo largo de la distribución.

**Gráfico 15**  
**Curva de Lorenz del ingreso per cápita mensual en zonas urbana**  
**y rural de Uruguay, 2014**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

**Gráfico 16**  
**Curva de Lorenz Generalizada del ingreso per cápita mensual en zonas urbana y rural de Uruguay, 2014**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

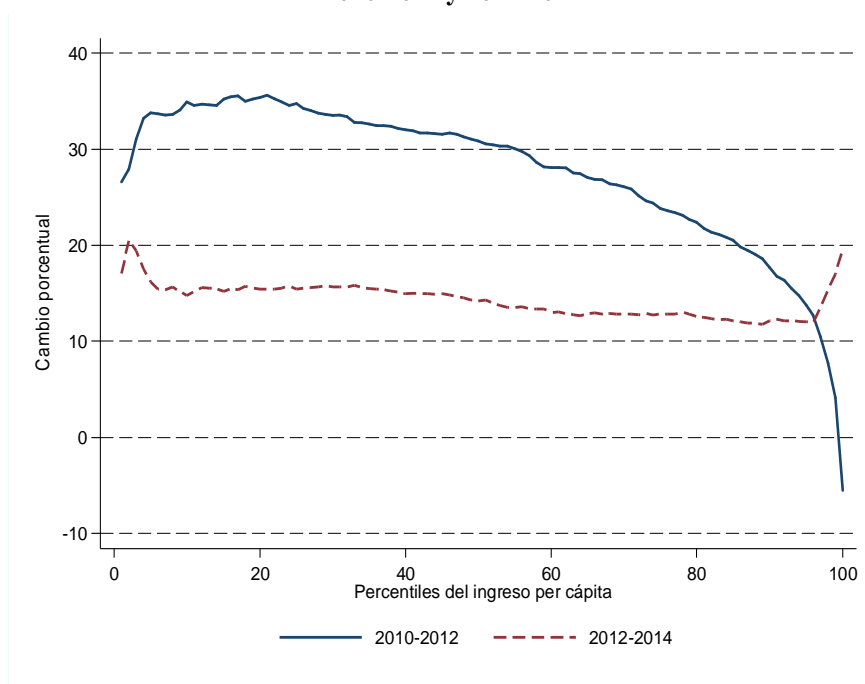
La propiedad de que las curvas de Lorenz más cercanas a la línea de equidistribución representen distribuciones más igualitarias, ha llevado a la creación de índices de desigualdad que usan la distancia entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución como medida de desigualdad. Uno de estos es el coeficiente de Gini, que se presenta en la sección I.B.2.

## 6. Curva de incidencia del crecimiento (*growth-incidence curve*)

Las herramientas visuales descritas anteriormente pueden incluir la dimensión temporal al comparar la distribución de una variable en dos momentos del tiempo. Por su parte, la curva de incidencia del crecimiento incorpora la dimensión temporal al presentar el cambio porcentual de una variable de un periodo a otro (en el eje vertical) para cada percentil (en el eje horizontal). Si, por ejemplo, la curva de incidencia del crecimiento cae a medida que nos movemos a lo largo de la distribución del ingreso per cápita, significa que el crecimiento del ingreso per cápita ha sido proporcionalmente mayor para los percentiles bajos que para los altos. Una curva de incidencia del crecimiento de esta forma representa un cambio igualador en el tiempo, por lo que se espera una caída en la desigualdad. Por el contrario, si la curva aumenta a medida que pasamos de los percentiles más bajos a los más altos, se dice que el crecimiento del ingreso fue proporcionalmente mayor para los hogares de ingresos más altos y por ende se espera un aumento de la desigualdad.

El gráfico 17 presenta las curvas de incidencia del crecimiento del ingreso per cápita en Uruguay para los periodos 2010-2012 y 2012-2014. El crecimiento del ingreso per cápita fue mayor en el periodo 2010-2012 que en el periodo 2012-2014 para todos los percentiles excepto del percentil 97 al 100. Adicionalmente, el crecimiento del ingreso per cápita fue más asimétrico en 2010-2012 que en 2012-2014, con mayores tasas de crecimiento en los percentiles más bajos que para los altos para el periodo 2010-2012, lo que se traduce en un cierre de brechas entre ricos y pobres, que deja de existir en 2012-2014 cuando el ingreso per cápita de todos los percentiles crece entre 11% y 21%.

**Gráfico 17**  
**Curva de incidencia del crecimiento (growth-incidence curve) del ingreso per cápita en Uruguay, 2010-2012 y 2012-2014**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

## B. Índices para el análisis de la desigualdad

En un sentido estricto, se dice que existe desigualdad cuando por lo menos dos individuos tienen niveles diferentes de una variable de análisis. Desde esta perspectiva, todas las sociedades son desiguales, pero no todas lo son en la misma magnitud. Por tanto, resulta relevante cuantificar el grado de desigualdad de una variable de interés mediante índices que se puedan comparar a través del tiempo, entre países o entre grupos de personas.

Esta sección presenta las medidas e índices de desigualdad más usados. Todas estas herramientas pueden ser aplicadas a variables monetarias, como ingreso y consumo, y no-monetarias, como variables del mercado laboral, educación, salud, etc. Antes de presentar las herramientas, se especifican las propiedades ideales de una medida de desigualdad para luego describir las herramientas y precisar las propiedades que cumple cada una.

### 1. Propiedades deseables de las medidas de desigualdad

En la literatura se han establecido diversas propiedades deseables para los índices de desigualdad, que se resumen a continuación<sup>12</sup>:

- *Invarianza a la escala*<sup>13</sup>: Si la variable de análisis se multiplica por el mismo escalar para todos los individuos de la población, el grado de desigualdad no varía.

<sup>12</sup> Para profundizar en el estudio de los índices de desigualdad y sus propiedades se recomienda ver Lambert (2001), Duclos y Araar (2006) y Cowell (2011).

<sup>13</sup> Esta propiedad también es conocida como homogeneidad de grado cero o independencia de media.

- Esta propiedad, implícita en la mayoría de índices de desigualdad usados habitualmente, implica que la desigualdad se cuantifique de manera relativa, es decir, tomando como referencia el nivel promedio de la variable de interés. Esta propiedad permite además que el grado de desigualdad no dependa de la unidad de medida en que se expresa una variable (por tanto, no es relevante si los ingresos, por ejemplo, se expresan en pesos, miles de pesos o dólares).
- También existen índices para cuantificar la desigualdad desde una perspectiva absoluta. En este caso, en lugar del principio de independencia de la media se requiere que el indicador no varíe ante una traslación, es decir cuando a todas las personas se les suma la misma cantidad en su variable de análisis. Una traslación no genera cambios en los niveles de desigualdad absoluta e implica una reducción en la desigualdad relativa. A su vez, un aumento proporcional en la variable de análisis no cambia la desigualdad relativa, pero si aumenta la desigualdad absoluta (Kolm, 1976; Fields y Fei, 1978)<sup>14</sup>.
- *Invarianza a las réplicas*<sup>15</sup>: Si la población se multiplica un número finito de veces, el índice de desigualdad no debe variar.
- Esta propiedad permite que los resultados del índice sean comparables entre poblaciones de distinto tamaño.
- *Simetría*: Si cualquier par de individuos en la sociedad intercambian su nivel de, por ejemplo, ingreso, el nivel de desigualdad no debería variar.
- Esta propiedad implica que el índice se calcula exclusivamente sobre la base del vector de observaciones del ingreso, sin que sean relevantes otras características de los individuos.
- *Principio de transferencias (o condición de Dalton-Pigou)*: Transferencias de individuos en la parte alta de la distribución a individuos en la parte baja de la distribución reducen la medida de desigualdad.
- El principio de Dalton-Pigou resume la característica principal de un índice de desigualdad, que lo diferencia de la mayoría de índices estadísticos de dispersión. Esta propiedad conlleva a que un índice de desigualdad deba asignar ponderaciones distintas a los ingresos según el lugar en el que se encuentren en la distribución del ingreso.
- *Principio de sensibilidad a transferencias*: Si se tiene dos pares de individuos, uno relativamente más rico y el otro más pobre, separados por la misma distancia de ingresos, una transferencia progresiva reducirá la desigualdad más en el segundo par que en el primero.
- El principio de sensibilidad a transferencias puede ser ilustrado mediante el siguiente ejemplo numérico: Supóngase cuatro individuos (denotados A, B, C y D), con ingresos de \$10, \$20, \$30 y \$40. Supóngase una transferencia de \$2 del individuo B al individuo A. La nueva distribución resultante será \$12, \$18, \$30, \$40. Un índice que cumpla con el principio de Dalton-Pigou dará como resultado de esta transferencia una disminución de la desigualdad. Ahora bien, volviendo a la distribución original, supóngase una transferencia de \$2 del individuo D al individuo C. La distribución resultante será \$10, \$20, \$32, \$38. Conforme con el principio de Dalton-Pigou, esta distribución también será menos desigual que la primera. *Lo que hace el principio de sensibilidad a transferencias es requerir que, adicionalmente al principio de Dalton-Pigou, que la segunda distribución tenga una menor desigualdad que la tercera.*

<sup>14</sup> Gasparini y otros (2013) aseguran que pasar de una distribución de (100, 1000) a (103, 1007) con transferencias monetarias parecería injusto porque la transferencia fue mayor para el más rico, pero según el concepto de desigualdad relativa la segunda distribución es menos desigual que la original. Esto ocurre en peor medida con otras variables diferentes al ingreso tales como años de educación o tasas de acceso a servicios sociales. Atkinson y Brandolini (2010) están a favor de adoptar medidas de desigualdad relativa especialmente para comparaciones internacionales.

<sup>15</sup> También conocida como invarianza al tamaño de la población.

Entre otras características prácticas, aun cuando no son esenciales, es deseable que los índices de desigualdad tengan un rango que vaya de 0 (ausencia de desigualdad) a 1 (desigualdad máxima) y que cumplan con la propiedad de descomponibilidad:

- *Descomponibilidad*: La medida de desigualdad se puede descomponer por subgrupos de población. Es particularmente deseable que la separabilidad sea aditiva, es decir, que el valor del índice para toda la población pueda obtenerse como la suma de las desigualdades intra-grupales e inter-grupales de los subgrupos utilizados.

## 2. Medidas e índices

Esta sección presenta las medidas más usadas para el análisis de la desigualdad. Un estudio robusto de la desigualdad incluye tanto un análisis gráfico con algunas de las herramientas presentadas en la sección I.A., como un análisis que haga uso de algunas de las medidas de desigualdad presentadas a continuación.

### a) Cocientes entre cuantiles

Después de ordenar a la población según su nivel de ingreso per cápita, por ejemplo<sup>16</sup>, se divide en grupos de igual tamaño, llamados cuantiles. Esta división se hace generalmente en cinco partes iguales (cuantiles), en 10 partes iguales (deciles) o en 100 partes iguales (percentiles)<sup>17</sup>.

El indicador consiste en calcular el cociente entre la media de la variable de análisis  $x$  entre dos cuantiles, generalmente situados en lugares opuestos en la distribución. Es decir:

$$C_{ab} = \frac{\bar{x}_a}{\bar{x}_b}, \text{ donde } \bar{x}_a \text{ es la media de la variable } x \text{ para el cuantil } a, \text{ y } \bar{x}_b \text{ para el cuantil } b.$$

Por lo general, el cociente se calcula para los cuantiles extremos, por ejemplo entre los deciles 1 y 10, para dar cuenta del tamaño que pueden alcanzar las brechas sociales. No obstante, algunos analistas también estudian cocientes de cuantiles intermedios, como por ejemplo el cociente entre el percentil 25 y el 75, con el fin de evitar valores extremos y de complementar el análisis estudiando varios puntos de la distribución. Al igual que con otros indicadores que no describen la distribución completa de la variable, sino solo algunos tramos de ella, este indicador no cumple con el principio de transferencias. En efecto, según el cociente de percentiles 75/25, por ejemplo, una transferencia igualadora del percentil 25 al percentil 5 aumentaría la desigualdad.

A manera de ejemplo, el cuadro 1 muestra los resultados del cociente entre el quintil 1 y el quintil 5 cuando la variable de análisis es la prevalencia de la desnutrición crónica para algunos países de América Latina. Según estos resultados, la prevalencia de desnutrición crónica siempre es mayor para el quintil 1 que para el quintil 5 dado que el cociente siempre es mayor a 1. Mientras la desigualdad en la prevalencia de desnutrición cayó en el tiempo en Brasil, Colombia, Haití, Honduras y República Dominicana, aumentó en el Estado Plurinacional de Bolivia y Perú.

<sup>16</sup> Esta medida de desigualdad se aplica para variables continuas como el ingreso per-cápita o los años de educación.

<sup>17</sup> En el caso de la variable de ingresos, los cuantiles se construyen habitualmente utilizando el ingreso per cápita, igualando ya sea el número de hogares o el de personas. Los cuantiles de hogares se caracterizan por menores brechas entre grupos extremos que los cuantiles de personas, como consecuencia del mayor tamaño medio de los hogares de menores ingresos.

**Cuadro 1**  
**América Latina (7 países): prevalencia de la desnutrición crónica**  
**según quintil de ingresos, años seleccionados**

		Quintil I	Quintil II	Quintil III	Quintil IV	Quintil V	Quintil I/V
Bolivia (Estado Plurinacional de)	2003	49,0	42,4	28,0	18,7	8,8	5,6
	2008	46,1	34,5	22,9	14,8	6,2	7,4
Brasil	1996	27,4	12,0	7,3	4,3	3,4	8,0
	2006	7,6	7,7	5,2	3,6	3,4	2,3
Colombia	2005	25,1	16,6	13,2	9,6	4,5	5,6
	2010	19,7	13,3	12,0	10,1	6,7	3,0
Haití	2006	40,1	37,5	33,3	18,7	7,9	5,1
	2012	30,8	25,6	20,4	15,2	6,5	4,7
Honduras	2005	50,5	38,6	24,8	14,8	6,9	7,3
	2011	42,6	25,6	15,6	11,7	7,7	5,5
Perú	2007	55,0	43,2	24,2	11,5	7,4	7,4
	2012	39,2	20,0	11,4	5,7	3,2	12,4
República Dominicana	2002	20,8	12,5	10,0	9,3	3,9	5,4
	2007	16,6	9,8	7,5	8,0	4,8	3,4

Fuente. CEPAL (2014). Pactos para la igualdad hacia un futuro sostenible, pp. 87.

## b) Participación de cuantiles

La participación de cuantiles es el porcentaje de la suma del valor de la variable de análisis ( $x$ ) generalmente del cuantil superior o inferior, con respecto a la suma de  $x$  para toda la población:

$$P_A = \frac{\sum_{i \in A} x_i}{\sum_i x_i}$$

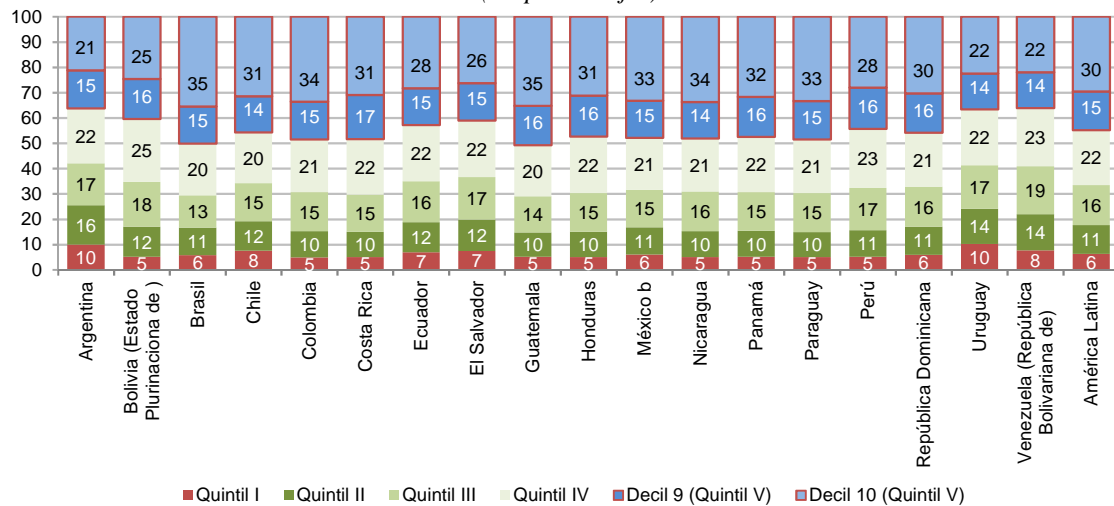
Donde  $A$  es el cuantil para el que se quiere medir la participación.

Cuando  $A$  es el percentil superior, un aumento de este indicador indica que hay un incremento en la desigualdad. A su vez, si  $A$  es el percentil más bajo, un aumento del indicador va en línea con una reducción de la desigualdad. En el caso de los cuantiles intermedios, las variaciones de este indicador no se pueden interpretar por sí solas como aumentos o disminuciones de la desigualdad sin contar con información adicional. Al igual que el indicador anterior, la participación de cuantiles tampoco cumple con la propiedad de Dalton-Pigou.

A manera de ejemplo, el gráfico 20 muestra que en los países latinoamericanos el ingreso captado por el quintil más rico representa alrededor del 45% del ingreso de los hogares, mientras que el ingreso promedio del quintil de menores recursos es de apenas un 6% de los ingresos totales. Es posible ver además que, dentro del quinto quintil, el décimo decil percibe el doble del ingreso que el noveno decil (CEPAL, 2017).



**Gráfico 18**  
**América Latina (18 países): participación en el ingreso total, por quintiles de ingreso, alrededor de 2016**  
 (En porcentajes)<sup>a</sup>



Fuente: CEPAL (2017). Panorama social de América Latina 2017, pp. 42.

<sup>a</sup> Quintiles de hogares ordenados por ingreso per cápita. Los datos corresponden a 2016, excepto en los casos de Bolivia (Estado Plurinacional de) y Brasil, que corresponden a 2015, y Guatemala, Nicaragua y Venezuela (República Bolivariana de), correspondientes a 2014.

<sup>b</sup> Las cifras de México para 2016 se estimaron sobre la base del “Modelo Estadístico 2016 para la continuidad del MCS-ENIGH” realizado por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para atenuar la falta de comparabilidad de la encuesta de 2016 con la serie 2008-2014 (véase [en línea] <http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/investigacion/eash/2016/>).

El Panorama Social de la CEPAL ha tradicionalmente calculado el cociente entre la participación en el ingreso total del décimo decil de más altos ingresos y la participación en el ingreso total del 40% de la población de menores ingresos. Este indicador es conocido como el índice de Palma o *Palma ratio* (Cobham y Sumner, 2013 a y b) y es una combinación entre medidas de desigualdad de cocientes entre cuantiles y participación de cuantiles. Su utilidad radica en la observación, por parte de Palma (2006 y 2011), de que los hogares entre los deciles 5 y 9 tienen una fracción del ingreso nacional que se mantiene relativamente estable a través del tiempo y entre países, lo que sugiere que las políticas de redistribución se pueden enfocar en los deciles 1 a 4 y 10, con una pérdida relativamente baja de información.

Aun cuando estos indicadores son sencillos y útiles para el análisis económico, se enfocan solamente en una parte de la distribución. A continuación, se presentan indicadores que incorporan información de toda la distribución de ingreso.

### c) Índices estadísticos

Considerando que el concepto de desigualdad está asociado al de dispersión de una distribución, sería factible plantear que las medidas estadísticas usadas habitualmente para medir dispersión pueden ser también indicadores de desigualdad. No obstante, la mayoría de los indicadores habituales, como la desviación media relativa, la varianza o el coeficiente de variación no cumplen con todas las propiedades deseables, por lo que no resultan adecuadas. Sin embargo, existen otros indicadores de dispersión, como la varianza logarítmica y la desviación media de logaritmos, que cumplen con todos los axiomas deseables.

La varianza y la desviación estándar son las dos medidas más usuales de dispersión. *La varianza* se expresa formalmente de la siguiente forma:

$$V = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2$$

La varianza mide cuán lejos están en promedio las observaciones con respecto al promedio  $\mu$ . A su vez, la *desviación estándar* es la raíz cuadrada de la varianza ( $\sqrt{V} = \sigma$ ) y de la misma forma mide la distancia promedio de la media de la distribución, pero en las mismas unidades en las que se calcula la media. Ni la varianza ni la desviación estándar son invariantes a escala (sus resultados cambian junto con el valor medio de la variable).

El *coeficiente de variación*, que se define formalmente a continuación, cumple con varias de las propiedades deseables de un indicador de desigualdad, excepto la de sensibilidad a las transferencias.

$$CV = \frac{\sqrt{V}}{\mu} = \frac{\sigma}{\mu}$$

Algunos índices estadísticos de dispersión que utilizan en su formulación el logaritmo pueden resultar adecuados como índices de desigualdad.<sup>18</sup>

La *varianza logarítmica*, se expresa como:

$$VL = \frac{1}{N} \sum_i \ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right)^2$$

La *varianza de los logaritmos* tiene una expresión similar, reemplazando la media aritmética ( $\mu$ ) por la media geométrica  $\theta = e^{\frac{1}{N} \sum_i \ln(x_i)}$ .

Si bien ambos indicadores cumplen todas las propiedades deseables, pueden ser inconsistentes con la propiedad de transferencias en la parte alta de la distribución (Cowell, 2001; Foster y Ok, 1999).

Por último, el *desvío medio logarítmico* cumple con la propiedad de Dalton-Pigou y la propiedad de sensibilidad a las transferencias. Como se verá más adelante, este índice es un caso especial de la familia de índices de entropía generalizada:

$$DML = \frac{1}{N} \sum_i \ln\left(\frac{\mu}{x_i}\right)$$

El cuadro 2 ilustra el comportamiento de los indicadores estadísticos de dispersión mediante un ejemplo sencillo. En el ejemplo se cuenta con tres distribuciones de ingreso, para los mismos cuatro individuos. La primera distribución es el escenario inicial, la distribución 2 se obtiene mediante una transferencia de ingresos entre los individuos B y A, y la distribución 3 se obtiene mediante una transferencia entre los individuos D y C. Las tres distribuciones tienen la misma media.

La varianza no cumple con la propiedad de independencia de la media, por lo que no resulta deseable como indicador de desigualdad. Por su parte, el coeficiente de variación cumple con varias propiedades, incluyendo Dalton-Pigou, pero no con la propiedad de sensibilidad a transferencias, por lo que no muestra ningún cambio entre las distribuciones 2 y 3. Finalmente, los indicadores de desviación media logarítmica (DML) y varianza de logaritmos (VL) cumplen con las propiedades deseables indicadas anteriormente.

<sup>18</sup> La utilización de logaritmos es una forma conveniente de que el índice sea más sensible a los cambios que se producen en la parte baja de la distribución que a los cambios en la parte alta.

**Cuadro 2**  
**Ejemplo de índices estadísticos de dispersión**

	Distribución 1	Distribución 2	Distribución 3
A	10	12	10
B	20	18	20
C	30	30	32
D	40	40	38
Media	25	25	25
Media geométrica	22,1	22,6	22,2
Varianza	166,7	156	156
Coefficiente de variación	0,447	0,433	0,433
Varianza de logaritmos	0,271	0,215	0,267
Desviación media de logaritmos	0,122	0,103	0,118

Fuente: elaboración propia.

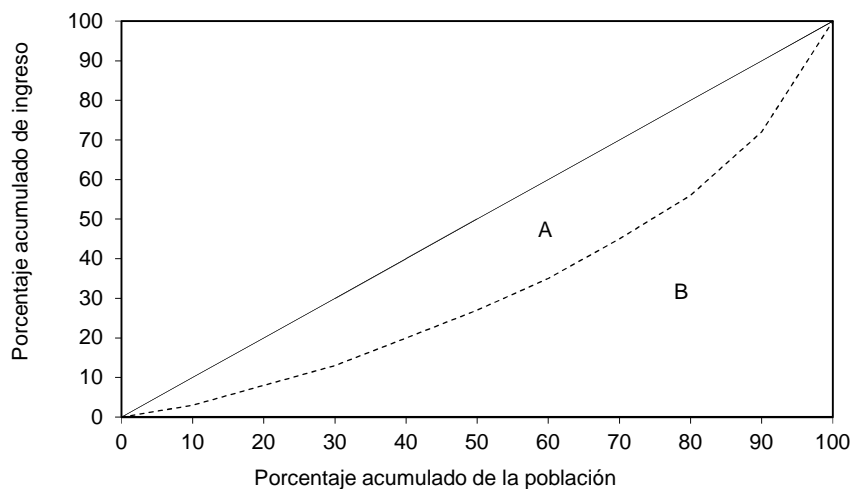
#### d) El coeficiente de Gini

Este es el índice más usado para medir la desigualdad y fue propuesto por Gini (1921). El coeficiente es igual a la proporción del área entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución (área A en el gráfico 19) con respecto a toda el área por debajo de la línea de equidistribución (correspondiente a A+B en el gráfico 19, que es igual a 0.5 dada la simetría de los rangos de la curva de Lorenz).

$$G = \frac{A}{A + B}$$

En una distribución totalmente igualitaria, en que todas las personas tienen el mismo nivel de la variable de análisis, la curva de Lorenz es igual a la línea de equidistribución y por tanto el coeficiente de Gini es igual a 0. El otro extremo se da cuando un solo individuo concentra toda la variable de análisis, en cuyo caso el área entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución es igual a A+B y el coeficiente de Gini es igual a 1. Es decir que el coeficiente de Gini toma valores positivos que van de 0 a 1 y, entre mayor sea su valor, mayor es el nivel de desigualdad de la distribución.

**Gráfico 19**  
**Curva de Lorenz y coeficiente de Gini**



Fuente: Elaboración propia.

Nota: En este caso la variable de análisis es el ingreso, pero el coeficiente de Gini se puede aplicar a cualquier variable continua.

Existen varias fórmulas para obtener el coeficiente de Gini, cuyo uso depende de si el cálculo se aborda desde un enfoque continuo o un enfoque discreto. En la práctica, es habitual utilizar alguna de las siguientes expresiones:

$$G = \sum_i \sum_j \frac{|x_i - x_j|}{2N^2 \mu} \qquad G = 1 - \sum_i (2X_i - x_i),$$

donde  $\mu$  es el promedio de la variable de interés  $x$ ,  $N$  el tamaño total de la población,  $X_i$  la variable acumulada hasta la  $i$ -ésima observación y se cumple que  $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_N$ .

El coeficiente de Gini cumple con el principio de Dalton-Pigou dado que cualquier transferencia de un individuo a otro individuo con un menor nivel de  $x$  se ve reflejada en una caída del indicador. Este indicador también cumple con las propiedades de invarianza a la escala, invarianza a las réplicas y simetría.

Sin embargo, el coeficiente de Gini no cumple con la propiedad de sensibilidad a las transferencias, puesto que la ponderación de una transferencia depende de la distancia entre las posiciones en el ranking de la variable de análisis de las personas que envían y reciben las transferencias, y no de su brecha. Si se calcula el índice de Gini para las distribuciones ficticias mostradas en el cuadro 2, la distribución 1 obtiene un índice de Gini de 0,25, mientras tanto la distribución 2 como la distribución 3 obtienen un índice de Gini de 0,24.

El ejemplo del cuadro 3, adaptado de Gasparini y otros (2013), muestra como en el índice de Gini una transferencia igualadora se puede compensar con una transferencia desigualadora de la misma magnitud siempre que las transferencias se realicen entre personas separadas por la misma distancia en el ranking de la variable de análisis.

**Cuadro 3**  
**Ejemplo hipotético de dos distribuciones**

Personas	t <sub>1</sub>	t <sub>2</sub>
A	50	30
B	100	100
C	500	540
D	700	700
E	1 000	980

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Gasparini y otros (2013).

En este caso, las personas A y E hacen una transferencia en t<sub>2</sub> de 20 a la persona C. La transferencia desigualadora de A a C se compensa completamente con la transferencia igualadora de E a C porque la distancia en el ranking entre A y C y entre C y E es igual, por ende el coeficiente de Gini es el mismo para las dos distribuciones (G=0.426). De esta forma, el coeficiente de Gini indica que la desigualdad no se vio afectada por la transferencia, mientras que el comportamiento esperado según la propiedad de sensibilidad a las transferencias hubiera sido que se produzca un aumento de la desigualdad.

Por otra parte, el índice de Gini no cumple con la propiedad de descomponibilidad planteada anteriormente, puesto que el resultado agregado para una población puede no ser consistente con los índices de Gini de los subgrupos que la conforman. La sección I.C.1 presenta este tema en mayor detalle.

Cabe mencionar que el índice de Gini no es el único índice de desigualdad cuya construcción está vinculada directamente a la Curva de Lorenz. El índice de Schutz (Hoover, 1936) mide la máxima distancia vertical entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución y se puede interpretar como la proporción del ingreso que debe ser transferida a las personas cuyo ingreso es menor que el promedio para que su ingreso sea igual al promedio y se llegue a la igualdad perfecta. No obstante, este índice no cumple con el principio de Dalton-Pigou (Gasparini y otros, 2013).

### e) Índice de Theil e índices de entropía

Theil (1967) propuso un indicador para medir la desigualdad con base en el concepto de entropía, derivado de la teoría de la información. La entropía describe cuánta aleatoriedad hay en una señal o evento; el grado de entropía de un evento es una función decreciente de su probabilidad de ocurrencia. Haciendo un paralelismo entre este concepto y la desigualdad distributiva, Theil propuso el siguiente índice:

$$T = \frac{1}{N} \sum_i \frac{x_i}{\mu} \ln \left( \frac{x_i}{\mu} \right)$$

El índice de Theil, que toma valores entre 0 y ln(N), representa un caso particular dentro de la “familia” de índices de entropía general (EG), formulada de la siguiente forma:

$$E(\alpha) = \frac{1}{N(\alpha^2 - \alpha)} \sum_i \left[ \left( \frac{x_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right], \quad \text{para } \alpha \neq 0 \text{ y } \alpha \neq 1$$

El valor  $\alpha$  corresponde al parámetro de entropía general e indica la ponderación asignada a las brechas de la variable de interés entre individuos en diferentes partes de la distribución. Valores altos de  $\alpha$  están asociados con una mayor sensibilidad ante cambios que afectan la parte alta de la distribución, mientras valores bajos de  $\alpha$  asignan mayor ponderación a los cambios que afectan la parte baja de la distribución.

El índice de entropía  $E(\alpha)$  toma valores entre cero e infinito y su valor aumenta conforme aumenta la desigualdad de la distribución de la variable de análisis. Los índices de entropía satisfacen todos los criterios de un buen índice de desigualdad, siempre que  $\alpha < 2$ . Los índices de Theil, desviación media de logaritmos y coeficiente de variación al cuadrado constituyen casos particulares de esta familia de índices para valores de  $\alpha = 1$ ,  $\alpha = 0$  y  $\alpha = 2$ , respectivamente.

Una ventaja particular de los índices de entropía es que pueden descomponerse en subgrupos de manera aditiva, como se muestra más adelante.

## f) Índice de Atkinson

Como se ha mencionado anteriormente, los índices de desigualdad ponderan de diferentes maneras a los individuos dependiendo de su posición en la distribución de la variable de interés. Esta es una característica necesaria para cumplir con los principios de transferencias y de sensibilidad a las transferencias. Ahora bien, dichas ponderaciones suelen no estar indicadas de manera explícita en los índices ni pueden ser modificadas. Por ello, Atkinson (1970) propone un índice flexible que permite al analista elegir las ponderaciones de acuerdo a sus juicios de valor y evaluar la sensibilidad de los resultados bajo ponderaciones alternativas.

El índice de Atkinson es:

$$A = 1 - \frac{x^*}{\mu}$$

Donde  $x^*$  es el ingreso (u otra variable de análisis) “igualmente distribuido”, que indica cuál es el monto de ingreso que, de repartirse manera homogénea a toda la población, produciría el mismo bienestar social que se alcanza con la distribución dada. Si se asume que el bienestar que produce el ingreso es marginalmente decreciente, entonces el monto “igualmente distribuido” será siempre menor que el monto medio; ello porque, al existir desigualdad, el ingreso produce menos bienestar que si se encontrara repartido igualitariamente. Al representar el bienestar social mediante una función CES (elasticidad de sustitución constante)<sup>19</sup>, el índice de Atkinson se expresa de la siguiente forma:

$$A = 1 - \left[ \frac{1}{N} \sum_i \left( \frac{x_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad \text{para } \varepsilon \geq 0 \text{ y } \varepsilon \neq 1$$

$$A = 1 - e^{\left[ \frac{1}{N} \sum_i \ln \left( \frac{x_i}{\mu} \right) \right]}, \quad \text{para } \varepsilon = 1$$

El parámetro  $\varepsilon$  se interpreta como el grado de “aversión a la desigualdad”: a medida que aumenta el valor de  $\varepsilon$ , se otorga una ponderación más alta a las transferencias en el extremo inferior de la distribución. Un valor de  $\varepsilon = 0$  implica indiferencia ante la desigualdad y por tanto resulta en  $A = 0$ . Cuando  $\varepsilon$  tiende a infinito, el índice es sensible solo a la situación del individuo con menores ingresos. Es común calcular este índice con valores de  $\varepsilon$  de 0.5, 1.0 y 1.5. Valores superiores a 2 son altamente sensibles a las modificaciones en la parte baja de la distribución y por tanto pueden verse afectados apreciablemente por problemas de registro de ingresos cercanos a cero en las encuestas de hogares. De esta forma, aunque el índice de Atkinson también es una suma ponderada de la variable de análisis de las personas, como los otros índices de desigualdad presentados anteriormente, su forma de ponderar es explícita a través de la elección del parámetro  $\varepsilon$ <sup>20</sup>.

