



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

L Reunión Anual

Noviembre de 2015

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-3-9

Descomposición del Gini por fuentes de ingreso:
Evidencia empírica para Argentina 2003-2013

Venturi, Grosso
Castrosin, María

Descomposición del Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para Argentina 2003-2013

María Pilar Castrosin

pilarcastrosin@gmail.com

Lucila Venturi Grosso

lucilaventuri@gmail.com

Resumen

El ingreso de un hogar está compuesto por varias partidas no mutuamente excluyentes que afectan la desigualdad del ingreso per cápita familiar. Por ello, este trabajo realiza una descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso para Argentina durante el período 2003-2013, utilizando la metodología de Lerman y Yitzhaki (1985). Se encuentra que el ingreso laboral primario representa el 75% del ingreso total y aporta 75.42% a la desigualdad total. Por su parte, el ingreso laboral secundario aporta 6,13%; las jubilaciones y pensiones, 12.54%; las transferencias, -1.10%; y los ingresos de capital, 2.88%.

Abstract

The household income is composed of several not mutually exclusive items affecting inequality of household per capita income. Therefore, this work makes a decomposition of the Gini coefficient by income sources for Argentina during the period 2003-2013 and uses the methodology of Lerman and Yitzhaki (1985). It is found that the primary labor income represents 75% of total revenue and it contributes 75.42% to the total inequality. Meanwhile, the secondary labor income contributes 6.13%; retirement and pensions, 12.54%; transfers, -1.10%; and capital income, 2.88%.

Clasificación JEL: D3, D6

I. Introducción

La desigualdad del ingreso y los distintos factores asociados a ella son ampliamente estudiados en la mayoría de los países del mundo. Particularmente, en América Latina y el Caribe han sido extensamente explorados en los últimos años, dado que se considera a esta región como una de las más desiguales del mundo.

A su vez, la desigualdad es percibida como un mal (Gasparini et. al (2012)). Los individuos no miden su bienestar sólo en función de su ingreso o consumo, sino que se comparan con otros. Así, sin importar el nivel de ingreso de un país, un nivel elevado de desigualdad impacta negativamente sobre el bienestar, dado que a las personas les disgustan las situaciones de desigualdad de oportunidades y de extrema concentración de la riqueza.

La distribución del ingreso se genera en base a una serie de múltiples factores económicos, demográficos, sociales, políticos e institucionales. Por lo tanto, comprender e identificar las causas que condicionan la desigualdad en materia de ingresos reviste un alto grado de importancia y requiere de un análisis más profundo. En base a ello, y dado que el ingreso de un hogar está compuesto por varias partidas no mutuamente excluyentes, es que este trabajo tiene como objetivo realizar una descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso para Argentina durante el período 2003-2013.

Una de las fuentes de ingreso elegidas a tal fin es el ingreso laboral, tanto primario como secundario, dado que el mismo representa casi el 80% del ingreso total de los hogares argentinos. A su vez, se seleccionaron las transferencias, jubilaciones y pensiones, dado que se supone generan un importante efecto redistributivo; y los ingresos de capital, ya que la elevada concentración de los mismos genera la creencia de que su aporte a la desigualdad será significativo.

En este sentido, se utilizará la metodología propuesta por Lerman y Yitzhaki (1985), quienes desarrollan un procedimiento que permite ahondar en la desigualdad mediante la desagregación de la misma en tres componentes: la participación relativa de cada fuente en el ingreso total; la desigualdad observada en cada fuente; y la correlación entre cada partida y el ingreso del hogar. Asimismo, a través de la elasticidad-Gini del ingreso se puede evaluar como un cambio marginal en la composición del ingreso modifica la desigualdad total.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: en la próxima sección se discute la literatura previa. En la sección III se detalla la fuente de datos utilizada y se realizan estadísticas descriptivas de las variables de interés. La metodología se desarrolla en la sección IV y, en la V, se presentan los resultados de la descomposición, que incluyen, para cada fuente de ingreso, la participación en el ingreso total, los coeficientes de Gini y las correlaciones-Gini. Estos resultados permiten construir los aportes absolutos y relativos de cada fuente a la desigualdad total. Para finalizar, en la sección VI se muestran las elasticidades-Gini del ingreso y en la VII, las conclusiones finales.¹

II. Revisión de la literatura

Si bien la literatura sobre desigualdad ha sido extensamente desarrollada en el mundo y desde hace varias décadas, son pocos los trabajos que han buscado descomponer la desigualdad teniendo en cuenta la participación de cada fuente de ingreso en la desigualdad total.

A pesar de que el índice de Gini presenta algunos problemas a la hora de descomponerlo de manera aditiva por grupos o fuentes de ingresos, la metodología propuesta por Lerman y

¹ Notar que en cada uno de los cuadros de resultados se incluye el promedio de cada fuente para todo el período bajo análisis (2003-2013) y la variación “punta a punta”, que compara la situación del 2003 con la del 2013.

Yitzhaki (1985) ha logrado un gran salto cualitativo y cuantitativo en la literatura. Estos autores analizan la distribución del ingreso de 1980 de Estados Unidos y llegan a la conclusión de que el 60% de la desigualdad en el ingreso se debe a diferencias en los ingresos laborales.²

Wodon et al. (2000) realizan un análisis para ocho países de América Latina (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Paraguay, Uruguay y Venezuela) y concluyen que la mayor parte de la desigualdad del ingreso per cápita es producto de la generada por los ingresos derivados del trabajo, dado que estos representan una alta proporción dentro del ingreso total. Además, haciendo una comparación del coeficiente de elasticidad-Gini entre 1989 y 1995, ponen de manifiesto que las pensiones se hicieron más propensas a aumentar la desigualdad, mientras que las transferencias a reducirla. Por su parte, Wodon y Yitzhaki (2002a) tomando datos para México realizan una descomposición del índice por fuentes de ingreso y por fuentes de consumo.

