

Política tributaria, distribución del ingreso y diferencias de género en el Perú. *

ERICK LAHURA **

Banco Central de Reserva del Perú
erick.lahura@bcrp.gob.pe

CRISTIÁN SEGOVIA ***

Ministerio de Economía y Finanzas del Perú
csegovia@mef.gob.pe

30 de noviembre de 2021

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar empíricamente el efecto distributivo de la política tributaria en el Perú, tomando como referencia el cambio de las tasas del impuesto a las rentas del trabajo y de fuente extranjera (Ley N° 30296 del año 2014) que entró en vigencia en el año 2015. Para ello se analiza la distribución de dichos ingresos en los años 2014 y 2015, antes y después del pago de impuestos, a nivel agregado y por género. El análisis se basa en tres indicadores de desigualdad (Gini, Generalizados de Entropía y Atkinson) y dos indicadores de bienestar (Atkinson y Sen). Adicionalmente, se construyen Curvas de Lorenz Interdistribucionales para analizar las diferencias entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución de ingresos. Los resultados muestran que, si bien los impuestos a las rentas del trabajo y de fuente extranjera son progresivos y su pago reduce la desigualdad, la distribución de dichos ingresos se hizo más desigual en el año 2015 luego del cambio tributario, tanto a nivel agregado como desagregado por género. Por otra parte, se encuentra que la posición relativa de las mujeres mejora luego del pago de impuestos y también luego del cambio tributario del año 2015, lo que refleja un efecto progresivo en género. Finalmente, un análisis más detallado de los resultados indican que la mejora en la posición relativa de las mujeres luego del pago de impuestos solo se refleja en los deciles de ingresos más altos, mientras que la mejora relativa producto del cambio tributario se observa a lo largo de toda la distribución de ingresos, a excepción de un decil.

Palabras clave : Impuesto a la renta del trabajo, desigualdad, Gini, distribución del ingreso.

Clasificación JEL : H23, H24

*Este trabajo se basa en la Tesis de Maestría en Economía de Cristián Segovia en la Pontificia Universidad Católica del Perú (Segovia, 2020). Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Luis Alberto Arias, Adrián Armas, Eduardo Moreno, María Paula Vargas y Marco Vega, así como también las valiosas conversaciones que Cristián Segovia sostuvo con John Bishop y Lester Zeager. Las opiniones expresadas en esta investigación corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las cuales están afiliados.

**Subgerencia de Investigación Económica, Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Profesor del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú y del Departamento de Ingeniería Económica de la Universidad Científica del Sur.

***Viceministerio de Hacienda, Ministerio de Economía y Finanzas del Perú.

1. INTRODUCCION

La política fiscal es la herramienta más importante con la que cuenta el Estado para promover el crecimiento sostenido de la economía y el desarrollo. En particular, la tributación cumple un rol fundamental pues genera los recursos necesarios para financiar la provisión de bienes y servicios públicos y garantizar un entorno favorable para la inversión privada y el crecimiento sostenido de la economía. Además, la política tributaria puede contribuir en la reducción de la desigualdad en el ingreso a través de un sistema tributario progresivo, en el cual la tasa impositiva sea mayor para las personas con mayores ingresos.

Por otro lado, la búsqueda de la igualdad entre hombres y mujeres es una tendencia creciente a nivel mundial. Por ejemplo, como lo señalan Fernández et al. (2021), el crecimiento con inclusión no se puede lograr sin igualdad de género dado que las mujeres constituyen el 50 por ciento de la población mundial. Por su parte, la OECD viene impulsando la importancia de evaluar los efectos de cambios en la política tributaria sobre las desigualdades de género, especialmente luego de la pandemia del COVID-19¹. En el caso de Perú, la búsqueda de la igualdad entre mujeres y hombres se ha enfatizado a nivel de Estado a través de diversas iniciativas².

El objetivo de esta investigación es explorar los efectos distributivos de la política tributaria en el Perú, tanto a nivel agregado como desagregado por género. Para ello, se explota la base de datos utilizada por Lahura (2016), la cual será utilizada por primera vez para el análisis de la desigualdad del ingreso por género. Esta base de datos es única pues cuenta con la información (anónima) de ingresos antes y después de impuestos de cada una(o) de las(los) trabajadoras(es) en el sector formal del Perú, por tanto, se cuenta con información de más de 5 millones de contribuyentes para los años 2014 y 2015. La importancia de analizar estos dos años se debe a que en el año 2014 se promulgó la Ley N° 30296, la cual estableció un cambio en las tasas impositivas a partir del 1 de enero de 2015 para las rentas del trabajo y de fuente extranjera. De esta manera, este trabajo evalúa los efectos distributivos de: (i) el pago de impuestos directos en cada año, y (ii) el cambio en las tasas impositivas del año 2015.

Para medir la desigualdad de ingresos se utilizarán tres indicadores de desigualdad: el índice de Gini, los índices Generalizados de Entropía y el índice de Atkinson; además de dos índices de bienestar: el índice de Atkinson, basado en la función de ingreso equivalente igualitariamente distribuido, y el índice de Sen, basado en el índice de Gini. Asimismo se construirán las denominadas Curvas de Lorenz Interdistribucionales para medir diferencias entre mujeres y hombres a lo largo de la distribución de ingresos.

Las principales conclusiones que se obtienen a partir de este análisis son las siguientes: la medición de estos indicadores de desigualdad indican que, en primer lugar, la distribución de hombres es más desigual que la distribución de mujeres, tanto antes como después de impuestos; sin embargo, tanto en 2014 como en 2015, los hombres presentan una mejor

¹Este tema fue abordado en el evento “OECD March on Gender 2021”, <https://www.oecd.org/tax/tax-policy/presentation-march-on-gender-2021-in-tax-gender-blind-is-not-gender-neutral.pdf>

²En el año 2012, el Ministerio de la Mujer y Poblaciones Vulnerables (MIMP) presentó el Plan Nacional de Igualdad de Género 2012-2017 (MIMP, 2012) con el objetivo de garantizar el cumplimiento de estos derechos hacia las mujeres. Este plan ha sido actualizado recientemente bajo el nombre de Política Nacional de Igualdad de Género (se promulgó en abril de 2019 bajo Decreto Supremo N° 008-2019-MIMP. https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/305292/ds_008_2019_mimp.pdf)

medida de bienestar que las mujeres, lo cual indica diferencias entre ambos subgrupos previo al pago de impuestos, con una posición favorable del grupo de hombres. En segundo lugar, se observa que estas diferencias se reducen con la aplicación de impuestos directos, tanto en 2014 como en 2015, lo cual indica un efecto progresivo en género del sistema impositivo en el Perú. En tercer lugar, se observa que el cambio en las tasas impositivas también produce un efecto progresivo en género, al reducir diferencias entre mujeres y hombres en las distribuciones de ingreso posimpositivas de 2014 y 2015. Finalmente, un análisis más detallado de estos indicadores demuestra que el pago de impuestos directos mejora la situación relativa de las mujeres solo en los deciles más altos de ingresos, mientras que el cambio en las tasas impositivas mejora la situación relativa de las mujeres a lo largo de toda la distribución de ingresos, a excepción del decil 8.

Este trabajo se enmarca dentro de la literatura sobre la medición de la desigualdad de ingresos y los efectos de la política tributaria sobre la desigualdad (Apps, 1981; Silber, 1999; Haughton y Khandker, 2009; Rosen, 1976; Lambert, 1993, entre otros). Además, se vincula a la literatura sobre políticas tributarias basadas en género, es decir, contribuye a la medición de indicadores de desigualdad que permitan establecer diferencias entre mujeres y hombres dentro de un territorio, además de determinar si una política contribuye a la reducción de esta desigualdad y, por ende, si constituye una política “progresiva en género”; de manera similar a lo realizado por Apps (2017); Lahey (2010, 2015, 2018) y Stewart (2017). Sin embargo, este trabajo se diferencia de aquellos análisis pues se utilizará una metodología de medición de indicadores de desigualdad para evaluar la progresividad en género de políticas impositivas. Además, hasta donde se tiene conocimiento, no existe registro de propuestas ni investigaciones que hayan incluido la discusión sobre igualdad/desigualdad de género en temas tributarios para el caso peruano³.

La estructura del resto del documento es como sigue. La sección 2 presenta una breve revisión de la literatura empírica sobre la medición de la desigualdad del ingreso y su relación con la política tributaria; en la sección 3 se describen y discuten los distintos indicadores de desigualdad y de bienestar que se utilizan; la sección 4 describe la información utilizada y algunos hechos estilizados para el caso peruano; la sección 5 presenta los resultados y la sección 6 expone las principales conclusiones.

2. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA

Las formas de medir la desigualdad de ingresos y los efectos de la política tributaria sobre ella han sido ampliamente estudiados en la literatura desde hace más de un siglo (ver Apps, 1981). Existen distintas propuestas para medir la desigualdad (Silber, 1999; Haughton y Khandker, 2009); así como evaluaciones para distintos tipos de impuestos y los diferentes impactos que tienen en la economía (Rosen, 1976; Lambert, 1993). Entre los indicadores más utilizados se encuentra el índice propuesto por Gini (1912), aquel formulado por Theil (1967) y la proposición de Atkinson (1970), los cuales serán utilizados en este trabajo para evaluar el efecto de políticas tributarias en el Perú.

Estas mediciones en la literatura corresponden, en general, a una medición “agregada” de la desigualdad, es decir, cuál es el impacto de los impuestos sobre la distribución de ingresos

³Arias (2011, 2018); Pecho et al. (2011) son ejemplos de propuestas de mejoras al sistema tributario peruano, sin embargo, estas no incorporan elementos relacionados a las diferencias de género.

en la **población general** (se considera el ingreso de todos los individuos en la población). Sin embargo, pocos trabajos han aplicado una medición “desagregada” de la desigualdad, es decir, realizar una medición de brechas de ingresos para **subgrupos de la población** (en especial, para mujeres y hombres), a través de una metodología de descomposición de indicadores de desigualdad (Deutsch y Silber, 1999; Heshmati, 2004, presentan una revisión de estos trabajos). Además, y de manera importante, no se tiene conocimiento de trabajos que utilicen una medición desagregada de la desigualdad para evaluar el efecto tributario sobre subgrupos de la población. Esto es, no se conoce de estudios que apliquen la medición desagregada de desigualdad para distribuciones de ingresos antes y después de impuestos.

Lustig et al. (2014) utilizan un panel de países⁴ para comparar cambios en el índice de Gini, a partir de distintas definiciones de ingresos (ingresos \pm impuestos y transferencias)⁵. Los autores encuentran que el índice de Gini disminuye en cada país en la medida que se aplican impuestos y transferencias, donde el principal efecto reductor se encuentra dado por las transferencias en Educación y Salud (ver Lustig et al., 2014, tabla 2).