El índice de Atkinson cumple con la propiedad de Dalton-Pigou y con la propiedad de sensibilidad a las transferencias, y toma valores entre 0 (igualdad máxima) y 1 (desigualdad máxima). El índice se puede interpretar además haciendo uso de la noción de ingreso “igualmente distribuido”: si la desigualdad es alta (por ejemplo,  $A = 0.90$ ), bastaría con que todos reciban el 10% ( $1-A = 0.10$ ) del ingreso medio para alcanzar el mismo nivel de bienestar actual; por el contrario, si  $A$  es bajo ( $A=0.20$ ), el ingreso a equidistribuir no es mucho menor que el ingreso medio observado (en este caso,  $1-A = 80\%$ ).

<sup>19</sup> Una función de bienestar de elasticidad de sustitución constante (CES, por sus siglas en inglés) asume que el grado de sustitución entre ingresos en distintos puntos de la distribución es constante. La elasticidad de sustitución está dada por el inverso de  $\varepsilon$ , que regula la concavidad de la función de bienestar y la forma de sus curvas de indiferencia. En particular, cuando  $\varepsilon = 0$ , las curvas de indiferencia de la función de bienestar social son rectas y existe sustituibilidad perfecta entre los ingresos de los individuos; por otro lado, cuando  $\varepsilon \rightarrow \infty$ , la función de bienestar tiene curvas de indiferencia del tipo Leontief y los ingresos de los individuos son complementarios perfectos, caso en el que el bienestar social es igual al ingreso del individuo con menores ingresos.

<sup>20</sup> Siguiendo la idea de Atkinson (1970), Kolm (1976) propuso un índice flexible de desigualdad absoluta y Yitzhaki (1983) propuso un coeficiente de Gini generalizado. En estos dos casos, así como para el índice de Atkinson, los distintos valores de un determinado parámetro representan estructuras de ponderación distintas.

### 3. Los índices de desigualdad unidimensional en la práctica

Los índices utilizados para medir la desigualdad difieren en sus características y ponderaciones asignadas a los distintos tramos de la distribución. Por tanto, cada uno de ellos genera visiones distintas de la realidad que buscan describir. En esta sección se ilustra cómo se comportan algunos de los indicadores más utilizados en diversos escenarios.

#### a) Aplicación a un caso práctico: Uruguay

El cuadro 4 presenta varios índices de dispersión y de desigualdad para el ingreso per cápita mensual de Uruguay en los años 2010, 2012 y 2014, así como su cambio en el tiempo. Es interesante notar que la descripción de los cambios en la desigualdad varía según el indicador utilizado. Con excepción de la varianza de los logaritmos, cuya medida de dispersión de la distribución se hace con respecto a la media geométrica, todos los índices muestran una caída en la desigualdad (o en la dispersión de la distribución) para los periodos 2010-2012 y 2010-2014. Este resultado indica, de manera robusta, que la desigualdad del ingreso per cápita cayó en Uruguay de 2010 a 2012 y de 2010 a 2014, independientemente de la ponderación que se le asigne a una parte determinada de la distribución. Por otra parte, la descripción de la variación de la desigualdad en el período 2012-2014 sí depende del indicador utilizado y, en particular, de la ponderación que se le asigne a la parte baja de la distribución del ingreso per cápita. Según los indicadores que adjudican menor peso a la parte baja de la distribución, es decir el índice de Atkinson con  $\varepsilon = 0.5$  y los índices de entropía general (GE) con valores de  $\alpha = 1$  y  $\alpha = 2$ , la desigualdad aumentó en esos años. Los demás indicadores utilizados dan cuenta de una caída en la desigualdad distributiva. Ahora bien, las variaciones registradas en ese período son muy leves y no resultan estadísticamente significativas, por lo que, más allá de la contradicción en el signo de los índices, es posible concluir que la distribución del ingreso no cambió entre 2012 y 2014.

**Cuadro 4**  
**Índices de desigualdad del ingreso per cápita de Uruguay, 2010, 2012 y 2014**

	Valor del índice			Variación del índice		
	2010	2012	2014	2010-2012	2012-2014	2010-2014
Coefficiente de variación	1,057	0,804	0,846	-0,253	0,042	-0,211
Varianza logarítmica	0,664	0,552	0,539	-0,112	-0,012	-0,124
Varianza de los logaritmos	82,562	87,154	92,222	4,593	5,068	9,660
Gini	0,422	0,379	0,379	-0,043	-0,001	-0,043
GE(-1)	0,392	0,321	0,313	-0,071	-0,008	-0,078
GE(0)/ Desviación media de logs	0,304	0,245	0,244	-0,058	-0,001	-0,059
GE(1)/ Theil	0,328	0,247	0,253	-0,081	0,006	-0,075
GE(2)	0,558	0,323	0,358	-0,235	0,035	-0,200
Atkinson (0,5)	0,145	0,116	0,117	-0,030	0,001	-0,029
Atkinson (1)	0,262	0,217	0,217	-0,044	-0,001	-0,045
Atkinson (1,5)	0,358	0,308	0,305	-0,050	-0,003	-0,053
Atkinson (2)	0,439	0,391	0,385	-0,048	-0,006	-0,054
Atkinson (2,5)	0,509	0,468	0,459	-0,041	-0,009	-0,050
Atkinson (3)	0,569	0,543	0,528	-0,026	-0,015	-0,041

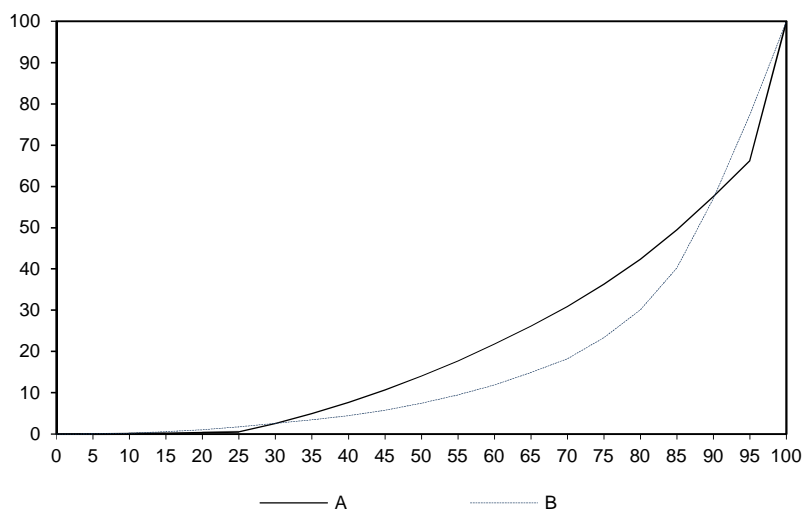
Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

#### b) Comparación de distribuciones con cruce de la Curva de Lorenz

El gráfico 20 muestra un ejemplo de dos distribuciones de ingreso que se cruzan entre sí en dos puntos: la distribución B domina en el sentido de Lorenz a la distribución A en dos tramos, entre los percentiles 0 y 30 y entre los percentiles 90 y 100. A su vez, la distribución A domina en el tramo comprendido entre los percentiles 31 y 89.

La comparación entre las distribuciones A y B mediante los indicadores calculados no es concluyente. Según algunos indicadores (véase cuadro 5), la distribución A es más inequitativa que la distribución B, mientras que lo contrario sucede con los demás indicadores. Nótese que el índice de Theil (GE(1)) discrepa de los otros índices de entropía generalizada, de manera similar a lo que sucede con el índice de Atkinson (0.5) al compararlo con otras versiones del mismo indicador.

**Gráfico 20**  
**Ejemplo de dos curvas de Lorenz que se entrecruzan**



Fuente.: Elaboración propia.

**Cuadro 5**  
**Índices de desigualdad de ejemplo de dos curvas de Lorenz que se entrecruzan**

	A	B	
Coefficiente de variación	1,419	1,356	A>B
Varianza de logaritmos	3,444	2,609	A>B
Gini	0,56	0,64	B>A
E(-1)	8,402	5,595	A>B
E(0) / Desviación media logarítmica	1,024	1,016	A>B
E(1) / Theil	0,644	0,735	B>A
E(2)	0,982	0,894	A>B
Atkinson (0,5)	0,316	0,353	B>A
Atkinson (1)	0,641	0,638	A>B
Atkinson (1,5)	0,869	0,824	A>B
Atkinson (2)	0,944	0,918	A>B

Fuente: Elaboración propia.



### c) Comparación entre países de la región

El cruce de las curvas de Lorenz es algo habitual al comparar los indicadores de desigualdad en los países de la región. Por ello, el ordenamiento de los países según sus niveles de desigualdad varía según cuál sea el indicador utilizado. Véase por ejemplo el caso de cuatro países latinoamericanos mostrados en el cuadro 6.

Con base en las encuestas de hogares más recientes disponibles en el Banco de Datos de Encuestas de la CEPAL, el índice de Theil indica que México presenta un mayor grado de desigualdad que Honduras, República Dominicana y el Estado Plurinacional de Bolivia, en ese orden. El índice de Atkinson con  $\varepsilon = 1$  mantiene el ordenamiento de los dos primeros países, pero modifica la posición entre el Estado Plurinacional de Bolivia y República Dominicana. Al aumentar el parámetro de aversión a la desigualdad a 1.5, el ordenamiento vuelve a cambiar, quedando el Estado Plurinacional de Bolivia como el país con mayor desigualdad, seguido de México, Honduras y República Dominicana.

La razón de esta discrepancia queda en evidencia cuando se compara las curvas de Lorenz de los países analizados. El panel A del gráfico 21 muestra las curvas de Lorenz del Estado Plurinacional de Bolivia y México. La curva de México domina a la del Estado Plurinacional de Bolivia en la parte baja de la distribución, mientras que sucede lo contrario en el tramo más alto de la misma. El panel B muestra la diferencia entre ambas curvas de Lorenz, haciendo más evidente los tramos en que una domina a la otra. Así, un indicador particularmente sensible a las transferencias en la parte alta de la distribución, como el índice de Theil, resulta más favorable para el Estado Plurinacional de Bolivia que para México. En cambio, un indicador que se enfoca principalmente en las diferencias que ocurren en la parte baja de la distribución, como el índice de Atkinson con  $\varepsilon = 1.5$ , muestra una situación más favorable para México.

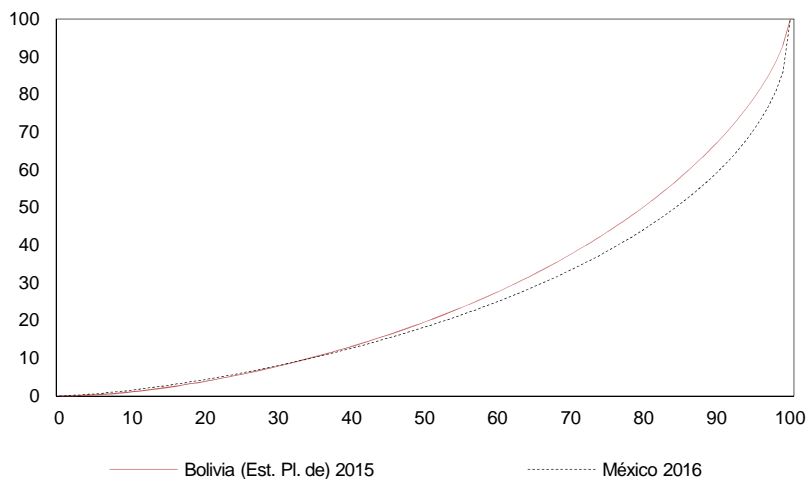
**Cuadro 6**  
**Ejemplo de comparación de índices de desigualdad y su ordenamiento para países de la región**

	Valor del índice de desigualdad			Ordenamiento según valor de índice de desigualdad		
	Theil	Atkinson (1.0)	Atkinson (1.5)	Theil	Atkinson (1.0)	Atkinson (1.5)
Bolivia (2015)	0,367	0,335	0,506	4	3	1
R. Dominicana (2016)	0,409	0,318	0,433	3	4	4
Honduras (2016)	0,43	0,337	0,462	2	2	3
México (2016)	0,655	0,362	0,468	1	1	2

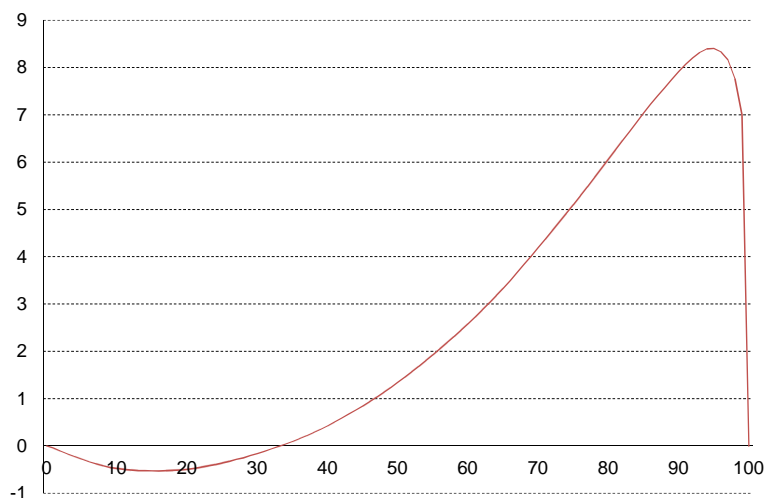
Fuente: Elaboración propia con base en el Banco de Datos de Encuestas de la CEPAL.

### Gráfico 21 Ejemplo de comparación curvas de Lorenz para países de la región

#### A. Curvas de Lorenz del Estado Plurinacional de Bolivia y México



#### B. Diferencia entre curvas de Lorenz de Bolivia y México



Fuente: Elaboración propia con base en el Banco de Datos de Encuestas de la CEPAL.

#### d) Sensibilidad a valores poco frecuentes

La brecha que existe entre los extremos de la distribución de una variable de interés es particularmente relevante en la medición de la desigualdad, pues se relaciona estrechamente con el concepto de lo que se quiere medir. Ahora bien, en algunos casos la medición de los valores situados en los extremos de la distribución puede plantear dificultades, particularmente en el contexto de datos provenientes de una muestra, como son las encuestas de hogares.

Por definición, los valores situados en las colas de una distribución tienen una baja probabilidad de ocurrencia. Por tanto, cabe esperar que la inclusión de observaciones representativas de dichos valores en una muestra aleatoria sea inestable en el tiempo. Cuando dichos valores tienen un efecto

considerable sobre la medida de desigualdad, su inclusión o exclusión puede afectar la cuantificación de los cambios distributivos en el tiempo, o su comparación entre países.

Considérese el caso de perceptores de ingresos muy altos en un país determinado. Aun cuando los perceptores más ricos suelen estar excluidos de la encuesta (véase la discusión al respecto en la sección II.A.2), toda encuesta de hogares incluye observaciones de hogares cuyo ingreso per cápita excede en decenas o incluso cientos de veces la media de la distribución. Por ejemplo, el hogar más rico en la encuesta de Paraguay 2014 tiene un ingreso per cápita 213 veces superior a la mediana. En la encuesta de 2016, el ingreso del hogar más rico supera en 111 veces a la mediana. Esta diferencia no se origina en que el ingreso de los hogares ricos se haya reducido a la mitad en el período considerado, sino a que la muestra de 2016 no incluyó un hogar con un ingreso tan alto como el de 2014. En algunos casos, esta diferencia puede impactar apreciablemente los índices de desigualdad.

El cuadro 7 muestra el efecto sobre los índices de desigualdad de excluir a las observaciones con mayor ingreso per cápita. En el año 2014 en Paraguay, la exclusión de una sola observación implica que el índice de Theil caiga en 12%, y que los demás indicadores caigan en porcentajes menores. En cambio, la exclusión de una observación en 2016 no afecta los resultados del índice. Ello lleva a preguntarse si la verdadera evolución de la desigualdad es la que se obtiene utilizando la muestra completa, y que implica una caída del índice de Gini de 5,4% en dos años (de 0,508 a 0,481), o la que se obtiene excluyendo a la observación más alta en cada año, que resulta en una caída del índice de Gini del 3,3% (de 0,497 a 0,481).

La sensibilidad de resultados a este tipo de consideraciones hace necesario no solamente utilizar más de un indicador para describir los cambios en la desigualdad, sino, en lo posible, realizar análisis de sensibilidad de los resultados a la exclusión de las colas de la distribución (por ejemplo, calcular el Gini cortando 1% de la distribución en cada cola).

**Cuadro 7**  
**Ejemplo de variación en índices de desigualdad excluyendo valores poco frecuentes,**  
**Paraguay 2014-2016**

	Valor del índice de desigualdad				Variación entre opciones				
	Gini	Theil	Atkinson (1,0)	Atkinson (1,5)	Gini	Theil	Atkinson (1,0)	Atkinson (1,5)	
2014	Todas las observaciones	0,508	0,604	0,367	0,473				
	Sin 1 más rico	0,497	0,533	0,353	0,461	-2%	-12%	-4%	-3%
	Sin 2 más ricos	0,494	0,52	0,349	0,458	-1%	-3%	-1%	-1%
2016	Todas las observaciones	0,481	0,474	0,331	0,437				
	Sin 1 más rico	0,481	0,474	0,331	0,437	0%	0%	0%	0%
	Sin 2 más ricos	0,481	0,474	0,331	0,437	0%	0%	0%	0%

Fuente: Elaboración propia con base en el Banco de Datos de Encuestas de la CEPAL.

Cabe señalar que este problema no solo se presenta con los ingresos más altos, sino también con los ingresos bajos. Es común que las encuestas de hogares contengan observaciones de ingresos cercanos a cero, que no siempre resultan sencillas de depurar. Cuando las bases de datos mantienen dichas observaciones, estas pueden afectar apreciablemente a los índices sensibles a los ingresos muy bajos, como el índice de Atkinson con valores de  $\epsilon$  superiores a 2.

En el ejemplo mostrado en el cuadro 8, se ha modificado una sola observación de la encuesta de hogares de Argentina de 2016, que consiste en reemplazar el menor valor mayor que cero registrado originalmente (\$115 pesos mensuales) por un valor de (\$10 pesos mensuales). Esta modificación afecta a 1 solo caso de 18 372 casos, lo que en la encuesta utilizada como ejemplo equivale a 4,9 miles de personas entre 27,3 millones de personas. Naturalmente, el impacto sobre el ingreso medio y la curva de Lorenz es imperceptible. Los indicadores de desigualdad habitualmente utilizados, como el índice de Gini, el índice de Theil o el índice de Atkinson con  $\epsilon=0,5$  reafirman la poca importancia de la modificación, ya que sus valores

no varían. No obstante, nótese como el índice de entropía generalizada con  $\alpha=-1$  y los índices de Atkinson con  $\epsilon$  mayor o igual a 2 muestran un deterioro abrupto de la distribución del ingreso. De esta manera, posibles errores de medición de los datos pueden afectar apreciablemente la capacidad de los indicadores para describir adecuadamente una distribución de ingresos.

**Cuadro 8**  
**Simulación del efecto sobre los índices de desigualdad de valores extremadamente bajos**

	Original	Modificada	Variación
Gini	0,392	0,392	0.0%
GE(-1)	0,348	0,413	18,8%
GE(0)/ Desviación media de logs	0,253	0,253	0,2%
GE(1)/ Theil	0,279	0,279	0.0%
GE(2)	0,42	0,42	0.0%
Atkinson (0,5)	0,128	0,128	0.0%
Atkinson (1)	0,224	0,224	0,2%
Atkinson (1,5)	0,312	0,316	1,3%
Atkinson (2)	0,409	0,451	10,4%
Atkinson (2,5)	0,513	0,723	41.0%

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares 2016 de Argentina, del Banco de Datos de Encuestas de Hogares (BADEHOG).

## C. Métodos de descomposición de los índices de desigualdad

Una herramienta importante para el análisis de la desigualdad es la descomposición de índices y medidas de desigualdad. Su importancia radica en que la descomposición permite hacer un análisis desagregado de la desigualdad y, a su vez, identificar con mayor precisión los grupos de la población o los componentes de las variables de estudio en donde se presenta una mayor desigualdad. Esta sección presenta las principales metodologías de descomposición de medidas de desigualdad por grupo o por componente, lo que permite visualizar las principales fuentes de la desigualdad o del cambio de la desigualdad en el tiempo.

### 1. Descomposición por grupo<sup>21</sup>

La desigualdad total observada en una sociedad puede ser analizada en función de la contribución que realizan a la misma los diversos grupos que componen dicha sociedad. La población puede ser agrupada según distintos criterios (región geográfica, origen étnico, género, nivel educativo, etc.), siempre que los grupos sean mutuamente excluyentes. La desigualdad total proviene de dos elementos distintos. El primero es la desigualdad propia al interior de cada grupo considerado, o desigualdad intra-grupal. El segundo elemento es la desigualdad inter-grupal, que da cuenta de las diferencias entre los valores promedio de los grupos de población considerados.

Es deseable que el índice de desigualdad utilizado sea consistente con la descomponibilidad en subgrupos, es decir, que la medida de desigualdad no disminuya si la desigualdad inter-grupal ni la desigualdad intra-grupal disminuyen. Los índices de entropía y el índice de Atkinson (que puede escribirse como función del indicador de entropía) cumplen con esta propiedad, mientras que el coeficiente de Gini no (véase Cowell (2001) o Gasparini y otros (2014) para una demostración numérica).

<sup>21</sup> Esta sección se basa en la sección 6.6.1 de Gasparini y otros (2014).

La familia de índices de entropía general, a diferencia de otros indicadores de desigualdad, tiene la ventaja de que se puede descomponer de manera aditiva, como la suma de la desigualdad entre grupos, denotada como  $E_B(c)$ , y el promedio ponderado de la desigualdad dentro de cada grupo, denotado como  $E_W(c)$ , de la siguiente manera<sup>22</sup>:

$$E(c) = E_B(c) + E_W(c)$$

Donde la desigualdad entre grupos es

$$E_B(c) = \frac{1}{c(c-1)} \left[ \sum_j \left( \left( \frac{\mu_j}{\mu} \right)^c - 1 \right) f_j \right]$$

Con  $f_j$  como la participación del grupo  $j$  en la población total;  $\mu_j$  como el promedio de la variable de análisis del grupo  $j$ ; y  $\mu$  como el promedio de la variable de análisis de la población total.

Por su parte, el promedio ponderado de la desigualdad dentro de cada grupo se expresa de la siguiente manera:

$$E_W(c) = \sum_j E_j(c) \bar{\omega}_j = \sum_j E_j(c) (h_j^c f_j^{1-c})$$

En donde  $h$  es la participación del grupo  $j$  en el total de la variable de análisis. El ponderador de la desigualdad de cada grupo,  $\bar{\omega}_j$ , es la media geométrica de las dos participaciones  $f$  y  $h$  con ponderador  $c$ . La suma de los ponderadores es igual a 1 solamente en los casos del índice de desvío medio logarítmico ( $c = 0$ ) y del índice de Theil ( $c = 1$ ), lo que los ha hecho los índices más usados para hacer descomposiciones por grupo.

El índice de Atkinson se puede descomponer, aunque no aditivamente como los de entropía general, de la siguiente forma:

$$A(\varepsilon) = A_B(\varepsilon) + A_W(\varepsilon) - A_B(\varepsilon)A_W(\varepsilon)$$

Donde

$$A_B(\varepsilon) = 1 - \frac{x^*}{\sum_j f_j x_j^*}$$

y

$$A_W(\varepsilon) = 1 - \frac{\sum_j f_j x_j^*}{\mu}$$

Con  $x^*$  siendo la variable de análisis igualmente distribuida, cuya expresión depende de la función de bienestar asociada, como se mostró en la sección I.B.2.f.

A manera de ejemplo, el cuadro 9 presenta los resultados de la descomposición de la desigualdad del ingreso per cápita por grupos regionales, en este caso dividiendo a la población entre zonas urbanas y rurales, en Uruguay en el 2014. Se tuvieron en cuenta cuatro índices de entropía general con valores -1, 0, 1 y 2; y tres valores de  $\varepsilon$  para el índice de Atkinson: 0.5, 1 y 2. Según estos datos, la desigualdad total está determinada principalmente por la desigualdad intra-grupal en zonas urbanas y rurales. Para cualquiera de los valores presentados del índice de desigualdad de Atkinson y de entropía general, la desigualdad intra-regional, es decir dentro de cada zona geográfica (urbano/rural), representa al menos el 99% de la desigualdad total nacional. La desigualdad entre regiones no parece jugar un papel determinante en este caso.

<sup>22</sup> El índice  $E(c)$  es el índice de entropía presentado en la sección I.B.2.e, donde  $c$  está asociado a un parámetro de entropía general.

**Cuadro 9**  
**Descomposición de índices de desigualdad del ingreso per cápita por grupos geográficos**  
**(urbano/rural) en Uruguay, 2014**

	Índice	Desigualdad intra-grupal	Desigualdad inter-grupal
E(-1)	0,3134	0,3108	0,0026
E(0)	0,2444	0,2421	0,0023
E(1)	0,2527	0,2506	0,0021
E(2)	0,3578	0,3559	0,0019
A(0,5)	0,1164	0,1157	0,0009
A(1)	0,2169	0,2157	0,0015
A(2)	0,3853	0,3840	0,0022

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

El cuadro 10 presenta los resultados de la descomposición de la desigualdad del ingreso per cápita por quintiles de ingreso en Uruguay 2014. Este ejemplo se presenta únicamente con fines demostrativos, debido a que, por construcción, se espera que la desigualdad inter-grupal tenga un mayor protagonismo. En efecto, para todos los índices de desigualdad considerados la desigualdad inter-grupal representa más del 80% de la desigualdad total nacional, con la excepción de E (2), para el que esta cifra llega a 62,5%.

**Cuadro 10**  
**Descomposición de índices de desigualdad del ingreso per cápita por grupos de ingreso (quintiles)**  
**en Uruguay, 2014**

	Índice	Desigualdad intra-grupal	Desigualdad inter-grupal
E(-1)	0,3134	0,0530	0,2605
E(0)	0,2444	0,0290	0,2155
E(1)	0,2527	0,0468	0,2059
E(2)	0,3578	0,1341	0,2237
A(0,5)	0,1164	0,0211	0,0974
A(1)	0,2169	0,0386	0,1854
A(2)	0,3853	0,0672	0,3411

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

## 2. Descomposición por componente o fuente<sup>23</sup>

Un aspecto de interés en el análisis de la desigualdad es conocer cómo las distintas fuentes de ingreso contribuyen a la distribución del ingreso total. Tal como se indicó anteriormente, el ingreso de los hogares proviene de la suma de los ingresos laborales, las transferencias públicas y privadas y los ingresos de capital recibidos por sus miembros.

Un procedimiento simple para evaluar la contribución de cada fuente de ingreso a la desigualdad total consiste en simular cambios marginales en el promedio de cada una de ellas (por ejemplo, incrementando en 1% el valor de cada fuente por separado) y calcular el cambio resultante en la desigualdad total. Este ejercicio permite identificar en qué medida la distribución de cada fuente de ingreso contribuye a la desigualdad total. Cabe esperar, por ejemplo, que un aumento de 1% en las transferencias públicas esté asociado a una caída del coeficiente de Gini, y que un aumento de 1% del ingreso de capital genere un incremento en esta medida de desigualdad.

En el caso de Uruguay en 2014 (véase cuadro 11), un incremento de 1% en sueldos y salarios o en ganancias de capital genera un aumento respectivo de 0.09% y 0.05% del coeficiente de Gini del ingreso total del hogar. Por su parte, un aumento del 1% en las transferencias, el alquiler imputado o en otros ingresos

<sup>23</sup> Esta sección se basa en la sección 6.6.2 de Gasparini y otros (2014).

se asocia con una caída del coeficiente de Gini del ingreso total del hogar de 0.08%, 0.04% y 0.02%, respectivamente. Este resultado, con variaciones en la magnitud de las elasticidades, se sostiene al medir la desigualdad con otros índices como el cociente de percentiles 75/25, los índices de entropía general con parámetros -1, 0 y 1, y el índice de Atkinson con parámetros asociados de 1 y 2. En todos estos casos los salarios son la fuente de ingresos que más aumenta la desigualdad y las transferencias la que más la disminuye. Cuando se asigna una mayor ponderación a secciones altas de la distribución de ingreso, como es el caso del índice E (2), los salarios pasan a ser una fuente que disminuye la desigualdad del ingreso total del hogar, y las ganancias de capital se convierten en la única fuente que origina desigualdad. En el caso del cociente de percentiles 90/10 se tiene que un incremento del 1% en cualquiera de las fuentes de ingreso se asocia con caídas en la desigualdad, resultado que refleja la alta brecha existente entre hogares de los percentiles 10 y 90 en cualquier tipo de fuente de ingreso.

**Cuadro 11**  
**Elasticidad de índices de desigualdad del ingreso del hogar por fuente de ingreso en Uruguay, 2014**  
**(sin pesos poblacionales)**

	Inicial	Cambio porcentual en medidas de desigualdad después de un incremento de 1% en cada fuente				
		Sueldos y Salarios	Ganancias de capital	Transferencias	Alquiler imputado	Otros ingresos
Tasa p90/p10	5,47	0,37%	2,01%	1,89%	1,89%	1,96%
Tasa p75/p25	2,39	0,29%	0,02%	-0,13%	-0,03%	-0,03%
Gini	0,37	0,09%	0,05%	-0,08%	-0,04%	-0,02%
E(-1)	0,32	0,35%	0,04%	-0,19%	-0,15%	-0,05%
E(0)	0,24	0,22%	0,08%	-0,17%	-0,09%	-0,03%
E(1)	0,24	0,12%	0,13%	-0,17%	-0,08%	-0,01%
E(2)	0,35	-0,01%	0,28%	-0,22%	-0,08%	0,04%
A(0,5)	0,11	0,17%	0,10%	-0,16%	-0,08%	-0,02%
A(1)	0,21	0,20%	0,07%	-0,15%	-0,08%	-0,03%
A(2)	0,39	0,21%	0,03%	-0,11%	-0,09%	-0,03%

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

Notas: Alquiler imputado incluye el alquiler que recibirían hogares que son dueños de su vivienda. Los índices p90/p10 y p75/p25 se refieren a los cocientes de percentiles 90/10 y 75/25, respectivamente. Los índices E(c) pertenecen a la familia de índices de entropía general; y los A(e) se refieren a los índices de Atkinson.

El aporte de cada fuente de ingreso a la desigualdad total depende de tres factores: (i) el peso relativo de la fuente en el ingreso total; mientras mayor sea el peso de la fuente, mayor es su efecto en la desigualdad; (ii) el nivel de desigualdad distributiva de la fuente; mientras más desigual sea la distribución de una fuente, mayor será su efecto en la desigualdad total; y (iii) la correlación entre la distribución de la fuente y la distribución del ingreso total, que determina si una fuente de ingresos contribuye a una reducción o a un aumento de la desigualdad total.

Con base en estos tres elementos, Lerman y Yitzhaki (1985) plantean que el índice de Gini puede ser planteado mediante la siguiente expresión:

$$G(x) = \sum_{k=1}^K R_k G(x_k) s_k$$

Donde  $s_k = \mu_k/\mu$  es la participación de la fuente de ingresos  $k$  en el ingreso total;  $G(x_k)$  es el coeficiente de Gini del componente  $k$ ; y  $R_k = cov(x_k, F(x))/cov(x_k, F(x_k))$  es la correlación-Gini entre el componente  $k$  y la variable de análisis. El valor de  $R_k$  puede ser positivo o negativo, dependiendo de la covarianza entre el ingreso recibido de la fuente  $k$  por los individuos y su posición en la distribución del ingreso total. Los ingresos laborales suelen tener una correlación-Gini positiva, ya que los mayores perceptores de ingresos del trabajo son también los mayores perceptores de ingreso total. En cambio, las transferencias públicas pueden tener una correlación-Gini negativa, cuando los valores más altos son recibidos por hogares situados en la parte baja de la distribución del ingreso total.

El cuadro 12 muestra un ejemplo de la descomposición del índice de Gini con datos de Uruguay 2014. En este caso, ninguna de las fuentes de ingreso tiene correlación-Gini negativa, lo que quiere decir que los montos de todas las fuentes de ingreso aumentan a medida que aumenta el ingreso total del hogar. La fuente de ingreso con mayor peso en el índice de Gini es sueldos y salarios con una participación de 54%, seguida por ganancias de capital con 19%, transferencias con 11%, alquiler imputado con 10% y otros ingresos con 6%. Confirmando el resultado del cuadro 11, las fuentes que generan cambios en el coeficiente de Gini son sueldos y salarios y ganancias de capital, mientras que incrementos en las otras fuentes están asociados a caídas en el coeficiente de Gini del ingreso total del hogar.