Otra de las aplicaciones prácticas de esta metodología fue la realizada por Medina y Galván (2008), quienes utilizan datos de encuestas de hogares de 17 países de América Latina para años cercanos a 1999 y 2005. Los autores concluyen que los salarios son la fuente más importante de ingresos de los hogares y, además, se distribuyen de manera inequitativa³, guardando dicha inequidad estrecha relación con el valor del coeficiente de Gini para el ingreso total. En relación a las transferencias sostienen que, dado que representan una pequeña parte del presupuesto total del hogar, la capacidad que tienen para mejorar la distribución del ingreso es marginal.

Para Argentina, Trujillo y Villafañe (2011) estudian la década del '90 y los '00 y llegan a la conclusión de que el ingreso de los asalariados registrados fue el principal factor de reducción de la desigualdad en los '00. Adicionalmente, plantean que las jubilaciones y pensiones representan una parte sustancial de los ingresos de los hogares y por ende son un factor importante para explicar los cambios en la desigualdad.

Nuestro trabajo busca extender el análisis de la descomposición del Gini por fuentes de ingreso de Argentina para los años entre 2003 y 2013 y, al igual que en los trabajos arriba enunciados, se utiliza la metodología de Lerman y Yitzhaki (1985).

III. Datos y estadísticas descriptivas

Los datos que se utilizan corresponden al cuarto trimestre de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), tomando para el análisis el período que comprende los años 2003-2013.

El coeficiente de Gini, ampliamente utilizado para mediciones de desigualdad, es un índice que se puede descomponer por fuentes de ingreso⁴. A tal fin se construyeron las siguientes fuentes de ingreso en términos per cápita: ingreso laboral de la ocupación principal y de la secundaria, jubilaciones y/o pensiones, transferencias e ingresos de capital.

El ingreso laboral de la ocupación principal⁵ incluye tanto el ingreso de los asalariados como de los cuentapropistas, y la variable correspondiente al ingreso laboral secundario comprende el monto total por otras ocupaciones (actividad secundaria; ocupación previa a la semana de referencia; deudas o retroactivos por ocupaciones anteriores al mes de referencia, entre otros). Por su parte, a las jubilaciones y/o pensiones, se le ha sumado el monto percibido en concepto de aguinaldo de la jubilación o pensión.

² Lerman y Yitzhaki (1985) utilizan como fuentes de ingreso el salario del jefe de hogar; el ingreso del trabajador autónomo; el del cónyuge; el de otros miembros de la familia; las transferencias; y los ingresos por propiedad.

³ Los autores utilizan los términos de inequidad y desigualdad de manera indistinta.

⁴ Sin embargo, el coeficiente de Gini no se puede descomponer de manera consistente por grupos poblacionales, pues no sería posible construir grupos mutuamente excluyentes en función de las fuentes de ingreso.

⁵ Variable p21 de la EPH.

En el caso de las transferencias, las mismas corresponden al monto de subsidio o ayuda social otorgado por el gobierno, iglesias u otras entidades y a los seguros de desempleo. Por último, ingresos de capital comprende a los montos percibidos por alquileres, ganancias de algún negocio en el que no se trabajó e intereses o rentas derivadas de plazos fijos e inversiones⁶.

Esta selección de fuentes, sin resultar exhaustiva, representa un alto porcentaje del total de los ingresos percibidos (96.2% en promedio para todos los años) y por lo tanto puede explicar casi en su totalidad el valor obtenido del coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar, ascendiendo este porcentaje al 95.87% en promedio.

A fin de realizar las estadísticas descriptivas y para que los montos de las fuentes de ingreso sean comparables intertemporalmente, se procedió a deflactar estas variables, llevándolas a precios constantes del cuarto trimestre del 2013.⁷

En este sentido, para tener una idea de cuál fue el comportamiento de las variables de ingreso que luego serán utilizadas para realizar la descomposición del coeficiente de Gini, en los cuadros 1 a 6 se presentan algunas estadísticas descriptivas de las mismas.

Se puede observar en el Cuadro 1 que el ingreso per cápita familiar experimentó un aumento del 58.65% entre los años bajo estudio, alcanzando un promedio de \$2417.2, medido a pesos constantes del año 2013.

Cuadro 1: Ingreso per cápita familiar. 2003-2013

<i>Año</i>	<i>Media</i>	<i>CV</i>
2003	1734.2	2.6
2004	1889.5	1.3
2005	2088.3	1.1
2006	2430.1	2.4
2007	2466.6	1.4
2008	2498.1	1.2
2009	2578.0	1.1
2010	2612.6	1.0
2011	2809.7	1.0
2012	2731.1	0.9
2013	2751.3	0.9
<i>Promedio</i>	2417.2	1.3
<i>Variación</i>	58.65%	-66.21%

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

Por su parte, a través del coeficiente de variación⁸ se observa una reducción de la desigualdad del 66.21%, indicando esto que la distribución del ingreso per cápita familiar se ha vuelto más homogénea entre el 2003 y el 2013.

⁶ En el presente trabajo no se realiza ajuste por subdeclaración de ingresos, problema recurrente con los ingresos de capital provenientes de la EPH. Dado esto, los resultados que hagan referencia a este ingreso pueden en algunos casos necesitar de un estudio más profundo.

⁷ Se utilizó el IPC alternativo calculado por la consultora Buenos Aires City, que lidera Graciela Bevacqua.

⁸ El coeficiente de variación cumple con todas las propiedades deseables para un indicador de desigualdad: principio de las transferencias de Dalton-Pigou; invarianza a la escala; e invarianza a las réplicas.

En los cuadros 2 y 3 pueden observarse las estadísticas de aquellos ingresos derivados del mercado de trabajo. El ingreso laboral primario muestra una media para el periodo de \$2048.5 y un aumento del 57.1%. Un comportamiento similar se observa en el ingreso laboral secundario, que se incrementó un 58.4% entre 2003 y 2013, promediando en \$691.9.

Ambas variables muestran una caída en el coeficiente de variación, lo que representa una distribución con menor dispersión y así una menor desigualdad. El primero, al comparar 2003 con 2013, tiene una distribución un 30% más igualitaria, mientras que el segundo un 26.4%.