En especial, para el caso de Perú, se presentan las mediciones de Jaramillo (2014) quien utiliza datos provenientes de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) para la construcción de las definiciones de ingreso que permitan medir la incidencia de los impuestos y el gasto social. En particular, el autor encuentra que el cambio en la desigualdad, medida por el índice de Gini, a partir de la aplicación de impuestos directos es de 0.6 puntos Gini (de 0.504 a 0.498), lo cual está por debajo del efecto que tienen políticas fiscales de países con un desarrollo económico similar al de Perú (Lustig et al., 2014).

Por otra parte, Jaramillo (2014) presenta la incidencia tanto de los impuestos directos, como de los impuestos indirectos, para cada decil de ingresos de la población. En el primer caso, se tiene que estos impuestos afectan solamente a los deciles más ricos pero con una baja incidencia (el decil 9 reduce apenas 0.5% de sus ingresos, mientras que el decil 10 lo hace en 3.3%). Por su parte, los impuestos indirectos afectan negativamente a cada decil de ingresos, sin embargo, los deciles 6 a 10 reducen sus ingresos en mayor proporción que los deciles 1 a 5, lo cual es un indicativo de que ambos impuestos sean progresivos. El autor encuentra que el índice de Kakwani para ambos casos es positivo, lo cual confirma esta premisa⁶. Este resultado contrasta con lo presentado por Haughton (2005), quien encuentra que el índice de Kakwani es negativo para impuestos indirectos, por lo cual estos impuestos serían regresivos, siendo además, Perú, el país de la región Andina donde el 40% más pobre paga una mayor proporción del IGV con un 19% (ver Barreix et al., 2011, cuadro 9). Finalmente, tanto Jaramillo (2014) como Haughton (2005) coinciden en que los impuestos directos son progresivos en su recaudación, pero con un impacto redistributivo muy bajo.

Por otro lado, existe una rama de la literatura que aplica mediciones desagregadas de desigualdad para evaluar brechas de ingresos por género (tomando la distribución de ingresos pospositiva de mujeres y hombres). El objetivo de estas mediciones desagregadas es estimar cuánto de la desigualdad general está explicada por una desigualdad entre subgrupos de la

⁴En específico, el estudio evalúa efectos redistributivos en países de “ingresos medios” como Argentina, Bolivia, Brasil, México, Perú y Uruguay.

⁵Los autores utilizan cinco definiciones de ingreso en su análisis: Ingreso de Mercado, Ingreso Neto de Mercado, Ingreso Disponible, Ingreso Consumible e Ingreso Final (ver gráfico A.1 para conocer las diferencias entre estas definiciones de ingreso).

⁶No obstante, Jaramillo (2014) denomina al efecto de los impuestos indirectos en Perú como “neutral”, dado un valor del índice de Kakwani muy cercano a 0 (igual a 0.015).

población⁷. En primer lugar, Kaya y Senesen (2010) aplican una descomposición del índice de Gini a través del método de descomposición de Dagum y encuentran que una parte significativa del indicador de Gini está explicada por las brechas entre mujeres y hombres. Además, estas brechas difieren entre distintos sectores de la población. Por ejemplo, la brecha de ingresos entre mujeres y hombres es mayor en el sector privado que en el sector público; en el área urbana que en el área rural; y entre aquellos sin educación que entre aquellos con mayor educación.

Por su parte, Deutsch y Silber (2007) y Zandvakili (2000) presentan una descomposición del índice de Theil, en lo que se denominan componentes *within* y *between* (ver sección 3 para más detalles). Ambos estudios demuestran que este segundo componente explica solamente alrededor de un 10% de la desigualdad total. Es decir, las brechas de género explican solo una pequeña parte de la desigualdad general en la población. A pesar de ello, Zandvakili (2000) muestra que esta diferencia se ha ido acortando en el tiempo, lo cual se explica, principalmente, por mejoras en las oportunidades laborales para las mujeres.

Finalmente, Blackorby et al. (1981) aplica una descomposición del índice de Atkinson para medir desigualdades entre subgrupos de la población, en lo que denomina desigualdades absolutas (equivalente al componente *within* en el índice de Theil) y desigualdades relativas (equivalente al componente *between* en Theil), y compara sus valores para distintas regiones dentro de Canadá. En especial, Blackorby et al. (1981) encuentra que la región con menores brechas salariales de género corresponde a Québec. Sin embargo, esta conclusión cambia si se utiliza un índice de desigualdad como el de Kolm-Pollack, el cual corresponde a un indicador de bienestar.

Dado que los resultados presentados por Blackorby et al. (1981) difieren según el tipo de indicador que se utilice, este trabajo incorporará el cálculo de indicadores basados en una función de bienestar social, similar al índice de Kolm-Pollack, pero tomando en consideración las definiciones propuestas por Atkinson (1970) y Sen (1976), con la finalidad de verificar que el cambio en las brechas salariales tengan un mismo sentido para distintos tipos de indicadores de desigualdad. La sección 3 presenta la definición y explicación de cada uno de estos índices.

3. METODOLOGÍA: INDICADORES DE DESIGUALDAD Y BIENESTAR

A continuación, se presentará la formulación de los índices de desigualdad y de bienestar que serán estimados con la finalidad de medir desigualdades en la población, tanto a nivel general como entre subgrupos (mujeres y hombres) de la población. En esta sección se presentará la formulación realizada por Jenkins (1999)⁸, ya que esta será la forma en que se estimarán los índices en la sección 5. Además, se complementará su formulación con los comentarios realizados por Sen (2001) acerca de estos índices, para un mejor entendimiento de ellos.

⁷Considerar que, hasta donde se tiene conocimiento, no existen trabajos que presenten una medición de indicadores de desigualdad desagregados para Perú.

⁸Solo se introducirá una pequeña especificación en este trabajo: dado que la base de datos no fue obtenida a partir de un diseño muestral, cada peso w_i en las ecuaciones de Jenkins (1999) será igual a 1.

3.1. Índice de Gini

Sea Y_i el ingreso de cada individuo $i = 1, \dots, N$, y $\mu = \bar{Y}$ el ingreso medio aritmético. El índice de Gini —atribuido a Gini (1912) y ampliamente utilizado en la literatura— será calculado de la siguiente manera:

$$G = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{\mu N^2} \left[\sum_{i=1}^N (N - i + 1) Y_i \right].$$

Sen (2001) expone dos puntos importantes respecto a este indicador: por una parte, es posible entender el índice de Gini a partir de la construcción de la curva de Lorenz, es decir, ordenando los ingresos de menor a mayor y verificando el porcentaje de ingresos que es generado por cierto porcentaje de la población. Si todos los ingresos son iguales, ambos porcentajes son iguales en cada punto, con lo cual se forma una diagonal. Para cualquier otra distribución de ingresos, tendremos una curva que estará por debajo de esta diagonal. Con esto, el índice de Gini corresponderá a “la razón de la diferencia entre la línea de igualdad absoluta (la diagonal) y la curva de Lorenz a la región triangular que se encuentra debajo de la diagonal” (Sen, 2001, p. 47). Si esta razón es igual a cero se tiene igualdad absoluta (curva de Lorenz es igual a la diagonal); mientras que una razón igual a 1 indica que la curva de Lorenz es igual a la región triangular, lo cual sucede únicamente si todos los ingresos están concentrados en un solo individuo. Cualquier otro caso indicará un valor de Gini entre 0 y 1.

Por otra parte, el autor expone que el índice de Gini no es descomponible aditivamente, razón por la cual este trabajo no presentará una evaluación de brechas de género utilizando descomposiciones del índice de Gini.

3.2. Índice de Kakwani

El índice de progresividad de los impuestos (P_T) propuesto por Kakwani (1977) se define como:

$$P_T = C_T - G_{ai},$$

donde G_{ai} corresponde al índice de Gini para ingresos antes de impuestos y C_T al índice de concentración de impuestos, calculado a partir de la curva de concentración de impuestos que indica la proporción de impuestos que paga cierta proporción de la población, ordenados ascendientemente por su nivel de ingresos⁹.

Si las tasas impositivas son estrictamente proporcionales al nivel de ingresos, entonces la curva de concentración será igual a la curva de Lorenz, y por tanto P_T será igual a 0. Un valor positivo de P_T indicará que las personas con mayores ingresos pagan, proporcionalmente, una tasa superior de impuestos que las personas con menores ingresos (impuestos son progresivos, pues reducen la desigualdad). Lo contrario ocurre si P_T es menor que 0 (impuestos son regresivos, pues aumentan la desigualdad).

⁹Gráficamente, P_T será dos veces el área entre la curva de concentración de impuestos y la curva de Lorenz de ingresos antes de impuestos (Kakwani, 1977).

3.3. Índices Generalizados de Entropía

Los índices Generalizados de Entropía (GE) en el contexto de desigualdad económica se definen de la siguiente manera:

$$\text{GE}(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha - 1)} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{Y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right], \alpha \neq 0, 1,$$

$$\text{GE}(0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log \frac{\mu}{Y_i},$$

$$\text{GE}(1) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{Y_i}{\mu} \log \frac{Y_i}{\mu},$$

$$\text{GE}(2) = \frac{1}{2Nm^2} \sum_{i=1}^N (Y_i - \mu)^2.$$

El parámetro α regula las diferencias entre ingresos en distintas partes de la distribución, por tanto, corresponde a un parámetro de sensibilidad del índice GE ante cambios en los ingresos. Atkinson (1970) realiza un análisis detallado de sensibilidad de estos parámetros. En el caso de $\alpha = 0$, el índice GE es equivalente a la desviación media logarítmica (aritmética); para $\alpha = 1$, el índice GE es equivalente al índice propuesto por Theil (1967); mientras que con $\alpha = 2$, se obtiene la mitad del coeficiente de variación al cuadrado.

Desviación media logarítmica. La principal ventaja de incorporar logaritmos a la estimación es que esta transformación permite comprimir los niveles de ingresos, lo cual suaviza el efecto de la desigualdad, al disminuir la desviación. Esto permite asignar mayor importancia a las transferencias de ingresos en el extremo inferior, y por tanto, un indicador de estas características es sensible a la existencia de ingresos menores (Sen, 2001). De acuerdo con Atkinson (1970), esta es una propiedad deseable, y que por tanto debiese ser exigida.

Índice de Theil. A pesar de que, conceptualmente, el índice planteado por Theil (1967) puede ser poco intuitivo e incluso un tanto confuso¹⁰, su utilización tiene una importante ventaja, pues este índice cumple con 3 propiedades deseables de los índices de desigualdad: constancia de la duplicación¹¹, independencia de la media¹² y la condición de Pigou-Dalton¹³. Por esta razón, el índice de Theil ha sido ampliamente estudiado y utilizado en la literatura.