**Cuadro 12**  
**Descomposición por fuentes del coeficiente de Gini del ingreso total del hogar en Uruguay, 2014**  
(sin pesos poblacionales)

	$s_k$	$G(x_k)$	$R_k$	Participación %	Cambio %
Sueldos y Salarios	0,44	0,62	0,72	0,54	0,09
Ganancias de capital	0,15	0,85	0,57	0,19	0,05
Transferencias	0,19	0,69	0,31	0,11	-0,08
Alquiler imputado	0,15	0,49	0,55	0,10	-0,04
Otros ingresos	0,07	0,65	0,45	0,06	-0,02
Ingreso total		0,37			

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay.

### 3. Descomposición de factores asociados a los componentes del ingreso

Un análisis más detallado de la desigualdad requiere examinar los factores que están detrás de la determinación de los ingresos de los hogares. Esta información resulta esencial para entender cómo las políticas públicas afectan la distribución del ingreso y orientar su acción redistributiva.

De la amplia gama de aproximaciones a la descomposición de factores, en esta sección se presentan tres metodologías habitualmente encontradas en la literatura. La primera, la descomposición de Oaxaca-Blinder, ilustra cómo puede descomponerse la desigualdad de los ingresos laborales en función de las características de los perceptores de ingreso. La segunda metodología analiza una combinación de factores socio-demográficos que están detrás de la generación del ingreso de los hogares. Por último, la tercera metodología (Shapley-Shorrocks) permite que los resultados de múltiples descomposiciones no dependan del orden en que se realizan.

#### a) La descomposición de Oaxaca-Blinder

La descomposición de Oaxaca-Blinder permite determinar cuánto de la brecha entre dos grupos de individuos de una variable determinada se puede explicar por características individuales observadas y cuánto por factores no observables (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973).

Asuma que se busca descomponer, por ejemplo, la brecha salarial entre hombres y mujeres. El método de Oaxaca-Blinder considera que el salario depende de ciertas características observables y medibles de los trabajadores (como edad, educación, tipo de ocupación e industria) y otras características no observables o difíciles de medir (como esfuerzo, redes y contactos



laborales, y discriminación). Así, la diferencia salarial entre hombres y mujeres se puede descomponer entre un componente explicado por características observables y otro componente no explicado por éstas.

Esta descomposición se puede expresar formalmente de manera simplificada asumiendo que el logaritmo del salario,  $w_j$ , se puede estimar para hombres ( $j=H$ ) y mujeres ( $j=M$ ) usando la siguiente ecuación:

$$w_j = X_j' \beta_j + \epsilon_j, \text{ con } E(\epsilon_j) = 0 \text{ y } j \in \{H, M\}$$

Donde  $X_j'$  es el vector de características observables que pueden predecir el salario;  $\beta_j$  es el vector de coeficientes de estas características, que representa el peso de cada característica sobre el logaritmo del salario; y  $\epsilon_j$  es un término de error de estimación con media igual a cero.

La diferencia salarial esperada entre hombres y mujeres se puede expresar de la siguiente forma:

$$E(w_H) - E(w_M) = E(X_H)' \beta_H - E(X_M)' \beta_M$$

Con  $E(\cdot)$  como el valor esperado.

Esta expresión se puede reescribir como:

$$E(w_H) - E(w_M) = \beta_H(E(X_H)' - E(X_M)') + E(X_M)'(\beta_H - \beta_M)$$

El primer componente de esta descomposición, dado por  $\beta_H(E(X_H)' - E(X_M)')$ , es la parte de la brecha que se explica por diferencias en las características observables entre los dos grupos (también llamado el “efecto de cantidad”). El segundo componente, dado por  $E(X_M)'(\beta_H - \beta_M)$ , es la parte no explicada. Un porcentaje de este componente puede ser atribuido a discriminación, pero es importante notar que también captura todos los efectos potenciales de diferencias en variables no observadas (Jann, 2008).<sup>24</sup>

El cuadro 13 presenta la descomposición de Oaxaca-Blinder por sexo para el logaritmo del ingreso laboral mensual de Uruguay en 2014. Se usó un modelo de regresión lineal (OLS) para predecir el logaritmo del ingreso laboral mensual, teniendo en cuenta las siguientes características individuales: edad, edad al cuadrado, años de educación, rama de actividad, tipo de ocupación y zona geográfica (urbano/rural). Los resultados indican que los hombres tienen un ingreso laboral mensual mayor al de las mujeres, con una diferencia específica de 0.33 unidades logarítmicas. Las características especificadas en el modelo explican -0.07 unidades logarítmicas de esta diferencia. Es decir que, una mujer con la misma edad, años de educación, rama de actividad, tipo de ocupación y zona geográfica que un hombre, tendría, en promedio, un ingreso mensual mayor. Sin embargo, existen otros elementos no tenidos en cuenta en el modelo y no observables que harían que la diferencia del ingreso laboral entre hombres y mujeres fuera de hasta 0.4 unidades logarítmicas, por lo que la diferencia final llega a 0.33.

<sup>24</sup> La brecha entre  $H$  y  $M$  del valor esperado del salario también puede descomponerse en tres partes, con un primer componente que mide las diferencias en las variables independientes (“efecto de dotación”), un segundo componente que mide diferencias en los coeficientes de las variables independientes (“efecto precio”) y un tercer componente que considera la existencia simultánea entre dotaciones y precios entre los dos grupos. En este caso presentamos la descomposición en dos partes por tu tema de simplicidad de exposición de la interpretación de los resultados. Para más detalles sobre las aproximaciones para descomponer brechas entre grupos usando la descomposición de Oaxaca-Blinder, ver Jann (2008).

**Cuadro 13**  
**Descomposición de Oaxaca-Blinder por sexo para el logaritmo del ingreso**  
**laboral mensual de Uruguay, 2014**

Promedio del logaritmo del ingreso laboral mensual de hombres	9,963*** (0,00102)
Promedio del logaritmo del ingreso laboral mensual de mujeres	9,628*** (0,00114)
Diferencia	0,335*** (0,00153)
Explicada	-0,0743*** (0,00101)
No explicada	0,409*** (0,00141)
Número de observaciones	42,670

Fuente: Elaboración de los autores a partir de la encuesta de hogares de Uruguay 2014.

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Esta descomposición de Oaxaca-Blinder usa un modelo de regresión lineal (OLS) con el logaritmo del ingreso laboral mensual como variable dependiente y controlando por edad, edad al cuadrado, años de educación, rama de actividad laboral (con Agricultura como la categoría de referencia), tipo de ocupación (con asalariados como categoría de referencia) y zona geográfica (urbano/rural). Por razones de presentación, no se presentan los resultados completos de las regresiones, pero éstos están disponibles bajo petición directa a los autores.

### b) Metodologías de descomposición del tipo Barros y otros (2006)

Esta metodología de descomposición asume que los índices de desigualdad del ingreso se pueden expresar como una función de los componentes del ingreso. Esto permite que se puedan evaluar las contribuciones de cada componente al cambio en la desigualdad en el tiempo al comparar el ingreso original con un ingreso contrafactual en el que varía únicamente dicho componente.

Suponga que la variable de interés es el ingreso per cápita,  $Y$ , que se puede expresar como una función de sus componentes,  $c^i$  donde  $i = 1, \dots, n$ .

$$Y = f(c^1, c^2, \dots, c^n)$$

Estos componentes pueden ser, por ejemplo, las fuentes de ingreso, como el ingreso laboral, el ingreso de capital, las remesas y otras transferencias monetarias, o incluso el porcentaje de adultos ocupados en el hogar.

Sobre esta variable de ingreso se pueden calcular varios de los indicadores presentados anteriormente, de tal forma que el indicador de desigualdad,  $I$ , se puede expresar como una función de los componentes del ingreso de la siguiente manera

$$I(Y) = I(f(c^1, c^2, \dots, c^n))$$

Por ejemplo, Barros y otros (2006) proponen expresar el ingreso per cápita del hogar  $i$ -ésimo en función de sus determinantes inmediatos de la siguiente manera:

$$Y_i = a_i * r_i$$

Donde  $a_i$  es la proporción de adultos en el hogar y  $r_i$  es el ingreso por adulto en el hogar, que a su vez se puede expresar como la suma del ingreso laboral,  $l_i$ , y el ingreso no laboral,  $k_i$ , es decir

$$r_i = l_i + k_i$$

Así mismo, el ingreso laboral es equivalente al producto entre la remuneración por trabajador,  $w_i$ , y la proporción de personas ocupadas,  $u_i$ , como en la siguiente ecuación

$$l_i = w_i * u_i$$

En definitiva, el ingreso per cápita del hogar se puede expresar como una función de la proporción de adultos en el hogar, el ingreso no laboral, la remuneración por trabajador y la proporción de adultos ocupados.

$$Y = f(a, k, w, u) = a * ((w * u) + k)$$

Dado que las medidas de desigualdad dependen de la función de distribución acumulada del ingreso per cápita de los hogares, y éste se puede desagregar en sus componentes, entonces cualquier medida de desigualdad se puede escribir como una función de esos componentes. Al conocer el valor de los componentes del ingreso a lo largo del tiempo, Barros y otros (2006) proponen simular la distribución del ingreso cambiando uno a uno cada uno de sus componentes. Así, la contribución de cada componente a cambios en la distribución se puede estimar comparando la medida de desigualdad final con la medida de desigualdad de un ingreso contrafactual en el que dicho componente no varía. Por ejemplo, la contribución del ingreso no laboral ante cambios en el índice de desigualdad  $I$  del periodo inicial,  $t_0$ , al periodo final,  $t_1$ , se puede estimar de la siguiente manera

$$I(f(a_{t_1}, k_{t_1}, w_{t_1}, u_{t_1})) - I(f(a_{t_1}, k_{t_0}, w_{t_1}, u_{t_1}))$$

Esta metodología requiere de datos de panel, en los que se tiene información sobre los componentes del ingreso de cada hogar a lo largo del tiempo. No obstante, se han diseñado procedimientos para la ejecución de esta metodología de descomposición de medidas de desigualdad usando datos de corte transversal, en los que la muestra de hogares, representativa de la población, cambia en cada periodo del tiempo. Tal es el caso de Azevedo y otros (2013 b) que, si bien realizan procedimientos adicionales que se describen en la sección I.C.3.c, se basan en el método de transformación de preservación de rango propuesto por Juhn, Murphy y Pierce (1993) para crear los ingresos contrafactuales. Este método consiste en ordenar a los hogares según su ingreso per cápita y calcular el promedio del valor de cada componente del ingreso para cada cuantil en  $t_0$ . Posteriormente, para crear el ingreso contrafactual, se asigna el valor promedio por cuantil del componente bajo estudio en  $t_0$  a los hogares en el mismo cuantil en  $t_1$ .

Juhn, Murphy y Pierce (1993) se apoyan en el método de descomposición de Oaxaca-Blinder al estimar el ingreso laboral como una regresión lineal de las características observables de los trabajadores, para luego descomponer el cambio en el tiempo de cualquier indicador de desigualdad del ingreso laboral en tres partes. La primera parte es el “efecto cantidad”, que se refiere al cambio en las características observables de los trabajadores, tales como sexo, edad, educación y experiencia laboral. La segunda parte es el “efecto precios”, que captura los cambios en los retornos de las características observables de los trabajadores, representados por los coeficientes de la regresión. La tercera parte es el “efecto no observado”, que está dado por el término de error de la regresión y representa cambios al interior de cada grupo definido por las características observables, por ejemplo dentro de cada grupo de educación y experiencia laboral. Los contrafactuales para el efecto cantidad se pueden generar asignando el promedio de las características observables de un periodo al otro, y los contrafactuales para el efecto precio se pueden generar sustituyendo los coeficientes de la regresión de un periodo al otro. Para generar los contrafactuales del efecto no observado, Juhn, Murphy y Pierce (1993) ordenan a los hogares según su ingreso laboral en cada periodo y calculan el valor del residuo promedio para cada cuantil en cada periodo, para posteriormente asignar el valor promedio del periodo inicial a los hogares del mismo cuantil en el periodo final.

Este tipo de descomposiciones ha sido extensamente explorado en la literatura. En el caso de América Latina, López-Calva y Lustig (2010) y Azevedo y otros (2013 a) descomponen el ingreso de los hogares para varios países de América Latina y encuentran que la reducción en la desigualdad

observada en la región partir de principios de la década del 2000 se origina principalmente en el mercado laboral, a través de un aumento en el ingreso por ocupado.

Es importante anotar que la metodología de este tipo de descomposiciones no considera efectos de equilibrio general. Dado que los ingresos contrafactuales se generan a partir del cambio de solo uno de los componentes asumiendo que el resto de los componentes permanece constante, éstos no son el resultado de lo que realmente pasaría con el ingreso en un contexto de equilibrio económico si solo uno de los componentes variara.

### c) Metodologías de descomposición usando el valor de Shapley-Shorrocks

Las descomposiciones mencionadas anteriormente tienen como limitación que los resultados obtenidos dependen del orden de descomposición. Es decir, el impacto de una modificación particular depende de si se realiza antes o después de otro cambio. Por ejemplo, la respuesta a la pregunta sobre cuál fue la contribución de las transferencias monetarias a la caída en la desigualdad dependerá de si la cuantificación de ese impacto se hizo antes o después de haber cuantificado la contribución de los ingresos del empleo.

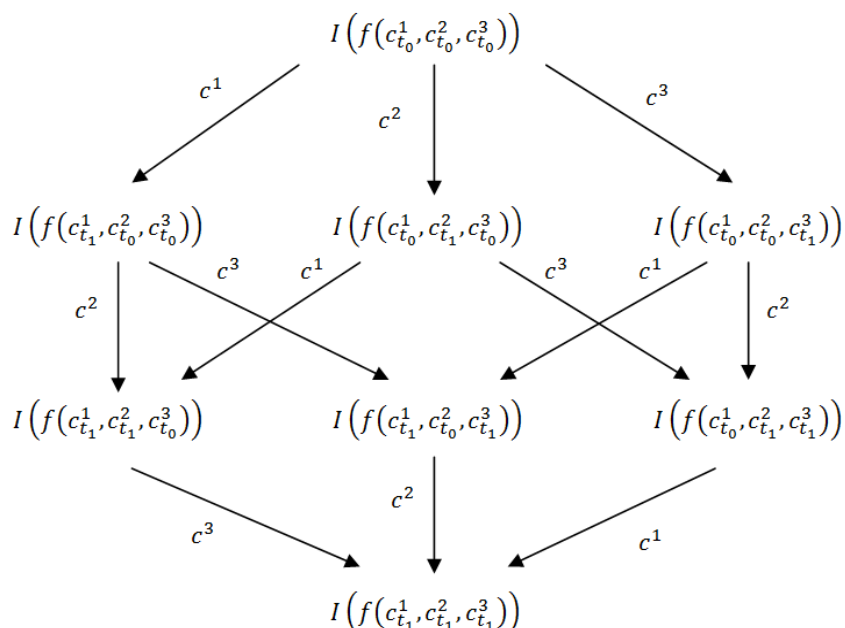
Esta limitación se puede solucionar si, siguiendo a Shapley (1953) y Shorrocks (1999), se construyen todas las posibles combinaciones de escenarios contrafactuales del ingreso total y luego se promedian los efectos calculados por distintas vías.

Siguiendo con la notación de la sección I.C.3.b, la contribución del componente  $i$ -ésimo del ingreso ante cambios en el indicador de desigualdad de  $t_0$  a  $t_1$ , está dada por  $\sigma_i$ , donde

$$\sigma_i = I(f(c_{t_1}^i, \dots)) - I(f(c_{t_0}^i, \dots))$$

El cambio en el ingreso de  $t_0$  a  $t_1$  es el resultado de los cambios simultáneos en todos sus componentes, lo que dificulta determinar la contribución del cambio marginal de solo uno de los componentes. Usando el cambio de cada componente de  $t_0$  a  $t_1$ , la propuesta de Shapley-Shorrocks es construir todos los posibles ingresos contrafactuales del ingreso total de tal forma que, variando componente por componente se llegue del ingreso en  $t_0$  a  $t_1$ . El diagrama 1 muestra una representación de la construcción de todos los posibles ingresos contrafactuales para pasar de la medida de desigualdad del ingreso en  $t_0$  a  $t_1$ , asumiendo solamente tres componentes.

**Diagrama 1**  
**Representación de la medida de desigualdad para todos los posibles ingresos**  
**contrafactuales con tres componentes**



Fuente: Elaboración de los autores a partir de Kolenicov y Shorrocks (2005).

La contribución de cada componente del ingreso ante cambios en la desigualdad depende de la trayectoria que se tome. Es decir que la contribución de  $c^1$  es diferente si primero se construye un ingreso contrafactual cambiando solamente  $c^1$  y después los otros componentes, a que si primero se construye un ingreso contrafactual variando primero  $c^2$ , después  $c^1$  y después los otros componentes (es *path-dependent*). Por esta razón, la propuesta de este método es definir a la contribución de cada componente como el promedio de las contribuciones de dicho componente teniendo en cuenta todos los posibles caminos para llegar del ingreso de  $t_0$  a  $t_1$ .

Azevedo y otros (2013 b) adoptan esta metodología para identificar los principales determinantes de la caída en la desigualdad en América Latina después de principios de la década del 2000. Los resultados indican que el crecimiento de los ingresos laborales por hora, particularmente en la parte baja de la distribución de ingresos, fue el elemento que más contribuyó a la disminución de la desigualdad en la región.

## D. Índices de desigualdad multidimensional

El bienestar de las personas no puede ser representado adecuadamente por una sola variable. Si bien en la práctica se ha prestado particular atención a la desigualdad del ingreso y el consumo, esta puede no dar cuenta adecuadamente de cómo se distribuyen los logros en otras dimensiones relevantes del bienestar, como la educación, la salud, el acceso a servicios básicos, la representación política, la seguridad, entre otras.<sup>25</sup> Ello

<sup>25</sup> La elección de estas dimensiones y sus indicadores ha sido un punto de debate especialmente en la literatura sobre el enfoque de capacidades (capability approach) de Sen (1992 y 2000). Este enfoque propone que las estructuras sociales deben ser evaluadas según el alcance de las libertades de las personas para promover las capacidades que éstas valoran, asegurando la igualdad de oportunidades para todos dentro del “universo de capacidades” (Alkire, 2002). Mientras Sen (1992) deja abierta la definición de las capacidades, argumentado que deben ser elegidas a varias voces y para cada contexto, Nussbaum (2003) propone una lista específica de “capacidades humanas centrales”.

ha motivado a diversos autores a generar índices que permitan medir la desigualdad tomando en consideración más de una variable a la vez, dando lugar a una distribución multivariada.

La construcción de índices de desigualdad de distribuciones multivariadas plantea desafíos adicionales a los que se presentan en el caso de los índices univariados. Así como en el caso unidimensional, los índices de desigualdad multidimensionales deben cumplir con ciertas propiedades, tales como continuidad, invarianza a la escala, invarianza a las réplicas, simetría, el principio de transferencias de Dalton-Pigou, entre otras. Ahora bien, no todas las propiedades deseables pueden ser fácilmente extendidas al ámbito multidimensional<sup>26</sup>.

En particular, la generalización del principio de transferencias de Dalton-Pigou a múltiples dimensiones no es trivial (Kolm, 1976) y puede tener varias interpretaciones (Aaberge y Brandolini, 2015). La condición de Dalton-Pigou en el espacio unidimensional se extiende a dos criterios de dominancia en el espacio multidimensional, que no siempre son equivalentes: (i) la Mayorización Uniforme de Dalton-Pigou (MUDP), para la cual cada distribución marginal de la distribución multidimensional debe cumplir el principio de Dalton-Pigou; y (ii) la Mayorización Uniforme (MU), para la cual la distribución multivariada debe cumplir el principio de Dalton-Pigou. Su diferencia radica en el hecho de que MUDP implica MU, pero no siempre lo contrario (Lugo, 2005).

Algunas distribuciones multidimensionales no pueden ser ordenadas bajo los criterios de las propiedades MU y MUDP. Esto sucede específicamente cuando una distribución se deriva de otra distribución después de una transferencia de correlación creciente. Este tipo de transferencias fue planteado inicialmente por Boland y Proschan (1988), y se define como una transferencia que redistribuye la cantidad de dos atributos entre dos individuos de tal forma que uno obtiene la menor de las cantidades de cada atributo y el otro la mayor, mientras que la distribución de los atributos de los otros individuos permanece constante. Se introduce, entonces, la propiedad de Mayorización de Correlación Creciente (MCC), que sostiene que entre mayor sea la correlación entre las medidas o índices de las dimensiones, mayor debe ser el grado de desigualdad multidimensional. Este concepto de correlaciones cruzadas entre dimensiones, desarrollado por Tsui (1999) y Atkinson y Bourguignon (1982) entre otros, es lo que diferencia al desarrollo de axiomas bajo el espacio multivariado con respecto al univariado (Lugo, 2005).

Además de las consideraciones sobre las propiedades deseables, la construcción de índices de desigualdad multidimensionales supone también otro tipo de desafíos, tales como la elección de las dimensiones a considerar, los indicadores utilizados para representar esas dimensiones, el esquema de ponderaciones y el grado de sustituibilidad entre indicadores.

Existen principalmente dos enfoques para medir la desigualdad multidimensional con índices agregados. El primer enfoque tiene dos etapas, en la primera etapa agrega los logros, o atributos, de las dimensiones del bienestar para cada individuo, a través de una función que depende de los atributos individuales. La segunda etapa aplica una de las medidas de desigualdad del tipo unidimensional, como las expuestas en la sección I.B.2 a la función agregada del bienestar para todos los individuos. El principal exponente de este enfoque es Maasoumi (1986, 1999), quien se basa en la teoría de la información y propone el indicador presentado a continuación.

---

<sup>26</sup> Shorrocks (1984) presenta las propiedades de los índices de desigualdad que son directamente generalizables del contexto univariado al multivariado. Estas propiedades son continuidad, anonimidad, normalización, invarianza a las réplicas, invarianza a la escala (o a las traslaciones), descomponibilidad, y separabilidad aditiva. Lugo (2005) presenta la definición formal de estas propiedades en un contexto multidimensional.

*Índice de Maasoumi*

$$I_M = \begin{cases} \frac{1}{(1-\alpha)\alpha n} \sum_{i=1}^n \left[ 1 - \left( \frac{S_i}{\bar{S}} \right)^\alpha \right], & \alpha \neq 0 \text{ y } \alpha \neq 1 \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left( \frac{\bar{S}}{S_i} \right), & \alpha = 0 \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{S_i}{\bar{S}} \log \left( \frac{S_i}{\bar{S}} \right) \right], & \alpha = 1 \end{cases}$$

Donde  $S_i$  es el indicador de bienestar del individuo  $i$  y  $\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^n S_i}{n}$  es el promedio del indicador de bienestar, con  $S_i$  definido como

$$S_i = \begin{cases} \left( \sum_{k=1}^K w_k x_{ik}^\beta \right)^{1/\beta}, & \beta \neq 0 \\ \prod_k x_{ik}^{w_k}, & \beta = 0 \end{cases}$$

Donde  $x_{ik}$  es el valor del atributo  $k$  que tiene el individuo  $i$  y  $w_k$  es la ponderación del atributo  $k$  en la función agregada. Los pesos se normalizan de tal forma que su suma sea igual a 1. Por su parte, el parámetro  $\beta$  está relacionado con el grado de sustitución entre los atributos. Entre menor sea el valor de  $\beta$ , menor es el valor de la elasticidad de sustitución entre los atributos. A su vez,  $\alpha$  es el parámetro de aversión a la desigualdad. Entre menor sea el valor de  $\alpha$ , mayor es la sensibilidad del índice agregado a cambios en la parte baja de la distribución de bienestar.

En el primer paso, Maasoumi propone la función de agregación de atributos a nivel individual  $S_i$ , cuya formulación es la de una función de elasticidad de sustitución constante (CES), que dependiendo de los valores del parámetro  $\beta$  puede tomar la forma de una función Cobb-Douglas ( $\beta = 0$ ); una Leontief ( $\beta \rightarrow \infty$ ), en cuyo caso los atributos son complementos perfectos; y una función lineal ( $\beta = 1$ ), caso en el cual los atributos son sustitutos perfectos.<sup>27</sup> En el segundo paso, Maasoumi propone usar un índice de desigualdad de la familia de Entropía General, que incluye un parámetro de aversión a la desigualdad. Sin embargo, se pueden usar otros índices de desigualdad unidimensional, como por ejemplo el de Atkinson, presentado en la sección I.B.2.f.

Según Lugo (2005), el índice de Maasoumi satisface las siguientes propiedades: continuidad, anonimidad, normalización, invarianza a las réplicas, descomposición por grupos de la población y separabilidad aditiva. También satisface la descomposición por atributos, pero solo cuando  $\beta = \alpha$ . Los criterios de mayorización, MUDP, UM y MCC, se satisfacen para un rango determinado de valores de los parámetros que hacen que el índice cumpla unas condiciones específicas de convexidad.<sup>28</sup>

El segundo enfoque para medir la desigualdad multidimensional con índices agregados es axiomático, es decir que elabora índices de desigualdad multidimensionales después de definir un conjunto de axiomas deseables sobre funciones de bienestar social.<sup>29</sup> Uno de los principales exponentes de este enfoque es Tsui (1995, 1999), quién derivó índices de desigualdad multidimensional relativos y absolutos que satisfacen varias de las propiedades de criterios de mayorización (Lugo, 2005). Por su parte, Bourguignon (1999) desarrolló, bajo el enfoque axiomático, una familia de índices de desigualdad

<sup>27</sup> Bourguignon y Chakravarty (2003) mencionan que usar una función CES en un contexto multidimensional implica asumir que todos los atributos tienen el mismo nivel de sustituibilidad. Estos autores sugieren usar especificaciones más complejas para incorporar múltiples niveles de sustituibilidad.

<sup>28</sup> El detalle teórico de estas condiciones se aleja del propósito de este documento, por lo cual recomendamos ver, por ejemplo, Lugo (2005), Dardanoni (1996) y Bourguignon (1999).

<sup>29</sup> Siguiendo a Lugo (2005), estos axiomas buscan que la función sea continua, estrictamente creciente con respecto a los atributos, que cumpla con anonimidad, que sea estrictamente cuasi-cóncava, que se pueda descomponer y que sea invariante a la escala.

multidimensional que se construye en dos etapas, como el de Maasoumi, y que incluye el índice propuesto por Tsui.

#### Índice de Bourguignon

$$I_B = \begin{cases} 1 - \frac{1}{n} \frac{\sum_i (S_i)^\alpha}{(\tilde{S})^\alpha}, & \alpha \neq 0 \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left( \frac{\tilde{S}}{S_i} \right), & \alpha = 0 \end{cases}$$

Donde  $S_i$  sigue la misma fórmula que para el índice de Maasoumi, y  $\tilde{S}$  es el indicador de bienestar del individuo promedio, que está definido como:

$$\tilde{S} = \begin{cases} \left( \sum_{k=1}^K w_k \mu_k^\beta \right)^{1/\beta}, & \beta \neq 0 \\ \prod_k \mu_k^{w_k}, & \beta = 0 \end{cases}$$

Donde  $\mu_k$  es el promedio del valor del atributo  $k$ . Como en el caso del índice de Maasoumi,  $\alpha$  es el parámetro de aversión a la desigualdad y  $\beta$  determina el grado de sustitución entre los atributos. Esta familia de indicadores incluye el índice de Tsui, particularmente cuando  $\beta = 0$  y  $I_B$  se expresa como  $F(I_B) = (-\rho)I_B$ , donde  $\rho$  se especifica de tal manera que  $F(\cdot)$  sea una función creciente y cóncava.

La familia de índices propuestos por Bourguignon normaliza el bienestar individual usando el valor del bienestar agregado del individuo promedio, es decir un individuo dotado con el valor promedio de cada atributo. Esto lo diferencia del índice de Maasoumi, cuya normalización se hace usando el promedio del indicador agregado de bienestar. Según Lugo (2005), es precisamente esta diferencia en la normalización lo que permite que se pueda estudiar si  $I_B$  satisface criterios deseables de mayorización, mientras que esto no es posible para  $I_M$ . En particular, el índice de Bourguignon cumple con continuidad, anonimidad y normalización. La invarianza a la escala se cumple cuando  $\beta = 0$ , y el índice se puede descomponer por atributos cuando  $\beta = \alpha$ . También satisface MUDP cuando  $\beta, \alpha < 1$  y  $\beta$  está por debajo de un nivel creciente con respecto a  $\alpha$ ; y cumple con la propiedad MCC cuando  $0 < \alpha < 1$  y  $\alpha < \beta$ .

El cuadro 14 presenta una aplicación de los índices de desigualdad multidimensional de Maasoumi y de Bourguignon al caso de Uruguay para 2006 y 2011, utilizando distintos parámetros de aversión a la desigualdad y grado de sustitución entre dimensiones (PNUD, 2013a). Las dimensiones consideradas fueron hacimiento, clima educativo, ingreso, bienes durables y vivienda. En general, existe evidencia sobre una caída de la desigualdad multidimensional de 2006 a 2011, excepto para el caso del índice de Bourguignon cuando  $\beta = -30$  y  $\alpha = 0.5$  o  $\alpha = 1$ . Los cambios de 2006 a 2011 en el índice de Maasoumi son menores a medida que el grado de sustitución ( $\beta$ ) aumenta y el parámetro de aversión a la desigualdad ( $\alpha$ ) disminuye, mientras que esta relación no se puede establecer de manera tan clara en el caso del índice de Bourguignon.

Los resultados del índice de Maasoumi para cada año muestran que la desigualdad multidimensional disminuye cuando  $\beta$  disminuye de 1 a 0, pero se incrementa de manera importante cuando  $\beta = -30$ . Por otro lado, manteniendo constante el nivel de  $\beta$ , el índice de Maasoumi disminuye a medida que  $\alpha$  aumenta, es decir cuando se le otorga un mayor peso a la parte baja de la distribución. En cuanto al índice de Bourguignon, por lo general, a medida que disminuye  $\beta$ , aumenta la desigualdad multidimensional; pero no hay un patrón claro entre los cambios del valor del índice con respecto a cambios en el parámetro de aversión a la desigualdad. Estos resultados apuntan a que, en este caso, los valores del índice de Maasoumi dependen en mayor medida de  $\beta$  que de  $\alpha$ , mientras que los del índice de Bourguignon están determinados por una combinación de los dos parámetros, resultado similar al encontrado por Lugo (2005) para Argentina en el periodo 1991-2001.

Las celdas sombreadas en gris en el cuadro 14 son las que corresponden a variantes del índice de Bourguignon que satisfacen la complementariedad entre dimensiones, mientras las no sombreadas



se pueden interpretar como variantes de relaciones de sustitución entre dimensiones. Dado esto, se deduce que las variantes de sustitución entre dimensiones presentan caídas en el índice multidimensional de desigualdad de 2006 a 2011, mientras que no sucede lo mismo en el caso de complementariedad, especialmente para niveles altos de complementariedad ( $\beta = -30$ ). Este caso llama la atención sobre cuál debe ser el nivel adecuado de complementariedad o sustituibilidad que se debe establecer entre dimensiones.

**Cuadro 14**  
**Índices de desigualdad multidimensional, según parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ . Niveles y variación.**  
**Uruguay, 2006 y 2011**

Año	$\alpha$	Maasoumi			Bourguignon		
		$\beta$					
		1	0	-30	1	0 (Tsui)	-30
2006	0	0,141	0,135	0,388	0,140	0,351	0,586
	0,5	0,133	0,124	0,333	0,033	0,130	0,169
	1	0,130	0,117	0,314	0,000	0,194	0,179
2011	0	0,112	0,095	0,252	0,112	0,253	0,525
	0,5	0,103	0,086	0,213	0,026	0,096	0,239
	1	0,096	0,079	0,197	0,000	0,146	0,239
2011 (2006=100)	0	79,6	70,0	64,9	79,6	72,1	89,6
	0,5	76,9	69,1	63,9	76,9	73,7	141,0
	1	69,1	68,0	62,6	85,0	75,4	133,5

Fuente: Tomado directamente de PNUD (2013).

Nota: Las dimensiones consideradas fueron hacinamiento, clima educativo, ingreso, bienes durables y vivienda. El índice de Bourguignon es equivalente al índice de Tsui cuando  $\beta = 0$ .