Cuadro 2: Ingreso laboral primario. 2003-2013

Año	Media	CV	% de beneficiarios	% de perceptores
2003	1485.0	1.4	84.8	35.1
2004	1587.9	1.2	85.8	36.8
2005	1783.0	1.1	87.7	38.6
2006	2041.2	2.0	89.1	39.8
2007	2099.6	1.3	89.5	40.6
2008	2094.0	1.0	89.8	41.2
2009	2191.5	1.0	89.0	40.9
2010	2232.9	1.0	89.3	41.3
2011	2393.5	1.0	89.2	41.7
2012	2292.1	0.9	89.6	42.1
2013	2333.1	0.9	89.2	41.8
<i>Promedio</i>	2048.5	1.2	88.5	40.0
<i>Variación</i>	57.1%	-30%	4.4	6.7

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

Cuadro 3: Ingreso laboral secundario. 2003-2013

Año	Media	CV	% de beneficiarios	% de perceptores
2003	480.4	1.8	17.8	5.2
2004	541.6	1.9	19.1	5.5
2005	639.1	2.0	18.6	5.5
2006	728.9	5.4	19.0	5.7
2007	702.7	2.7	16.4	4.8
2008	703.1	1.5	16.7	5.0
2009	717.6	2.6	17.0	5.1
2010	730.3	1.4	15.2	4.5
2011	762.2	1.3	14.5	4.5
2012	844.4	1.5	14.8	4.7
2013	760.9	1.3	13.9	4.2
<i>Promedio</i>	691.9	2.1	16.6	5.0
<i>Variación</i>	58.4%	-26.4%	-3.9	-1.0

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

Otro de los datos importantes a estudiar es la proporción de perceptores de una determinada fuente de ingreso. Se puede observar que en promedio un 40% de los individuos de la muestra ponderada percibía un ingreso por ocupación principal, mientras que un 88.5% se beneficiaba de ese ingreso por pertenecer a ese hogar perceptor.

A su vez, la proporción de perceptores aumentó entre los años bajo estudio 6.7 puntos porcentuales, mientras que los beneficiarios por esa fuente muestran un incremento de 4.4 puntos porcentuales.

Respecto al ingreso laboral secundario, la cantidad de perceptores cayó en 1 punto porcentual y la proporción de beneficiarios, 3.9 puntos porcentuales. En promedio sólo un 5% de los individuos de la muestra recibía un ingreso laboral secundario, mientras que los beneficiarios de éste alcanzaban el 16.6%.

Por otro lado, en el Cuadro 4 se observa que el ingreso por jubilación y/o pensión aumentó en promedio 35.6% y que el coeficiente de variación cayó un 9.8% entre los años 2003 y 2013. Así, la distribución de las jubilaciones y pensiones se ha vuelto más igualitaria.

En relación a los perceptores, la proporción de individuos con un ingreso por jubilación o pensión pasó del 9.5% en 2003 al 13.7% en 2013, lo que implica un aumento de 4.2 puntos porcentuales. Por su parte, los beneficiarios por dicho ingreso aumentaron 8.2 puntos porcentuales, pasando de un 22.3% a un 30.5%.

Cuadro 4: Ingreso por jubilaciones y pensiones. 2003-2013

Año	Media	CV	% de beneficiarios	% de perceptores
2003	1041.5	1.2	22.3	9.5
2004	1126.7	1.2	22.5	9.5
2005	1151.8	1.2	22.5	9.7
2006	1295.8	2.6	23.2	10.0
2007	1206.9	1.2	25.1	11.6
2008	1189.6	1.9	27.3	12.5
2009	1207.8	1.3	28.8	13.3
2010	1200.8	1.2	29.8	13.6
2011	1342.1	1.2	29.7	13.7
2012	1381.7	1.1	29.9	13.9
2013	1411.8	1.1	30.5	13.7
<i>Promedio</i>	1232.4	1.4	26.5	11.9
<i>Variación</i>	35.6%	-9.8%	8.2	4.2

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

En el Cuadro 5 se muestran las estadísticas para el ingreso por transferencias. El mismo ha caído a lo largo del período un 28.6% y por su parte, el cálculo del coeficiente de variación verifica que la desigualdad del ingreso por transferencias cayó un 40.2%. El porcentaje de perceptores de esta fuente de ingreso alcanza solo el 3.7% de la muestra, mientras que los beneficiarios alcanzan el 17% de la muestra ponderada.

Una cuestión a notar es que entre los años 2003 y 2013 no se observa una variación significativa en el porcentaje de perceptores de ingreso por transferencias. Sin embargo, se observa una tendencia decreciente entre el 2003 y el 2007, y a partir de 2008 la misma se torna creciente, llegando al 2013 con un porcentaje de perceptores similar al del 2003.

Cuadro 5: Ingreso por transferencias. 2003-2013

Año	Media	CV	% de beneficiarios	% de perceptores
2003	230.8	1.4	19.4	4.3
2004	198.7	1.0	17.4	3.7
2005	182.1	1.0	16.8	3.7
2006	175.6	0.8	15.8	3.4
2007	151.6	0.8	13.7	2.8
2008	126.9	0.9	13.6	2.9
2009	138.3	1.2	14.7	3.2
2010	146.6	0.9	19.2	4.2
2011	158.9	0.8	19.5	4.4
2012	146.0	0.9	17.3	3.8
2013	164.7	0.8	19.6	4.2
<i>Promedio</i>	165.5	1.0	17.0	3.7
<i>Variación</i>	-28.63%	-40.22%	0.24	-0.01

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

En el Cuadro 6, los ingresos de capital muestran un aumento promedio del 33.6%, y a su vez, se observa que el coeficiente de variación cayó un 11.3%, siendo en 2003 de 1.3 y en 2013 de 1.1. En principio esto mostraría un descenso de la desigualdad dentro del grupo de los que perciben ingresos de capital.