Coefficiente de variación. El coeficiente de variación es un índice que neutraliza el efecto de la varianza, la cual acentúa las diferencias más alejadas de la media al considerar el cuadrado de las distancias de los ingresos individuales a la media. Sin embargo, este efecto neutralizador del coeficiente de variación no es del todo deseable, ya que la existencia de

¹⁰En palabras de Sen: “Dada la asociación de la entropía en el contexto de la termodinámica con el cataclismo final, es posible que necesitemos algo de tiempo para habituarnos a la entropía como algo bueno (‘¡Qué bueno, la entropía está aumentando!’)” (Sen, 2001, p. 53). Esto se da porque una reducción del índice de Theil, la cual implica mayor equidad, se genera producto de un aumento de la entropía.

¹¹La medida de desigualdad no varía ante duplicaciones o replicaciones de la población.

¹²También conocida como escala invariante o ingresos homogéneos. Un índice de desigualdad cumple esta propiedad si es homogéneo de grado cero en todos los ingresos (Shorrocks, 1984).

¹³Cualquier transferencia de una persona más pobre a una persona más rica debe aumentar la desigualdad (Dalton, 1920).

ingresos altos y de transferencias entre estos individuos, generará problemas de sensibilidad de esta medida (Sen, 2001).

Esta sensibilidad tendrá importantes implicancias axiomáticas que se deben considerar: “Si las transferencias tienen un efecto mayor a ingresos menores, el efecto reductor de la desigualdad progresiva entre personas relativamente más pobres deberá superar al efecto incrementador de la desigualdad de la transferencia regresiva entre personas relativamente más ricas” (Sen, 2001, pp. 172-173). Si se considera esta propiedad como deseable, la medida basada en el coeficiente de variación no debiera ser una medida a utilizar, pues no cumplirá en todos los casos con aquello (Dasgupta et al., 1973). Por tanto, teniendo en cuenta esta observación, se excluirá la medida $GE(2)$ de la presentación de resultados realizada en la sección 5.

Los índices Generalizados de Entropía poseen una importante propiedad que otros índices no contemplan; estos pueden ser descomponibles aditivamente en dos términos explicativos: un componente *within* (o desigualdad dentro del subgrupo) y un componente *between* (desigualdad entre dos o más subgrupos). Esto es, podemos definir $GE(\alpha)$ como:

$$GE(\alpha) = GE_W(\alpha) + GE_B(\alpha),$$

donde $GE_W(\alpha) = \sum_{k=1}^K v_k^{1-\alpha} s_k^\alpha GE_k(\alpha)$, con $v_k = \frac{N_k}{N}$ y s_k como fracciones de población y de ingresos, respectivamente, para cada subgrupo $k = 1, \dots, K$ respecto del total poblacional, y con $GE_k(\alpha)$ calculada como si cada subgrupo fuera una población separada; y donde $GE_B(\alpha)$ es derivado asumiendo que cada persona dentro de un subgrupo k recibió el ingreso promedio del subgrupo, μ_k (Jenkins, 1999).

De acuerdo con Sen (2001), esta descomponibilidad se enmarca dentro del análisis de varianza (o ANOVA); esto es, cuánto de la varianza de una variable (tal como el ingreso) puede ser “explicado” por características relevantes, en este caso, el sexo. Una vez se calculan los términos $GE_W(\alpha)$ y $GE_B(\alpha)$, se calcula la razón del término entre grupos a la varianza total, $GE_B(\alpha)/GE(\alpha)$, en el cual se centrará nuestro interés.

Finalmente, Shorrocks (1980) demuestra que la familia de índices Generalizados de Entropía corresponde a la única medida aditivamente descomponible que cumple con las propiedades de independencia de media y homogeneidad poblacional. Además, $GE(0)$ y $GE(1)$ son las únicas medidas donde los coeficientes de descomposición son independientes de la contribución del término *between*. De estos, solo $GE(0)$ presenta independencia de los coeficientes de descomposición de las medias en subgrupos de la población. Por lo tanto, se debe prestar especial atención a los resultados obtenidos por este indicador —correspondiente, como se mencionó anteriormente, a la desviación media logarítmica.

3.4. Índice de Atkinson

El índice presentado por Atkinson (1970) corresponde a una medida basada en el ingreso equivalente igualmente distribuido (Y_e) —ingreso que si fuera igualmente distribuido produciría el mismo nivel de bienestar social que la distribución original— el

cual se define formalmente como:

$$Y_e(\varepsilon) = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i)^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1.$$

$$Y_e(1) = \exp \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log Y_i \right).$$

A partir de Y_e se construye el índice de Atkinson definido como:

$$A(\varepsilon) = 1 - \frac{Y_e(\varepsilon)}{\mu},$$

donde ε corresponde al grado de aversión a la desigualdad.

El índice de Atkinson indica que existe total igualdad cuando su medida es igual a 0. Esto es, $Y_e = \mu$. Dada la concavidad de Y_e , este valor nunca será mayor a μ , por tanto, el límite inferior del índice de Atkinson está dado por 0; mientras que el límite superior está dado por 1. Por tanto, para toda distribución, el valor de $A(\varepsilon)$ debe estar entre 0 y 1.

A diferencia de los índices Generalizados de Entropía, el índice de Atkinson no es descomponible aditivamente. Si bien es posible calcular los términos *within* y *between* de manera similar que en el caso anterior, existirá un término residual negativo que completará la descomposición (Blackorby et al., 1981), lo cual tendrá consecuencias en la interpretación del índice descompuesto al comparar coeficientes de descomposición proveniente de distintas distribuciones de ingresos. Sin embargo, este índice sí cumple con una propiedad deseable en los índices de desigualdad —y que el índice GE también cumple— denominada consistencia subgrupala. Esta propiedad “requiere que si aumenta la desigualdad entre los hombres, mientras que no cambia la desigualdad entre las mujeres, entonces la desigualdad total deberá registrar también un aumento” (Sen, 2001, pp. 184-185). Dado esto, solo se considerará la utilización de este índice en mediciones de desigualdad absoluta (y no, relativa) para subgrupos de la población¹⁴.

3.5. Índices de bienestar

Si bien, los índices de Atkinson presentados anteriormente no son aditivamente descomponibles, los índices de bienestar basados en la misma función de ingreso equivalente igualitariamente distribuido, Y_e , para valores de $\varepsilon \leq 1$, sí lo son (Blackorby et al., 1981).

Sea ε el grado de aversión a la desigualdad, se definen los índices de bienestar basados en Y_e como

$$W(\varepsilon) = \frac{Y_e(\varepsilon)^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}, \quad \varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1.$$

$$W(1) = \log Y_e(1).$$

¹⁴Esto es, se calculará el índice de Atkinson para subgrupos de mujeres y hombres, y a nivel de población general. Sin embargo, no se considerará este índice para medir la posición relativa de las mujeres respecto a los hombres, dado que no es posible descomponer aditivamente esta medida.

Estos índices de bienestar son una función creciente de un promedio generalizado de orden $(1 - \varepsilon)$ (Jenkins, 1999). Además, estos son aditivamente descomponibles en

$$W(\varepsilon) = \sum_{k=1}^K v_k W_k(\varepsilon).$$

Por otra parte, el índice de bienestar propuesto por Sen (1976) presenta una posibilidad diferente de estimar, en términos de bienestar, la desigualdad en la población y en subgrupos de ella. La principal diferencia entre estos índices es que el índice de bienestar de Sen está basado en el cálculo del índice de Gini, mientras que el de Atkinson hace lo propio con la función de ingreso equivalente igualitariamente distribuido, Y_e .

El índice de bienestar de Sen se define como

$$S = \mu(1 - G),$$

donde μ indica los ingresos medios de la población o subgrupo de la población, y G corresponde al coeficiente de Gini.

3.6. Curvas de Lorenz Interdistribucionales

Para evaluar cambios en la distribución de ingresos en subgrupos de la población, Bishop et al. (2003, 2004) proponen utilizar la metodología de descomposición de la curva de Lorenz planteada por Butler y McDonald (1987). Esta descomposición permite construir las denominadas Curvas de Lorenz Interdistribucionales (ILC por sus siglas en inglés), las cuales Bishop et al. (2003, 2004) definen de la siguiente manera:

Sea τ un nivel de ingresos fijo. Se puede definir el h -ésimo momento parcial para $x < \tau$ de la función de densidad $f(x)$ como

$$M(\tau, h, x) = \int_0^\tau x^h f(x) dx = \int_0^\infty (xI_\tau^x)^h dF(x) = E[(xI_\tau^x)^h].$$

Para $h = 0$ el momento parcial se reduce a $F(\tau)$, lo cual involucra acumular fracciones de la población. Siguiendo a Butler y McDonald (1987), se define el momento incompleto normalizado de x para $x \leq \tau$ como

$$\phi(\tau, h, x) = \frac{M(\tau, h, x)}{E(x^h)},$$

donde $E(x^h) = \lim_{\tau \rightarrow \infty} M(\tau, h, x)$. Para $h = 1$ el momento incompleto normalizado es una *Ordenada de Lorenz*.

Para ver esto, Bishop et al. (2003, 2004) consideran la siguiente definición de la curva de Lorenz propuesta por Bishop et al. (1994)

$$\phi(\tau, 1, x) = \mu_x^{-1} \int_0^\tau x f(x) dx = \mu_x^{-1} \int_0^\infty x I_\tau^x dF(x) = \frac{E[xI_\tau^x]}{E(x)},$$

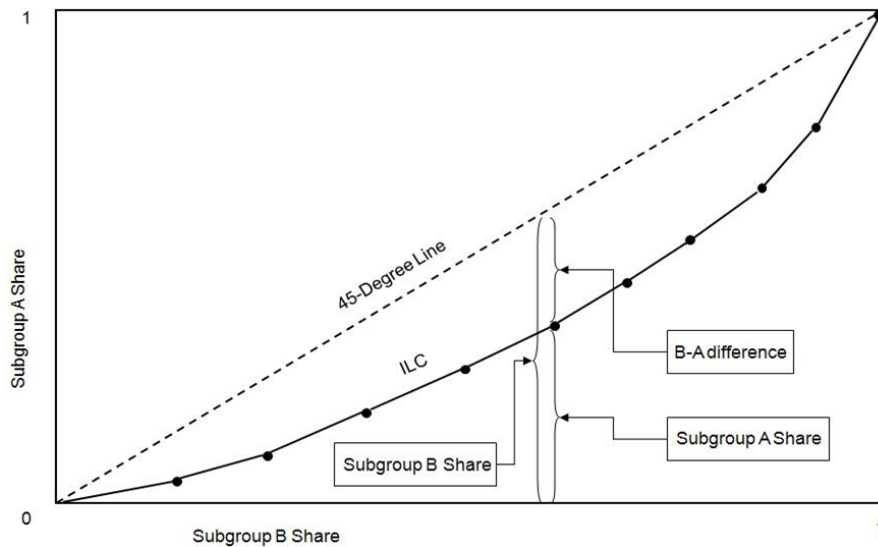
donde $E(x)$ es el promedio de x . Así, se puede interpretar $\phi(\tau, 1, x)$ como la proporción de ingresos en x recibidos por individuos con ingresos x , menores o iguales al ingreso fijo τ . Además, esta función podrá ser descompuesta por $\phi(\tau, 1, x^{(k)})$ para $k = 1, 2, \dots, K$ tal que

$$\phi(\tau, 1, x) = \sum_{k=1}^K P^{(k)} \phi(\tau, 1, x^{(k)}), \text{ donde } P^{(k)} = E[xG_k^x]/E(x).$$

Dado que los índices de desigualdad y de bienestar definidos en esta sección corresponden a mediciones a partir de cambios en los ingresos, en este trabajo se utilizarán únicamente las ILC definidas para el momento parcial $h = 1$, de manera que sus resultados puedan ser comparados de manera más directa con los indicadores mencionados.