Existe otro tipo de indicadores de desigualdad multidimensional en dos etapas para los que, contrario a los presentados hasta el momento, primero se hace una agregación de los logros individuales para cada dimensión y luego se agrega sobre las dimensiones. Siguiendo a Aaberge y Brandolini (2015), a este tipo de indicadores pertenece el Índice de Desarrollo Humano ajustado por Desigualdad (IDHD), que hace parte de los índices compuestos sensibles a la desigualdad propuestos por Foster y otros (2005), y los coeficientes multidimensionales de Gini generalizados propuestos por Gajdos y Weymark (2005).<sup>30</sup>

El Índice de Desarrollo Humano (IDH) es la media geométrica de los índices de tres dimensiones: expectativa de vida, educación (promedio de años de educación y años de educación esperados) e ingreso (producto nacional bruto). Cada una de estas dimensiones tiene el mismo peso (un tercio) y sus valores son normalizados usando los valores mínimos y máximos. El IDH se ajusta por desigualdad utilizando la siguiente medida de desigualdad de Atkinson:  $A_x = 1 - g_x/\mu_x$ , donde  $g_x$  es el promedio geométrico y  $\mu_x$  es el promedio aritmético de la distribución de los indicadores de cada dimensión  $x$ . De esta forma, el ajuste por desigualdad para cada dimensión es  $I_x^* = (1 - A_x)I_x$ , y el IDHD se puede expresar de la siguiente forma:

$$IDHD = \sqrt[3]{I_{Vida}^* I_{Educación}^* I_{Ingreso}^*}$$

La construcción de indicadores multidimensionales no está exenta de críticas. Ravallion (2011) argumenta que un índice agregado no es útil para las políticas, las cuales requieren información desagregada por dimensiones. Asimismo, se han cuestionado aspectos como la dificultad de determinar la estructura de ponderaciones, la falta de claridad sobre la elasticidad de sustitución entre atributos, la

<sup>30</sup> Este documento presenta una breve descripción del IDHD, pero para un mayor detalle sobre el IDHD y los coeficientes multidimensionales de Gini generalizados, se recomienda ver PNUD (2013 b) para el primero, y Aaberge y Brandolini (2015) o Gajdos y Weymark (2005) para los segundos.

dificultad de establecer unidades de medida comparables para las dimensiones y la incompletitud de los indicadores utilizados.<sup>31</sup>

No obstante, la alternativa de utilizar un enfoque de tipo tablero (dashboard approach), en el que se estudia cada dimensión por separado, no resulta satisfactorio, ya que carecen de información sobre la distribución conjunta de las dimensiones (Ferreira y Lugo, 2012). Los índices multidimensionales son útiles para sintetizar la información y obtener ordenamientos a nivel regional que sirven para la priorización de políticas públicas (Alkire y Foster, 2011; Bourguignon y Chakravarty, 2003; Atkinson, 2003).

Al respecto, cabe enfatizar que los índices multidimensionales resultan un complemento útil para enriquecer los análisis de desigualdad unidimensional (Ferreira y Lugo, 2005), siempre que se hagan explícitas sus limitaciones y los supuestos que los sostienen (Bourguignon, 1999) y se provean análisis de sensibilidad mediante el uso de diferentes parámetros (de aversión a la desigualdad, el grado de sustitución, y la estructura de pesos)

---

<sup>31</sup> Ravallion (2011) afirma que la medición de bienestar por ingreso o consumo también se podría considerar como una medición multidimensional, por cuanto estas variables tienen en cuenta los precios de diferentes dimensiones tales como alimentación, vestuario, vivienda, etc.

## II. Análisis distributivo de las políticas sociales y tributarias

Este capítulo tiene como principal objetivo presentar herramientas para analizar la incidencia redistributiva de las políticas sociales y tributaria. Por el lado de las políticas sociales, analizaremos cómo estimar la incidencia redistributiva de las transferencias públicas en especie o de servicios públicos (como la educación pública) y en efectivo (como las transferencias monetarias). Y por el lado de la política tributaria revisaremos el caso de los impuestos directos y contribuciones a la seguridad social<sup>32</sup>.

Cuando el Estado recauda y gasta no lo hace de forma equivalente entre sus ciudadanos. Es decir, lo que un individuo paga al Estado por conceptos de impuestos no necesariamente equivale a lo que recibe por conceptos de transferencias monetarias y servicios públicos. Este documento hace una revisión de las herramientas disponibles para analizar el efecto redistributivo de las políticas sociales y tributarias y, a partir de elementos metodológicos y conceptuales, especifica las fortalezas y las debilidades de cada herramienta brindando ejemplos para su mejor comprensión.

Los análisis de incidencia en la distribución de ingresos apelan a tres diferentes “tradiciones” dentro de la economía: el análisis de la política social, la teoría del bienestar y las finanzas públicas (Lambert, 2001). En particular y siguiendo la teoría sobre las funciones de la política fiscal de Musgrave (1959), ésta debiera jugar un rol central en tres áreas clave: i) la provisión de bienes públicos, principalmente a través de su capacidad de recaudación de impuestos y de gasto público; ii) la redistribución de ingresos, por medio de un sistema impositivo progresivo y de transferencias monetarias, y iii) la estabilización de los ciclos macroeconómicos, a través de su impacto en la demanda agregada. Esta sección se enmarca en el segundo rol central de la política fiscal definido por Musgrave.

Sistemas tributarios y transferencias monetarias progresivos son deseables porque son los instrumentos fiscales con los cuáles cuenta el hacedor público para impactar sobre la desigualdad de ingresos. Pero previo a repasar los supuestos para hacer análisis de incidencia además de los

---

<sup>32</sup> En este estudio no abarcamos la incidencia de los impuestos al consumo (por ejemplo, el impuesto al valor agregado, IVA, o los impuestos específicos), no porque no lo consideremos importante, sino porque la base gravable de estos impuestos es el consumo. Para poder realizar un ejercicio de incidencia de ese tipo de impuestos se requiere información sobre ingreso y consumo de los hogares y las encuestas que contienen esa información se realizan en los países de la región con una periodicidad muy amplia (en promedio cada 10 años).

indicadores de incidencia comúnmente usados, se describe brevemente la evolución en niveles y estructura de la carga tributaria y gasto social en América Latina.

Para los fines de este documento, interesa de manera particular el gasto social, también llamado inversión social o “erogaciones sociales”<sup>33</sup> que refiere, de forma amplia, a los recursos que financian bienes y servicios que buscan resolver un problema social y que cubren las siguientes funciones: 1) protección del medio ambiente, 2) vivienda y servicios comunitarios, 3) salud, 4) actividades recreativas, cultura y religión, 5) educación, y 6) protección social.

Este tipo de herramientas son relevantes porque en una región tan desigual como América Latina es importante evaluar la capacidad redistributiva del Estado. Es aún más relevante en la medida que los países han acordado avanzar en ese sentido de acuerdo a la agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible y los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS), que representan el “consenso emergente en la búsqueda de un nuevo paradigma de desarrollo” (CEPAL, 2016a). Es así que el ODS 10 busca “reducir la desigualdad en los países y entre ellos”. La primera parte del ODS 10 (reducir la desigualdad en los países) es al que pretende aportar este documento: poder medir la capacidad de la política social y tributaria en reducir la desigualdad de ingresos lo que resulta valioso para los gobiernos y la sociedad civil.

El capítulo está organizado en dos partes: una primera parte entrega información sobre las fuentes de información; una segunda parte entrega los elementos necesarios para el análisis de incidencia redistributiva de las políticas y termina con ejercicios prácticos.

## A. Fuentes de información

Existen tres posibles fuentes de información para analizar la distribución de ingresos: las encuestas de hogares, los registros administrativos y las cuentas nacionales.

Para estos fines, la fuente que más se ha desarrollado en América Latina, corresponde a las encuestas de hogares. Las encuestas que son de interés para analizar la distribución de ingresos son aquellas que recopilan información sobre los ingresos y las condiciones de vida de las personas. Sin embargo, para este fin, las encuestas de hogares tienen una limitación importante y es que no captan adecuadamente los ingresos de la parte alta de la distribución. Esto puede ser producto del truncamiento (al no incluirse los hogares más ricos en el relevamiento) o de la sub-declaración de ingresos. Es por ello que ha surgido en los últimos años la incorporación de otras fuentes de datos, especialmente de los datos sobre ingresos provenientes de los registros de las administraciones tributarias (pionero en esto fue el trabajo de Piketty, 2003). La información procesada a partir de los registros administrativos permite recalcular los indicadores de desigualdad que derivan de las encuestas de hogares, incorporando la información faltante sobre los altos ingresos. Existe otro enfoque que se centra en la distribución entre agentes del proceso productivo, es decir entre quienes se

---

<sup>33</sup> En las estadísticas de finanzas públicas se suele hablar de “gasto social” para referirse a todos aquellos recursos destinados al financiamiento de la política social, sus programas y proyectos. En otros documentos se ha planteado la preferencia por el uso de la terminología “inversión social”, a la luz de los retornos que esta tiene en términos de desarrollo humano en la sociedad (Martínez y Collinao, 2010). La “inversión social” aumenta el bienestar: educar significa tener ciudadanos informados y con mejores condiciones de acceso a un empleo productivo y de calidad, y de participación en diversos ámbitos de la vida política y social; un sistema de salud eficaz permite una vida más larga y de mejor calidad y las prestaciones por desempleo y el salario mínimo reducen la pobreza. En este documento se usará la terminología “gasto” aunque según los lineamientos de los manuales tanto del Sistema de Cuentas Nacionales, párrafo 6.1 como los Manuales de Estadísticas de Finanzas Públicas en sus versiones 2001 y 2014 la terminología correcta es “erogaciones” para referirse a la suma de gastos corrientes y a la suma de los gastos de gobierno más la adquisición (neta de disposiciones) de activos no financieros.

apropian del fruto del crecimiento económico. Este es el enfoque funcional<sup>34</sup> e implica considerar el peso de los ingresos laborales en el total de ingresos (o producto interno bruto) generado en la economía. Para este tipo de análisis se usan los datos del sistema de cuentas nacionales. Abeles, Amarante y Vega (2014) hacen una reseña de esta literatura o enfoque y si bien en este documento no lo desarrollamos no quiere decir que sea irrelevante.

## 1. El ingreso de los hogares y sus componentes

De manera general, el ingreso de los hogares da cuenta de su capacidad para adquirir bienes y servicios y satisfacer sus necesidades. El Sistema de Cuentas Nacionales 2008 define el ingreso de los hogares como “la medida del valor máximo de los bienes y servicios de consumo final que puede permitirse consumir en el periodo corriente, sin que para ello tenga que reducir su dinero, disponer de otros activos, ni incrementar sus pasivos” (Naciones Unidas, 2008, 8.25).

La 17ª Conferencia Internacional de Estadísticos del Trabajo (CIET) y el manual del Grupo de Expertos sobre Estadísticas del Ingreso de los Hogares (o Grupo de Canberra (GC), 2011) constituyen los referentes conceptuales y prácticos para la medición del ingreso de los hogares. En ellos se reconocen cinco fuentes principales de ingreso:

- Los ingresos provenientes del empleo son aquellos recibidos por el hecho de participar de actividades económicas y que remuneran una capacidad de la persona estrictamente relacionada con el empleo. Es decir, es la remuneración proveniente del trabajo de una persona que se encuentra en la esfera productiva. Existen dos casos: el caso de los asalariados y de los independientes. En el caso de un asalariado los ingresos incluyen: salarios, sueldos, bonos, comisiones, propinas, compensación en caso de despido. El pago de contribuciones a la seguridad social por parte del empleador será considerado como un ingreso proveniente del trabajo. En el caso de un trabajador independiente, los ingresos corresponden a la ganancia no reinvertida.
- Los ingresos provenientes de la propiedad son aquellos ingresos percibidos por el hecho de ser propietario de activos que otros usan (tanto de activos inmuebles como de activos financieros). Estos ingresos pueden ser provenientes de bienes financieros (intereses, dividendos), de bienes no financieros (alquiler) o de bienes intangibles (retorno por el servicio del uso de una patente registrada).
- Los ingresos de la producción de servicios para consumo propio. En esta categoría se incluye el alquiler imputado que se aplica a los hogares que son propietarios de la vivienda que ocupan (ya sea pagada o en proceso de ser pagada) y que corresponde al valor que el hogar pagaría en el mercado por una vivienda similar en caso de que tuviera que arrendarla. Si bien el alquiler imputado no es de libre disponibilidad, es reconocido como un ingreso por la normativa internacional de Cuentas Nacionales y por la contabilidad oficial en todos los países.
- Las transferencias corrientes: las personas pueden recibir transferencias de entidades públicas (seguridad social y asistencia social), de entidades privadas (esquemas privados de pensiones), y de otros hogares (pensión alimenticia de un niño por ejemplo en caso de padres separados).
- En el caso de las transferencias se debe considerar además que una parte del ingreso se destina a pagar transferencias, a entidades públicas (impuestos directos, cotizaciones

---

<sup>34</sup> Este enfoque es “clásico” en la medida que se remonta a los escritos de David Ricardo y Carlos Marx del siglo XIX. Estos dos autores pensaban que un pequeño grupo de la sociedad (los latifundistas para Ricardo y los capitalistas industriales en el caso de Marx) inevitablemente se adueñarían de una parte cada vez más creciente de la producción y del ingreso.

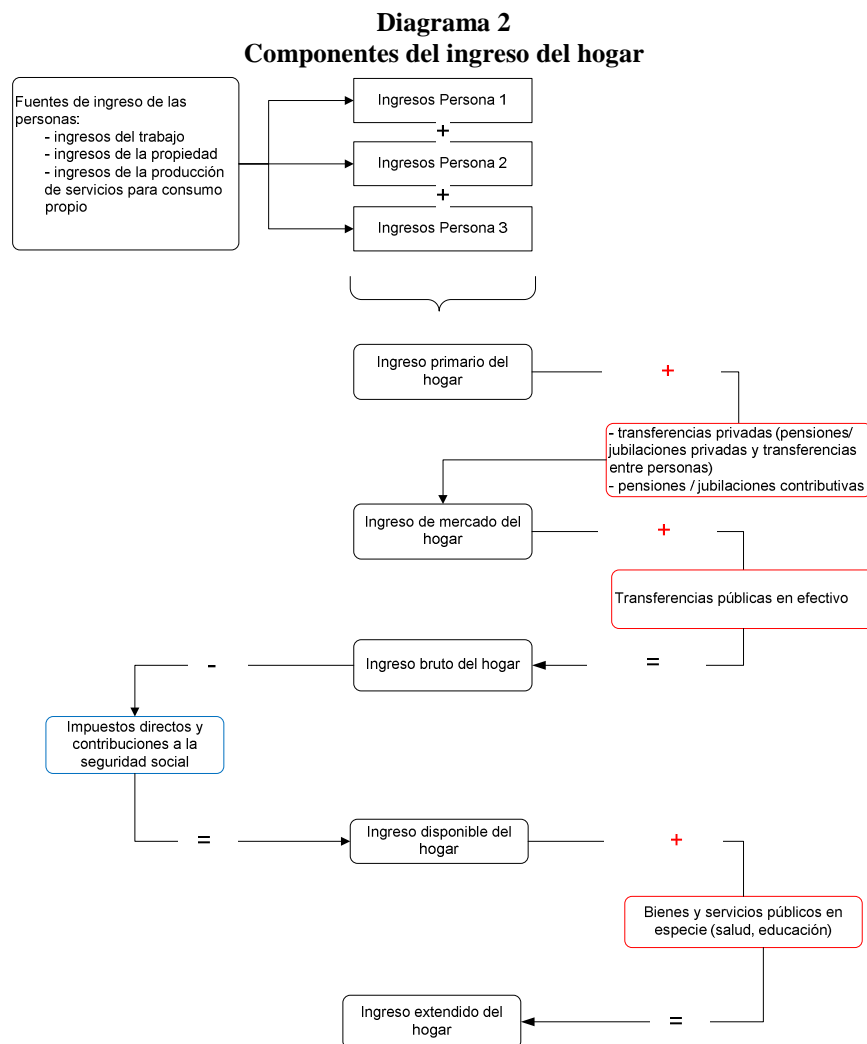
sociales), a entidades privadas (pagos obligatorios por ejemplo de esquemas privados de seguro social), y a otros hogares.

- Las transferencias sociales en especie son bienes y servicios provistos de forma gratuita o a precios subsidiados por el Estado o instituciones sin fines de lucro que benefician a los individuos. Esto incluye generalmente los servicios de educación, salud, bienestar social, transporte y cultura.

El diagrama 2 muestra cómo se forman los ingresos de los hogares y los distintos agregados de ingreso que es posible generar. En la parte superior del diagrama se muestra que los ingresos de un hogar corresponden a la suma de los ingresos percibidos por las personas que lo componen. Estos recursos provienen del trabajo (como empleado o auto-empleado), de la propiedad, de la producción de servicios para el consumo propio y de las transferencias privadas. La suma de estos ingresos constituye el *ingreso de mercado del hogar*. Cuando se suma al ingreso del mercado las transferencias monetarias públicas percibidas, se obtiene el *ingreso bruto del hogar* (o ingreso total, según la denominación del Grupo de Canberra). El paso siguiente consiste en descontar del ingreso bruto los impuestos y contribuciones a la seguridad social que pagan los individuos. Ello da lugar al concepto de *ingreso disponible del hogar*. Si finalmente se suma al ingreso disponible la valoración de los servicios públicos o transferencias públicas en especie (como educación y salud), se obtiene el *ingreso extendido del hogar* (ingreso disponible ajustado según el GC).<sup>35</sup>

---

<sup>35</sup> Como se discute más adelante, el concepto habitual para la construcción del ingreso de ingreso del hogar es el ingreso disponible, debido a la complejidad de estimar el valor y distribución de las transferencias sociales en especie. Por ello, el Grupo de Canberra no incluye esta fuente en su definición operativa de ingreso.



Fuente: elaboración propia en base a Atkinson (2015).

En este esquema, la acción fiscal (llámese política social y tributaria) actúa sobre los ingresos de los hogares en dos instancias. Por un lado, actúa a través de los impuestos directos que gravan los ingresos provenientes del trabajo de las personas y las contribuciones a la seguridad social que se descuentan de los ingresos del hogar (véase lado izquierdo del diagrama 2). Por otro lado, el Estado entrega transferencias monetarias y provee servicios públicos (véase lado derecho del diagrama 2), como la salud o la educación, que constituyen un ingreso en especie. Para poder estimar el efecto del conjunto de las políticas sociales y tributarias sobre la distribución del ingreso se deben tomar en cuenta todos los componentes mencionados.

El cuadro 15 presenta una clasificación de los ingresos de las personas y los hogares según las recomendaciones del Grupo de Canberra (UNECE, 2011), complementadas con la clasificación por funciones del gobierno (CFG o COFOG en sus siglas en inglés, véase Naciones Unidas, 2000) de las transferencias corrientes. El cuadro incluye una codificación ad-hoc que facilita su utilización en los ejemplos desarrollados más adelante. Nótese que los impuestos directos (*y810*) y las contribuciones a la seguridad social (*y840*) son los componentes que se encuentran en la parte izquierda del diagrama 2, mientras los códigos *y400* referidos a las transferencias monetarias y los códigos *y1000* referidos a las transferencias en especie corresponden a la parte derecha del diagrama 2.

**Cuadro 15**  
**Componentes del ingreso del hogar**

Código	Definición conceptual
y100	Ingresos provenientes del trabajo
y110	Ingresos de asalariado o empleado
y111	Sueldos y salarios
y112	Bonificaciones y gratificaciones en efectivo
y113	Comisiones y propinas
y114	Honorarios
y115	Pago por bonificaciones de participación y otras formas de remuneración relacionada con los beneficios
y116	Acciones ofrecidas como parte de la remuneración de los empleados
y117	Bienes y servicios gratuitos o subvencionados provenientes del empleador
y118	Indemnización por despido y termino
y119	Contribuciones a la seguridad social provenientes del empleador
y120	Ingresos del trabajador independiente o por cuenta propia
y121	Ganancia/pérdida de empresa no incorporada
y122	Bienes y servicios producidos, menos costos de insumos
y123	Bienes producidos para consumo propio, menos costos de insumos
y200	Ingresos provenientes de la propiedad
y210	Ingresos provenientes de activos financieros, neto de gasto
y220	Ingresos provenientes de activos no financieros, neto de gasto
y230	Regalías
y300	Ingresos provenientes de la producción de servicios para el consumo propio
y310	Valor neto de servicios de vivienda ocupada por el propietario
y320	Valor de servicios domésticos sin remuneración
y330	Valor de servicios provenientes de bienes de consumo duradero
y400	Transferencias corrientes
y410	Pensiones de seguridad social (contributivo)
y411	Enfermedad e incapacidad
y411a	Enfermedad
y411b	Incapacidad
y412	Edad Avanzada
y413	Supérstites
y414	Familia e hijos
y415	Desempleo
y416	Vivienda
y420	Pensiones y otros beneficios de seguros (en general privado)
y430	Beneficios de asistencia social (no contributivo)
y431	Enfermedad e incapacidad
y431a	Enfermedad
y431b	Incapacidad
y432	Edad Avanzada
y433	Supérstites
y434	Familia e hijos
y435	Desempleo
y436	Vivienda
y440	Transferencias corrientes provenientes de instituciones sin fines de lucro
y450	Transferencias corrientes provenientes de otros hogares
y500	Ingresos provenientes de la producción (y100+y300)
y600	Ingresos primarios (y200+y500)
y700	Ingresos totales (y400+y600)
y810	Impuestos directos (neto de reembolso)
	Pago de transferencias corrientes



Cuadro 15 (conclusión)

Código	Definición conceptual
y100	Ingresos provenientes del trabajo
y820	Tasas obligatorias y multas
y830	Pago de transferencias corrientes inter familiar
y840	Contribuciones de empleados y empleadores al seguro social
y850	Transferencias corrientes a instituciones sin fines de lucro
y900	Ingreso disponible (y700-y800)
y1000	Transferencias sociales públicas en especie (STIK)
y1010	Educación pública
y1020	Salud pública
y1100	Ingreso disponible ajustado (y900+y1000)

Fuente: elaboración propia en base a UNECE (2011) y Naciones Unidas (2000).

Es posible plantearse una clasificación distinta de las pensiones y jubilaciones según estas provengan de un esquema de reparto o de un esquema de capitalización individual. La OCDE ha propuesto que si las pensiones provienen de un esquema privado entonces deben ser consideradas en el concepto de ingreso de mercado, mientras que si provienen de un esquema público de reparto entonces deben ser tratadas como transferencias del gobierno. La forma en que se clasifique esta fuente de ingresos no es trivial en los análisis de incidencia distributiva de las políticas.

Los análisis de incidencia redistributiva pueden considerar los componentes del ingreso descritos de distintas maneras. Por ejemplo, en el caso de los impuestos, el estudio de incidencia puede abarcar los impuestos directos (a la renta), las contribuciones a la seguridad social, pero también puede abarcar los impuestos indirectos que son aquellos cuya base imponible es el consumo de los bienes y servicios. Por el lado de la política social, ésta puede ser una transferencia monetaria o una transferencia en especie (provisión de bienes y servicios en salud y educación), pero también puede ser un “subsidio indirecto” en energía o alimentos (como en Lustig, 2016).

## 2. Medición de los ingresos en las encuestas de hogares: alcances y limitaciones

Las encuestas de hogares se imparten mediante un cuestionario con una lista de preguntas sobre diversos temas de interés socioeconómico que se realizan a una muestra probabilística de hogares. Se diferencian de los censos de población y vivienda, ya que estos abarcan a todas las viviendas de un país y no solo a un subconjunto de ellas. Las encuestas de hogares pueden ser de diversos tipos y abordar múltiples temáticas. A grandes rasgos, las encuestas que miden el ingreso suelen ser encuestas de empleo, encuestas de condiciones de vida o encuestas de ingresos y gastos. Otros tipos de encuestas de hogares útiles para analizar brechas sociales incluyen las encuestas de uso del tiempo, encuestas financieras, encuestas de victimización y violencia, entre varias otras.

La CEPAL lleva adelante regularmente un proceso de recopilación y armonización de las encuestas de hogares utilizadas para medir la distribución del ingreso y la pobreza en los países de América Latina. El Banco de Datos de Encuestas de Hogares (BADEHOG) contiene más de 200 encuestas levantadas desde finales de los años ochenta hasta la actualidad, para 18 países de América Latina<sup>36</sup>. Prácticamente todas las encuestas de hogares de la región investigan, con mayor o menor detalle, las fuentes de ingreso que corresponden al concepto de ingreso total (siguiendo la denominación del Grupo de Canberra). Es decir, incorporan preguntas sobre los ingresos del empleo asalariado, del trabajo independiente, los ingresos de la propiedad de activos, los ingresos por transferencias y el alquiler imputado.

<sup>36</sup> Argentina, Estado Plurinacional de Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y República Bolivariana de Venezuela.

Ahora bien, los cuestionarios utilizados presentan amplias diferencias en su extensión y el grado de detalle con que se indagan las fuentes de ingreso.

Dos aspectos de la forma en que se recaba la información sobre ingresos parecen especialmente relevantes para el análisis redistributivo. El primero es el grado de detalle con que se registran las transferencias recibidas, particularmente en lo que concierne a las pensiones contributivas y no contributivas. Las encuestas recogen regularmente información sobre pensiones contributivas, mientras que no siempre sucede lo mismo con las pensiones no contributivas. Adicionalmente, son varias las encuestas de la región que cuando captan ambos tipos de fuentes lo hacen de manera agregada, lo que dificulta la posibilidad de hacer análisis redistributivos (CEPAL, 2017b).

Entre las encuestas que registran las transferencias públicas de ingreso, el nivel de detalle con que se realiza esta operación también es diverso, variando entre encuestas que recogen una extensa lista de transferencias públicas no contributivas (por ejemplo, los más de 20 tipos de bonos y subsidios recogidos en la encuesta CASEN de Chile) y otras que las captan de manera agregada (hasta 2015, la encuesta PNAD de Brasil recogía los ingresos del programa Bolsa Familia en una pregunta referida a “otros ingresos no provenientes del trabajo”, que incluye ingresos por intereses de libretas de ahorro y dividendos).

Cabe tener presente que obtener información adecuada en la encuesta sobre las transferencias públicas va más allá de la exhaustividad del cuestionario. Los respondientes pueden no identificar claramente los programas de los cuales obtienen ingresos, particularmente cuando son varios programas que se pagan en conjunto. Adicionalmente, la muestra de la encuesta suele no dar cuenta del número de perceptores de transferencias registrado en las fuentes administrativas, lo que puede conducir a una subestimación de la cobertura e impacto de esta fuente (véase Villatoro y Cecchini, 2018).

Un segundo aspecto relevante para el análisis redistributivo es la información sobre el pago de impuestos y las transferencias pagadas, variables necesarias para arribar al concepto de ingreso disponible. El mayor déficit de información es el que se refiere a las transferencias pagadas, que suelen recogerse en las encuestas de ingresos y gastos (de periodicidad muy baja), pero no en las encuestas de hogares usadas para dar seguimiento a la distribución de ingresos de los hogares.

En el caso de los impuestos retenidos en la fuente, la experiencia de la región es heterogénea. Algunas encuestas recogen los ingresos del trabajo antes de impuestos y otras indagan sobre los ingresos netos, pero son pocas las que preguntan por el monto retenido, lo que haría factible pasar de ingresos brutos a netos y viceversa. La distinción entre ingresos netos y brutos se refiere principalmente a los ingresos del empleo asalariado. Los valores correspondientes a las demás fuentes de ingreso son antes del pago de impuestos.

No todos los ingresos se investigan con la misma periodicidad. Los ingresos regulares suelen preguntarse de manera semanal o mensual, mientras que ingresos esporádicos suelen recogerse para un período mayor de meses. Para construir el agregado de ingresos totales de los hogares, la información con distintas periodicidades se transforma en términos mensuales, de manera de facilitar la suma de las diversas fuentes.

En el ámbito del análisis sobre la distribución de los ingresos, la principal ventaja de las encuestas de hogares como fuente de información radica en proveer datos sobre los ingresos percibidos por cada uno de los individuos y hogares de una muestra que es representativa de la población en su conjunto. No obstante, la literatura especializada muestra que las encuestas de hogares tienden a captar menores ingresos que otras fuentes de datos, como los registros administrativos o las Cuentas Nacionales.

Dicho subregistro se origina en una combinación de diversos factores. Las encuestas de hogares tienen una cobertura incompleta de la población, pues registran solamente a las personas en hogares particulares, dejando fuera las que viven en instituciones o que viven situación de calle. Las encuestas de hogares no reflejan adecuadamente los ingresos de la parte más alta de la distribución, por no incluir a los hogares más ricos de la población en el relevamiento. Además de la falta de posibles receptores de ingresos en las encuestas, las personas entrevistadas pueden subdeclarar sus ingresos, ya sea de manera voluntaria o involuntaria. Debe tenerse presente que generalmente es solo una persona la que responde

a las preguntas de la encuesta por los demás miembros del hogar, y que esto afecta la precisión de la información sobre los ingresos.

La existencia de subregistro en la información de las encuestas de hogares plantea un desafío para el análisis de la desigualdad. La omisión de la información sobre los perceptores más ricos de ingresos implica que los índices de desigualdad que es posible calcular mediante las encuestas de hogares se encuentra subestimada. Asimismo, si se desea realizar análisis que requieran de la comparación entre los datos de las encuestas de hogares y otras fuentes, por ejemplo, las estimaciones de incidencia distributiva de los impuestos, se hace necesario aplicar algún tipo de corrección para homogeneizar los niveles de ingreso entre fuentes de datos.

Hasta hace algunos años, el procedimiento utilizado por la CEPAL para atenuar el subregistro de los ingresos en las encuestas de hogares consistió en calcular la discrepancia entre los datos de la encuesta y la Cuenta de Ingresos y Gastos de las Cuentas Nacionales, para las principales fuentes de ingreso (sueldos y salarios, ingresos de los trabajadores independientes, ingresos de la propiedad, jubilaciones y pensiones y alquiler imputado) y expresarla como un factor de ajuste por el cual se multiplicaba cada fuente de ingresos (Altimir, 1987, Feres y León, 1992). Sin embargo, este procedimiento está sujeto a una serie de limitaciones que llevaron a la CEPAL a descontinuar su aplicación para el propósito de estimar una serie regionalmente comparable de mediciones de pobreza y desigualdad del ingreso. Algunas de las limitaciones incluyen la precariedad de la información proveniente de la Cuenta de Ingresos y Gastos en los países de la región, la debilidad del supuesto de “elasticidad unitaria”<sup>37</sup> y la sensibilidad de los resultados a las características de la información utilizada (Villatoro, 2015).

Ahora bien, la necesidad de realizar estimaciones más precisas de la distribución del ingreso hace necesario ir más allá de la información provista únicamente por las encuestas de hogares y buscar formas de conciliarla con los registros administrativos y las cuentas nacionales. Una de las vertientes de análisis más fructíferas en años recientes ha consistido en utilizar los registros impositivos para estimar los ingresos de los perceptores más ricos. Piketty (2003) es la figura más sobresaliente de esta agenda de investigación que, además de analizar la parte alta de la distribución (véase en la sección II.A.3 la descripción de esta metodología), permite realizar análisis de largo plazo de la evolución de la desigualdad. Existen asimismo estimaciones de los ingresos de los perceptores más ricos que combinan la información de las encuestas de hogares y las cuentas nacionales con base en distintos supuestos distributivos (véase del Castillo, 2015) y propuestas que combinan las tres fuentes de información (por ejemplo, Piketty, Saez y Zucman, 2018).

A manera de conclusión, las tres principales fuentes de información para analizar la desigualdad de ingresos (encuestas de hogares, registros administrativos y cuentas nacionales) son incompletas por sí solas, por lo que es de sumo interés explorar las metodologías para aprovecharlas de manera conjunta y superar sus limitaciones. El uso combinado de fuentes de información ha dado pie a una agenda de investigación vasta, que cuenta con aplicaciones a un número creciente de países y temas, incluyendo análisis sobre desigualdad de la riqueza y sobre regulación e imposición del capital (Zucman, 2015).

### **3. Uso de fuentes complementarias: el caso de los registros administrativos de impuesto a la renta**

Para suplir la ausencia de información en las encuestas de hogares sobre los ingresos más altos, es posible recurrir a los registros administrativos del impuesto a la renta de las personas. El impuesto a la renta es una de las principales fuentes de recaudación tributaria y cuenta con varias décadas de

---

<sup>37</sup> La “elasticidad unitaria” se refiere al supuesto de que la magnitud de la subestimación del ingreso es la misma (en términos porcentuales) a lo largo de toda la distribución del ingreso.

aplicación en la región. En los países de América Latina el impuesto a la renta aparece en la primera mitad del siglo XX en la mayoría de países (véase el cuadro 16). La existencia de registros impositivos de larga data puede contribuir a una mirada histórica sobre la distribución del ingreso, tal como ha sido realizado para otros países (Piketty, 2001 para Francia y Feenberg y Poterba, 1993 para Estados Unidos).

**Cuadro 16**  
**América Latina (14 países): año de creación del impuesto a la renta**

País	Año / Ley	País	Año / Ley
Argentina	1932	México	1924
Brasil	1923	Nicaragua	1952
Chile	1924	Panamá	1932
Colombia	1918	Paraguay	2012
Costa Rica	1946	Perú	1934
Ecuador	1926	Uruguay	1960
El Salvador	1915	Venezuela (R. B. de)	1943

Fuente: elaboración propia en base a la legislación de los países.

Vilfredo Pareto (1848 - 1923), realizó una serie de estudios desde la universidad de Lausanne, sobre la distribución del ingreso y la riqueza en Inglaterra, Italia (ciudades italianas), Prusia y París, buscando la causa que las produce. Una frase célebre de Pareto indicaba que esas distribuciones no eran el fruto del azar, y si bien no encontró las causas de esas distribuciones, sí encontró ciertas regularidades que dieron nacimiento al principio de Pareto (también llamado ley de Pareto), según el cual el 20% de la población posee 80% del ingreso o la riqueza en los países estudiados. La distribución de Pareto, que definimos más adelante, proviene de esas investigaciones.