La cantidad de perceptores representa el 1.1% de la muestra y entre 2003 y 2013 presenta una pequeña disminución de 0.1 puntos porcentuales. Por su parte, los beneficiarios hacen referencia al 2.7% de la muestra, mostrando un descenso a lo largo del periodo de 0.6 puntos porcentuales.

Cuadro 6: Ingresos de capital. 2003-2013

Año	Media	CV	% de beneficiarios	% de perceptores
2003	965.7	1.3	2.6	1.0
2004	1293.2	1.9	3.3	1.2
2005	1023.6	1.5	3.3	1.3
2006	1187.7	3.3	3.3	1.2
2007	2306.9	3.6	3.0	1.1
2008	1985.9	4.1	2.9	1.0
2009	1619.1	1.6	2.4	1.0
2010	1451.4	2.1	2.6	1.0
2011	1492.1	2.8	2.5	1.0
2012	1380.0	1.1	2.3	0.9
2013	1290.0	1.1	2.0	0.8
<i>Promedio</i>	1454.2	2.2	2.7	1.1
<i>Variación</i>	33.6%	-11.3%	-0.6	-0.1

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

IV. Metodología

A la hora de medir la desigualdad, el coeficiente de Gini es el más popular por su fácil cálculo e interpretación. Además, como se explicó más arriba, es un índice que se puede descomponer por fuentes.

La metodología a utilizar para descomponer el coeficiente de Gini por fuentes de ingresos es la propuesta por Lerman y Yitzhaki (1985). Este procedimiento permite cuantificar la contribución absoluta y relativa de las diferentes fuentes de ingreso elegidas a la desigualdad.

Siendo y el ingreso de los hogares, $F(y)$ la función de distribución del ingreso y a y b el límite inferior y superior de la distribución respectivamente, los autores parten de la conocida formula de la mitad de las diferencias medias del Gini:

$$(1) \quad A = \int_a^b F(y)[1 - F(y)]dy$$

Mediante el método de integración por partes asumiendo que $u = F(y)[1 - F(y)]$ y $v = y$, se obtiene:

$$(2) \quad A = \int_a^b y \left[F(y) - \frac{1}{2} \right] f(y) dy$$

Si definimos que $y(F)$ es la inversa de la función $F(y)$, la ecuación ahora queda como:

$$(3) \quad A = 2 \int_0^1 y(F) \left[F - \frac{1}{2} \right] dF$$

Asumimos que F es una función uniformemente distribuida en el intervalo $[0,1]$ y que por lo tanto su media es $1/2$, entonces:

$$(4) \quad A = 2cov[y, F(y)]$$

Tomando la expresión anterior y dividiéndola por la media del ingreso se obtiene el coeficiente de Gini, cuyo valor está asociado a la forma en la que van cambiando los ingresos a medida que vamos avanzando en el ranking de la distribución:

$$(5) \quad G = \frac{2cov[y, F(y)]}{\mu}$$

Producto de que el ingreso de un hogar se conforma de diferentes fuentes, entonces puede expresarse como: $y = y_1 + y_2 + y_3 + \dots + y_k$. Utilizando esta nueva expresión del ingreso y multiplicando y dividiendo por $cov(y_k, F_k)$ y por μ_k se obtiene:

$$(6) \quad \sum_{k=1}^K [cov(y_k, F)/cov(y_k, F_k)] * 2cov(y_k, F_k)/\mu_k [\mu_k/\mu] = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k$$

Donde $F(y_k)$ representa la función de distribución del ingreso de la fuente k y R_k , el coeficiente de correlación de Gini entre y_k y el ingreso total y , que se expresa como:

$$(7) \quad R_k = \frac{cov(y_k, F(y))}{cov(y_k, F(y_k))}$$

En relación a la construcción de este coeficiente, la covarianza del numerador se calcula entre la fuente de ingreso y la posición en el ranking de ingresos per cápita familiares de cada observación. Por su parte, el denominador, es la covarianza entre la fuente y la posición en el ranking de ingresos por esa fuente. Se espera que este coeficiente tome valores entre -1 y 1. Así, cuando el mismo toma valores entre cero y uno, se comprueba la existencia de una correlación positiva de la fuente con el ingreso per cápita familiar. En

cambio, se espera la relación opuesta cuando se presenten coeficientes con signo negativo, como es el caso de las transferencias.

La covarianza entre el ingreso de la fuente k y el ranking de ingresos en base a esa fuente, por construcción, siempre arrojará un resultado positivo. Por lo tanto, el signo de la correlación de Gini viene dado por el que se obtenga en la covarianza calculada en el numerador.

Por su parte, G_k es el índice de concentración de Gini de la fuente de ingreso k y S_k es la proporción que representa la fuente k en el ingreso per cápita familiar.

A partir de la ecuación (6), Lerman y Yitzhaki (1985) derivan una relación que les permite evaluar el cambio en el coeficiente de Gini ante cambios en las fuentes de ingreso.

Supongamos que una de las fuentes de ingreso sufre una variación de magnitud e_{y_k} . Así, la variación en el coeficiente de Gini se puede ver en la siguiente ecuación:

$$(8) \quad \frac{\partial G}{\partial e_k} = S_k(R_k G_k - G)$$

La ecuación (8) se puede expresar en términos porcentuales como:

$$(9) \quad \frac{\partial G / \partial e_k}{G} = \frac{S_k R_k G_k}{G} - S_k$$

Esta representación indica que los cambios porcentuales provocados en el coeficiente de Gini como resultado de un cambio marginal en alguna de las fuentes de ingreso es igual a la contribución relativa que hace dicha fuente a la desigualdad menos su participación en el ingreso total. Notar que una variación marginal de igual magnitud en todas las fuentes de ingreso, no provocará cambio alguno en la desigualdad.⁹

En un trabajo posterior, Stark, Taylor y Yitzhaki (1986), demuestran que cuando el término R_k en la ecuación (9) es negativo o cero, un incremento marginal del ingreso reducirá la desigualdad. No obstante, si el término es positivo el efecto sobre la desigualdad dependerá del signo que asuma la expresión $R_k G_k - G$. A su vez, se puede ver que una condición necesaria, pero no suficiente, para que se produzca un aumento de la desigualdad es que el coeficiente de Gini de la fuente de ingresos k sea mayor al coeficiente de Gini calculado con el ingreso total: $G_k > G$ y $R_k \leq 1$.