En el gráfico 1 se presenta la construcción de una ILC. Cada punto de la curva representa una Ordenada de Lorenz, la cual es calculada para cada decil de ingresos siguiendo la metodología detallada anteriormente. En la medida que esta Ordenada se encuentre alejada de la línea de 45° , entonces se generará una diferencia entre ambos subgrupos. Por simplicidad (para emular la visualización de una curva de Lorenz), se presenta esta diferencia en la parte baja de la diagonal, sin embargo, es posible que una Ordenada esté por encima de la diagonal y, por tanto, también lo esté la ILC; es decir, es posible que, para una parte de la distribución, la ILC esté por debajo de la diagonal, y para otra, lo esté por encima (ver, por ejemplo, Bishop et al., 2010, figura 4).

Gráfico 1. Construcción de Curvas de Lorenz Interdistribucionales



Fuente: Bishop et al. (2010, p. 7).

4. DATOS Y HECHOS ESTILIZADOS

En el año 2014 se promulgó en Perú la Ley N° 30296, denominada “Ley que promueve la reactivación de la economía”¹⁵, la cual entró en vigencia a partir del 1 de enero de 2015. Esta ley tenía por objetivo generar incentivos de mayor ahorro e inversión, como parte de la reactivación de la economía. Para ello, se plantearon cambios en las tasas impositivas para los distintos tramos de ingresos (ver tabla 1), lo cual conlleva a cambios redistributivos que no han sido evaluados al día de hoy. Por tanto, este trabajo pretende contribuir en la evaluación del impacto redistributivo que generó este cambio en las tasas impositivas.

Tabla 1. *Tasas impositivas personales definidas en el Artículo 53° de la Ley del Impuesto a la Renta*

(a) Tasas vigentes al 31 de diciembre de 2014		(b) Tasas vigentes desde el 1 de enero de 2015	
Suma de la Renta Neta de Trabajo y de la Renta de Fuente Extranjera	Tasa	Suma de la Renta Neta de Trabajo y de la Renta de Fuente Extranjera	Tasa
Hasta 27 UIT	15 %	Hasta 5 UIT	8 %
Más 27 UIT hasta 54 UIT	21 %	Más de 5 UIT hasta 20 UIT	14 %
Por el exceso de 54 UIT	30 %	Más de 20 UIT hasta 35 UIT	17 %
		Más de 35 UIT hasta 45 UIT	20 %
		Más de 45 UIT	30 %

Fuente: Capítulo VII de la Ley del Impuesto a la Renta: “De las tasas del impuesto”.
<http://www.sunat.gob.pe/legislacion/renta/ley/capvii.pdf>.

El análisis se basa en la información utilizada por Lahura (2016), la cual contiene los ingresos y pagos de impuestos de todas las personas naturales registradas en la Sunat en los años 2014 y 2015, distinguidos por sexo¹⁶. La base de datos contiene 5,493,801 observaciones, que corresponden a todos los contribuyentes que declararon un ingreso positivo tanto en 2014 como en 2015. Esta gran cantidad de observaciones será considerada “poblacional”, por lo cual no se requerirá utilizar el método de bootstrap para estimar parámetros¹⁷. Además, esta gran cantidad de datos genera que la varianza para cada estimación sea muy pequeña (cercano a 1e-08), por lo cual cada estimación presentada en la sección 5 será significativa al 1 %.

En las tablas tabla 6 y tabla 3 se muestran las principales características de la distribución del ingreso, a nivel agregado y por género. En la tabla tabla 6, se observa que del total de 5.4 millones de contribuyentes, 4.1 millones no tienen que pagar impuestos pues sus ingresos son menores al nivel mínimo que se requiere para pagar (7 UITs). En términos de la distribución del ingreso, se observa que todos los percentiles disminuyen luego del pago de impuestos en cada año. Además, todos los percentiles de la distribución aumentan en el año 2015, con excepción del mínimo, el máximo y el percentil 1. Los ingresos del trabajador promedio aumentaron de S/ 24,939 en el 2014 a S/ 25,850 en el 2015, mientras que la dispersión medida por el rango intercuartil aumentó de S/ 18,004 a S/ 18,874.

¹⁵https://www.proinversion.gob.pe/RepositorioAPS/0/0/arc/NL_C EJ_LEY_30296/Ley%2030296.pdf.

¹⁶Es importante señalar que, si bien dicha información es por persona y según sexo, la base de datos disponible para este trabajo no contiene ningún tipo de identificación como DNI, lugar de residencia u otro que permita inferir si la información de ingresos corresponde a algún individuo en específico.

¹⁷En caso de contar solo con muestras representativas de la población, se recomienda utilizar el método de bootstrap planteado por Mills y Zandvakili (1997).

Tabla 2. Estadísticos descriptivos

	2014		2015	
	AI	DI	AI	DI
Contribuyentes				
No paga	4,143,398		4,094,778	
Paga	1,350,403		1,399,023	
Total	5,493,801		5,493,801	
Distribución del ingreso				
Min	0.01	0.00	0.01	0.00
Percentil 1	267	267	108	108
Percentil 10	2,620	2,617	2,887	2,881
Percentil 25	8,298	8,278	8,462	8,452
Percentil 50	14,092	14,062	14,562	14,526
Percentil 75	26,302	26,151	27,336	27,202
Percentil 90	50,421	47,160	52,446	50,110
Percentil 99	186,243	160,137	189,410	165,120
Max	55,475,020	38,863,964	29,568,630	20,731,352
Promedio	24,939	23,327	25,850	24,350

Nota: AI= Antes de impuestos, DI= Después de impuestos. Elaboración propia utilizando información de Lahura (2016).

Por género, en la tabla tabla 3 se observa que una mayor proporción de la muestra corresponde al grupo de hombres (63 % hombres y 37 % mujeres), quienes, además, tienen un ingreso promedio mayor que el promedio de las mujeres, tanto en 2014 como en 2015. Se observa, además, que los ingresos de ambos grupos son menores después de impuestos; esto se da porque la única diferencia entre ambas definiciones de ingresos corresponde al pago de impuestos directos realizado por el contribuyente. En términos de Jaramillo (2014), tenemos por un lado Ingreso de Mercado y, por otro, Ingreso Neto de Mercado (ver gráfico A.1); a los cuales denominaremos, por simplicidad, ingresos antes de impuestos e ingresos después de impuestos, respectivamente. También se observa que la proporción de ingresos varía levemente antes y después de impuestos: la proporción de ingresos de las mujeres aumenta de 31.5 % a 31.9 % en 2014, y de 31.8 % a 32.2 % en 2015. Lahey (2010) afirma que una política que muestra estas características se denomina “(ligeramente) progresiva en género”¹⁸.

Finalmente, dicha tabla presenta la cantidad de personas que pagan impuestos en cada año. Se observa que tanto la cantidad de mujeres como la de hombres que pagan impuestos aumenta en 2015¹⁹, lo cual puede generar cambios en la distribución de ingresos de ambos subgrupos de la población. Para verificar aquello, se presentan en la misma tabla los valores correspondientes a distintos percentiles de cada distribución, lo cual permite visualizar el comportamiento de las mismas. Como se mencionó anteriormente, para cada subgrupo se esperan valores más bajos en la distribución después de impuestos que antes de impuestos producto del pago de los mismos, lo cual se verifica en cada percentil.

¹⁸Lahey (2010) encuentra que en Canadá el cambio en la proporción de ingresos antes y después de impuestos es de 62 % a 60 % en hombres y de 38 % a 40 % para las mujeres. Sin embargo, este cambio incluye tanto impuestos directos personales y corporativos, como impuestos indirectos (IGV).

¹⁹Notar que la cantidad de hombres que paga impuestos sigue siendo casi el doble de la cantidad de mujeres que paga impuestos. Sin embargo, la diferencia entre ambos subgrupos en cuanto a las personas que pagan impuestos es menor en 2014 que en 2015.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos por género

	2014				2015			
	Antes de impuestos		Después de impuestos		Antes de impuestos		Después de impuestos	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
% Población	37.155	62.845	37.155	62.845	37.155	62.845	37.155	62.845
Ing. Promedio	21,155	27,176	20,038	25,272	22,118	28,057	21,094	26,275
Ing. Relativo	0.848	1.090	0.859	1.083	0.856	1.085	0.866	1.079
Ing. Propor.	0.315	0.685	0.319	0.681	0.318	0.682	0.322	0.678
Pobl. que paga impto.	455,573	1,011,407	455,573	1,011,407	493,509	1,080,436	493,509	1,080,436
Distribución de ing.								
Mínimo	0.01	0.01	0.01	0	0.01	0.01	0	0
Percentil 1	214.66	300	214.5	300	69.36	149.31	69.32	148.92
Percentil 10	2,186.8	2,972.23	2,184.4	2,965.5	2,520.42	3,068.68	2,519.37	3,063.71
Percentil 25	7,363.82	8,985.27	7,350	8,972.13	7,776.06	9,000	7,772.5	9,000
Percentil 50	12,375.58	15,552.55	12,352.59	15,522.19	12,735	15,982.37	12,732	15,955.19
Percentil 75	22,678.75	27,870.86	22,530	27,548	24,029.5	29,184	23,978.31	29,005.28
Percentil 90	45,507.04	53,453.83	43,007.68	49,797.58	47,367.88	55,816	45,703.52	53,067.21
Percentil 99	146,964.31	207,106.44	128,940.25	177,062.72	152,689.39	211,420.59	135,465.84	181,807.47
Máximo	14,995,100	55,475,020	10,565,139	38,863,964	9,011,761	29,568,630	9,011,761	20,731,352

Nota: Elaboración propia utilizando información de pago de impuestos de Lahura (2016).

Además, al comparar las distribuciones de 2015 con las de 2014 se verifican diferencias en estas distribuciones: tanto para mujeres como para hombres, el percentil 1 presenta valores más bajos en 2015 que en 2014, lo cual se revierte en percentiles posteriores. Es importante notar que para algunos percentiles la reducción del valor en la distribución es mayor para hombres y en otros percentiles es mayor para mujeres, por lo que no es posible determinar la progresividad en género de las políticas tributarias a partir de las distribuciones presentadas en esta tabla.