Esta sección muestra una aplicación práctica de la metodología propuesta en Piketty (2001)<sup>38</sup> para estimar la participación en los ingresos de diferentes cuantiles situados en la parte alta de la distribución (típicamente el 1%, el 0,1% y el 0,01% de la población con mayor ingreso de un país). Esta metodología consiste en utilizar información de tabulaciones de los registros impositivos para estimar los parámetros correspondientes a una función de distribución de Pareto. Por tanto, esta metodología no requiere de los microdatos (registros individuales) de las declaraciones de impuestos. Adicionalmente se utilizan algunos indicadores como la población total de control y el ingreso total de control para poder realizar el ejercicio completo de interpolación del 1%<sup>39</sup>.

En la literatura sobre altos ingresos se plantean cuatro métodos de interpolación (véase Blanchet y otros, 2017): 1) el método del coeficiente constante de Pareto desarrollado por Piketty (2001); 2) el método de interpolación log-lineal introducido por Pareto (1896), y utilizado por Kuznets (1953) y más cerca en el tiempo por Feenberg y Poterba (1993); 3) el método del histograma mean-split; 4) el método de las curvas de Pareto generalizadas introducidas recientemente en la literatura (Blanchet y otros, 2017).

En el método del coeficiente constante de Pareto la hipótesis central es que, a partir de cierto ingreso ( $y$ ), la función de distribución acumulada del ingreso imponible  $F(y)$  se aproxima a:

$$1 - F(y) = (k/y)^a \quad \text{con } k > 0 \text{ y } a > 1$$

<sup>38</sup> Véase en particular la explicación del anexo B disponible en el sitio Web del autor: <http://piketty.pse.ens.fr/fichiers/public/Grasset2001/Annexes.pdf>.

<sup>39</sup> La población control corresponde a la cantidad de contribuyentes que efectivamente declaran impuestos más la población que debiese declarar. Cuando el país tiene declaraciones individuales usualmente se considera como suficiente estimar la población que tiene más de 20 años. En cambio, cuando el país tiene declaraciones de renta conjuntas se estima usualmente la población total de control como el total de la población que tiene más de 20 años menos la cantidad de mujeres casadas.

La función de densidad  $f(y)$  asociada se expresa como  $f(y) = ak^a/y^{(1+a)}$ . El ingreso promedio  $y^*(y)$  de las personas cuyo ingreso es superior a  $y$  viene dado por:  $y^*(y) = ay/(a - 1)$ . Tal como lo explica Piketty (2001), la propiedad de la ley de Pareto es que el ratio  $y^*(y)/y$  es igual a una constante  $b = a/(a - 1)$  que no depende del nivel de ingreso. Esta constante  $b$  es el comúnmente llamada “coeficiente de Pareto”, y para estimar los parámetros  $a$  y  $b$ , es suficiente con conocer el nivel de ingreso  $y$  y el ingreso promedio  $y^*(y)$  de los individuos cuyo ingreso es superior a  $y$ . Para estimar el parámetro  $k$  basta con conocer la cantidad de individuos cuyo ingreso es superior a  $y$ . De esta forma, con solo tener información sobre la cantidad de contribuyentes y su renta determinada por tramos de ingresos, es posible estimar los parámetros  $a$  y  $k$  y determinar así la participación en el ingreso de los distintos cuantiles de los altos ingresos (1%, 0,1% y 0,01%).

### a) Aplicación al caso de Chile

Para efectos de ser más prácticos y claros, aplicamos esta metodología al caso de Chile, mediante los siguientes pasos:

**Paso 1:** estimación del coeficiente de Pareto y parámetros necesarios. A partir de la información disponible en el portal del Servicio de Impuestos Internos de Chile, estimamos los siguientes parámetros:

$y_i = (Y_i + \dots + Y_p)/N_i^*$  corresponde al ingreso medio para cada tramo donde  $i$  indica el tramo de ingreso y  $N_i^* = N_i + N_{i+1} + \dots + N_p$  corresponde a la cantidad de individuos con ingresos superiores a  $s_i$ .

$s_i$ : representa el umbral para cada tramo de ingreso imponible, es decir existe una cierta cantidad de tramos  $[s_1; s_2], \dots [s_i; s_{i+1}], \dots [s_p; +\infty]$  con umbrales mínimo y máximo para cada uno. En el caso de Chile tenemos información para 8 tramos de ingreso.

$p_i = N_i^*/N^*$ : representa la cantidad de contribuyentes que declara un ingreso superior a  $s_i$ , expresado en % de la cantidad total de contribuyentes y no contribuyentes (o población control,  $N^*$ ).

$b_i = y_i/s_i$ : representa el ratio entre el ingreso medio de los contribuyentes que declara un ingreso superior a  $s_i$  y el umbral  $s_i$ . Este parámetro es el llamado coeficiente de Pareto y debiese ser constante a partir de cierto nivel de ingreso para cumplir con la hipótesis de la ley de Pareto.

$$a_i = b_i/(b_i - 1)$$

$$k_i = s_i * p_i^{(1/a_i)}$$

En el cuadro 17 presentamos los resultados para Chile para el año 2015. Este ejercicio lo repetimos para cada año con los datos disponibles (2005 al 2016). Como se puede observar el coeficiente de Pareto en los tramos más altos (tramos 5 a 8) se encuentra entre 1,8 y 1,9, lo cual confirma la constancia del coeficiente. El cuadro se lee de la siguiente manera: en 2015 el ingreso promedio ( $y_i$ ) del tramo 8 era 70.629 dólares (al año), el umbral ( $s_i$ ) para estar en ese tramo era de 38.589 dólares, 0,3% de los contribuyentes declaraba un ingreso superior a ese umbral que es en promedio igual a 1,8 veces el umbral de ese tramo.

**Cuadro 17**  
**Chile: Coeficientes de Pareto obtenidos a partir de los datos administrativos, 2015**

Tramos de la ley	$y_i$ (en dólares)	$s_i$ (en dólares)	$p_i$	$b_i$	$a_i$	$k_i$ (en dólares)
2	9.695	3.473	16,9	2,8	1,6	1.110
3	17.983	7.718	5,9	2,3	1,8	1.539
4	26.327	12.863	2,9	2,0	2,0	2.092
5	34.167	18.008	1,6	1,9	2,1	2.582
6	42.586	23.153	1,0	1,8	2,2	2.832
7	55.746	30.871	0,5	1,8	2,2	2.985
8	70.629	38.589	0,3	1,8	2,2	2.791

Fuente: elaboración propia en base a los datos del Servicio de Impuestos Internos de Chile.

**Paso 2:** estimación del umbral y de los niveles de los cuantiles de interés a partir de los coeficientes de Pareto obtenidos en paso 1. Se estiman para cada año los siguientes umbrales y niveles:

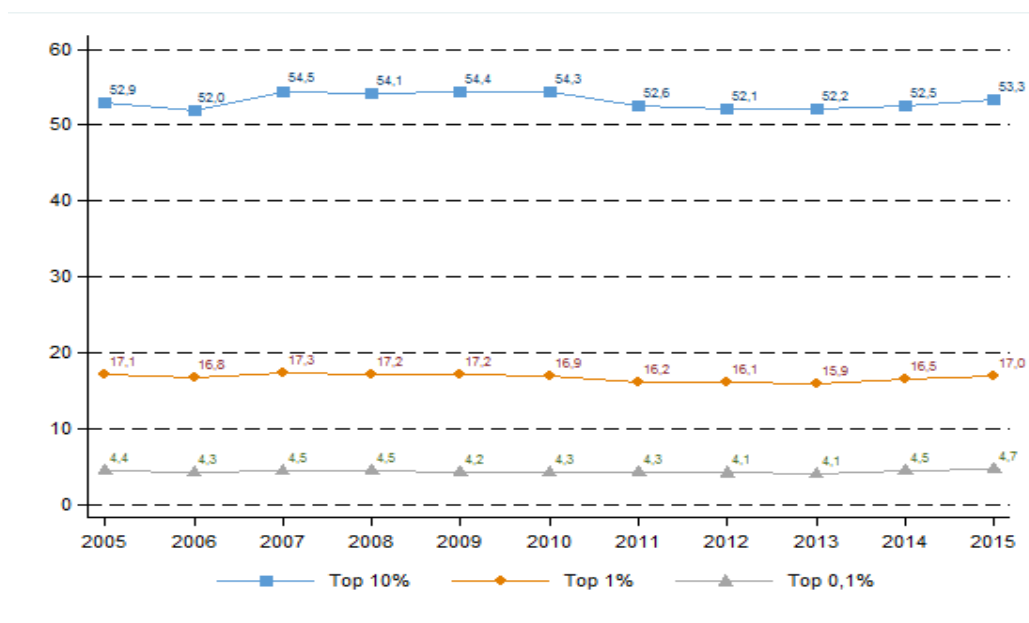
- los umbrales P90, P95, P99, P99,5, P99,9, y P99,99. Por ejemplo, Para P95, el umbral se determina con la siguiente formula:  $P95 = k_i / p_i^{1/a_i}$ .
- los niveles P90-100, P95-100, P99-100, P99,5-100, P99,9-100 y P99,99-100.
- los niveles P90-95, P95-99, P99-99,5, P99,5-99,9 y P99,9-99,99.

**Paso 3:** estimación de la parte de los ingresos altos en el ingreso total. Este último paso requiere de la estimación del Ingreso Total Control que intenta compatibilizar la información proveniente de registros administrativos con la de cuentas nacionales<sup>40</sup>.

Los resultados de las estimaciones realizadas con el procedimiento descrito se muestran en el gráfico 22: en 2015, el 10% más rico de Chile tenía 54% de los ingresos totales del país, el 1% más rico del país tenía el 18,5% de los ingresos, y finalmente el 0,1% más rico del país tenía 5% de los ingresos totales. En cuanto a evolución, lo que destaca es el crecimiento de los ingresos totales del 1% más rico durante todo el periodo, y en particular desde el 2013.

<sup>40</sup> Estimamos el ingreso total control siguiendo lo propuesto por Atria y otros (2017): para el año 2015 se parte de los registros administrativos del ingreso total (series consolidadas) y se hace el supuesto que el 30% de las personas (adultas) que no declaran impuestos no tienen ingresos nulos sino se les imputa 20% del ingreso declarado promedio. Para los años previos se asume que varía de acuerdo con el ingreso de cuentas nacionales.

**Gráfico 22**  
**Chile: ingreso total que corresponde al 10%, 1% y 0,1% más rico del país, 2005-2015**  
*(En porcentajes del ingreso total)*



Fuente: elaboración propia de acuerdo a la metodología de Piketty (2001), usando datos administrativos del Servicio de Impuestos Internos de Chile disponibles en el sitio Web.

Estos resultados son comparables con los resultados de Lopéz y otros (2013) y Atria y otros (2017) que son los dos estudios existentes para Chile que utilizan la metodología de interpolación. Otro estudio disponible para Chile es el de Fairfield y Jorrat (2015) quienes tuvieron acceso para 2005 y 2009 a los micro-datos del Servicio de Impuestos Internos.

Teniendo la estimación de los altos ingresos se puede avanzar finalmente hacia la estimación del coeficiente de Gini “verdadero” tal como lo planteó Atkinson (2007):

$$G = G^*(1 - S) + S$$

Donde S es la proporción de ingresos que tiene un grupo muy pequeño, pero de gran participación en el ingreso total (el 1% por ejemplo), y G\* es el coeficiente de Gini sin considerar ese grupo que se calcula a partir de la encuesta de hogar. Un artículo sobre este tema que desarrolla ampliamente los aspectos metodológicos es el de Alvaredo (2011). Recordemos que una desventaja del coeficiente de Gini es que es más sensible a las transferencias que ocurren en el centro de la distribución que a las de los extremos de la distribución. Lo que explica Atkinson (2007) es que, si consideramos que el top 1% es infinitesimal en números con una parte finita del ingreso total entonces se puede corregir el coeficiente de Gini con la ecuación propuesta.

Para Chile en 2015, obtenemos un coeficiente de Gini “verdadero” de 0,542<sup>41</sup> usando la información correspondiente al 1%. A modo de comparación, el coeficiente de Gini sin ningún ajuste obtenido desde la encuesta CASEN 2015 es de 0,451.

<sup>41</sup> El resultado se obtiene con  $G^* = 0,449$ ,  $S = 17,0$  (que corresponde al top 1% que estimamos con los registros administrativos con el método de interpolación).

#### 4. Fuentes de información adicionales para la simulación de políticas distributivas

Además de las encuestas de hogares, analizar la incidencia distributiva de distintas políticas requiere contar con información sobre registros administrativos para cuantificar el aporte a los ingresos de los servicios públicos en especie utilizados por los hogares y para analizar la incidencia de los impuestos y el pago de contribuciones a la seguridad social. Tal como se señalará más adelante en la sección II.B.3, existen varios métodos de imputación. Para el caso de imputación de los servicios públicos, las fuentes a utilizar deberán ser oficiales y lo más detallada posible (ejecución por programa, por ejemplo).

En el caso de la educación pública, por ejemplo, se pueden usar los datos del ministerio de educación en especial si existe información sobre el gasto de educación por nivel. Entre más detallada sea la información sobre gasto en educación mejor podrá ser la imputación realizada. De no existir esa información se puede consultar la base de datos en línea de UNESCO-UIS<sup>42</sup>.

En el caso de las transferencias monetarias, si la encuesta no brinda la información de la transferencia recibida, se puede imputar de acuerdo con la legislación vigente. La base de datos sobre programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe que mantiene la División de Desarrollo Social de la CEPAL constituye una excelente herramienta para eso<sup>43</sup>.

Para el caso de imputación de impuestos se usa información legal sobre el sistema tributario de cada país para estimar la recaudación teórica a partir de la encuesta de hogar y de registros administrativos en particular sobre la recaudación efectiva y las estimaciones oficiales sobre gasto tributario y evasión tributaria. El gasto tributario se define como “aquella recaudación que el fisco deja de percibir producto de la aplicación de franquicias o regímenes impositivos especiales y cuya finalidad es favorecer o estimular a determinados sectores, actividades, regiones o agentes de la economía” (Barra y Jorrat, 2002)<sup>44</sup>. Mientras la evasión tributaria se define como el uso de medios ilegales para reducir el pago de impuestos que le correspondería pagar a un contribuyente.<sup>45</sup> Todos esos elementos son necesarios para complementar la estimación de pago de impuestos con las encuestas de hogares.

**Cuadro 18**

**Tipo de información y fuente para supuestos de incidencia redistributiva de las políticas**

	Tipo de información	Fuente a nivel nacional	Organismo internacional
Impuestos	Legislación vigente impuesto a la renta: con tramos y tasas	Ley	CIAT
	Recaudación efectiva del impuesto a la renta	Entidad que recopila las estadísticas de finanzas públicas o entidad recaudadora	OCDE
	Evasión / descuentos	Fuente secundaria (estudios sobre el tema)	

<sup>42</sup> Ver en particular las series relativas a los recursos financieros de la educación pública por nivel educativo en el enlace siguiente: <http://data.uis.unesco.org/>.

<sup>43</sup> Ver el enlace: <http://dds.cepal.org/bpsnc/#>.

<sup>44</sup> En Jiménez y Podestá (2009) se encuentra una recopilación de las diferentes mediciones de gasto tributario en los países de América Latina.

<sup>45</sup> En Cetrángolo y otros (2017) se encuentra una reseña actualizada de la evasión tributaria en los países de América Latina distinguiendo la evasión por tipo de impuestos (impuestos indirectos, impuestos sobre la renta y contribuciones a la seguridad social).



Cuadro 18 (conclusión)

	Tipo de información	Fuente a nivel nacional	Organismo internacional
Contribuciones a la seguridad social (salud y pensiones/jubilaciones)	Legislación vigente con tasas	Ley	CIAT
	Recaudación efectiva de contribuciones	Entidad que recopila las estadísticas de finanzas públicas o entidad recaudadora	OCDE pero agrupado (salud/pensiones)
Educación	Gasto por nivel educativo	Ministerio de educación o ejecución presupuestaria	Unesco UIS (desagregado por nivel educativo)
	Matrículas	Ministerio de educación	Unesco UIS (desagregado por nivel educativo)
Salud	Gasto por tipo de atención	Ministerio de salud o ejecución presupuestaria	OPS/OMS
	Número de atenciones	Ministerio de salud por tipo de atención	OPS/OMS

Fuente: elaboración propia. CIAT: Centro Interamericano de Administraciones Tributarias; OCDE: Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos; Unesco UIS: Unesco Institute for Statistics; OPS / OMS: Organización Panamericana de la Salud de la Organización Mundial para la Salud.

## B. Incidencia distributiva de las políticas

### 1. Tipos de políticas sociales y tributarias

Las políticas sociales que son de interés de este capítulo son las que tendrán alguna incidencia sobre la distribución de los ingresos. En particular, nos interesa identificar las políticas relacionadas con las transferencias públicas monetarias. Estas se pueden clasificar de la siguiente manera:

- Las transferencias monetarias contributivas: transferencias que recibe el destinatario por estar afiliado a un sistema de protección social contributiva. Esta protección está basada en el empleo formal y protege a los trabajadores ante circunstancias inesperadas (desempleo, enfermedad, accidente laboral), ante determinadas etapas del ciclo de vida (maternidad, pensión y jubilación).
- Las transferencias monetarias no contributivas: transferencia que recibe el destinatario como ayuda del Estado. La intención acá es atender a la pobreza e intervenir de manera a impactar la transmisión intergeneracional de la pobreza. Este tipo de protección no se basa en el empleo sino en la condición socioeconómica de la persona que recibe la asistencia.

Asimismo, en los países existe una gran cantidad de impuestos que, siguiendo a la Organización de Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE)<sup>46</sup>, pueden ser clasificados esquemáticamente en cinco tipos, según la base sobre la cual recae el impuesto:

- Los impuestos sobre la renta, las utilidades y las ganancias de capital: esta categoría cubre los impuestos aplicados a la renta o a las utilidades netas de las personas físicas

<sup>46</sup> Existen dos clasificaciones a nivel internacional para los impuestos: la clasificación de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económico (esta se puede consultar en cualquier edición de la publicación “*Revenue Statistics*”) y la clasificación del Fondo Monetario Internacional (que se puede consultar en sus dos últimas ediciones, 2001 y 2014, del Manual de Estadísticas de Finanzas Públicas). La mayor diferencia entre esas dos clasificaciones es que la OCDE incluye las contribuciones a la seguridad social en la recaudación tributaria total. Para una reseña más completa sobre las diferencias entre las dos clasificaciones se puede consultar el anexo “Guía de interpretación de la OCDE” en OCDE (2018) o en línea: <https://www.oecd.org/tax/tax-policy/Gu%C3%ADa%20de%20interpretaci%C3%B3n%20de%20la%20OCDE.pdf>.

y las sociedades. Las legislaciones de cada país definen al contribuyente (personas físicas y jurídicas), la base gravable (y sus deducciones), los tramos de ingresos y las tasas marginales que se les aplica.

- Las contribuciones a la seguridad social, es decir los pagos obligatorios que confieren un derecho a recibir una prestación social futura.
- Los impuestos sobre la nómina y la fuerza de trabajo: consiste en los impuestos pagados por las empresas como una proporción de los salarios o la nómina o como una cantidad fija por persona empleada.
- Los impuestos sobre la propiedad: esta categoría incluye los impuestos sobre la propiedad inmueble y la riqueza neta y la transmisión de la propiedad (herencia o donación), y sobre las transacciones financieras y de capital.
- Los impuestos sobre los bienes y servicios: impuestos y derechos sobre la producción, extracción, venta, transmisión de bienes, así como sobre la prestación de servicios. Esta categoría incluye: el impuesto al valor agregado, el más importante por su capacidad recaudatoria; los impuestos específicos a ciertos productos, por ejemplo, el alcohol, el tabaco, los combustibles; y los impuestos sobre las importaciones y exportaciones de bienes.

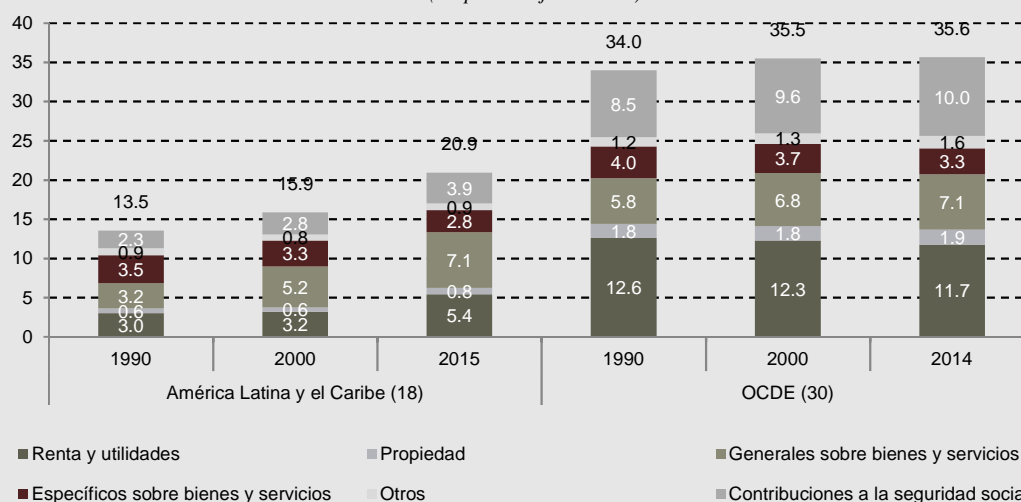
En este documento nos interesa particularmente analizar los impuestos a la renta (dejamos de lado los impuestos que gravan la propiedad) y las contribuciones a la seguridad social. En el recuadro 1 entregamos una breve descripción de la evolución y estructura de la carga tributaria y el gasto social en América Latina.

### Recuadro 1 Carga tributaria, gasto social e incidencia redistributiva en América Latina

La carga tributaria, es decir la relación entre la recaudación de impuestos y el PIB, es un indicador para medir el financiamiento sostenible de un país para la provisión de bienes y servicios a sus ciudadanos. Tal como se indica en diversos estudios de la CEPAL, desde 1990 se ha producido en la región una expansión de los ingresos tributarios con relación al PIB, especialmente desde 2002, causada por cuatro procesos complementarios: i) el crecimiento económico, que amplía las bases tributarias; ii) las reformas en la gestión pública, que tornan más eficientes los sistemas de recaudación y disminuyen la evasión y la elusión tributaria; iii) la creación de nuevos impuestos, así como la reforma de las cargas y tasas de impuestos ya existentes, y iv) la aplicación de regalías, tasas por usufructo, apropiación de rentas y otras modalidades de retención en la explotación y comercialización de recursos naturales (especialmente en los sectores de la minería y los hidrocarburos), en un contexto de notable aumento de los precios de los productos básicos. El incremento de la carga tributaria total para 18 países de la región —incluida la seguridad social— asciende en las últimas dos décadas, en promedio, a más de 7 puntos porcentuales del PIB y representa un aumento relativo de la carga tributaria original de un 55%, ya que pasa de un 13,5% del PIB en 1990 a un 20,9% del PIB en 2015.

La composición de los ingresos tributarios en América Latina se caracteriza por el peso cada vez mayor de los impuestos generales sobre el consumo y, en menor medida, por el incremento del peso de los impuestos sobre ingresos y utilidades. La participación del impuesto sobre la renta de las empresas es superior a la del impuesto sobre la renta de las personas. En contraste, el declive de los impuestos específicos sobre el consumo se relaciona con los procesos de liberalización del comercio.

**Gráfico 1**  
América Latina y el Caribe (18 países)<sup>a</sup> y países de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE): ingresos tributarios por tipo de impuestos, 1990, 2000, 2014 y 2015  
(En porcentajes del PIB)

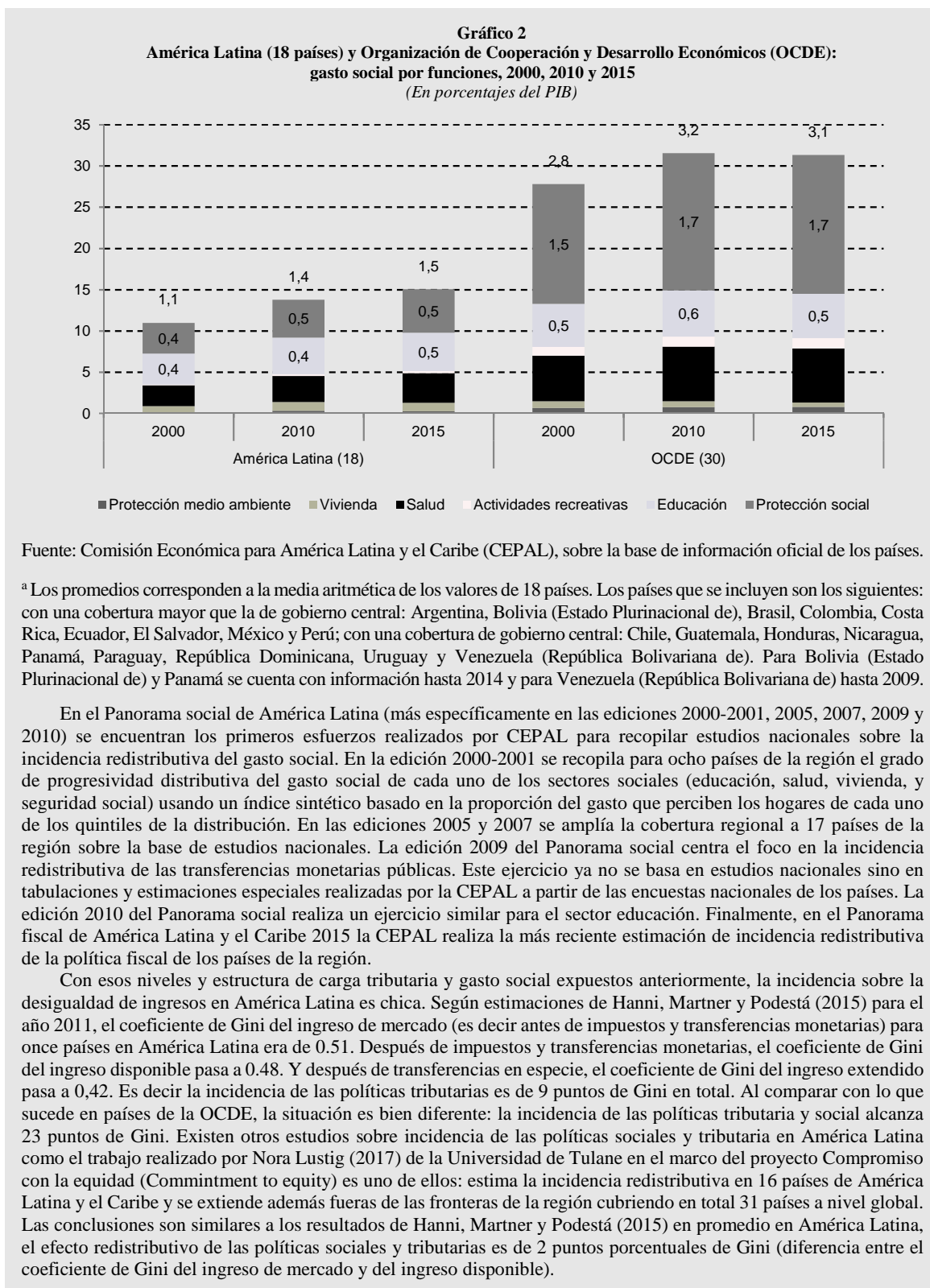


Fuente: elaboración propia en base a datos de Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), Estadísticas tributarias en América Latina y el Caribe, 1990-2015, 2017.

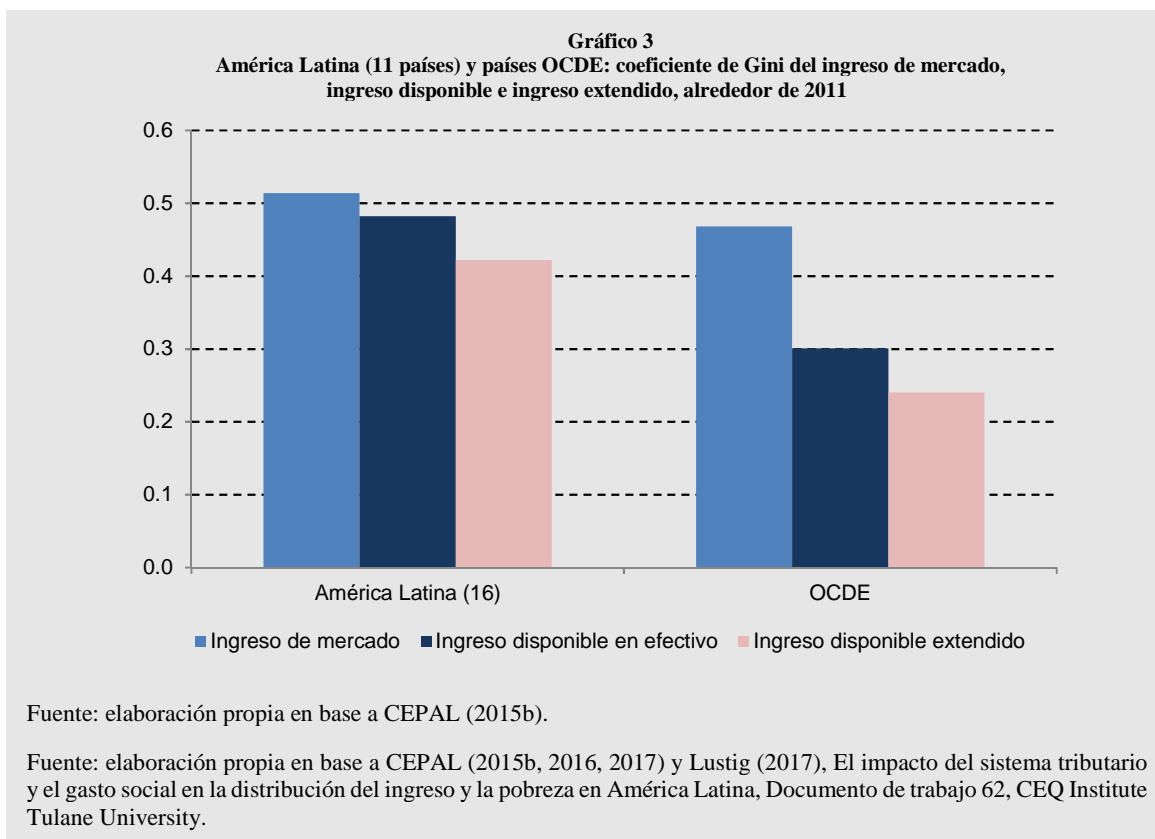
<sup>a</sup> Los promedios corresponden a la media aritmética de los valores de 18 países. Los países que se incluyen son los siguientes: Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de).

Con respecto al gasto social del gobierno central y del sector público de la región este alcanzó, en 2015, como promedio simple un 10,5% y 14,4% del PIB respectivamente (véase capítulo II del Panorama social de América Latina 2016), llegando a su nivel más alto desde el año 2000. Por primera vez, los países de la región superaron los niveles alcanzados en 2009 como reacción frente a la crisis de las hipotecas de alto riesgo de 2008. El nivel de gasto social alcanzado en 2015 representa un poco más de la mitad del gasto público total de ese año. Al analizar la evolución del gasto por funciones sociales a nivel de sector público para los mismos 18 países analizados, se observa que protección social, educación y salud son las funciones prioritarias en términos de la asignación de recursos, con niveles que en 2015 llegan al 5,3%, el 4,7% y el 3,6% del PIB, respectivamente. Es importante destacar que el gasto social financia políticas públicas cuyo principal objetivo es proveer a la población bienes y servicios, en general considerados como derechos económicos, sociales y culturales.

Recuadro 1 (continuación)



Recuadro 1 (conclusión)



## 2. Indicadores de incidencia redistributiva

La regresividad o progresividad de las políticas depende de quiénes y de cuánto aportan al Estado (quiénes y cuánto pagan impuestos directos y contribuciones a la seguridad social) y quiénes y cuánto reciben por parte del Estado.

### a) Las curvas de concentración

Por el lado de los impuestos y cotizaciones a la seguridad social se hablará de un sistema progresivo, neutro o regresivo (referido al principio de equidad vertical<sup>47</sup>). Gráficamente esto se observa gracias a la posición de la curva de concentración de los impuestos con respecto a la curva de Lorenz del ingreso disponible. En el gráfico 23 panel A se dirá que el impuesto es progresivo si la curva de concentración se encuentra más a la derecha de la curva de Lorenz; se dirá que el impuesto es regresivo si la curva de concentración se encuentra más a la izquierda de la curva de Lorenz; se dirá que el impuesto es neutro cuando las dos curvas se superponen.

Por el lado de las transferencias se debe distinguir entre progresividad/regresividad absoluta y relativa. En el gráfico 23 panel B se dirá que la transferencia recibida es progresiva en términos relativos cuando la curva de concentración se encuentra a la izquierda de la curva de Lorenz. La interpretación es que la transferencia como proporción del ingreso disminuye a medida que se incrementa el nivel de ingresos, y por lo tanto contribuirá a disminuir la desigualdad. Si la curva de concentración en cambio se encuentra a la derecha de la curva de Lorenz entonces se dirá que la transferencia es regresiva.