De acuerdo con Yitzhaki (1990), la elasticidad-ingreso del coeficiente de Gini es:

$$(10) \quad \eta_k = \frac{R_k G_k}{G}$$

Es decir, la elasticidad del ingreso de la fuente k respecto al ingreso total.

Combinando las ecuaciones (9) y (10) obtenemos una expresión de utilidad para medir el impacto de los cambios porcentuales de ingreso en la desigualdad total:

$$(11) \quad \frac{\partial G / \partial e_k}{G} = \frac{R_k G_k S_k}{G} - S_k = S_k (\eta_k - 1)$$

Según Wodon y Yitzhaki (2002b), la expresión (10) se denomina elasticidad-Gini del ingreso (EGI). Así, ante un incremento porcentual en el ingreso proveniente de alguna de las fuentes, si la EGI es menor que uno se producirá una reducción de la desigualdad, en cambio, para EGI mayores a uno, la misma sufrirá un aumento. Cuanto menor sea el valor de la EGI, mayor será el impacto redistributivo que provoque la variación de alguna de las fuentes de ingreso.

⁹ Esto se debe a que el coeficiente de Gini cumple con la propiedad de invarianza a la escala.

V. Resultados

A. Composición del ingreso total del hogar

El ingreso de un hogar no se conforma sólo por el ingreso laboral que pueden obtener sus miembros, sino también por otras fuentes como las transferencias que se reciben del Estado u otras instituciones, las jubilaciones y/o pensiones, los ingresos de capital, entre otros.

Debido a esto, y dado que cada fuente afecta la distribución del ingreso de manera particular y en distintas magnitudes, es de suma importancia considerar la participación de cada fuente en el ingreso total del hogar. El Cuadro 7 muestra la composición del ingreso del hogar por fuente para los años que se encuentran bajo análisis.

Cuadro 7: Participación de las fuentes de ingreso en el ingreso total (%).

<i>Año</i>	<i>Ingreso laboral primario</i>	<i>Ingreso laboral secundario</i>	<i>Jubilaciones y Pensiones</i>	<i>Transferencias</i>	<i>Ingresos de Capital</i>
2003	72.6	4.9	13.4	2.6	1.4
2004	72.1	5.5	13.4	1.8	2.3
2005	74.9	5.7	12.4	1.5	1.6
2006	74.8	5.7	12.4	1.1	1.6
2007	76.2	4.7	12.3	0.8	2.8
2008	75.2	4.7	13.0	0.7	2.3
2009	75.7	4.7	13.5	0.8	1.5
2010	76.4	4.3	13.7	1.1	1.4
2011	76.0	3.9	14.2	1.1	1.3
2012	75.2	4.6	15.1	0.9	1.1
2013	75.7	3.8	15.6	1.2	0.9
<i>Promedio</i>	75.0	4.8	13.5	1.2	1.7
<i>Variación</i>	3.1	-1.1	2.3	-1.4	-0.5

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

Dentro de los ingresos laborales, la caída entre 2003 y 2013 de la participación del ingreso laboral secundario fue de 1.1 puntos porcentuales, mientras que el ingreso laboral primario aumentó su participación 3.1 puntos porcentuales. Se debe notar que el ingreso laboral secundario representa en promedio un 4.8% del ingreso total y, en cambio, el primario un 75%. Esta situación permite evidenciar la dependencia de las familias de los ingresos que se derivan del trabajo, principalmente de la actividad primaria de las personas.

Dado que el ingreso laboral total es la suma del primario y el secundario, los ingresos derivados del mercado de trabajo representan, en promedio, el 79,8% del presupuesto total del hogar. Este valor es similar al promedio observado para algunos países de América Latina y el Caribe, como muestran Medina y Galván (2008).

La fuente que le sigue en participación al ingreso laboral es el ingreso por jubilación y/o pensión, que representa en promedio un 13.5% del ingreso total familiar. Dicha fuente aumentó su participación 2.3 puntos porcentuales durante el período estudiado, lo que puede en parte explicarse por el mayor desarrollo del sistema previsional de Argentina en los últimos años.

Rofman, Apella y Vezza (2013) ponen de manifiesto que, desde inicios del siglo XXI, los sistemas de protección económica para los adultos mayores en América Latina fueron objeto de una serie de reformas profundas, que se enfocaron en un objetivo de inclusión,

expandiendo la cobertura de los sistemas más allá de la población de trabajadores formales tradicionalmente cubierta. Para el caso de Argentina, se comenzó en el año 2003 a tomar medidas tendientes a incluir en el sistema a aquellos que no habían logrado jubilarse. Así, se flexibilizó el acceso a las Pensiones No Contributivas, en particular las correspondientes a vejez e invalidez y en 2004 se aprobó la Ley N° 25.994, que establecía para los trabajadores autónomos un régimen de facilidades de pago (moratoria) para deudores del sistema previsional. El ejemplo típico es el de las amas de casa, que debían definirse como trabajadoras independientes para poder acceder al beneficio.

Estas modificaciones legislativas, según Rofman y Olivieri (2012), permitieron entre 2005 y 2011, 2.8 millones de nuevas jubilaciones a través de la moratoria, más que duplicando el número existente hasta esa fecha y logrando que más de un 90% de la población adulta tenga cobertura previsional. A su vez, esas reformas también se ven reflejadas en el Cuadro 4, donde se muestra que la variación del porcentaje de perceptores pasó de 9.5% en 2003 a 13.7% en 2013, empezando a aumentar dicho porcentaje de manera más significativa en el año 2005, para luego del 2010 empezar a estabilizarse.