5. RESULTADOS

A continuación, se presentan los principales resultados de la medición de desigualdad en Perú a partir del cálculo de los índices definidos en la sección 3 (tanto a nivel agregado como desagregado), utilizando las distribuciones de ingresos de contribuyentes del sector formal en el Perú²⁰.

5.1. Población general

En primer lugar, es importante conocer si los impuestos directos son progresivos (regresivos) a nivel poblacional, es decir, evaluar si la carga tributaria es mayor (menor) para grupos de mayores ingresos que para los de menores ingresos. Para ello, se ha calculado el índice de Kakwani para los años 2014 y 2015. Los resultados de la tabla 4 indican que los impuestos directos en Perú son progresivos ($I. Kakwani > 0$), lo cual es consistente con lo encontrado por Haughton (2005) y Jaramillo (2014).

²⁰Como se mencionó anteriormente, todos los resultados presentados en esta sección son significativos al 1% dado que la varianza es cercana a $1e-08$ para cada estimación.

Tabla 4. Evaluación de progresividad de los impuestos directos

	2014	2015
Índice de Kakwani	0.35531837	0.36856731

Luego, se debe evaluar si esta progresividad se refleja en una disminución de la desigualdad en la población general. Para evaluar aquello, se presentan en la tabla 5 los resultados de medición de desigualdad en la población general con el cálculo de los índices de Gini (tabla 5a), índices Generalizados de Entropía (tabla 5b)²¹ e índice de Atkinson (tabla 5c).

Tabla 5. Índices de desigualdad medidos en la población general, mujeres y hombres**(a) Índice de Gini**

Año	Población	Gini_ai	Gini_di	Diferencia
2014	(1) General	0.5606	0.5361	-0.0245
	(2) Mujeres	0.5465	0.5262	-0.0203
	(3) Hombres	0.5638	0.5374	-0.0264
2015	(4) General	0.5611	0.5385	-0.0226
	(5) Mujeres	0.5455	0.5270	-0.0185
	(6) Hombres	0.5655	0.5410	-0.0245
15-14	(7) General	0.0005	0.0024	0.0019
	(8) Mujeres	-0.001	0.0007	0.0018
	(9) Hombres	0.0017	0.0035	0.0019

(b) Índices Generalizados de Entropía

Año	Población	GE(-1)_ai	GE(-1)_di	GE(0)_ai	GE(0)_di	GE(1)_ai	GE(1)_di
2014	(1) General	31.8577	29.7739	0.6607	0.6107	0.6594	0.5788
	(2) Mujeres	32.8182	31.0640	0.6376	0.5975	0.5930	0.5330
	(3) Hombres	30.3022	28.1525	0.6629	0.6087	0.6798	0.5914
2015	(4) General	51.7090	48.4523	0.6831	0.6366	0.6590	0.5796
	(5) Mujeres	56.1812	53.0091	0.6584	0.6219	0.5930	0.5340
	(6) Hombres	47.1580	44.1459	0.6874	0.6365	0.6805	0.5932
15-14	(7) General	-	18.6785	-	0.0259	-	0.0008
	(8) Mujeres	-	21.9451	-	0.0244	-	0.0010
	(9) Hombres	-	15.9934	-	0.0279	-	0.0018

(c) Índices de Atkinson

Año	Población	A(0.5)_ai	A(0.5)_di	A(1)_ai	A(1)_di	A(2)_ai	A(2)_di
2014	(1) General	0.2719	0.2486	0.4835	0.4570	0.9845	0.9835
	(2) Hombres	0.2758	0.2505	0.4847	0.4559	0.9838	0.9825
	(3) Mujeres	0.2568	0.2383	0.4714	0.4498	0.9850	0.9842
2015	(4) General	0.2732	0.2509	0.4949	0.4709	0.990	0.989
	(5) Hombres	0.2780	0.2537	0.4971	0.4709	0.9895	0.9888
	(6) Mujeres	0.2570	0.2395	0.4823	0.4631	0.9912	0.9907
15-14	(7) General	-	0.0023	-	0.0139	-	0.0063
	(8) Mujeres	-	0.0012	-	0.0133	-	0.0065
	(9) Hombres	-	0.0033	-	0.0149	-	0.0063

Nota: ai = antes de impuestos, di = después de impuestos. (7) General = (4) - (1); (8) Mujeres = (5) - (2); (9) Hombres = (6) - (3).

Esta tabla indica que la desigualdad de ingresos en la población, medida por los distintos índices (y distintos parámetros de sensibilidad, en el caso de los índices GE y de aversión

²¹Se ha excluido el índice GE(2), equivalente al coeficiente de variación, por las razones expuestas en la sección 3.3

a la desigualdad, en el caso de los índices de Atkinson), disminuye después de impuestos, es decir, los impuestos directos tienen un efecto reductor de la desigualdad a nivel general. Sin embargo, la distribución de ingresos posimpositiva en 2015 es más desigual que su par en 2014; lo cual indica que el cambio en las tasas impositivas no fue beneficioso para la población general. Para el caso particular del Gini de los ingresos de toda la población, el panel (a) muestra que el Gini disminuye luego de impuestos en ambos años (-0.0245 en el 2014 y -0.0226 en el 2015); sin embargo, disminución del 2015 es menor a la del 2014 (la diferencia entre años de la diferencia de ingresos pre y posimpositiva es 0.0019), lo cual implica que la distribución de los ingresos se hizo más desigual luego del cambio tributario del 2015. Por género, el pago de impuestos directos disminuye la desigualdad dentro del subgrupo de mujeres y dentro del subgrupo de hombres; además, el cambio en las tasas impositivas aumenta la desigualdad en ambos subgrupos.

A partir de la tabla tabla 1, se observa que las tasas impositivas asociadas a los tramos con ingresos más bajos disminuyeron en 2015, lo que sugiere que la desigualdad debería disminuir. Esta intuición es cierta si todos los contribuyentes registrados pagaran impuestos. Sin embargo, como se observa en la tabla tabla ??, de los 5.7 millones de contribuyentes analizados, solo 1.4 millones tuvieron que pagar impuestos (25 por ciento); es decir, 4.4 millones no se vieron afectados por los cambios tributarios. Entonces, al bajar las tasas a los dos primeros tramos aumentó el ingreso luego de impuestos de 1.2 millones de personas, lo que hizo más desigual el ingreso luego de impuestos entre estos y los que no tenían que pagar (4.4 millones). Además, esta situación se acentuó porque en el 2015 la distribución del ingreso antes de impuestos se hizo más desigual (el Gini pasó de 56.06 en 2014 a 56.11 en 2015).

Tabla 6. *Distribución de contribuyentes por tramos de ingreso y tasas impositivas*

	Número de contribuyentes		Tasas impositivas	
	2014	2015	2014	2015
Hasta 7 UITs	4,143,398	4,094,778	0 %	0 %
Exceso de 7 UITs				
Hasta a 5 UITs	716,264	740,621	15 %	8 %
De 5 a 20 UITs	449,926	467,656	15 %	14 %
De 20 a 27 UITs	63,056	66,499	15 %	17 %
De 27 a 35 UITs	43,484	45,964	21 %	17 %
De 35 a 45 UITs	30,014	29,685	21 %	20 %
De 45 a 54 UITs	14,346	13,974	21 %	30 %
De 54 a más UITs	33,313	34,624	8 %	30 %
Total	5,493,801	5,493,801		

Nota: Elaboración propia utilizando información de Lahura (2016).

En definitiva, se tiene que los impuestos directos en el Perú son progresivos a nivel general (medido por el índice de Kakwani), y que la desigualdad de ingresos en la población general disminuye producto del pago de estos impuestos (medidos por los índices de Gini, Generalizados de Entropía y de Atkinson), lo cual refleja un efecto positivo de esta política tributaria. Sin embargo, los cambios en las tasas impositivas afectaron de manera negativa a la distribución de ingresos de la población general.

5.2. Diferencias entre subgrupos de la población

Los resultados presentados en la tabla 5 indican cambios en la desigualdad de ingresos para la población general y para subgrupos de la población, pero no reflejan las diferencias (desigualdades) entre estos subgrupos como parte del total. Es decir, los coeficientes asociados a mujeres y hombres en dicha tabla corresponden al cálculo de estos índices considerando únicamente los ingresos de cada subgrupo como un subtotal, por lo que, una comparación entre los coeficientes asociados a cada uno refleja simplemente una variación en términos absolutos de estos coeficientes, y no una interrelación de ellos.

Por ejemplo, que la desigualdad de ingresos, medida por el índice de Gini, aumente en 0.07 puntos Gini para el subgrupo de mujeres; y en 0.35 para el subgrupo de hombres (tabla 5a, filas 8 y 9, respectivamente), implica que el cambio en las tasas impositivas afectó en mayor medida a la distribución de ingresos de los hombres que a la distribución de ingresos de las mujeres, pero no significa que los hombres ahora estén en peor situación que las mujeres respecto al total de ingresos. Para evaluar aquello, se requiere hacer una descomposición de los índices presentados anteriormente; o bien, en caso que algún indicador no sea descomponible aditivamente, presentar indicadores de bienestar que sí se puedan descomponer aditivamente²².

La tabla 7 presenta la descomposición de los índices Generalizados de Entropía. Los coeficientes reflejan dos resultados importantes: tanto en 2014 como en 2015, los impuestos directos generan una disminución del peso del componente *between* en la explicación de la desigualdad a nivel general (filas 5 y 10). Esto significa que la diferencia después de impuestos entre mujeres y hombres es menor que la que había antes de impuestos (dado que se reduce la desigualdad *entre* ellos). Similarmente, la fila 11 indica que el cambio en las tasas impositivas también generó una mejora en la situación de las mujeres respecto a los hombres. Es decir, los índices Generalizados de Entropía indican que tanto el pago de impuestos directos, como el cambio en las tasas impositivas, tienen un efecto progresivo en género.

Tabla 7. Descomposición de índices Generalizados de Entropía

Año	Componente	GE(-1)_ai	GE(-1)_di	GE(0)_ai	GE(0)_di	GE(1)_ai	GE(1)_di
2014	(1) General	31.8577	29.7739	0.6607	0.6107	0.6594	0.5788
	(2) Within	31.8504	29.7675	0.6535	0.6045	0.6525	0.5728
	(3) Between	0.0074	0.0063	0.0072	0.0062	0.0070	0.0060
	(4) Porc_with*	99.977	99.979	98.917	98.992	98.943	98.962
	(5) Porc_betw*	0.023	0.021	1.083	1.008	1.057	1.038
2015	(6) General	51.7090	48.4523	0.6831	0.6366	0.6590	0.5796
	(7) Within	51.7023	48.4467	0.6766	0.6311	0.6527	0.5742
	(8) Between	0.0066	0.0057	0.0065	0.0055	0.0063	0.0054
	(9) Porc_with*	99.987	99.988	99.055	99.133	99.044	99.069
	(10) Porc_betw*	0.013	0.012	0.945	0.867	0.956	0.931
15-14	(11) Porc_betw*	-	-0.009	-	-0.141	-	-0.107

Nota: ai = antes de impuestos, di = después de impuestos. (11) Porc_betw = (10) - (5). * Valores en porcentaje (%).