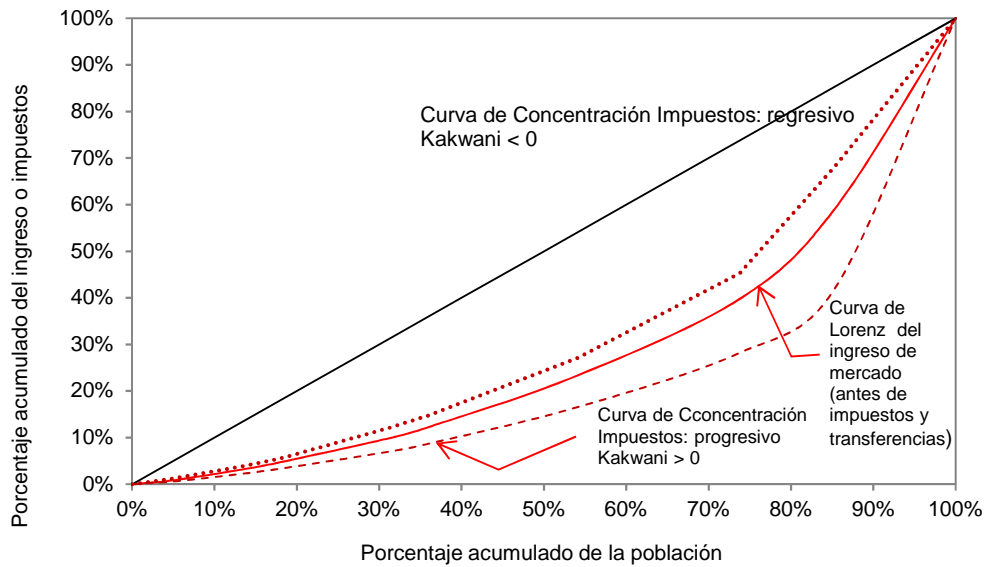
<sup>47</sup> El atributo de “equidad vertical” significa que las personas con mayor capacidad contributiva deben pagar proporcionalmente más impuestos.

En el caso de las transferencias es muy habitual que se cumpla con el criterio de progresividad relativa, por ello hay que complementar el análisis en términos absolutos. La transferencia resultará progresiva en términos absolutos cuando la cantidad absoluta de la transferencia es mayor para los estratos de menores ingresos, es decir cuando la transferencia está concentrada en los primeros deciles. En el gráfico 23 panel B es el caso de la curva de concentración que se encuentra por encima de la recta desigualdad (curva azul).

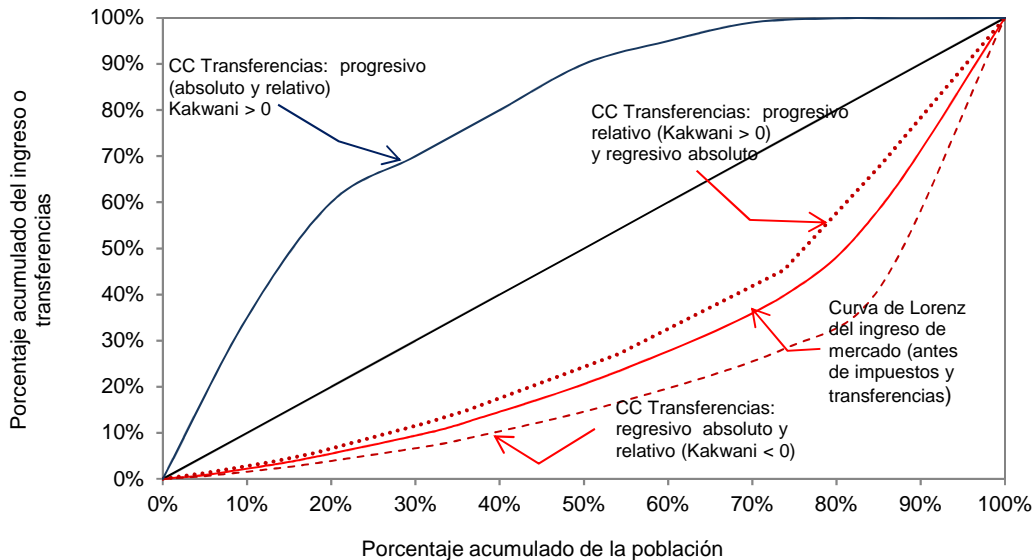
Esta herramienta gráfica se utiliza ampliamente en los ejercicios que se proponen al final de este capítulo.

**Gráfico 23**  
**Las curvas de concentración**

A. Incidencia redistributiva de un impuesto: las curvas de concentración



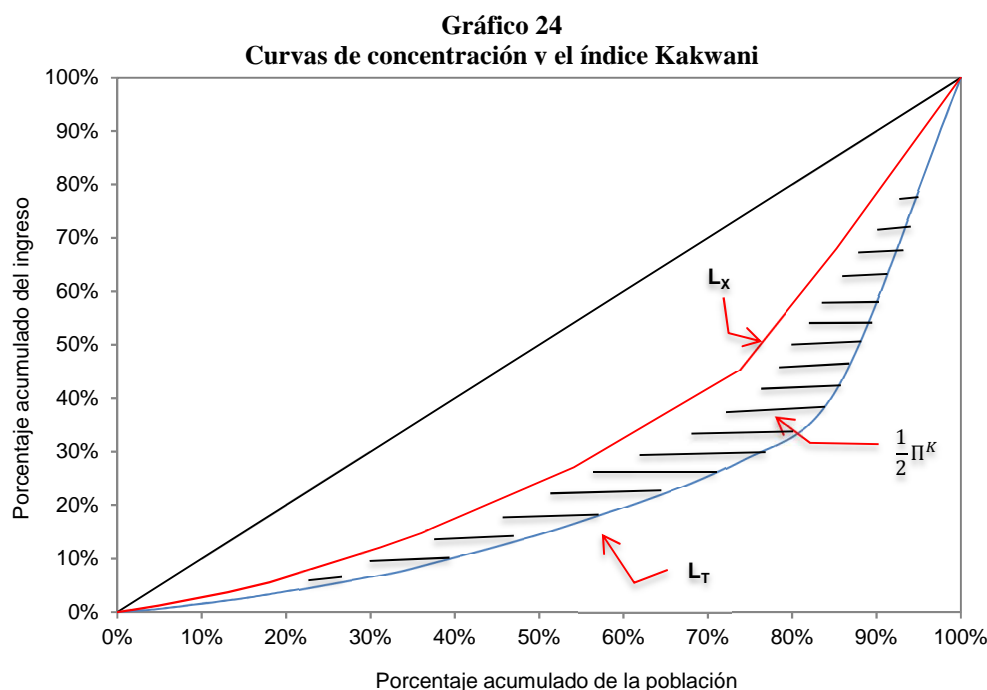
B. Incidencia redistributiva de una transferencia pública: las curvas de concentración



Fuente: elaboración propia.

## b) El índice de Kakwani

Originalmente, el índice de Kakwani fue diseñado para medir el grado de progresividad del sistema tributario. Pero se puede usar para medir el grado de progresividad de cualquier intervención social, sea ésta un impuesto, o una transferencia en especie o en efectivo. La progresividad (o regresividad) relativa de la distribución de la intervención en función de la distribución del ingreso, se evalúa estimando la diferencia entre el coeficiente de concentración (CC) y el coeficiente Gini. Tal como la curva de concentración de una intervención estatal (impuesto o transferencia) es similar a la curva de Lorenz, el coeficiente de concentración es similar al coeficiente de Gini. Gráficamente en el gráfico 24, el índice de Kakwani es el doble del área existente entre la curva de Lorenz (la curva  $L_X$  roja) y la curva de concentración (la curva  $L_T$  azul).



Fuente: elaboración propia.

Para el caso de los impuestos, el índice de Kakwani se estima como la diferencia entre el coeficiente de concentración del impuesto y el coeficiente de Gini de los ingresos antes de impuestos:

$$K_I = CC - Gini \quad (10)$$

Si  $K$  es mayor que cero, significa que el impuesto es progresivo, y si  $K$  es menor que cero el impuesto es regresivo.

Para el caso de las transferencias, el índice de Kakwani se estima como la diferencia entre el coeficiente de Gini del ingreso antes de la transferencia y el coeficiente de concentración de la transferencia:

$$K_T = Gini - CC \quad (11)$$

Si  $K$  es mayor que cero, significa que la transferencia es progresiva en términos relativos. Si  $K$  es menor que cero la transferencia es regresiva en términos relativos.

### c) El índice de Reynolds-Smolensky

El índice Reynolds-Smolensky intenta capturar la “equidad vertical” de un impuesto o transferencia. Va un poco más allá del índice de Kakwani (que indica el grado de progresividad o regresividad) en la medida que responde a la pregunta de qué tan redistributivo es el impuesto o transferencia. Para eso el índice compara el coeficiente de Gini antes y después de la intervención social:

$$I_{RS} = Gini_{antes} - Gini_{despues}$$

Si el índice de Reynolds-Smolensky es mayor (menor) que cero, esto indicará la contribución del impuesto (transferencia) a reducir (incrementar) la desigualdad.

Los índices de Kakwani y Reynolds-Smolensky están estrechamente vinculados entre sí. De hecho, Lambert (2001)<sup>48</sup> establece la siguiente relación entre esos dos índices:

$$I_{RS} = \frac{t}{1-t} I_K \quad \text{donde } t/(1-t) \text{ se refiere al nivel de impuesto.}$$

Esta relación indica que el efecto redistributivo ( $I_{RS}$ ) del impuesto dependería no solo de la progresividad del impuesto ( $I_K$ ), sino también de su nivel. Esto es válido para el caso de los impuestos, pero también se puede generalizar a cualquier intervención estatal analizada (transferencias monetarias).

### d) El índice de Atkinson-Plotnick

El índice de Atkinson-Plotnick permite capturar el efecto de reordenamiento (“equidad horizontal”<sup>49</sup>), es decir evalúa si se preserva el ordenamiento de los individuos según su nivel de ingresos luego del pago de impuestos o la transferencia pública. El índice se define como sigue:

$$I_{AP} = G(Y) - G(X)$$

Donde  $G(Y)$  es el coeficiente de Gini después de impuestos (transferencias) y  $G(X)$  es el coeficiente de Gini después de impuestos (transferencias) pero con el ordenamiento de individuos antes de impuestos (transferencias). El índice toma valores extremos entre cero y uno: si es igual a cero significa que no hubo reordenamiento de los individuos con la intervención (impuestos o transferencias), mientras que si es igual a uno el reordenamiento de los individuos fue completo.

## 3. Método estático para estimar la incidencia redistributiva

El análisis de las políticas puede realizarse *ex ante* o *ex post*. En este documento estamos optando por un análisis *ex post* que tiene como finalidad evaluar la incidencia de las políticas sobre la distribución del ingreso.

Analizar una política *ex ante* tiene como ventaja evaluar y mejorar el diseño de una política con la ayuda de una computadora antes de su implementación, tal como si fuera un laboratorio experimental. Todos los modelos desarrollados utilizan técnicas que se derivan de la microsimulación que vio la luz con el trabajo pionero de Orcutt (1957), pero que recién se desarrollaron en los años 1990. Los modelos de microsimulación se agrupan en tres categorías: 1) los modelos hipotéticos, que no usan datos provenientes de encuestas de hogar; 2) los modelos estáticos; 3) los modelos dinámicos. Tal como lo explican Bourguignon y Spadaro (2006), típicamente, un modelo de microsimulación incorpora tres elementos: 1) un sub-conjunto de datos provenientes de una encuesta de hogar; 2) las reglas de la política pública a ser evaluada; y 3) un modelo teórico de respuesta de comportamiento de los agentes económicos. El tercer elemento puede

<sup>48</sup> Más específicamente en el capítulo 7, pp. 209 de la tercera edición.

<sup>49</sup> El atributo de “equidad horizontal” indica que contribuyentes con igual capacidad contributiva deben ser tratados de igual manera por el sistema tributario.



abarcar representaciones de las respuestas de comportamiento, entre otros, sobre la demanda de consumo óptimo y la oferta de trabajo para cada agente. El modelo EUROMOD<sup>50</sup> desarrollado por primera vez en 1996, aplicado en el contexto de la evaluación de las políticas en la Unión Europea, es un ejemplo de microsimulación. A nivel latinoamericano, el Instituto para Estudios Fiscales cuya sede se encuentra en Londres desarrolló la herramienta LATAX<sup>51</sup> que permite simular reformas tributarias, pero solo incluye un módulo sobre impuestos y no incorpora un módulo sobre políticas sociales. Existen además diversos estudios a nivel país que analizan políticas específicas: el de Bolsa Escola en Brasil (Bourguignon y otros, 2003), el de Oportunidades en México (Attanasio y otros, 2003, y Todd y Wolpin, 2002). Los ejercicios estáticos, también llamados “modelos aritméticos” no incorporan respuestas de comportamiento (el tercer elemento de los modelos dinámicos). Dicho de otro modo: los modelos estáticos suponen que los comportamientos de los agentes económicos no cambian y permiten estimar los efectos de corto plazo. Es importante tener en cuenta que los métodos dinámicos son difíciles de implementar: requieren de una inversión metodológica y en tiempo que son específicas al país y a la política analizada.

A continuación, describimos como se realiza un ejercicio estático *ex post* para estimar la incidencia redistributiva de las políticas sociales y tributarias (*benefit incidence analysis*, en su terminología original en inglés) a partir de datos de encuestas de hogar. Este ejercicio que tiene como principal objetivo precisar quiénes se benefician de las transferencias públicas (en efectivo o en especie), quiénes pagan impuestos y la incidencia redistributiva que puede tener. Para implementar este tipo de análisis se requiere de dos tipos de fuente de información: (1) encuestas de hogares, que miden los ingresos de los hogares y el uso que hacen éstos de los servicios públicos; y (2) el costo unitario de la provisión del servicio público analizado, además de algún supuesto de traslación para el caso del análisis de los impuestos directos y contribuciones a la seguridad social. A partir de esto es posible construir una distribución del beneficio o transferencia y por ende evaluar su incidencia redistributiva.

Lustig (2017b) identifica cuatro posibles métodos para estimar los impuestos y cotizaciones además de las transferencias sociales a partir de las encuestas de hogares. El primero es el método de identificación directa, que es posible aplicarlo cuando la encuesta hace preguntas sobre el pago de los impuestos y los ingresos recibidos como transferencias. El segundo es el método de imputación, que usa información de la encuesta complementada por información administrativa. En general, este es el método usado para las transferencias en especie (educación y salud, por ejemplo). El tercero es el de inferencia, que se usa cuando la encuesta agrupa transferencias sociales en un componente “otros ingresos” sin especificar qué transferencias en específico. Y el cuarto método es el de simulación cuando no es posible identificar el pagador de impuestos o al beneficiario de una transferencia específica, se simula según las leyes vigentes en el país de tributación en el caso de impuestos (con algún supuesto de evasión), y según las reglas del programa (con algún supuesto de focalización). Veremos a continuación las especificidades de las estimaciones de los impuestos directos y cotizaciones a la seguridad social, de las transferencias monetarias y en especie.

### a) Impuestos directos y cotizaciones a la seguridad social

El gobierno debe recaudar impuestos para poder financiar los bienes públicos provistos a la ciudadanía, y existe amplio consenso que el sistema impositivo debe ser construido bajo un principio de progresividad. En la teoría de la imposición óptima existen dos principios de equidad. El principio de **equidad horizontal** implica que se ‘trate de igual manera a los iguales’ y exige que la imposición sea igual para las personas con igual capacidad de pago; mientras el principio de **equidad vertical** implica que ‘se trate de manera desigual a los desiguales’. Por tanto, la progresividad del sistema tributario viene dada si el principio de equidad vertical se cumple: se dice que un sistema tributario es progresivo cuando una persona con mejor situación económica no solo paga más impuestos, sino que pierde una proporción mayor de su ingreso en impuestos.

<sup>50</sup> Para más información ver el enlace: [www.euromod.ac.uk](http://www.euromod.ac.uk)

<sup>51</sup> Para más información ver el enlace: <https://www.ifs.org.uk/publications/8014>

Para poder evaluar si el diseño del régimen tributario del país en general y de cada impuesto en particular es neutro, progresivo o regresivo hay que realizar un ejercicio de comparación de dos distribuciones (la distribución antes de impuestos y la distribución después de impuestos).

La principal dificultad para realizar este ejercicio radica en que en general las encuestas de hogares de los países de América Latina y el Caribe no preguntan ni por el pago de impuestos a la renta, ni por el pago de las cotizaciones sociales. Por lo que se requiere estimar los impuestos “teóricos” aplicando las tasas impositivas sobre las bases tributarias vigente en el país (Jorrat, 2011). Es muy probable además que no exista información sobre el pago de contribuciones a la seguridad social por lo que aquí también deberán hacerse estimaciones en base a supuestos, por ejemplo, sobre la informalidad del trabajador.

Para calcular la incidencia redistributiva de los impuestos a la renta personal, se siguen tres pasos. El primer paso consiste en calcular el impuesto teórico de cada individuo desde la encuesta. Para eso se requiere de aplicar la legislación tributaria: se definen los tramos con sus respectivas tasas (también llamadas alícuotas) y la base gravable según la legislación de cada país. Es posible que haya que restar a la renta proveniente del trabajo y del capital algunas partidas que en la legislación no se consideran como gravables (como las cotizaciones sociales) y/o que haya que sumar algunas partidas como algunas transferencias monetarias siempre y cuando la ley las considere como gravables del impuesto a la renta. Es necesario saber además cómo se define el contribuyente en la legislación del país. Por ejemplo, en algunos países la unidad tributaria es el individuo (declaración individual) pero en otros puede ser la unidad familiar (declaración conjunta), en cuyo caso el ingreso de la persona (dentro de la pareja) que tenga un menor ingreso será afecta a una tasa marginal mayor que si hubiese realizado una declaración individual. Este primer paso nos indica el máximo teórico que puede pagar cada contribuyente sin aplicar ningún descuento legalmente posible. El segundo paso consiste en estimar los descuentos legales existentes: estos pueden ser por ejemplo en el caso de profesionales independientes, una renta presunta, o un descuento por niño menor a 18 años, o gastos médicos (hasta 5% de la renta). Finalmente, el tercer paso consiste en estimar el pago de impuesto “efectivo” que corresponde al impuesto teórico menos los descuentos.

Es importante poder comparar las estimaciones realizadas a través de la encuesta con los registros administrativos, para analizar la necesidad de aplicar más supuestos a las estimaciones. Por ejemplo, se pueden comparar: las estimaciones obtenidas a partir de la encuesta con los registros administrativos por tramo de ingreso (según tramos definidos por la legislación tributaria); la cantidad de contribuyentes y el monto pagado de impuestos. En cuadro 19 se muestra para 18 países de la América Latina la cantidad de tramos del impuesto a la renta de las personas, las tasas mínima y máxima además de la recaudación efectiva en % del PIB para el año 2016.

**Cuadro 19**  
**América Latina (18 países): tramos del impuesto a la renta a las personas, tasas mínima y máxima, recaudación efectiva, 2016**

País	Cantidad de tramos <sup>a</sup>	Tasa marginal mínima y máxima (en % del ingreso)	Recaudación efectiva (en % del PIB)
Argentina	7	9 - 35	2,2
Bolivia (Estado Plurinacional de)	1	13 - 13	0,2
Brasil	4	7,5 - 27,5	2,6
Chile	7	4 - 40	1,8
Colombia	3	19 - 33	1,2

Cuadro 19 (conclusión)

País	Cantidad de tramos <sup>a</sup>	Tasa marginal mínima y máxima (en % del ingreso)	Recaudación efectiva (en % del PIB)
Costa Rica	2	10 - 15	1,3
Ecuador	8	5 - 35	0,2
El Salvador	3	10 - 30	2,6
Guatemala	2	5 - 7	0,4
Honduras	3	15 - 25	2,1
México	11	1,92 - 35	3,5
Nicaragua	4	15 - 30	-
Panamá	2	15 - 25	1,6
Paraguay	2	8 - 10	0,3
Perú	5	8 - 30	1,8
República Dominicana	3	15 - 25	1,2
Uruguay	6	10 - 30	3,1
Venezuela (República Bolivariana de)	3	6 - 34	-

Fuente: elaboración propia sobre la base de legislación de los países para cantidad de tramos y tasas; sobre la base de BID, CEPAL, OCDE (2018) para la recaudación efectiva.

<sup>a</sup> Cantidad de tramos sin considerar el tramo con tasa cero. Para Argentina, Guatemala, México no existe tramo con tasa cero.

Para estimar las contribuciones a la seguridad social se procede de la misma manera que para la imposición directa a los ingresos teniendo en cuenta que, en general, en las encuestas de hogar existen preguntas relativas a la afiliación y al pago de cotizaciones a algún sistema de protección social (jubilaciones y/o salud). De no existir el monto pagado de la contribución entonces se debe estimar este pago de acuerdo con lo que estipula la ley del país.

### b) Transferencias monetarias públicas

Existen muchos ejemplos de transferencias monetarias públicas, como los programas de transferencias condicionadas, las pensiones sociales o las transferencias para personas con discapacidad. Los programas de transferencias condicionadas buscan reducir la pobreza y fortalecer el capital humano de sus beneficiarios. En Cecchini y Madariaga (2011) y en Cecchini y Atuesta (2017) se encuentra una reseña completa de los programas existentes en la región. Asimismo, la CEPAL mantiene la Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe que recopila la información sobre este tipo de programas<sup>52</sup>. En el cuadro 20 se enumeran los actuales programas de transferencias condicionadas en 17 países de la región<sup>53</sup>.

**Cuadro 20**  
**América Latina (18 países): programas de transferencias condicionadas**

País	Programa (año inicio)	País	Programa (año inicio)
Argentina	Asignación Universal por hijo para protección social (2009); Programa ciudadanía porteña (2005)	Guatemala	Bono seguro (2018)
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Bono Juancito Pinto (2006); Bono Madre niño-niña (2009)	Honduras	Bono vida mejor (2010)
Brasil	Bolsa familia (2003)	México	Prospera (2014)

<sup>52</sup> Véase [en línea] <http://dds.cepal.org/bdptc/>.

<sup>53</sup> La base de datos de programas de protección social incluye más países, pero en el cuadro solo presentamos aquellos presentes en la BADEHOG.

Cuadro 20 (conclusión)

País	Programa (año inicio)	País	Programa (año inicio)
Chile	Chile solidario (2002); Ingreso ético familiar (2012)	Panamá	Red de oportunidades (2006)
Colombia	Familias en acción (2001) Red juntos (2007)	Paraguay	Tekopora (2005); Abrazo (2005)
Costa Rica	Avancemos (2006)	Perú	Juntos (2005)
Ecuador	Bono de Desarrollo Humano (2003)	R. Dominicana	Progresando con solidaridad (2012)
El Salvador	Programa de apoyo a comunidades solidarias (2005)	Uruguay	Asignaciones familiares – Plan de equidad (2008); Tarjeta Uruguay social (2006)
Honduras	Bono vida mejor (2010)		

Fuente: elaboración propia sobre la base de CEPAL, Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe [en línea] <http://dds.cepal.org/bdptc>.

### c) Transferencias públicas en especie

El enfoque seguido para las transferencias públicas en especie es el de aplicar el costo de producción para estimar el valor monetario de los servicios públicos en educación y salud<sup>54</sup>. Este enfoque tiene la ventaja de ser bastante sencillo, pero la desventaja de no tomar en cuenta las cuestiones de eficiencia y de calidad en la provisión del servicio público. Es decir, mientras más se gaste para la provisión del servicio más se imputará al destinatario sin consideración alguna los aspectos cualitativos del gasto efectuado. Para determinar el destinatario existen dos enfoques: el enfoque de consumo real que asigna el valor del servicio público a las personas que realmente utilizan el servicio; y el enfoque de valor de seguros que asigna un monto igual de beneficio a todos los individuos que tienen las mismas características socioeconómicas (edad, sexo, etc.).

Para la función educación es relativamente más fácil que para la función salud tanto determinar el valor monetario de la prestación como identificar los destinatarios. Los ministerios de educación publican información sobre el gasto en educación por nivel y la cantidad de alumnos por nivel, lo que permite determinar un valor monetario de gasto en educación por alumno de esa manera. Las encuestas de hogar, a su vez, preguntan por la asistencia escolar de todas las personas.

Para los servicios en salud depende de cómo se hacen las preguntas en la encuesta. Lo importante es que la encuesta de hogar haga preguntas sobre si alguna persona tuvo que atenderse en algún establecimiento de salud pública durante el periodo de referencia de la encuesta y qué tipo de atención recibió. Adicionalmente se requieren de los gastos de salud en el país con algún tipo de desagregación (gasto en hospitalizaciones, en atenciones primarias, en campañas de vacunación, entre otros) para poder imputar esos gastos por atención a los destinatarios. Más allá de la dificultad metodológica de poder individualizar los servicios de salud, es decir identificar en la encuesta de hogar al destinatario del servicio, existe una desventaja al aplicar el enfoque de consumo real en el caso de los servicios de salud y es que se le imputan ingresos a las personas que están enfermas. Esto podría interpretarse como que las personas enfermas estarían en mejores condiciones (económicas) que las personas que gozan de buena salud. En este caso, el enfoque más apropiado parece ser el enfoque de valor de seguros que asigna un monto igual de transferencia a todos los individuos con características similares como la edad y el sexo.

## 4. Ejercicios de incidencia redistributiva

En la presente sección realizamos dos ejercicios de incidencia redistributiva de políticas sociales (uno sobre la educación pública distinguiendo por nivel educativo y otro sobre un ingreso básico universal) y un ejercicio de incidencia redistributiva de los impuestos a la renta personal y contribuciones a la seguridad social, aplicados al caso de Chile.

<sup>54</sup> Otro enfoque que se puede seguir es el de costo de mercado, es decir valorizar los servicios de educación y salud de acuerdo con lo costaría adquirirlos en el mercado.

En los tres casos usamos como fuente de información la encuesta de caracterización socioeconómica (CASEN) del Ministerio de Desarrollo Social de 2015 complementando con registros administrativos para los supuestos de imputación.

### **a) Incidencia redistributiva del impuesto a la renta de las personas, las contribuciones a la seguridad social y las transferencias públicas monetarias en Chile**

Este ejercicio tiene como principal objetivo estimar los indicadores de desigualdad de los cuatro agregados de ingresos a saber el ingreso primario, de mercado, bruto y disponible de tal manera de estimar la incidencia redistributiva de las transferencias públicas monetarias, del impuesto a la renta y la seguridad social. Para contextualizar este ejercicio, en 2015 Chile recaudó por concepto de impuesto a la renta de las personas 2% del PIB, por concepto de contribuciones a la seguridad social 1,4% del PIB y gastó por conceptos de transferencias públicas monetarias 1% del PIB (no considera las pensiones contributivas).

Considerando que los datos de la encuesta CASEN brindan información sobre el ingreso disponible del hogar, se procede a estimar el ingreso bruto y de mercado del hogar. Para eso seguimos el procedimiento descrito en la sección II.B.3.

Estimamos primero el impuesto teórico de Chile en base a la legislación vigente del país sobre imposición a la renta de las personas y sobre cotizaciones a la seguridad social. En Chile existen dos tipos de impuestos que gravan los ingresos personales: el impuesto de segunda categoría que grava las rentas del trabajo; y el impuesto global complementario que grava la totalidad de los ingresos de las personas naturales. Para ambos impuestos, existen siete tramos (sin incluir el tramo de tasa cero, es decir el tramo de ingresos que se encuentra exento de pago de impuestos a la renta) y su tasa mínima es 4% mientras la máxima es 40%.

La diferencia entre lo efectivamente recaudado y el impuesto teórico estimado se puede explicar tanto por las deducciones (legales) que los contribuyentes pueden realizar como por la evasión tributaria (ilegal)<sup>55</sup>. Para poder tomar en cuenta esos dos aspectos y considerando que no hay cómo identificar al potencial evasor a partir de la encuesta de hogares generamos una variable aleatoria que cumple ese propósito<sup>56</sup>. Una vez identificado el evasor con ese método hacemos el supuesto que esa persona no paga impuesto. De esta manera, logramos que la estimación de impuestos pagados desde la encuesta sea muy similar a lo efectivamente recaudado<sup>57</sup>.

Con respecto a las contribuciones a la seguridad social la encuesta CASEN permite identificar quién está afiliado a los sistemas de seguro social y quién efectivamente paga. Es de nuestro interés identificar solo los sistemas públicos de salud (Fondo nacional de salud y fondos de las fuerzas armadas y del orden) y de vejez (Instituto de previsión social y cajas de las fuerzas armadas y del orden) para las cuales existen preguntas en la encuesta asociadas a la afiliación y a su pago (la pregunta es si la persona paga, no sobre el monto pagado). Una vez identificados a las personas afiliadas y que pagan y estimamos lo que deberían pagar de acuerdo con su renta y a la tasa vigente en la legislación (7,25% para vejez y 7% u 8% para salud dependiendo de si se cotiza en Fonasa o en las cajas de las fuerzas armadas). Por último, al estimar esos montos y expandir la muestra se debe comparar los datos obtenidos con la encuesta con los registros administrativos de lo efectivamente recaudado a modo de validación.

Para las transferencias públicas monetarias no se hicieron supuestos de imputación dado que la encuesta CASEN es exhaustiva con respecto al levantamiento de los programas sociales y los montos

<sup>55</sup> La estimación del impuesto teórico a partir de la encuesta es de 3.764 miles de millones de pesos, mientras lo efectivamente recaudado en 2015 fue de 2,313 miles de millones (incluye el impuesto de segunda categoría y el global complementario). Por tanto, la evasión/elusión representa 38% del impuesto teórico.

<sup>56</sup> Se genera una variable aleatoria para todos los individuos que tienen un ingreso superior a 604.476 pesos chilenos (ingreso a partir del cual las personas pagan el impuesto a la renta en Chile en 2015). Esa variable aleatoria sigue una distribución uniforme sobre el intervalo (0,1).

<sup>57</sup> Impuestos a la renta estimado con la encuesta CASEN 2015: 2.621 mil millones de pesos. Impuestos a la renta de las personas efectivamente recaudado en 2015: 2.313 mil millones de pesos (fuente OCDE y otros, 2018).

asociados a cada destinatario de programa. En el cuadro 21 se muestra, siguiendo la clasificación propuesta en la sección II.A.1 (cuadro 15) el monto promedio de la transferencia recibida.

**Cuadro 21**  
**Chile: Monto promedio por destinatario de transferencias públicas**  
**monetarias recibidas por tipo, 2015**  
*(en dólares)*

Código del componente del ingreso	Tipo de transferencia monetaria	Monto promedio por destinatario de la transferencia	Nombre de las transferencias públicas
y430	Beneficios de asistencia social (no contributivo)	48	Todos los programas descritos en esta columna
y431b	Incapacidad	131	Subsidio familiar por invalidez, subsidio a la discapacidad mental, pensión básica solidaria de invalidez y aporte previsional solidario de invalidez
y432	Edad Avanzada	146	Pensión básica solidaria de vejez, pensión por leyes especiales de reparación
y434	Familia e hijos	20	Subsidio familiar al menor recién nacido, subsidio de asistencia maternal, subsidio familiar a la madre, bono de protección familiar, bono base familiar, bono por control del niño sano, bono por asistencia escolar, aporte familiar permanente (ex bono marzo), bono por logro escolar y asignación familiar
y436	Vivienda	11	Subsidio de agua potable
y437	Otros	33	Subsidio empleo joven, bono al trabajo de la mujer

Fuente: elaboración propia a partir de tabulaciones de las encuestas de hogar.

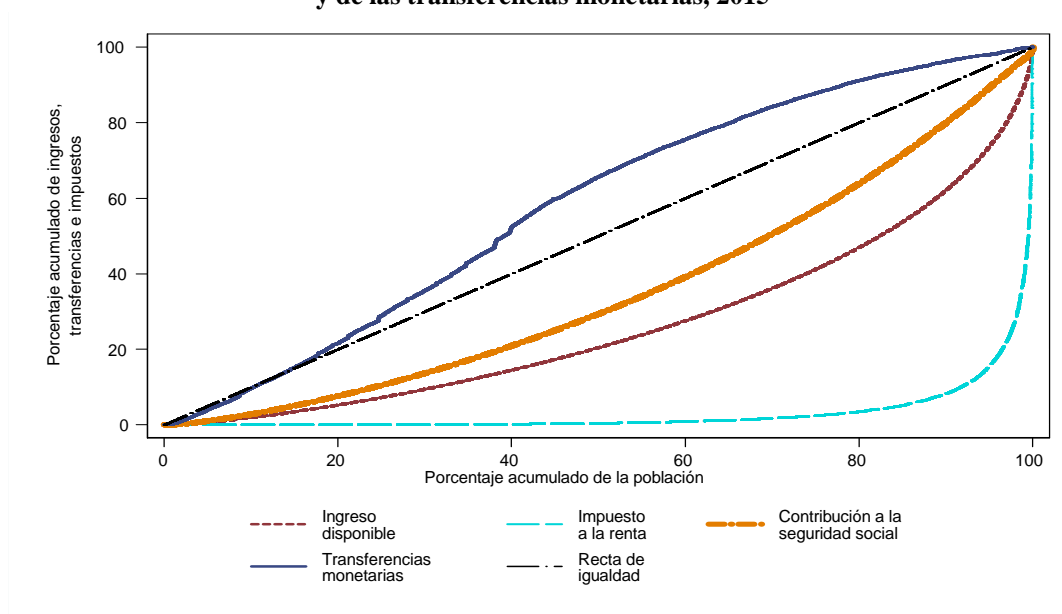
Nota: el código del componente del ingreso alude al cuadro 15.