Por otro lado, las políticas sociales, entre ellas, las transferencias monetarias condicionadas, están teniendo su auge en la mayoría de los países de América Latina y el Caribe. Si bien comparando los años 2003 y 2013, la participación de las transferencias en el ingreso total cayó 1.4 puntos porcentuales, el porcentaje de perceptores, como se vio en el Cuadro 5, disminuyó entre el 2003 y 2008, volviendo a ascender a partir de 2009 y alcanzando en 2013 un nivel similar al de 2003.

Un comportamiento similar muestra la participación de las transferencias en el ingreso total, con una tendencia descendente entre 2003 y 2008 y una ascendente a partir de 2009, exceptuando el año 2012. Así, las transferencias sólo participan en promedio un 1.2% en el ingreso total.

Los años 2003 y 2004 muestran una alta participación de las transferencias en el ingreso total (2.6% y 1.8%, respectivamente) producto de la mayor cantidad de seguros de desempleo activos y debido a la existencia del Plan Jefes y Jefas de Hogar, implementado tras la crisis de 2001-2002 y destinado a jefes/as de hogar desocupados con hijos de hasta 18 años de edad.

Así, como mencionan Rofman y Olivieri (2012), se logró que en 2003 cerca de 2 millones de hogares (20% de la población total) recibiera un beneficio por este plan. Sin embargo, el acceso de nuevos participantes se cerró a partir de los años siguientes, por lo que el número de beneficiarios, como se observa en el Cuadro 5, comenzó un lento descenso, hasta 2009, cuando fue reemplazado por la Asignación Universal por Hijo para la Protección Social (AUH).

La AUH¹⁰ consiste en la extensión del beneficio de las asignaciones familiares a los hijos de desempleados y trabajadores no registrados, no cubiertos por el régimen vigente (Ley 24.714 de 1996). Posteriormente se incluyó a los hijos de monotributistas sociales, trabajadores del servicio doméstico, trabajadores por temporada en el período de reserva del puesto o beneficiarios de algunos de los planes llevados a cabo por el Gobierno Nacional¹¹. Por su parte, el cobro de la AUH requiere la acreditación anual de escolarización y controles de salud de los niños, y se abona a los menores de 18 años, hasta un máximo de 5 hijos, priorizando a los hijos discapacitados y a los de menor edad.

Como pudo verse en el Cuadro 5, en los siguientes años a la implementación de la AUH, el número de perceptores como de beneficiarios no ha aumentado significativamente. La cobertura, según Rofman y Olivieri (2012), se mantuvo en torno a los 3.5 millones de niños.

¹⁰ Creado por Decreto 1602 del 29 de octubre de 2009.

¹¹ Programa Argentina Trabaja, Manos a la Obra, Ellas Hacen, Programa de Trabajo Autogestionado, Jóvenes con Más y mejor Trabajo, Programa Promover la igualdad de Oportunidades y Seguro de Capacitación y Empleo.

Por lo tanto, esta inclusión masiva de beneficiarios, tanto a través del sistema previsional como por medio de las transferencias monetarias condicionadas, es inevitable que genere cierto impacto sobre la distribución del ingreso, el cual se buscará medir en las siguientes secciones.

Para finalizar, la participación de los ingresos de capital en el ingreso total del hogar muestra una caída de 0.5 puntos porcentuales, representando en promedio para todos los años, el 1.7% de los ingresos totales familiares.

B. Desigualdad al interior de cada fuente de ingresos

Para seguir tratando de entender cómo cada fuente afecta a la distribución del ingreso per cápita familiar, se debe estudiar la desigualdad inherente en cada una de ellas. Por ello, en el cuadro 8 se muestran los coeficientes de Gini para el ingreso per cápita familiar y para las fuentes principales de las que este ingreso se conforma.

Durante el período analizado, en Argentina se observa un descenso de la desigualdad del ingreso per cápita familiar medida por el coeficiente de Gini, tal como ocurrió en otros países de Latinoamérica. Según nuestros cálculos la desigualdad promedio en el período 2003-2013 fue de 0.454, valor elevado a pesar de que la variación entre las puntas del período muestra una caída de 19.3%.

Cuadro 8: Coeficientes de Gini del ingreso per cápita familiar y de las fuentes de ingreso

<i>Año</i>	<i>Ingreso per capita familiar</i>	<i>Ingreso laboral primario</i>	<i>Ingreso laboral secundario</i>	<i>Jubilaciones y pensiones</i>	<i>Transferencias</i>	<i>Ingresos de capital</i>
2003	0.507	0.517	0.611	0.520	0.368	0.526
2004	0.488	0.497	0.618	0.509	0.328	0.601
2005	0.472	0.487	0.641	0.487	0.325	0.559
2006	0.483	0.491	0.651	0.522	0.308	0.618
2007	0.467	0.476	0.645	0.500	0.332	0.759
2008	0.448	0.453	0.593	0.523	0.344	0.736
2009	0.443	0.459	0.606	0.510	0.430	0.573
2010	0.436	0.454	0.597	0.505	0.364	0.585
2011	0.428	0.450	0.586	0.504	0.358	0.612
2012	0.409	0.430	0.593	0.499	0.353	0.541
2013	0.409	0.438	0.566	0.496	0.375	0.471
<i>Promedio</i>	0.454	0.468	0.610	0.507	0.353	0.598
<i>Variación</i>	-19.3%	-15.3%	-7.3%	-4.8%	2.1%	-10.4%

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003 -2013

Dado que el ingreso laboral de la ocupación principal es la fuente de mayor participación en el ingreso total del hogar, el análisis de la desigualdad inherente a ésta resulta significativo. El coeficiente de Gini fue en promedio de 0.468 y muestra una caída de 15.3%, por lo que la distribución del ingreso proveniente de la actividad principal se ha vuelto más igualitaria.