La tabla 8 presenta los resultados de los índices de bienestar de Atkinson y de Sen. Ambos

²²En la tabla B.1 se muestran los resultados para la descomposición del índice de Atkinson, los cuales demuestran que su descomposición no es aditiva, por lo que no es posible generar conclusiones de cambios en la posición relativa de un subgrupo respecto a otro, a partir de cambios en la distribución de ingresos.

Tabla 8. *Índices de bienestar de Atkinson y de Sen, medidos en la población general, mujeres y hombres*

Año	Población	Atkinson				Sen	
		W(0.5)_ai	W(0.5)_di	W(1)_ai	W(1)_di	S.ai	S.di
2014	(1) General	269.5017	264.7930	9.4635	9.4467	10,958.616	10,821.218
	(2) Mujeres	250.7695	247.0831	9.3221	9.3079	9,593.504	9,493.512
	(3) Hombres	280.5767	275.2636	9.5472	9.5288	11,852.919	11,689.948
	(4) M-H	-29.8073	-28.1805	-0.2251	-0.2209	-2,259.414	-2,196.4358
2015	(5) General	274.1475	270.1184	9.4770	9.4637	11,344.509	11,237.727
	(6) Mujeres	256.3901	253.3067	9.3456	9.3348	10,053.302	9,978.1504
	(7) Hombres	284.6461	280.0579	9.5546	9.5398	12,189.836	12,061.257
	(8) M-H	-28.25601	-26.7512	-0.2088	-0.2050	-2,136.534	-2,083.1065
15-14	(9) Diferencia	-	1.4293	-	0.0159	-	113.329

Nota: ai = antes de impuestos, di = después de impuestos. (9) Diferencia = (8) - (4).

indicadores muestran que tanto en 2014 como en 2015, las mujeres tienen una menor medida de bienestar que los hombres, ya sea usando definiciones de ingresos antes de impuestos; como después de impuestos. Sin embargo, se observa que el pago de impuestos directos reduce esta diferencia (filas 4 y 8). Además, la fila 9 indica un aumento de bienestar en términos de distancia entre ambos subgrupos, es decir, se reduce la brecha de bienestar posimpositiva, por lo que el cambio en las tasas impositivas también tuvo en efecto positivo en la posición relativa de las mujeres respecto a los hombres, por tanto, ambos indicadores de bienestar indican que estas políticas son progresivas en género.

Estos indicadores de bienestar, además, son de gran utilidad para entender el mecanismo que hace que la brecha salarial entre mujeres y hombres disminuya producto del pago de impuestos; esto ya que se puede observar en la tabla 8 que el pago de impuestos genera, en cada caso, una pérdida de bienestar en ambos subgrupos de la población; sin embargo, este efecto es más perjudicial para el subgrupo de hombres que para el subgrupo de mujeres, por lo cual se acortan las brechas entre ambos. Esto se explica tanto por el mayor ingreso que reciben los hombres (y, por tanto, mayor carga impositiva), como por la mayor cantidad de hombres que pagan impuestos (ver tabla 3).

Por lo tanto, el análisis desagregado de índices de desigualdad, ya sea por descomposición de los índices Generalizados de Entropía o por los indicadores de bienestar de Atkinson y de Sen, indica que tanto el efecto de los impuestos directos, como del cambio en las tasas impositivas producto de la promulgación de la Ley N° 30296, generaron una mejora relativa de las mujeres respecto a los hombres, con lo cual se determina que ambas políticas son progresivas en género.

La progresividad en género determinada a partir de los resultados de los distintos indicadores de desigualdad y de bienestar, confirman la conclusión que se obtiene a partir del cambio en la proporción de ingresos de mujeres y hombres presentada en la tabla 3 según lo sugerido por Lahey (2010).

5.3. Análisis desagregado usando ILCs

Si bien los resultados de la sección anterior indican que ambas políticas son progresivas en género, no se puede afirmar que dicha progresividad se cumpla para cada decil de ingresos. Por ello, resulta útil analizar de manera más detallada las mediciones de desigualdad, a lo largo de la distribución de ingresos²³.

Una de las metodologías que permite obtener este nivel de detalle corresponde a la construcción de las denominadas Curvas de Lorenz Interdistribucionales, planteadas por Bishop et al. (2003, 2004). La tabla 9 presenta los valores de las Ordenadas de Lorenz para cada decil de ingresos, con los cuales se construyen las ILCs, para distribuciones de ingresos de mujeres y hombres, antes y después de impuestos, en 2014 y 2015²⁴.

Tabla 9. Ordenadas de Lorenz Interdistribucionales

(a) Antes y después de impuestos, 2014 y 2015

Año	Decil	Antes de impuestos			Después de impuestos			Dif-dif
		Mujeres	Hombres	Diferencia	Mujeres	Hombres	Diferencia	
		(1)	(2)	(3)=(1)-(2)	(4)	(5)	(6)=(4)-(5)	(7)=(6)-(3)
2014	1	0.0065	0.0041	0.0024	0.0069	0.0044	0.0024	0.0000
	2	0.0291	0.0194	0.0098	0.0307	0.0208	0.0099	0.0001
	3	0.0740	0.0462	0.0279	0.0781	0.0496	0.0284	0.0005
	4	0.1302	0.0810	0.0491	0.1373	0.0870	0.0503	0.0012
	5	0.1988	0.1236	0.0752	0.2097	0.1326	0.0771	0.0019
	6	0.2721	0.1828	0.0894	0.2874	0.1959	0.0914	0.0020
	7	0.3533	0.2645	0.0888	0.3729	0.2834	0.0894	0.0006
	8	0.4459	0.3769	0.0690	0.4689	0.4036	0.0653	-0.0037
	9	0.6070	0.5300	0.0770	0.6317	0.5615	0.0702	-0.0068
2015	1	0.0061	0.0043	0.0018	0.0063	0.0046	0.0018	0.0000
	2	0.0298	0.0205	0.0093	0.0312	0.0218	0.0094	0.0001
	3	0.0739	0.0471	0.0268	0.0773	0.0503	0.0270	0.0002
	4	0.1295	0.0812	0.0483	0.1356	0.0866	0.0490	0.0007
	5	0.1965	0.1238	0.0727	0.2061	0.1320	0.0742	0.0015
	6	0.2705	0.1825	0.0880	0.2834	0.1946	0.0888	0.0008
	7	0.3517	0.2645	0.0872	0.3681	0.2820	0.0861	-0.0011
	8	0.4502	0.3747	0.0754	0.4706	0.3990	0.0716	-0.0038
	9	0.6059	0.5308	0.0751	0.6295	0.5612	0.0683	-0.0068

(b) Después de impuestos, 2014 y 2015

Decil	Después de impuestos 2014			Después de impuestos 2015			Dif-dif
	Mujeres	Hombres	Diferencia	Mujeres	Hombres	Diferencia	
	(1)	(2)	(3)=(1)-(2)	(4)	(5)	(6)=(4)-(5)	(7)=(6)-(3)
1	0.0069	0.0044	0.0024	0.0063	0.0046	0.0018	-0.0006
2	0.0307	0.0208	0.0099	0.0312	0.0218	0.0094	-0.0005
3	0.0781	0.0496	0.0284	0.0773	0.0503	0.0270	-0.0014
4	0.1373	0.0870	0.0503	0.1356	0.0866	0.0490	-0.0013
5	0.2097	0.1326	0.0771	0.2061	0.1320	0.0742	-0.0029
6	0.2874	0.1959	0.0914	0.2834	0.1946	0.0888	-0.0026
7	0.3729	0.2834	0.0894	0.3681	0.2820	0.0861	-0.0033
8	0.4689	0.4036	0.0653	0.4706	0.3990	0.0716	0.0063
9	0.6317	0.5615	0.0702	0.6295	0.5612	0.0683	-0.0019

²³La idea de analizar más en detalle estos indicadores surge a partir de la investigación de Higgins y Lustig (2016): “Can a poverty-reducing and progressive tax and transfer system hurt the poor? [¿Puede un sistema de impuestos y transferencias reductor de la desigualdad herir a los pobres?]”, donde las autoras encuentran que a pesar de que una política sea progresiva, esta puede disminuir los ingresos de personas en la parte baja de la distribución.

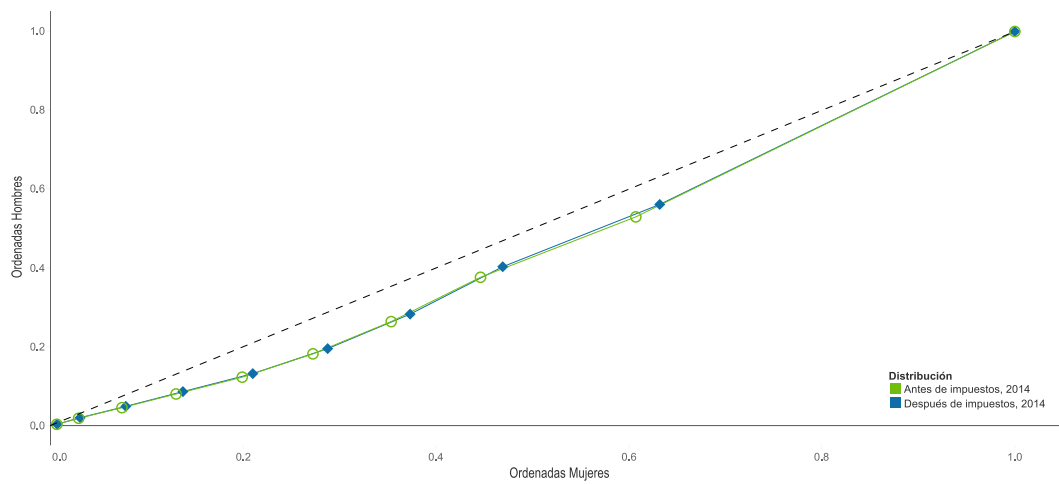
²⁴La construcción de las ILCs será a partir del momento $h = 1$, por las razones expuestas en la sección 3.6.

En primer lugar, los resultados de la tabla 9a indican que la progresividad en género del pago de impuestos directos no se da a lo largo de toda la distribución de ingresos, si no, solo en la parte alta, tanto en 2014 como en 2015. Notar que en la parte baja de la distribución la diferencia es positiva, lo cual indica que aumenta la distancia entre ambos subgrupos, es decir, para las mujeres con menos ingresos, el pago de impuestos directos empeora su posición relativa respecto a los hombres.