Tenemos entonces la información a imputar (o identificada) de los impuestos a la renta, las contribuciones a la seguridad social y las transferencias monetarias. Con eso podemos construir las curvas de concentración y estimar los indicadores de incidencia redistributiva.

Como era de esperar, el impuesto a la renta y las transferencias monetarias son instrumentos de política progresivos, mientras las contribuciones a la seguridad social son regresivas. Eso se observa tanto por la posición de las curvas de concentración (gráfico 25) como por el signo del indicador de Kakwani (cuadro 23). Efectivamente la curva de concentración del impuesto a la renta se encuentra más abajo de la curva de Lorenz del ingreso disponible, lo cual significa que ese impuesto es progresivo. Es decir, pagan más impuestos las personas que tienen más ingresos. El indicador de Kakwani confirma este hallazgo pues es positivo. Con respecto a las contribuciones a la seguridad social, su curva de concentración se encuentra por encima de la curva de Lorenz indicando que son regresivas (es decir pagan más las personas que tienen menos ingresos), lo cual se confirma por el signo negativo del indicador de Kakwani.

Con respecto a las transferencias monetarias públicas, se aprecia que la curva de concentración se encuentra encima de la recta de igualdad hasta llegar al 20% de la población y luego se sitúa por encima de la recta de igualdad. Esto significa que en su conjunto las transferencias públicas son neutras en términos absolutos para los dos primeros deciles, y luego son progresivas en términos absolutos para el resto de la población. En su conjunto las transferencias públicas son progresivas dado el signo negativo del indicador de Kakwani.

**Gráfico 25**  
**Chile: curvas de concentración del impuesto a la renta, de las contribuciones a la seguridad social y de las transferencias monetarias, 2015**



Fuente: elaboración propia a partir de tabulaciones de la encuesta CASEN 2015.

La etapa siguiente, ahora que disponemos de las estimaciones de los impuestos a la renta, las contribuciones a la seguridad social, y las transferencias monetarias podemos estimar las agrupaciones del ingreso (ver diagrama 2 de la sección II.A) de tal manera de tener la distribución del ingreso de mercado, del ingreso bruto (después de transferencias monetarias) y del ingreso disponible (después de impuestos y contribuciones a la seguridad social) para graficar sus respectivas curvas de Lorenz (gráficos 26 y 27) y estimar los indicadores de incidencia redistributiva (cuadro 22).

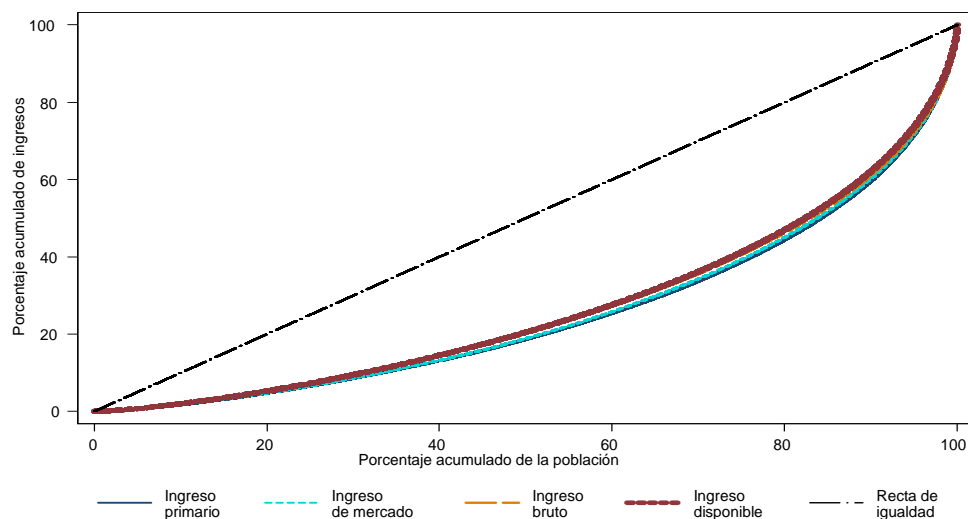
Llama la atención que las curvas de Lorenz de los diferentes agregados de ingreso a penas se distinguen. Esto se explica por la casi nula incidencia redistributiva de las políticas sociales y tributaria en Chile Efectivamente, la incidencia redistributiva del impuesto a la renta, si bien progresiva (indicador de Kakwani positivo), es relativamente pequeña (indicador Reynold-Smolensky cercano a cero). Por otro lado, las contribuciones a la seguridad social son regresivas (indicador de Kakwani negativo) pero su incidencia también es pequeña (indicador Reynold-Smolensky cercano a cero). Finalmente las transferencias sociales en su conjunto son progresivas (indicador de Kakwani positivo) pero nuevamente su incidencia es pequeña (indicador Reynold-Smolensky cercano a cero).

**Cuadro 22**  
**Chile: indicadores de incidencia redistributiva del impuesto a la renta, las contribuciones a la seguridad social y las transferencias monetarias**

	Kakwani	Reynolds-Smolensky	Atkinson-Plotnick
Impuesto a la renta de las personas	0,34187	0,01734	0,38832
Contribuciones a la seguridad social	-0,07398	-0,00996	0,40839
Transferencias monetarias públicas	0,46962	0,00431	0,40831

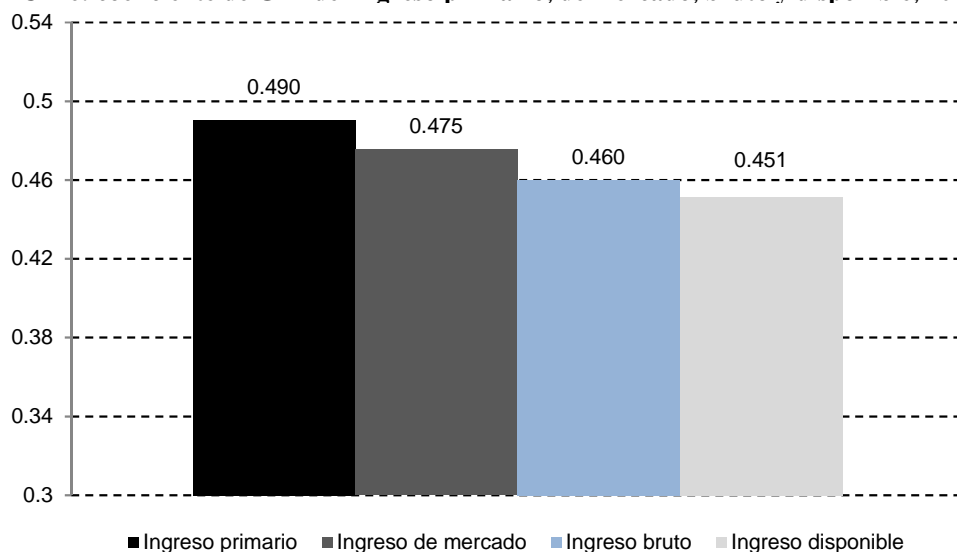
Fuente: elaboración propia a partir de tabulaciones de la encuesta CASEN 2015.

**Gráfico 26**  
**Chile: curvas de Lorenz del ingreso primario, de mercado, bruto y disponible, 2015**



Fuente: elaboración propia en base a la encuesta CASEN 2015.

**Gráfico 27**  
**Chile: coeficiente de Gini del ingreso primario, de mercado, bruto y disponible, 2015**



Fuente: elaboración propia en base a tabulaciones de la encuesta CASEN 2015.

## b) Incidencia redistributiva de la educación pública en Chile

Como se indicó en la sección II.B.3, para este ejercicio de incidencia redistributiva de la educación pública se requiere imputar al ingreso del hogar un monto equivalente al gasto en educación incurrido por el Estado por alumno, como si fuese un ingreso.

Para el caso de los alumnos que asisten a un establecimiento del nivel pre-primario, primario y secundario se contó con información oficial sobre: las subvenciones estatales recibidas por los



establecimientos educacionales (municipales y particulares subvencionados)<sup>58</sup> y las matrículas por establecimientos. Esta información proveniente del Ministerio de Educación está a nivel de establecimiento educacional, lo que permite tener una imputación muy precisa para cada estudiante. Se cuenta para el año 2015 con información de cada establecimiento que recibe las siguientes subvenciones por parte del Estado:

- Subvención general: sistema de financiamiento público que se realiza a través de un pago mensual al sostenedor de establecimientos municipales y particulares subvencionados (artículo 9 de la Ley de Subvenciones).
- Subvención escolar preferencial: subvención adicional que se entrega a los establecimientos educacionales que atienden a los alumnos prioritarios<sup>59</sup>.
- Subvención de mantenimiento: subvención anual de apoyo al mantenimiento (obras de conservación, reparación y reposición necesarias para la adecuada conservación física de los locales) de los establecimientos cuyo monto por estudiante está determinado según nivel y modalidad de enseñanza.
- Subvención Programa de integración escolar: subvención que pone a disposición recursos humanos y materiales adicionales para proporcionarles apoyos y equiparar oportunidades de aprendizaje y participación.
- Subvención Internado: subvención para el alojamiento y alimentación de alumnos internos.
- Subvención Refuerzo: monto que se paga a los establecimientos educacionales subvencionados, que efectúan cursos de reforzamiento y apoyo a aquellos alumnos que hayan obtenido rendimiento deficiente, considerándose preferentemente aquellos que atienden alumnos de mayor riesgo social.
- Subvención Proretención: subvención pagada a los establecimientos que acrediten haber matriculado y retenido alumnos que pertenezcan al Programa Chile Solidario o al Programa Ingreso ético familiar.

**Cuadro 23**  
**Chile: subvenciones por alumno, 2015**

Tipo de subvenciones	Promedio de subvención por alumno (en dólares)	Cantidad de establecimientos que reciben la subvención
Subvención general	239	11 347
Subvención escolar preferencial (SEP)	38	7 986
Mantenimiento	2	11 161
Programa de integración escolar (PIE)	30	5 131

<sup>58</sup> En Chile la educación formal es impartida en tres tipos de establecimientos: 1) los “particulares” que son establecimientos privados que no reciben ningún tipo de subvención del Estado y por ende son financiados totalmente por las matrículas y colegiaturas pagadas por los padres de los alumnos; 2) los “particulares subvencionados” que son establecimientos privados que reciben subvenciones del Ministerio de Educación por alumno; 3) los establecimientos públicos administrados por los municipios que también reciben subvenciones del Ministerio de Educación.

<sup>59</sup> La calidad de alumno “prioritario” se determina anualmente por el Ministerio de Educación, de acuerdo con los criterios establecidos en la Ley 20.248. Los requisitos son: pertenecer al Sistema de Protección social Chile Solidario o al Programa de Ingreso ético familiar; o estar dentro del tercio más vulnerable según la Ficha de Protección Social; o estar clasificado en el tramo A del Fondo Nacional de Salud (Fonasa).

Cuadro 23 (conclusión)

Tipo de subvenciones	Promedio de subvención por alumno (en dólares)	Cantidad de establecimientos que reciben la subvención
Internado	23	479
Refuerzo	0,1	382
Proretención	1	4 967

Fuente: elaboración propia, con base en datos del Ministerio de Educación.

Para el caso del nivel preescolar (menores a 4 años), se contó con datos de la Dirección de Presupuesto sobre la ejecución presupuestaria de la Junta Nacional de Jardines Infantiles (Junji), que está a cargo de proveer educación a los niños menores de cuatro años. Además, se contó con información de matrículas de los establecimientos Junji.

Para el caso del nivel educación superior se contó con datos de la Dirección de Presupuesto sobre gasto funcional del Gobierno central dirigido a ese nivel educativo (no incluye los gastos de las universidades). Además, se contó con las matrículas de las universidades estatales del Consejo de Rectores de las Universidades Chilenas<sup>60</sup> (CRUCH).

El cuadro 24 sintetiza los supuestos de imputación usados por nivel educativo para Chile.

**Cuadro 24**  
**Chile: resumen de supuestos de imputación**

	Junji	Preprimaria, Básica y Media	Superior
Imputación promedio (en dólares)	280	283	649
Matrículas	171 464	3 106 070	188 804

Fuente: elaboración propia, en base a datos de la Dirección de Presupuesto y del Ministerio de Educación.

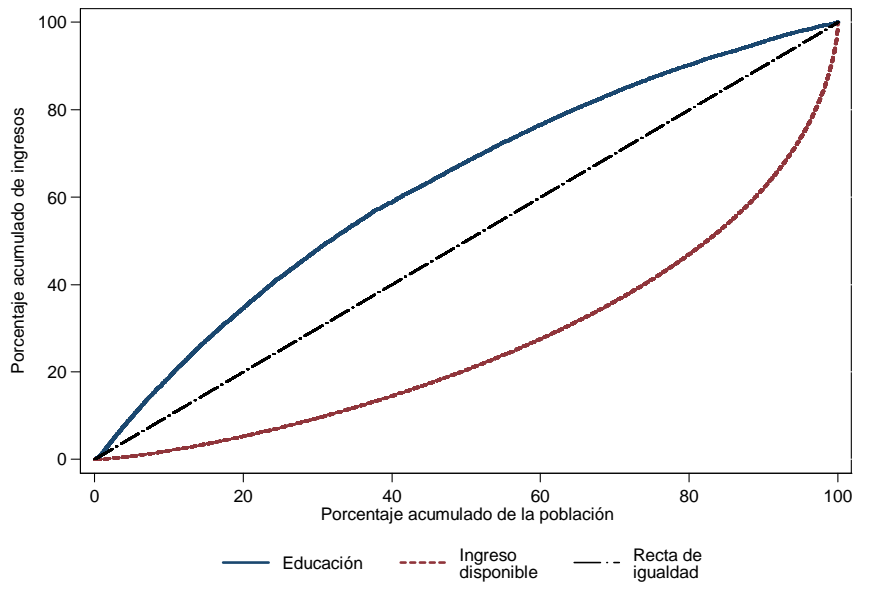
Los resultados obtenidos del ejercicio de incidencia redistributiva de la educación pública en Chile para 2015 se muestran bajo dos modalidades: en forma gráfica (curvas de concentración de la educación pública y curva de Lorenz del ingreso disponible) y con los indicadores de incidencia presentados en la sección II.B.2.

En el gráfico 28, vemos que la educación pública en Chile es progresiva en su conjunto. Se observa por nivel educativo que la educación preescolar y primaria son los más progresivos, seguido por el nivel secundario. La educación terciaria en cambio es regresiva en términos absolutos pero progresiva en términos relativos (posición de la curva de concentración del nivel terciario con respecto a la curva de Lorenz). Esto mismo se confirma con los indicadores del cuadro 25 donde todos los niveles presentan valores positivos para el indicador de Kakwani. La mayor incidencia se observa en el nivel primaria (indicador Reynold-Smolensky).

<sup>60</sup> Los establecimientos estatales del Consejo de Rectores de las Universidades Chilenas son: U. Arturo Prat, U. de Antofagasta, U. de Atacama, U. de Chile, U. de la Frontera, U. de la Serena, U. de los Lagos, U. de Magallanes, U. de Playa Ancha, U. de Santiago de Chile, U. de Talca, U. de Tarapacá, U. de Valparaíso, U. del Bio-Bio, U. Metropolitana de Ciencias de la Educación y la Universidad Tecnológica Metropolitana.

**Gráfico 28**  
**Chile: curvas de concentración de la educación pública (total y según nivel educativo)**  
**y curvas de Lorenz del ingreso disponible, 2015**

A. Educación pública



B. Educación preescolar y primaria

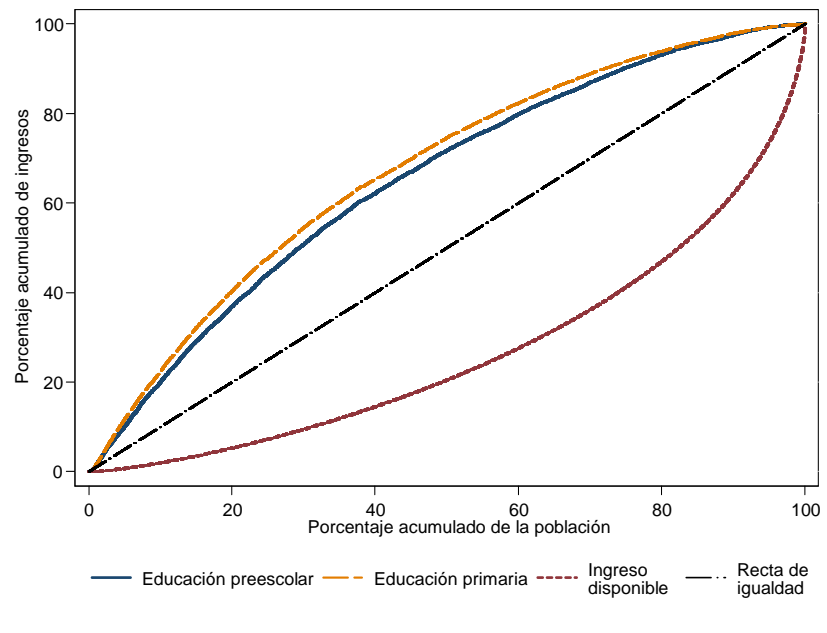
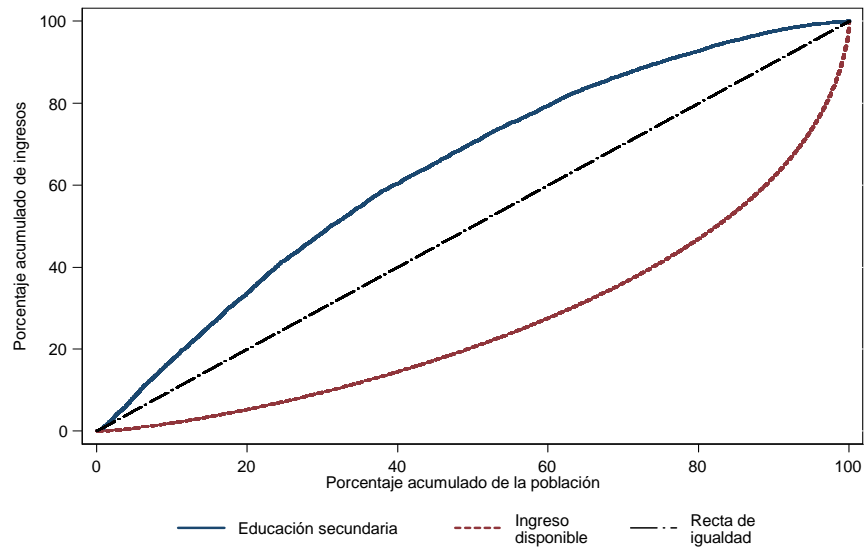
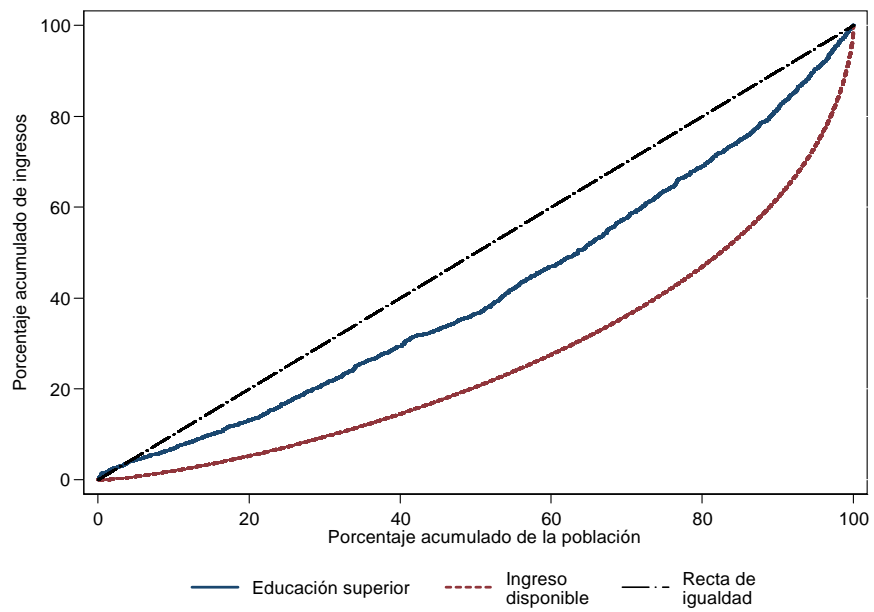


Gráfico 28 (conclusión)

C. Educación secundaria



D. Educación superior



Fuente: elaboración propia a partir de tabulaciones de la encuesta CASEN 2015.

**Cuadro 25**  
**Chile: curvas de concentración de la educación pública (total y según nivel educativo)**  
**y curvas de Lorenz del ingreso disponible, 2015**

	Kakwani	Reynolds-Smolensky	Atkinson-Plotnick
Preescolar	0,16758	0,01057	0,38583
Primaria	0,14977	0,02510	0,37324
Secundaria	0,17711	0,01111	0,38540
Superior	0,20648	0,00034	0,39499

Fuente: elaboración propia a partir de tabulaciones de la encuesta CASEN 2015.

### c) Incidencia redistributiva de un ingreso universal básico en Chile

El ejercicio propuesto en esta sección es una evaluación de incidencia redistributiva *ex post* de una política social que no existe, el ingreso básico universal. Se realiza este procedimiento como un primer ejercicio para contribuir al debate naciente en la región sobre el ingreso básico universal, pero teniendo claridad sobre las limitaciones de tal ejercicio.

Nos referimos a ingreso básico universal como aquel ingreso entregado a toda la población o a un grupo específico de la población (niños, jóvenes o personas en edad de trabajar), sin condicionalidad y de manera regular (pagos mensuales, por ejemplo).

Esta no es una propuesta nueva: se puede remontar hasta Tomas More (1516) en su libro Utopia para ver la primera mención de un mundo igualitario en el cual no existe ni propiedad privada, ni dinero y en el cual las personas trabajan seis horas diarias. Desde entonces numerosos son los economistas, filósofos, politólogos de diversas corrientes que han escrito a favor del ingreso básico (ya veremos los argumentos a favor y en contra más adelante), y numerosos son los experimentos que han existido a menor y mayor escala en diversos países. Una excelente reseña técnica sobre este tópico se puede encontrar en el reciente libro de Van Parijs y Vanderborght (2017) y otras menos técnicas se pueden consultar en Bregman (2017) y Standing (2017).

Los que abogan por la implementación de un ingreso básico argumentan que este permite lidiar con los problemas de pobreza<sup>61</sup>, de desempleo y de malos trabajos en un contexto de desigualdades crecientes, de automatización de la producción (el fenómeno llamado “fin del trabajo” que se debe principalmente a la revolución industrial 4.0), y del límite del crecimiento económico (en términos del precio ecológico a pagar). Sus defensores también indican que el ingreso básico se relaciona con la libertad<sup>62</sup>, y que tiene más bien una justificación ética-filosófica en su esencia. Adicionalmente, se presenta como una alternativa a la tendencia de condicionar la asistencia social que puede ser vista como “paternalista”.

<sup>61</sup> Si se entiende la pobreza como un ingreso por debajo de cierto nivel, entonces entregar a la ciudadanía un ingreso que asegure ese nivel es dejar la pobreza en cero automáticamente.

<sup>62</sup> Ver Standing (2017) en particular el capítulo 3. El ingreso básico entrega libertad en varios sentidos: libertad a elegir un trabajo (o rechazar uno que sea aburrido, mal pagado); libertad a aventurarse a montar un negocio propio; libertad a cuidar los cercanos, a hacer trabajo voluntario para la comunidad; libertad para realizar trabajo creativo y actividades de ocio de todo tipo; libertad para arriesgarse en adquirir nuevas competencias y habilidades; libertad de interferencias burocráticas; libertad para abandonar una relación que se ha vuelto abusiva; libertad de ser perezoso de vez en cuando.

Por el otro lado, los argumentos en contra del ingreso básico son básicamente los siguientes. Primero, su potencial costo fiscal que sería muy grande lo que pondría en duda la factibilidad para implementar el ingreso básico universal. Segundo, la implementación de un ingreso básico universal podría implicar dismantelar las políticas de bienestar existentes. Tercero, el ingreso básico universal tendría un efecto inflacionario. Finalmente, el ingreso básico universal generaría un desincentivo a trabajar<sup>63</sup>.

En este ejercicio, presentamos tres modalidades de simulación de un ingreso básico universal que varían de acuerdo con su costo fiscal. Estas modalidades a su vez se desarrollan para tres grupos poblacionales a quienes va dirigido el ingreso básico. En las nueve versiones resultantes se estima el efecto sobre la pobreza y la desigualdad además del costo fiscal asociado. Estos ejercicios presentados son estáticos (y usando una herramienta *expost*), por lo que no analiza el potencial efecto que tendría esta medida sobre la redistribución del uso del tiempo de las personas, por ejemplo, o sobre la oferta laboral o sobre los ingresos del trabajo remunerado resultantes. Los resultados y el ejercicio se presentan a modo ilustrativo y debieran complementarse con una herramienta de micro-simulación del tipo EUROMOD.

Las tres modalidades son: i) aditiva (es decir el ingreso básico se suma las transferencias monetarias ya existentes); ii) de remplazo (el ingreso básico reemplaza las transferencias monetarias ya existentes); o iii) de complemento (complementa el ingreso de las personas para llegar a la línea de pobreza). Identificamos además tres grupos poblacionales a los que estaría dirigido el ingreso básico: toda la población; personas menores a 18 años, y dependientes en general (personas menores a 18 años y mayores a 65 años). En el cuadro 26 se describe cada diseño del ingreso básico, que consiste en la entrega de una transferencia pública monetaria equivalente a una línea de pobreza.

**Cuadro 26**  
**Ingreso básico universal: Modalidades y grupos poblacionales**

	Toda la población (1)	Niñas y niños (<18 años) (2)	Niñas y niños (<18 años y personas con más de 65 años) (3)
Modalidad aditiva (A)	1A Ingreso básico se suma a las transferencias monetarias ya existentes.	2A Ingreso básico se suma a las transferencias monetarias ya existentes para las niñas y niños.	3A Ingreso básico se suma a las transferencias monetarias (incluyendo pensiones y jubilaciones) ya existentes para estos dos grupos poblacionales.
Modalidad de remplazo (B)	1B Ingreso básico reemplaza las transferencias monetarias ya existentes. Para la población pensionada, también se eliminan las pensiones no contributivas y se reemplazan por el ingreso básico.	2B Se eliminan las transferencias monetarias existentes dirigidas a los menores de 18 años y se reemplazan por el ingreso básico.	3B Se eliminan las transferencias monetarias (incluyendo asistencia social para personas mayores a 65 años) y se reemplazan por el ingreso básico.
Modalidad complemento (C)	1C Se complementa el ingreso de la población para que el ingreso per cápita sea igual a la línea de pobreza.	2C Se complementa el ingreso de cada menor de 18 años para que su ingreso per cápita sea igual a la línea de pobreza.	3C Se complementa el ingreso de cada menor de 18 años y mayor de 65 para que su ingreso per cápita sea igual a la línea de pobreza.

Fuente: elaboración propia.

<sup>63</sup> Ver Standing (2017) en particular los capítulos 6, 7 y 8 para una revisión de los argumentos en contra del ingreso básico.

Estimamos y simulamos estas nueve versiones del ingreso básico con datos de Chile para el año 2015 y partimos del ejercicio presentado en la sección II.B.4.a donde se analizó la incidencia redistributiva de los impuestos a la renta de las personas y las cotizaciones a la seguridad social. Presentamos los resultados de dos maneras: gráficamente con las curvas de Lorenz para cada versión del ingreso básico; y con los indicadores de incidencia redistributiva. Adicionalmente se estima el costo fiscal asociado y el efecto en las tasas de pobreza.

El efecto sobre pobreza de un ingreso básico universal es inequívoco: la pobreza desaparece. En el caso de cubrir a toda la población efectivamente no habría ninguna persona en situación de pobreza (véase cuadro 27). El costo fiscal asociado es alto en sus modalidades aditiva (13,8% del producto interno bruto) o de remplazo (12,8% del PIB), pero no así en su modalidad de complemento (3,9%). El efecto sobre desigualdad también es grande: el coeficiente de Gini baja en 10 puntos. Esto también se puede apreciar en las curvas de Lorenz del cuadrante superior izquierdo.

En el caso de un ingreso básico dirigido solo a personas menores a 18 años, la tasa pobreza no desaparece, pero sí disminuye a 4% en las tres modalidades. El costo fiscal es mucho menor y varía entre 2,4% y 3,5% del PIB según la modalidad. El efecto sobre desigualdad es menor al caso anterior: el coeficiente de Gini baja en 3 puntos.

Finalmente, en el caso de un ingreso básico dirigido a personas menores a 18 años y mayores de 65 años, la tasa de pobreza disminuye a 4% en las tres modalidades. El costo fiscal varía entre 2% y 5% del PIB según la modalidad. El efecto sobre desigualdad es menor al caso anterior: el coeficiente de Gini baja entre 3 y 5 puntos.

**Gráfico 29**  
**Chile: curvas de Lorenz del ingreso disponible**

A. Toda la población

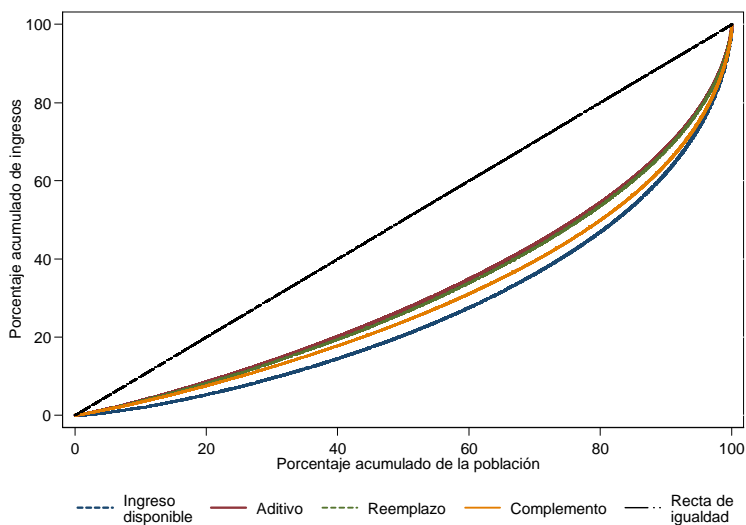
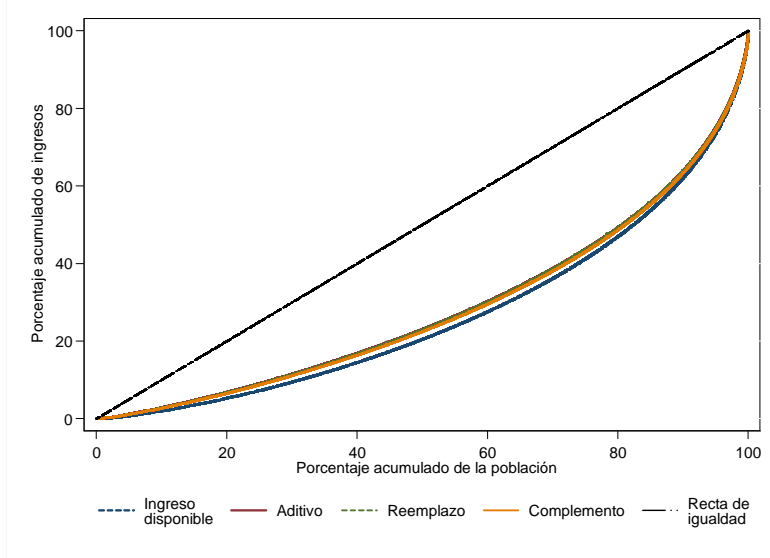
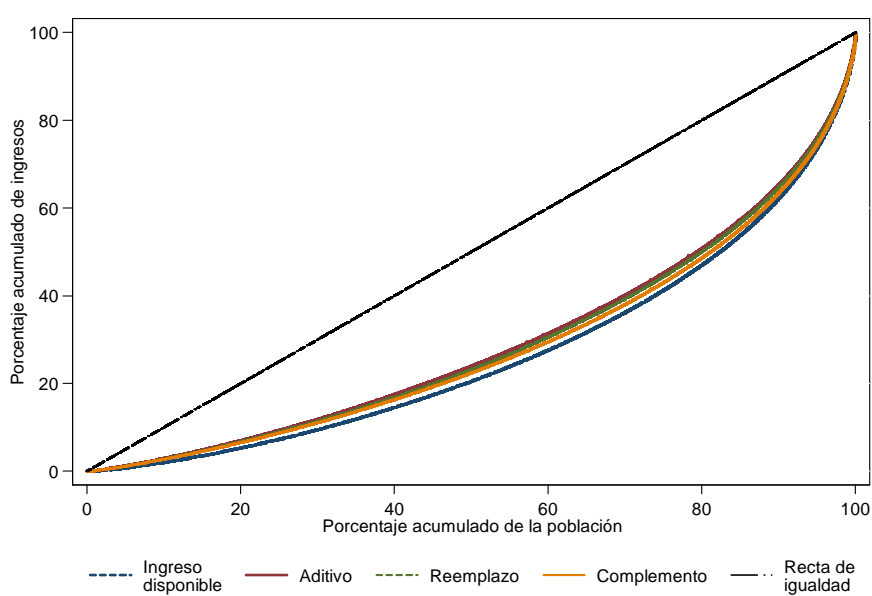


Gráfico 29 (conclusión)

B. Personas menores de 18 años



C. Personas menores de 18 años y mayores de 65 años



Fuente: elaboración propia a partir de tabulaciones de la encuesta CASEN 2015.