Vale notar que el Gini del ingreso laboral primario es superior al del ingreso per cápita familiar, lo que indica que si el único ingreso que tuviesen los individuos fuese el derivado de la actividad principal, entonces la desigualdad sería mayor. Además, como se explicó anteriormente, el mayor valor del coeficiente de Gini de la fuente es una condición necesaria que permite indicar, en principio, que un aumento de los ingresos laborales generaría un efecto desigualador, manteniendo todo lo demás constante. Sin embargo, dado que la condición no es suficiente, se verificará en las próximas secciones si efectivamente dicha fuente hace aumentar la desigualdad del ingreso total.

En el caso del ingreso laboral secundario, se obtuvo un coeficiente de Gini promedio para el período de 0.610, resultando en la fuente con la mayor desigualdad. También se observa que la dispersión de esta distribución cayó un 7.3% entre los años 2003 y 2013.

Por su parte, para los ingresos de capital se evidencia una disminución de 10.4% entre el Gini de 2003 y el de 2013, aunque no se observa una tendencia decreciente a lo largo de todo el período, observándose un coeficiente de Gini promedio de 0.598.

En cuanto a las jubilaciones y pensiones, el coeficiente de Gini promedio para todos los años es de 0.507 y muestra una caída en la desigualdad de 4.8%. Por su parte, la distribución del ingreso por transferencias se volvió un 2.1% más desigual, alcanzando un valor promedio para el período de 0.353 y resultando en la fuente con la menor desigualdad.

Vale aclarar que a los efectos de aplicar la metodología de Lerman y Yitzhaki (1985) no se eliminan los ingresos iguales a cero de las distintas fuentes. Por ello, los coeficientes de Gini que se observan en el Cuadro 9 toman valores mayores que los del cuadro anterior.

Las fuentes de ingreso que presentan una elevada desigualdad son los ingresos de capital, las transferencias, las jubilaciones y pensiones y los ingresos laborales secundarios. Esto refleja el hecho de que una parte considerable de los hogares de la muestra no perciben ingresos por esa fuente, provocando distorsiones en los valores obtenidos del coeficiente de Gini. Por ejemplo, para el 2013, la desigualdad entre los beneficiarios de transferencias era de 0.375 versus un Gini de transferencias, para toda la muestra, de 0.877.

Cuadro 9: Coeficientes de Gini del ingreso per cápita familiar y de las fuentes de ingreso

<i>Año</i>	<i>Ingreso per capita familiar</i>	<i>Ingreso laboral primario</i>	<i>Ingreso laboral secundario</i>	<i>Jubilaciones y pensiones</i>	<i>Transferencias</i>	<i>Ingresos de capital</i>
2003	0.507	0.590	0.931	0.893	0.877	0.988
2004	0.488	0.568	0.927	0.890	0.883	0.987
2005	0.472	0.550	0.933	0.884	0.887	0.985
2006	0.483	0.547	0.934	0.889	0.891	0.988
2007	0.467	0.531	0.942	0.874	0.908	0.993
2008	0.448	0.509	0.932	0.870	0.911	0.992
2009	0.443	0.518	0.933	0.859	0.916	0.990
2010	0.436	0.512	0.939	0.852	0.878	0.989
2011	0.428	0.509	0.940	0.853	0.875	0.990
2012	0.409	0.490	0.940	0.850	0.888	0.990
2013	0.409	0.498	0.940	0.846	0.877	0.990
<i>Promedio</i>	0.454	0.529	0.935	0.869	0.890	0.989
<i>Variación</i>	-19.3%	-15.6%	1.0%	-5.3%	0.0%	0.2%

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

C. Correlaciones-Gini de las fuentes de ingreso

Como se explicó anteriormente, el cálculo de la correlación-Gini muestra la relación entre la distribución de la fuente de ingreso con la del ingreso total. La misma es de suma importancia dado que es la que determina el signo del aporte de cada fuente a la desigualdad del ingreso per cápita familiar. El Cuadro 10 muestra los coeficientes de correlación-Gini para cada partida de ingreso.

Cuadro 10: Coeficientes de correlación-Gini de las fuentes de ingreso

<i>Año</i>	<i>Ingreso laboral primario</i>	<i>Ingreso laboral secundario</i>	<i>Jubilaciones y pensiones</i>	<i>Transferencias</i>	<i>Ingresos de capital</i>
2003	0.87	0.58	0.57	-0.27	0.72
2004	0.86	0.58	0.56	-0.43	0.81
2005	0.87	0.64	0.51	-0.48	0.74
2006	0.88	0.65	0.53	-0.49	0.77
2007	0.87	0.67	0.45	-0.50	0.89
2008	0.86	0.62	0.46	-0.51	0.85
2009	0.86	0.62	0.44	-0.41	0.78
2010	0.87	0.61	0.44	-0.55	0.80
2011	0.85	0.65	0.45	-0.53	0.78
2012	0.83	0.65	0.46	-0.57	0.75
2013	0.84	0.59	0.46	-0.55	0.72
<i>Promedio</i>	0.86	0.62	0.48	-0.48	0.78
<i>Variación</i>	-3.9%	2.2%	-19.1%	101.4%	-0.3%

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003 -2013

Se puede observar que el ingreso laboral, tanto primario como secundario, presentan un coeficiente de correlación de Gini positivo, observándose valores promedio para el período bajo análisis de 0.86 y 0.62, respectivamente. Si bien, la correlación-Gini del ingreso laboral primario cayó 3.9%, la del secundario se incrementó 2.2%.

Por su parte, el coeficiente para las jubilaciones y pensiones resulta positivo, dado que los haberes jubilatorios están calculados en base a los ingresos laborales percibidos por la persona durante su edad activa. A pesar de esto se observa que dicho coeficiente ha caído en magnitud durante casi todo el período, siendo la variación negativa entre el 2003 y el 2013 de 19.1%.

Así, el ingreso por jubilación y/o pensión, al igual que el ingreso laboral primario, se ha hecho a lo largo de los años más independiente del ingreso per cápita familiar. Esta caída en la correlación podría explicarse por las reformas que se dieron en el sistema previsional a mediados de los dos mil, que permitieron, como se explicó anteriormente, la inclusión de aquellos individuos, que si bien tenían la edad mínima para jubilarse, no podían demostrar haber cumplido con el requisito de los años de aporte.