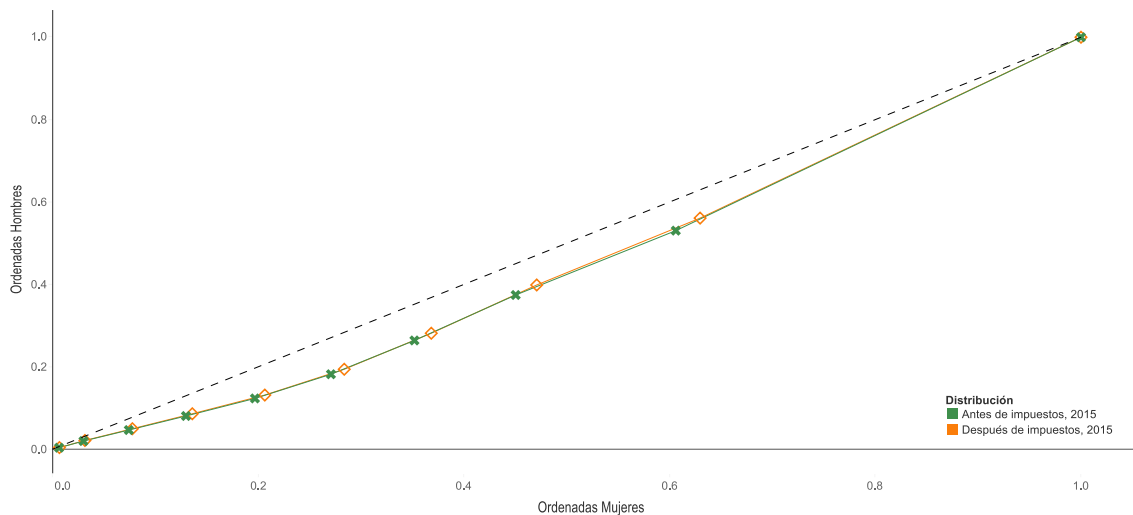
En segundo lugar, los resultados de la tabla 9b indican que el cambio en las tasas impositivas genera un efecto reductor de brecha a lo largo de toda la distribución de ingresos, a excepción del decil 8, por tanto, en general, se observa una mejora en la posición relativa de las mujeres respecto a los hombres.

Gráfico 2. Curvas de Lorenz Interdistribucionales

(a) ILCs Antes y después de impuestos, 2014

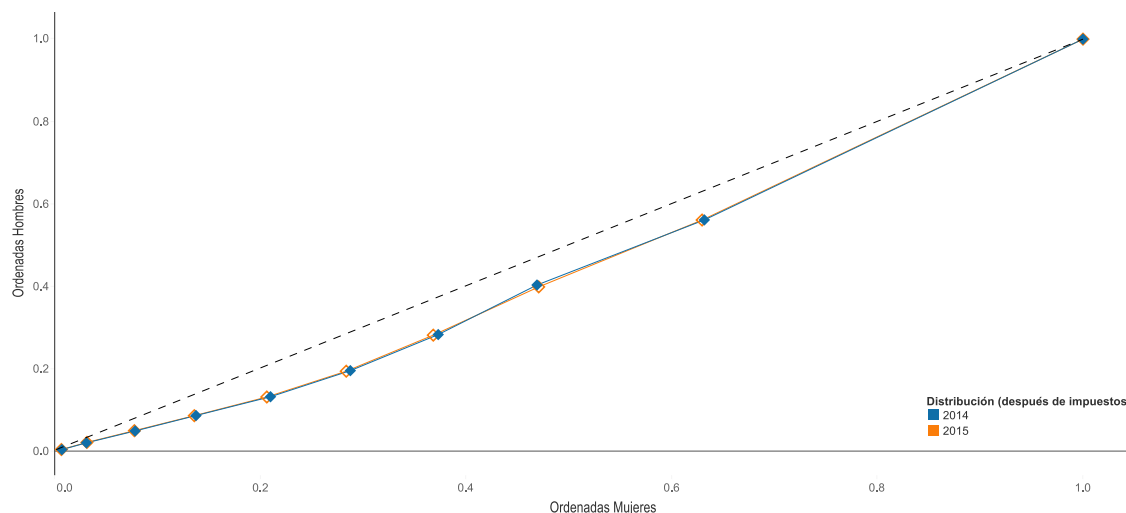


(b) ILCs Antes y después de impuestos, 2015



El gráfico 2 presenta la construcción de las ILCs a partir de los valores obtenidos en la tabla 9. Si bien, no se observan grandes diferencias entre ambas curvas, sí es posible inferir algunos resultados: en los gráficos 2a y 2b se observa que la curva después de impuestos está más cerca a la recta de igualdad solo en la parte alta de la distribución, lo cual indica que esta parte de la población de mujeres se ve beneficiada con el pago de impuestos directos.

(c) ILCs Después de impuestos, 2014 y 2015



Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados en la tabla 9.

Además, estos gráficos indican que cada decil tiene un valor más alto después de impuestos que antes de impuestos, es decir, se verifica la progresividad a nivel general mencionada anteriormente. Respecto al cambio en las tasas impositivas, se observa que solo una parte de la distribución tiene un valor más bajo en 2015 que en 2014, el cual corresponde al decil 8 (gráfico 2c). Por ende, solo en este decil de ingresos, dicha política genera un efecto negativo, al aumentar la brecha entre mujeres y hombres.

De esta manera, se tiene que las curvas no verifican la progresividad en género de ambas políticas, es decir, la brecha de ingresos entre mujeres y hombres no se ve reducida a lo largo de toda la distribución de ingresos producto del pago de impuestos directos ni tampoco como consecuencia del cambio en las tasas impositivas.

6. CONCLUSIONES

A partir de los resultados presentados en la sección 5, se obtienen las siguientes conclusiones. En primer lugar, se encuentra que los impuestos directos en el Perú son progresivos a nivel general. Es decir, la carga tributaria de los más ricos es mayor que la de los más pobres, lo cual se deduce a partir de un valor positivo del índice de Kakwani. Además, la desigualdad de ingresos en la población general disminuye producto del pago de estos impuestos, lo cual se evidencia a partir de la medición de los índices de Gini, índices Generalizados de Entropía y el índice de Atkinson. Si se comparan estos resultados con los obtenidos por Jaramillo (2014) para el Perú, a partir de los cambios en el índice de Gini, se tiene que el cambio encontrado en este estudio para 2014 y 2015 (reducción de 2.45 y 2.26 puntos Gini, respectivamente) es mayor que la encontrada por el autor con datos de 2009 (reducción de 0.6); mientras que la medición en otros países indica que la reducción ha sido de 3.9 puntos Gini en Argentina (Rossignolo, 2018), 0.7 en Chile (Martínez-Aguilar et al., 2018) y 0.5 en República Dominicana (Aristy-Escuder et al., 2018)²⁵.

²⁵Sin embargo, es importante considerar que los resultados en este trabajo fueron obtenidos utilizando la información de toda la población de trabajadores formales; mientras que los estudios mencionados utilizan

Respecto al cambio en las tasas impositivas, se obtiene que la distribución posimpositiva de 2015 es más desigual que la distribución posimpositiva de 2014, lo cual indica un efecto negativo en la población general de esta política (tanto mujeres como hombres se ven perjudicados, pues aumenta la desigualdad dentro de cada subgrupo).

En segundo lugar, los resultados por género indican que, tanto el pago de impuestos directos, como el cambio en las tasas impositivas, genera una reducción en la ponderación del componente *between* en los índices Generalizados de Entropía, es decir, la desigualdad de ingresos a nivel general está explicada en menor medida por la desigualdad entre ambos subgrupos, lo cual indica un efecto progresivo en género de estas políticas. El cálculo de los índices de bienestar de Atkinson y de Sen reafirman estos resultados, ya que en ambos casos se tiene que la diferencia de bienestar entre mujeres y hombres se reduce con la aplicación de ambas políticas tributarias.

Finalmente, la construcción de las Curvas de Lorenz Interdistribucionales permite identificar que la progresividad de género del sistema impositivo no es consistente a lo largo de la distribución de ingresos, ya que las mujeres con ingresos más bajos, en realidad, se ven afectadas negativamente por el pago de impuestos directos, y por tanto, no es toda la población de mujeres la que se ve beneficiada con esta política (como parecen indicar las mediciones mencionadas anteriormente), si no que solo se ven beneficiadas las mujeres de mayores ingresos. Por otra parte, el cambio en las tasas impositivas sí genera un efecto positivo a lo largo de la distribución de ingresos, con excepción del decil 8, lo cual indica una progresividad de género para un grupo de mujeres mayor que en el caso anterior.

En conclusión, se espera que este análisis desagregado de la distribución de ingresos en la población para mujeres y hombres motiven la incorporación de aspectos de género en el diseño y evaluación de la política tributaria. No obstante, se deben respetar los principios básicos de una política tributaria eficiente; es decir, en este trabajo no se plantean modificaciones del tipo “pago de tasas impositivas diferencias por género”, ya que esto violaría el principio de neutralidad de la política tributaria.

Esta investigación no es ajena a ciertas limitaciones. Por un lado, solo se estudia una parte de la población (trabajadoras(es) formales) y, por ende, los resultados son condicionales a esta muestra; además, se debe considerar que los ingresos reportados no necesariamente son los reales, pues en el Perú existen elevados niveles de evasión tributaria (ver, por ejemplo, el trabajo de Lahura (2016) donde se indican porcentajes de evasión tributaria en el país). Por otro lado, la información disponible no incorpora otros tipos de impuestos (indirectos) ni de transferencias del Estado que permitirían hacer un análisis más profundo del sistema fiscal en el país. Finalmente, la agenda futura de investigación incluye extender este estudio incorporando variables socioeconómicas de los contribuyentes, por ejemplo, nivel de educación, ubicación geográfica, actividad económica, edad, entre otras que permitan analizar efectos en estos subgrupos de la población.

una muestra que incluye tanto trabajadores formales como informales, con información obtenida a partir de encuestas realizadas en cada país.