**Cuadro 27**  
**Efecto sobre la pobreza y costo fiscal de cada versión del ingreso básico**  
**(en % de la población total y % del producto interno bruto)**

	Antes del ingreso básico	Modalidad aditiva (A)	Modalidad de reemplazo (B)	Modalidad complemento (C)
Efecto sobre la pobreza / población total				
Población total	13,6%	0,0%	0,0%	0,0%
Personas menores a 18 años	5,6% / 22,3% a/	4,1%	4,3%	4,8%
Personas dependientes (menores a 18 años y mayores a 65 años)	6,2% /6,5% a/	4,1%	3,9%	4,6%
Costo fiscal (en % del PIB)				
Población total		13,8%	12,8%	3,9%
Personas menores de 18 años		3,5%	3,4%	2,4%
Personas dependientes (menores de 18 años y mayores de 65 años)		5,2%	4,6%	2,4%
Efecto sobre el coeficiente Gini				
Población total	0,46637	0,3671	0,3791	0,4205
Personas menores de 18 años		0,4325	0,4325	0,4397
Personas dependientes (menores de 18 años y mayores de 65 años)		0,4194	0,4262	0,4392

Fuente: elaboración propia en base a tabulaciones especiales de la encuesta CASEN 2015.

<sup>a</sup> Se muestra la tasa de pobreza de cada grupo poblacional.



## Bibliografía

- Aaberge, R. y A. Brandolini (2015) "Multidimensional Poverty Index", Capítulo 3, pp. 141-216 del Handbook of Income Distribution editado por A. B. Atkinson y F. Bourguignon.
- Abeles, M. V. Amarante y D. Vega (2014), "Participación del ingreso laboral en el ingreso total en América Latina, 1990-2010", Revista CEPAL, No. 114, LC/G.2629-P, Santiago de Chile.
- Alkire, S., J. Foster, S. Seth, E. Santos, J. Roche y P. Ballon (2015), "Multidimensional Poverty Measurement and Analysis", Oxford University Press.
- Alkire, S. (2011), "Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement", Journal of Economic Inequality, Vol. 9, pp. 289-314.
- Alonso, H. y X. Mancero (2011), Escalas de equivalencia en los países de América Latina y el Caribe, Serie Estudios estadísticos y prospectivos 73, Santiago de Chile, LC/L.3325-P.
- Altimir, O. (1979), La dimensión de la pobreza en América Latina, Cuadernos de la CEPAL N. 27, Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N. de venta: 5.81.II.0.48
- \_\_\_\_\_ (1987), Income distribution statistics in Latin America and their reliability, The Review of Income and Wealth, series 33, N. 2, New Haven.
- Alvaredo, F. (2011a), "A note on the relationship between top income shares and the Gini coefficient", Economics Letters 110, Elsevier.
- \_\_\_\_\_ (2011b), "The rich in Argentina over the Twentieth Century", en Atkinson, A. y Piketty, T. (ed.) (2011), Top incomes: A Global Perspective": 253-98. Oxford University Press.
- Alvaredo, F. y J. Londoño (2013), "High incomes and Personal Taxation in a Developing Economy: Colombia 1993-2010", Working Paper N. 12, Commitment to Equity, Center for Inter American Policy and Research, Tulane University.
- Amarante, V. (2013), Income inequality in Latin America, Serie Política social 185, Santiago de Chile.
- Arrow, K., S. Bowles y S. Durlauf (2000), "Meritocracy and economic inequality", Princeton University Press.
- Atkinson, A.B. (1970), "On the measurement of inequality", Journal of Economic Theory, Vol. 2. pp. 244-263.
- \_\_\_\_\_ (1983), The economics of inequality (Second edition), Oxford Clarendon Press.
- \_\_\_\_\_ (2007), "Measuring top incomes: Methodological issues", Top Incomes over the Twentieth Century. A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries, A. B. Atkinson y T. Piketty (eds.), Oxford, Oxford University Press
- \_\_\_\_\_ (2003), "Multidimensional deprivation: contrasting social welfare and counting approaches", Journal of Economic Inequality, Vol. 1, pp. 51-65.
- \_\_\_\_\_ (2009), "Factor shares: the principal problem of political economy?", Oxford Review of Economic Policy, vol. 25, No. 1.
- \_\_\_\_\_ (2015a), "Income Distribution Today", Handbook of Income Distribution, Vol. 2. Elsevier, Amsterdam.

- \_\_\_\_\_ (2015b), *Inequality. What can be done?* Harvard University Press, London.
- Atkinson, A.B. y F. Bourguignon (1982), "The comparison of multi-dimensioned distributions of economic Status", *The Review of Economic Studies*, Vol. 49, pp. 183–201
- \_\_\_\_\_ (2000), "Income distribution and economics", *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1. Elsevier, Amsterdam.
- \_\_\_\_\_ (2014), "Introduction", en Atkinson, A.B. and F. Bourguignon, (ed.) *Handbook of Income Distribution*, North Holland, Amsterdam
- Atria, J., I. Flores, R. Mayer y C. Sanhueza (2017), "Top incomes in Chile: A historic perspective of personal-income inequality (1962 – 2015)", (mimeo).
- Attanasio, O., Meghir, C. and Sze'kely, M.: *Using Randomized Experiments and Structural Models for FScaling Up: Evidence from the PROGRESA Evaluation*, World Bank. Paper presented at the Annual World Bank Conference on Development Economics, May 21–23, Bangalore, India, 2003.
- Azevedo, J. P., M. E. Davalos, C. Diaz-Bonilla, B. Atuesta y R. A. Castaneda, (2013a), "Fifteen years of inequality in Latin America: how have labor markets helped?", Policy Research Working Paper Series 6384, The World Bank.
- Azevedo, J. P, G. Inchaust y V. Sanfelice (2013b), "Decomposing the Recent Inequality Decline in Latin America", Policy Research Working Paper Series 6715, The World Bank.
- Azevedo, J. P, V. Sanfelice, y M.C. Nguyen (2012), "Shapley Decomposition by Components of a Welfare Measure", World Bank (mimeo).
- Bárcena, A. y A. Prado (eds.) (2015) *Neoestructuralismo y corrientes heterodoxas en América Latina t el Caribe a inicios del siglo XXI*, Libros de la CEPAL, N° 132 (LC/G.2633-P/Rev.1), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 2015.
- \_\_\_\_\_ (2016), *El imperativo de la desigualdad: por un desarrollo sostenible en América Latina y el Caribe*, Buenos Aires, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)/Siglo XXI.
- Barra, P. y M. Jorrat (2002), "Medición del gasto tributario en Chile", Documento presentado en el Seminario Regional de Política Fiscal, CEPAL, Santiago de Chile.
- Barros, R. P., M. Carvalho, S. Franco y R. Mendonça (2006), "Uma Análise das Principais Causas da Queda Recente na Desigualdade de Renda Brasileira", *Revista Econômica*, vol. 8(1), pp 117-147.
- OCDE, CEPAL, CIAT y BID (2018), *Estadísticas tributarias en América Latina y el Caribe 2018*, OECD Publishing, París.
- Blanchet, T., J. Fournier y T. Piketty (2017), "Generalized Pareto Curves: Theory and Applications", WID.world Working Paper Series N. 2017/3.
- Blinder, A., (1973), "Wage discrimination: Reduced form and structural estimates", *The Journal of Human Resources*. Vol. VIII, 4.
- Boland, P.J. y F. Prochan, (1988), "Multivariate arrangement increasing functions with applications in probability and statistics", *Journal of Multivariate Analysis*, Vol. 25, pp. 286–298.
- Bourguignon, F., (1999), "Comment on 'multidimensioned approaches to welfare analysis'" por E. Maasoumi. En: Silber, J. (Ed.), *Handbook of Income Inequality Measurement*. Kluwer, Boston, pp. 477–484.
- Bourguignon, F. y S. R. Chakravarty (2003), "The measurement of multidimensional poverty", *Journal of Economic Inequality*, Vol. 1, pp. 25–49.
- Bourguignon, F. y A. Spadaro (2006), "Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies", *Journal of Economic Inequality*, (4) 77-106.
- Bourguignon, F., F. Ferreira y P. Leite (2003), "Conditional cash transfers, schooling and child labour: Microsimulating bolsa escola", *World Bank Economic Review* 17(2) 229–254.
- Bregman, R. (2017), *Utopía para realistas*, Ediciones Salamandra, Barcelona.
- Burdin, G., F. Esponda y A. Vigorito (2014), *Desigualdad y altos ingresos en Uruguay. Un análisis en base a registros administrativos y encuestas de hogares para el período 2009-2011*. [en línea: <http://wid.world/document/burdi%C2%ADn-gabriel-esponda-fernando-and-vigorito-andrea-2014-desigualdad-y-altos-ingresos-en-uruguay-un-analisis-en-base-a-registros-tributarios-y-encuestas-de-hogares-para-el-periodo-2009-2/>]
- Cecchini, S. y B. Atuesta (2017), *Programas de transferencias condicionadas en América Latina y el Caribe. Tendencias de cobertura e inversión*, Serie Políticas sociales N. 224, LC/TS.2017/40, Santiago.
- Cecchini, S. y A. Madariaga (2011), *Programas de transferencias condicionadas. Balance de la experiencia reciente en América Latina y el Caribe*, Cuadernos de la CEPAL N. 95, Santiago de Chile.

- Celasun, O. y otros, (2015), "Fiscal policy in Latin America: lessons and legacies of the global financial crisis", IMF Staff discussion note, abril.
- CEPAL (1991), "Magnitud de la pobreza en América Latina en los años ochenta", Estudios e informes de la CEPAL, LC/G. 1653-P, Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2010a) "La hora de la igualdad: Brechas por cerrar, caminos por abrir", Naciones Unidas, ECLAC. Santiago, Chile.
- \_\_\_\_\_ (2010b), Panorama social de América Latina 2009, Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2012a), "Poblacion, territorio y desarrollo sostenible", Naciones Unidas, ECLAC. Santiago, Chile.
- \_\_\_\_\_ (2012b), Cambio estructural para la igualdad: una visión integrada del desarrollo, LC/G.2524(SES.34/3), Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2013), "Panorama social de América Latina 2013", Naciones Unidas, ECLAC. Santiago, Chile.
- \_\_\_\_\_ (2014), Pactos por la igualdad: hacia un futuro sostenible, LC/G.2586(SES.35/3), Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2015a), Desarrollo social inclusivo: una nueva generación de políticas para superar la pobreza y reducir la desigualdad en América Latina y el Caribe, LC. L/4056(CDS.1/3), Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2015b), Panorama fiscal de América Latina y el Caribe: dilemas y espacios de políticas, LC/L.3962, Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2016a), "Panorama social de América Latina 2015", Naciones Unidas, ECLAC. Santiago, Chile.
- \_\_\_\_\_ (2016b), Horizontes 2030. La igualdad en el centro del desarrollo sostenible, LC/G.2660/Rev.1, Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2016c), La matriz de la desigualdad social en América Latina, LC/G.2690(MDS.1/2), Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2017a), "Panorama social de América Latina 2016", Naciones Unidas, ECLAC. Santiago, Chile.
- \_\_\_\_\_ (2017b), "Panorama social de América Latina 2017", Naciones Unidas, ECLAC. Santiago, Chile.
- Cetrángolo, O. y J. Curcio (2017), "Financiamiento y gasto educativo en América Latina y el Caribe con especial referencia a su impacto sobre la equidad", inédito.
- Cetrángolo, O. J.C. Sabaini y D. Morán (2011), La evasión tributaria en los países de la región, capítulo en Sabaini, (2017), J.C., J.P. Jiménez y R. Martner Consensos y conflictos en la política tributaria, Libros de la CEPAL N. 142 (LC/PUB.2017/5-P), Santiago Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Cobham, A. y A.Sumner, (2013a) 'Putting the Gini Back in the Bottle? "The Palma" as a Policy-Relevant Measure of Inequality'. Mimeograph. London: King's College London
- \_\_\_\_\_ (2013b) Is It All About the Tails? The Palma Measure of Income Inequality. CGD Working Paper. Washington DC: CGD.
- Cobham, A., L. Schogl, y A. Sumner (2015), A. "Inequality and the tails: the Palma proposition and ratio revisited", DESA Working Paper 143, ST/ESA/2015/DWP/143.
- Collinao, M.P., F. Dorin, R. Martínez y V. Tromben (2016), Estimación de las erogaciones sociales a partir del sistema de cuentas nacionales, Manuales de la CEPAL N. 5, LC/L.4273, Santiago de Chile.
- Cowell, F., (2011), "Measuring Inequality", LSE Perspectives in Economic Analysis, Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_ (2000), "Measurement of Inequality" in Atkinson, A.B. and Bourguignon, F. (ed.) Handbook of Income Distribution, North Holland, Amsterdam.
- \_\_\_\_\_ (2011), Measuring inequality, LSE Perspectives in Economic Analysis Serie, Oxford University Press,
- Dagum, C., (1997), "Decomposition and interpretation of Gini and the generalized entropy inequality measures". Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 157th Meeting.
- Dardanoni, V., (1996), "On Multidimensional Inequality Measurement", Research on Economic Inequality: Income Distribution, Social Welfare, Inequality and Poverty (Vol. 6), eds. C. Dagum y A. Lemmi, JAI Press Inc., pp. 201-205.
- Del Castillo Negrete (2015), La magnitud de la desigualdad en el ingreso y la riqueza en México. Una propuesta de cálculo, Serie Estudios y perspectivas, Sede subregional de la CEPAL en México, México D.F.
- Dmytraczenko, T. y G. Almeida (2015), Towards Universal Health Coverage and Equity in Latin America and the Caribbean: Evidence from Selected Countries. Directions in Development—Human Development, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Enami, A., N. Lustig y R. Aranda (2016), Analytical Foundations: Measuring the Redistributive Impact of Taxes and Transfers, chapter 2 en Lustig, N. (ed) Commitment to Equity Handbook.

- Fairfield, T. y M. Jorrat (2014), "Top income shares, business profits and effective tax rates in contemporary Chile", ICTD Working Paper 17, Institute of Development Studies, Brighton, UK.
- Falk, A., E. Fehr, y U. Fischbacher (2003), "On the nature of fair behavior". *Economic Inquiry* 41 (1).
- Feenberg, D. y J. Poterba (1993), "Income inequality and the incomes of very high-income taxpayers: evidence from tax returns", NBER Book Series, Tax Policy and the Economy, Volume 7, MIT Press.
- Fehr, E., y K. Schmidt, (1999) "A theory of fairness, competition, and cooperation", Quarterly application, Documento de Trabajo 2703, CEPR.
- Feldstein, M. (2005), "Rethinking social insurance", *American Economic Review*, Vol. 95.
- Feres, Juan Carlos y Arturo León (1992). "Métodos y procedimientos para medir la pobreza en América Latina con el método de LP", en Beccaria y Boltvinik (eds.), *América Latina: El reto de la pobreza. Conceptos, métodos, magnitud, características y evolución*. PNUD, Bogotá.
- Ferreira, F. y M.A. Lugo, (2013), "Multidimensional poverty analysis: looking for a middle ground", *World Bank Research Observer*, Vol. 28, pp. 220–235.
- Ferreira, F., S. Firpo y J. Messina (2014), "A more level playing field? Explaining the decline in earnings inequality in Brazil, 1995-2012". IRIBA Working Paper, No. 12.
- Fields, G., y J. Fei (1978), "On Inequality Comparisons". *Econometrica* 46, 2. 303-316.
- Firpo, S., N. Fortin y T. Lemieux (2009), "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Fisher, F.M., (1956), "Income distribution, value judgments, and welfare", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 380–424.
- FMI (Fondo Monetario Internacional) (2001), *Manual de estadísticas de finanzas públicas 2001* [en línea] <https://www.imf.org/external/pubs/ft/gfs/manual/esl/pdf/all.pdf/>.
- \_\_\_\_\_ (2014), *Manual de estadísticas de finanzas públicas 2014* [en línea] [https://www.imf.org/external/Pubs/FT/GFS/Manual/2014/GFSM\\_2014\\_SPA.pdf](https://www.imf.org/external/Pubs/FT/GFS/Manual/2014/GFSM_2014_SPA.pdf).
- Fortin, N., Lemieux, T., and Firpo, S. (2011), "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labour Economics*, 4, 1-10.
- Foster, J.E., y A.K. Sen, (1997), "On Economic Inequality after a Quarter Century". En: Sen, A.K. (Ed.), *On Economic Inequality*. Clarendon Press, Oxford, pp. 107–219. Edición expandida por J.E. Foster y A.K. Sen.
- Foster, J.E., L.F. López-Calva y M. Székely,(2005), "Measuring the distribution of human development: methodology and an application to Mexico", *Journal of Human Development*, Vol. 6, pp. 5–29.
- Gajdos, T., y J.A. Weymark, (2005), "Multidimensional generalized Gini indices", *Economic Theory*, Vol. 26, pp. 471–496.
- Gasparini L., M. Cicowiez y W. S. Escudero (2014), "Pobreza y Desigualdad en América Latina: Conceptos, herramientas y aplicaciones", Temas Grupo Editorial, Buenos Aires.
- Gottret, P. y G. Schieber (2006), *Health Financing Revisited: a Practitioner's Guide*, Banco Mundial.
- Hanni, M., R. Martner y A. Podestá (2015), "El potencial redistributivo de la fiscalidad en América Latina", *Revista de la CEPAL* 116, Santiago de Chile
- Hirschberg, J.G., E. Maasoumi y D.J. Slottje, (2001), "Clusters of Attributes and Well-Being in the USA", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16 (3), pp. 445-460.
- Hum, D. y W. Simpson, (1993), "Economic response to a guaranteed annual income: experience from Canada and the United States", *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, N. 1.
- Jann, B., (2008), "The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models", *The Stata Journal*, Vol. 8 (4), pp. 453-479.
- Jiménez, J.P. y A. Podestá (2009), "Inversión, incentivos fiscales y gastos tributarios en América Latina", *Serie Macroeconomía del Desarrollo*, N. 77, LC/L.3004-P, Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (2015), *Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina*, Libros de la CEPAL N. 134, Santiago de Chile.
- Jorgenson, D.W. y D.T. Slesnick, (1984), "Aggregate consumer behaviour and the measurement of inequality", *Review of Economic Studies*, Vol. 51, pp. 369–392.
- Jorratt, M. (2011) "Evaluando la equidad vertical y horizontal en el impuesto al valor agregado y el impuesto sobre la renta: el impacto de reformas tributarias potenciales. Los casos del Ecuador, Guatemala y el Paraguay", *serie Macroeconomía del Desarrollo*, N° 113 (LC/L.3347), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe CEPAL.

- Juhn, C., K.M. Murphy y B. Pierce, (1993), "Wage Inequality and the Rise of Returns to Skill". *Journal of Political Economy*, Vol. 101 (3), pp. 410-442.
- Kolenikov, S. y A. Shorrocks, (2005), "A Decomposition Analysis of Regional Poverty in Russia", *Review of Development Economics*, Vol. 1 (9), pp. 25-46.
- Kolm, S (1976), "Unequal Inequalities I", *Journal of Economic Theory* 12, 416-442.
- \_\_\_\_\_ (1976), "Unequal Inequalities II". *Journal of Economic Theory* 13, 82-111.
- \_\_\_\_\_ (1977), "Multidimensional egalitarianisms", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 91, pp. 1-13.
- \_\_\_\_\_ (1988), *Justice and Equity*. MIT Press.
- Kolmogorov, A. N., (1933), "Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione", *Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari* 4: 83-91.
- Kuznets, S. (1953), *Shares of Upper Income Groups in Income and Savings*, NBER. [en línea: <http://papers.nber.org/books/kuzn53-1>]
- Lambert P.J. (2001), *The distribution and redistribution of income*, Third edition, Manchester University Press.
- Le Grand, J., (1991), "Equity and choice. An essay in Economics and Applied Philosophy". Harper Collins Academic.
- Lerman, R.I. y S. Yitzhaki, (1985), "Income inequality effects by income source: a new approach and application to the U.S.", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67 (1).
- Lindert, K., E. Skoufias y J. Shapiro, (2006), "Redistributing income to the poor and the rich: public transfers in Latin America and the Caribbean", Washington, D.C., Social Protection Discussion Paper 0605, Social Safety Nets Primer Series, The World Bank Institute.
- López, R. E. Figueroa y P. Gutiérrez (2013), "La parte del león: nuevas estimaciones de la participación de los súper ricos en el ingreso de Chile", Serie de documentos de trabajo, N. 379, Facultad de Economía y Negocios, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- López-Calva, L.F., y N.C. Lustig (eds), (2010) "Declining Inequality in Latin America, A Decade of Progress?" Brookings Institution Press and United Nations Development Programme, c. 253pp.
- Lugo, M.A., (2005), "Comparing Multidimensional Indices of Inequality: Methods and Applications", ECINEQ Working Paper No. 2005-14.
- Lustig, N., (2011), "Multidimensional indices of achievements and poverty: What do we gain and what do we lose?" An introduction to JOEI forum on multidimensional poverty. *Journal of Economic Inequality*, Vol. 9, pp. 227-234.
- \_\_\_\_\_ (2017a) El impacto del sistema tributario y el gasto social en la distribución del ingreso y la pobreza en América Latina. Una aplicación del marco metodológico del proyecto Compromiso con la Equidad (CEQ), CEQ Working Paper 62, CEQ Institute, Tulane University. [en línea: [http://www.commitmentoequity.org/wp-Content/uploads/2017/08/CEQ\\_WP62\\_Lustig\\_July06\\_2017.pdf](http://www.commitmentoequity.org/wp-Content/uploads/2017/08/CEQ_WP62_Lustig_July06_2017.pdf)]
- \_\_\_\_\_ (2017b) (ed.), *Commitment to Equity Handbook. A guide to estimating the impact of fiscal policy on inequality and poverty*, Brookings Institution and CEQ Institute, Tulane University. [en línea: <http://www.commitmentoequity.org/handbook/>]
- Maasoumi, E., (1986), "The measurement and decomposition of multi-dimensional inequality", *Econometrica*, Vol. 54, pp. 991-997.
- \_\_\_\_\_ (1999), "Multidimensioned approaches to welfare analysis". En: Silber, J. (Ed.), *Handbook of Income Inequality Measurement*. Kluwer, Boston, pp. 437-477.
- Martínez, R. y Collinao, M. P. (2010), *Gasto social: modelo de medición y análisis para América Latina y el Caribe*. Serie Manuales N.65, LC/L.3171-P, Santiago de Chile.
- Medeiros, M., P. Souza y F. Castro (2014), "O topo da distribucao de renda no Brasil: primeiras estimativas com dado tributarios e comparacao com pesquisas domiciliares, 2006-2012" [en línea: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0011-52582015000100007](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0011-52582015000100007)]
- Medina, F., y M. Galván (2008), "Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005", *Estudios estadísticos y prospectivos*, serie 63, CEPAL.
- \_\_\_\_\_ (2001), *Consideraciones sobre el índice de Gini*, Seie Estudios Estadísticos y Prospectivos, No. 9, LC/L.1493-P, Santiago de Chile.
- Mussard, S. y P. Richard, (2008), "Linking Yitzhaki's and Dagum's Gini decompositions". Documento de Trabajo No. 08-21, Departamento de Economía. Universidad de Sherbrooke.
- Musgrave, Richard (1959), *Theory of Public Finance*, Nueva York, McGraw-Hill.

- Comisión Europea, Fondo Monetario Internacional, Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos, Organización de las Naciones Unidas y Banco Mundial (2008), Sistema de Cuentas Nacionales 2008, ST/ESA/STAT/SER.F/2/Rev.5, Nueva York. [versión en español en línea: <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/SNA2008Spanish.pdf>]
- Naciones Unidas, 2000, Classification of expenditure according to purpose: classification of the functions of the government (COFOG), Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division, Serie M No. 84. [versión en español en línea: <https://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regdntransfer.asp?f=174>]
- \_\_\_\_\_ (2015), “Transformar nuestro mundo: la agenda 2030 para el desarrollo sostenible”, Resolución del septuagésimo periodo de sesiones.
- Nozick, R. (1974), “Anarchy, state and utopia”, Basic Books.
- Oaxaca, R. (1973), “Male-Female wage differentials in Urban Labor Markets”, International Economic Review, Vol. 14, No. 3, pp. 693-709.
- OCDE (2008), Growing unequal? Income distribution and Poverty in OECD countries, Paris.
- \_\_\_\_\_ (2011), Divided we stand: why inequality keeps rising, Paris.
- \_\_\_\_\_ (2015), In it together. Why less inequality benefits all, Paris.
- OCDE, CEPAL, CIAT y BID (2018), Estadísticas tributarias en América Latina y el Caribe 2018, OECD Publishing, París.
- Organización de Naciones Unidas (2015) "Transformar nuestro mundo: la agenda 2030 para el desarrollo sostenible", Resolución aprobada por la Asamblea general, A/70/L.1.
- Orcutt, G. (1957), “A new type of socio-economic system”, Review of Economic and Statistics 58, 773–797.
- Palma, G. (2006), "Globalizing inequality: `centrifugal and centripetal' forces at work", DESA Working paper 35, New York.
- Palma, G. (2011), "Homogeneous middles vs heterogeneous tails, and the end of the `inverted-U': the share of the rich is what is all about", Cambridge Working Papers in Economics 1111, Cambridge.
- Pareto, V. (1896), « La courbe de la répartition de la richesse », en Ecris sur la courbe de la répartition des richesses, Editado por G. Busino, Librairies Droz, 1965. [en línea: <https://www.droz.org/france/fr/2694-9782600040211.html>]
- Petrei, H., Trejos, J. D. y Thompson, E. (2006), El gasto público en Costa Rica. Serie de Estudios Económicos y Sectoriales, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Pickett, K., y R. Wilkinson (2010), “The Spirit Level”, rev. ed. London: Penguin.
- Piketty, T. (2001), Les hauts revenus en France au XXe siècle. Inégalités et redistributions (1901-1998), Editions Grasset & Frasquelle, Paris.
- \_\_\_\_\_ (2003), "Income inequality in France, 1901-1998", Journal of Political Economy, vol. 111, N.5, University of Chicago.
- \_\_\_\_\_ (2013), “El Capital en el siglo XXI”, Fondo de Cultura Económica.
- Piketty, T., E. Saez y G. Zucman (2016), Distributional National Accounts: methods and estimates for the United States, NBER 22945, Cambridge MA.
- \_\_\_\_\_ (2016), Distributional National Accounts: methods and estimates for the United States, Quarterly Journal of Economics, vol. 133, Issue 2.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), (2013), “The Rise of the South: Human Progress in a Diverse World: Human Development Report 2013”, United Nations Development Programme, New York.
- \_\_\_\_\_ (2013), “Desigualdad multidimensional y dinámica de la pobreza en Uruguay en los años recientes”, por Colafranceschi, F., E. Failache y A. Vigorito. Capítulo 2 de Uruguay, El Futuro en Foco, Cuadernos sobre desarrollo humano. Montevideo, Uruguay.
- Pyatt, G., (1976), “On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients”, Economic Journal, Vol. 86.
- Ravallion, M. (2011). “On multidimensional indices of poverty”, Policy Research Working Paper Series 5580, Banco Mundial.
- \_\_\_\_\_ (2014), “Income inequality in the developing world”. Science, Vol. 344, Issue 6186, pp. 851-855.
- Rawls, J. (1971), “A Theory of Justice”, Harvard University Press.
- Roemer, J. (1998), “The Equality of Opportunities”, Harvard University Press, Cambridge.
- Rossignolo, D., N. Oliva y N. Villacreses (2017), "Cálculo de la concentración de los altos ingresos sobre la base de los datos impositivos. Un análisis para el Ecuador", Serie Macroeconomía del Desarrollo N. 184, Santiago de Chile.



- Sen, A.K. (1973), *On economic inequality*, Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_ (1977), "On weights and measures: informational constraints in social welfare analysis", *Econometrica*, Vol. 45, pp. 1539–1572.
- \_\_\_\_\_ (1992), *Inequality Reexamined*, Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_ (2009), "Equality of What?", *The Tanner Lecture on Human Values*.
- \_\_\_\_\_ (2009), "The Idea of Justice", Harvard University Press.
- Shapley, L. (1953). "A value for n-person games", in: H. W. Kuhn and A. W. Tucker (eds.), *Contributions to the Theory of Games*, Vol. 2 (Princeton, N.J.: Princeton University Press).
- Shorrocks A. F. (1999). "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on Shapley Value", University of Essex and Institute for Fiscal Studies, mimeo.
- \_\_\_\_\_ (1980), "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, Vol. 48 (3): pp. 613-625.
- \_\_\_\_\_ (1983), "Ranking income distributions", *Economica*, Vol. 50 (197).
- Smirnov, N. V., (1933), "Estimate of deviation between empirical distribution functions in two independent samples", *Bulletin Moscow University* 2: 3–16.
- Standing, G. (2017), *Basic Income: and how we can make it happen*, A pelican introduction, Penguin Books.
- Stiglitz, J., A. Sen y J. Fitoussi (2015), "Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress".
- \_\_\_\_\_ (2012), "The Price of Inequality", W. W. Norton & Company, New York.
- Todd, P. y K. Wolpin, (2002), "Using Experimental Data to Validate a Dynamic Behavioral Model of Child Schooling and Fertility: Assessing the Impact of a School Subsidy Program in Mexico", University of Pennsylvania, Population Studies Center, Philadelphia.
- Tomas More (1516), *Utopia*, Ediciones Brontes S.L. [en línea: <http://www.biblioteca.org.ar/libros/300883.pdf>]
- Tromben, V. (2016), "Gasto social y ciclo económico en América Latina y el Caribe", serie Políticas Sociales, No. 219, LC/L.4245, Santiago de Chile.
- Trucco, D. y H. Ullmann (eds.) (2015), *Juventud: realidades y retos para un desarrollo con igualdad*, Libros de la CEPAL, No. 137 (LC/G.2647-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Tsui, K.Y., (1995), "Multidimensional generalizations of the relative and absolute inequality indices: the Atkinson-Kolm-Sen approach", *Journal of Economic Theory*, Vol. 67, pp. 251–265.
- \_\_\_\_\_ (1999), "Multidimensional inequality and multidimensional generalized entropy measures: an axiomatic derivation", *Social Choice and Welfare*, Vol. 16, pp. 145–157.
- Tukey, J. W., (1977), *Exploratory Data Analysis*. Reading, MA: Addison–Wesley.
- United Nations Economic Commission for Europe - UNECE (2011), *Canberra Group handbook on household income statistics*, 2nd edition. [disponible en: [http://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/groups/cgh/Canbera\\_Handbook\\_2011\\_WEB.pdf](http://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/groups/cgh/Canbera_Handbook_2011_WEB.pdf)]
- Van Parijs, P. y Y. Vanderborght (2017), *Basic Income. A radical proposal for a free society and a sane economy*, Harvard University Press, Londres.
- Villatoro, P, y S. Cecchini (2018), ¿Cuál es el alcance de las transferencias no contributivas en América Latina? Discrepancias entre encuestas y registros, Serie Estudios estadísticos y prospectivos N. 96, LC/TS.2018/46, Santiago.
- Villatoro, P (2015), Ajuste de los ingresos de las encuestas a las Cuentas Nacionales: una revisión de la literatura, Serie Estudios Estadísticos N. 91, LC/L.4002, Santiago de Chile.
- Welch, F. (1999), "In Defense of Inequality", *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, pp. 1-17.
- Zucman, G. (2015), *The Hidden Wealth of Nations*, University of Chicago Press.

# DOCUMENTOS DE PROYECTOS

En este documento se presenta una serie de herramientas para el estudio de las múltiples desigualdades socioeconómicas que caracterizan a los países de América Latina y el Caribe y del análisis del efecto redistributivo de las políticas públicas sociales y tributarias. En él se describen algunas de las principales herramientas de análisis de las desigualdades socioeconómicas que pueden ser usadas sobre variables monetarias y no monetarias, poniendo de relieve que la desigualdad tiene múltiples expresiones en la sociedad. Asimismo, se presentan herramientas para estudiar la incidencia redistributiva de las políticas sociales y tributarias ex post, analizando las fuentes de información necesarias y los alcances y las limitaciones de la utilización de las encuestas de hogares para estos fines, así como las definiciones básicas de los ingresos. También se indaga en el uso de registros administrativos para medir la desigualdad del ingreso, a fin de suplir la ausencia de información en las encuestas de hogares sobre los ingresos más altos.