REFERENCIAS

- Apps, P. (1981). *A Theory of Inequality and Taxation*. Cambridge University Press.
- Apps, P. (2017). Gender equity in the tax-transfer system for fiscal sustainability. En M. Stewart (Ed.). *Tax, Social Policy and Gender: Rethinking Equality and Efficiency* (pp. 69-98). ANU Press.
- Arias, L. (2011). *Política tributaria para el 2011–2016*. Consorcio de Investigación Económica y Social.
- Arias, L. (2018). *El Perú hacia la OCDE: La agenda pendiente para la política tributaria 2018–2021*. Grupo de Justicia Fiscal.
- Aristy-Escuder, J., Cabrera, M., Moreno-Dodson, B., y Sanchez-Martin, M. (2018). The Dominican Republic: Fiscal Policy, Income Redistribution, and Poverty Reduction. En N. Lustig (Ed.). *Commitment to Equity Handbook: Estimating the Impact of Fiscal Policy on Inequality and Poverty* (pp. 603-666). Brookings Institution Press y CEQ Institute, Tulane University.
- Atkinson, A. (1970). On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, 2(3), 244-263.
- Blackorby, C., Donaldson, D., y Auersperg, M. (1981). A new procedure for the measurement of inequality within and among population subgroups. *Canadian Journal of Economics*, 14(4), 665-685.
- Barreix, A., Jerónimo, R., y Villela, L. (2011). *Política fiscal y equidad: Estimación de la progresividad y capacidad redistributiva de los impuestos y el gasto público social en los países de la Comunidad Andina*. DFLD-BID-CAN.
- Bishop, J., Chow, V., y Formby, J. (1994). Testing for Marginal Changes in Income Distributions with Lorenz and Concentration Curves. *International Economic Review*, 35(2), 479-488.
- Bishop, J., Chow, V., y Zeager, L. (2003). Decomposing Lorenz and Concentration Curves. *International Economic Review*, 44(3), 965-978.
- Bishop, J., Chow, V., y Zeager, L. (2004). Lorenz Decomposition and Interdistributional Lorenz Comparisons. En J. Bishop y Y. Amiel (Eds.). *Studies on Economic Well-Being: Essays in the Honor of John P. Formby (Research on Economic Inequality, vol. 12)*, pp. 159-177. Emerald Group Publishing Limited.
- Bishop, J., Chow, V., y Zeager, L. (2010). Visualizing and Testing Convergence Between Two Income Distributions. *Journal of Income Distribution*, 19(1), 2-19.
- Butler, R., y McDonald, J. (1987). Interdistributional Income Inequality. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5(1), 13-18.
- Dalton, H. (1920). The Measurement of the Inequality of Incomes. *The Economic Journal*, 30(119), 348-361.
- Dasgupta, P., Sen, A., y Starrett, D. (1973). Notes on the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, 6(2), 180-187.

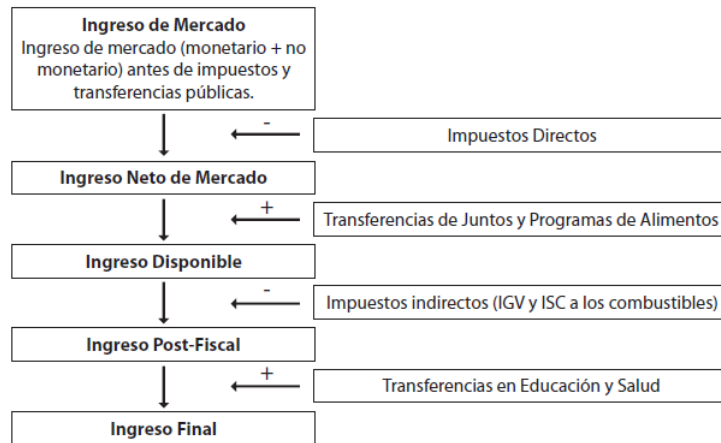
- Deutsch, J., y Silber, J. (1999). Inequality Decomposition by Population Subgroup and the Analysis of Interdistributional Inequality. En J. Silber (Ed.). *Handbook of Income Inequality Measurement* (pp. 363-403). Springer Science.
- Deutsch, J., y Silber, J. (2007). Decomposing Income Inequality by Population Subgroups: A Generalization. En J. Bishop, y Y. Amiel (Eds.). *Inequality and Poverty (Research on Economic Inequality, vol. 14)*, pp. 237-253). Emerald Group Publishing Limited.
- Fernández, R., Isakova, A., Luna, F., y Rambousek, B. (2021). *Gender Equality and Inclusive Growth*. IMF Working Paper No. 21/59.
- Gini, C. (1912). *Variabilità e mutabilità*. Tipografia di Paolo Cuppini.
- Houghton, J. (2005). *An Assessment of Tax and Expenditure Incidence in Peru*. DFID-SG CAN-BID.
- Houghton, J., y Khandker, S.R. (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*. World Bank Publications.
- Heshmati, A. (2004). *A Review of Decomposition of Income Inequality*. IZA Discussion Paper No. 1221.
- Higgins, S., y Lustig, N. (2016). Can a poverty-reducing and progressive tax and transfer system hurt the poor? *Journal of Development Economics*, 122, 63-75.
- Jaramillo, M. (2014). The Incidence of Social Spending and Taxes in Peru. *Public Finance Review*, 42(3), 391-412.
- Jaramillo, M., y Sparrow, B. (2013). *La incidencia del gasto social y los impuestos en el Perú*. Grupo de Análisis para el Desarrollo.
- Jenkins, S. (1999). INEQDECO: Stata module to calculate inequality indices with decomposition by subgroup. *Statistical Software Components*, S366002. Boston College Department of Economics. Revised 22 January 2015.
- Kakwani, N. C. (1977). Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison. *The Economic Journal*, 87(345), 71-80.
- Kaya, E., y Senesen, U. (2010). Gini Decomposition by Gender: Turkish Case. *Brussels Economic Review*, 53(1), 59-83.
- Lahey, K. (2010). Women, Substantive Equality, and Fiscal Policy: Gender-Based Analysis of Taxes, Benefits, and Budgets. *Canadian Journal of Women and the Law*, 22(1), 27-106.
- Lahey, K. (2015). Uncovering Women in Taxation: The Gender Impact of Detaxation, Tax Expenditures, and Joint Tax/Benefit Units. *Osgode Hall Law Journal*, 52(2), 427-459.
- Lahey, K. (2018). *Gender, Taxation, and Equality in Developing Countries: Issues and Policy Recommendations*. UNWomen Discussion Paper.
- Lahura, E. (2016). Sistema financiero, informalidad y evasión tributaria en Perú. *Revista Estudios Económicos*, 32, 55-70.
- Lambert, P.J. (1993). Evaluating Impact Effects of Tax Reforms. *Journal of Economic Surveys*, 7(3), 205-242.

- Lustig, N., Pessino, C., y Scott, N. (2014). The Impact of Taxes and Social Spending on Inequality and Poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru, and Uruguay: Introduction to the Special Issue. *Public Finance Review*, 42(3), 287-303.
- Martínez-Aguilar, S., Fuchs, A., Ortiz-Juarez, E., y Del Carmen, G. (2018). Chile: The Impact of Fiscal Policy on Inequality and Poverty. En N. Lustig (Ed.). *Commitment to Equity Handbook: Estimating the Impact of Fiscal Policy on Inequality and Poverty* (pp. 568-602). Brookings Institution Press y CEQ Institute, Tulane University.
- Mills, J., y Zandvakili, S. (2013). Statistical Inference Via Bootstrapping for Measures of Inequality. *Journal of Applied Econometrics*, 12(2), 133-150.
- Ministerio de la Mujer y Poblaciones Vulnerables (MIMP). (2012). *Plan Nacional de Igualdad de Género 2012-2017*.
- Pecho, M., Velayos, F., y Arias, L. (2011). Política Tributaria. Consorcio de Investigación Económica y Social.
- Rosen H. S. (1976). A Methodology for Evaluating Tax Reform Proposals. *Journal of Public Economics*, 6(1-2), 105-121.
- Rossignolo, D. (2018). Argentina: Taxes, Expenditures, Poverty, and Income Distribution. En N. Lustig (Ed.). *Commitment to Equity Handbook: Estimating the Impact of Fiscal Policy on Inequality and Poverty* (pp. 516-553). Brookings Institution Press y CEQ Institute, Tulane University.
- Segovia, C. (2020). Política tributaria y diferencias de género en la distribución de ingresos en el Perú. Tesis de Maestría, PUCP.
- Sen, A. (1976). Real National Income. *Review of Economic Studies*, 43(1), 19-39.
- Sen, A. (2001). *La desigualdad económica. Edición ampliada con un anexo fundamental de James E. Foster y Amartya Sen* (Eduardo Suárez, trad.). Fondo de Cultura Económica. Obra original publicada en 1997.
- Shorrocks, A. (1980). The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica*, 48(3), 613-625.
- Shorrocks, A. (1984). Inequality Decomposition by Population Subgroups. *Econometrica*, 52(6), 1369-1385.
- Silber, J. (Ed.). (1999). *Handbook of Income Inequality Measurement*. Springer Science.
- Stewart, M. (2017). Gender inequality in Australia's tax-transfer system. En M. Stewart (Ed.). *Tax, Social Policy and Gender: Rethinking Equality and Efficiency* (pp. 1-32). ANU Press.
- Theil, H. (1967). *Economics and Information Theory*. North-Holland.
- Zandvakili, S. (2000). Dynamics of earnings inequality among female-headed households in the United States. *The Journal of Socio-Economics*, 29(1), 73-89.

APÉNDICES

Apéndice A. Definiciones de ingreso utilizadas para medir la incidencia de impuestos y transferencias

Gráfico A.1. *Definiciones de ingreso utilizadas por Jaramillo (2014) y Lustig et al. (2014)*



Fuente: Jaramillo y Sparrow (2013), diagrama 1.

Apéndice B. Descomposición del índice de Atkinson

Tabla B.1. *Descomposición del índice de Atkinson*

Año	Componente	A(0.5)_ai	A(0.5)_di	A(1)_ai	A(1)_di	A(2)_ai	A(2)_di
2014	(1) General	0.2719	0.2486	0.4835	0.4570	0.9845	0.9835
	(2) Within	0.2698	0.2466	0.4805	0.4540	0.9842	0.9831
	(3) Between	0.0028	0.0026	0.0058	0.0056	0.0249	0.0248
	(4) Porc_with*	99.235	99.200	99.379	99.335	99.960	99.957
	(5) Porc_betw*	1.048	1.061	1.195	1.218	2.526	2.527
2015	(6) General	0.2732	0.2509	0.4949	0.4709	0.9904	0.9898
	(7) Within	0.2714	0.2492	0.4924	0.4684	0.9900	0.9894
	(8) Between	0.0025	0.0023	0.0050	0.0048	0.0385	0.0366
	(9) Porc_with*	99.340	99.316	99.489	99.458	99.961	99.961
	(10) Porc_betw*	0.906	0.911	1.006	1.020	3.888	3.699

Nota: ai = antes de impuestos, di = después de impuestos. * Valores en porcentaje (%).

La descomposición del índice de Atkinson presenta un importante problema de interpretación pues, como se muestra en la tabla B.1, la suma de los componentes *Porc_with* y *Porc_betw* (filas 4-5; 9-10) es mayor a 1, lo cual demuestra que este índice no es descomponible aditivamente, tal como expone Blackorby et al. (1981).

Por tanto, no se presenta esta medida para explicar desigualdades entre subgrupos de mujeres y hombres. En cambio, se propone utilizar el índice de bienestar de Atkinson, también basado en la función de ingreso equivalente igualitariamente distribuido, el cual otorga una lectura más directa de la situación relativa entre ambos subgrupos de la población (ver tabla 8).