Para todos los años bajo estudio, se puede observar que existe una relación negativa entre la distribución del monto recibido en concepto de transferencias y el ingreso per cápita familiar, que en promedio alcanza un valor de -0.48. Este es el resultado esperado pues se supone que un programa de transferencias bien implementado debería beneficiar a aquellas personas con menores ingresos.

Así, dado el signo negativo, se puede anticipar que un aumento en el ingreso por transferencias implica una reducción de la desigualdad total. A su vez, debe notarse como la correlación se hizo más fuerte si se compara el principio del periodo con el final, aumentando un 101.4%. Esto indicaría una mayor focalización de las transferencias en los individuos de menor ingreso per cápita familiar.

En cuanto al ingreso de capital se observa un coeficiente de correlación de Gini positivo en todos los años, tomando un promedio para el periodo de 0.78 y mostrando una leve caída del 0.3%

Vale destacar el hecho de que el coeficiente de correlación-Gini promedio para los ingresos de capital es menor que el del ingreso laboral primario. Resultado extraño de esperar, pero que creemos se debe a dos cuestiones. Por un lado, a la alta participación de los ingresos laborales en el ingreso total, en parte bien captada por la EPH; y por otro, a la mala captación de los ingresos de capital, principalmente producto del problema de la subdeclaración.

D. Participación de las fuentes de ingreso en la desigualdad

En base a los resultados obtenidos hasta el momento, calcularemos en esta sección lo que se puede considerar el objetivo central del trabajo: la contribución de las distintas fuentes a la desigualdad del ingreso per cápita familiar, medida por el coeficiente de Gini.

En este sentido, el producto entre la participación de la fuente en el ingreso total, la correlación-Gini y el valor del coeficiente de Gini de cada fuente representa la contribución absoluta a la desigualdad total. Si a este producto lo dividimos por el Gini de la desigualdad total, se obtiene el aporte relativo de cada fuente. Dichos resultados pueden observarse en los cuadros 11 y 12 respectivamente.

Se puede apreciar que la sumatoria de los aportes absolutos de cada fuente de ingreso para cada año arroja como resultado un valor cercano al coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar. Estos valores no son exactamente iguales debido a que no fueron incluidas todas las partidas de ingreso que conforman el ingreso total del hogar según lo reportado en la EPH. De esta forma, para el año 2013, el Gini del ingreso per cápita familiar es de 0.409, mientras que el aporte absoluto de las fuentes elegidas es de 0.399, es decir, un 97.54% de la desigualdad en el 2013 es explicada por las fuentes de ingreso seleccionadas en el presente trabajo.

Cuadro 11: Aporte absoluto de las fuentes de ingreso a la desigualdad total

<i>Año</i>	<i>Ingreso laboral primario</i>	<i>Ingreso laboral secundario</i>	<i>Jubilaciones y pensiones</i>	<i>Transferencias</i>	<i>Ingresos de capital</i>	<i>Sumatoria de aportes</i>
2003	0.374	0.027	0.068	-0.006	0.010	0.472
2004	0.353	0.029	0.066	-0.007	0.018	0.460
2005	0.359	0.034	0.056	-0.006	0.012	0.454
2006	0.359	0.035	0.058	-0.005	0.012	0.459
2007	0.354	0.029	0.049	-0.004	0.025	0.453
2008	0.331	0.027	0.052	-0.003	0.019	0.426
2009	0.338	0.027	0.051	-0.003	0.012	0.425
2010	0.339	0.024	0.052	-0.005	0.011	0.421
2011	0.330	0.024	0.054	-0.005	0.010	0.414
2012	0.306	0.028	0.059	-0.005	0.008	0.397
2013	0.316	0.021	0.061	-0.006	0.007	0.399
<i>Promedio</i>	0.342	0.028	0.057	-0.005	0.013	0.435
<i>Variación</i>	-15.4%	-19.6%	-10.3%	-8.3%	-35.5%	-15.4%

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

Por otro lado, exceptuando las transferencias, los aportes absolutos de todas las fuentes de ingreso cayeron en el periodo analizado, implicando esto que todas propiciaron la caída de la desigualdad del ingreso total. La fuente que más la propició fueron los ingresos de

capital¹², siguiéndole los ingresos laborales secundarios y primarios y las jubilaciones y pensiones.

Cuadro 12: Aporte relativo de las fuentes de ingreso a la desigualdad total (%)

<i>Año</i>	<i>Ingreso laboral primario</i>	<i>Ingreso laboral secundario</i>	<i>Jubilaciones y pensiones</i>	<i>Transferencias</i>	<i>Ingresos de capital</i>	<i>Aporte total</i>
2003	73.74	5.23	13.35	-1.22	2.01	93.11
2004	72.29	6.04	13.63	-1.41	3.71	94.26
2005	76.03	7.16	11.78	-1.33	2.49	96.12
2006	74.39	7.21	12.04	-1.03	2.50	95.10
2007	75.78	6.30	10.42	-0.81	5.37	97.06
2008	73.99	6.09	11.51	-0.72	4.26	95.14
2009	76.39	6.16	11.46	-0.68	2.65	95.99
2010	77.67	5.58	11.81	-1.18	2.61	96.48
2011	77.25	5.58	12.67	-1.19	2.41	96.73
2012	74.82	6.85	14.40	-1.14	2.08	97.01
2013	77.28	5.21	14.84	-1.39	1.60	97.54
<i>Promedio</i>	75.42	6.13	12.54	-1.10	2.88	95.87
<i>Variación</i>	3.54	-0.02	1.49	-0.17	-0.40	4.43

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

La desigualdad del ingreso per cápita familiar depende principalmente de los ingresos laborales derivados de la actividad principal de los individuos, resultado esperado dado que es la fuente de mayor participación en el ingreso total. En promedio, el aporte relativo fue del 75.42% y tuvo su pico en el año 2010 con el 77.67% de participación en la desigualdad total.

A su vez, el aporte absoluto es en promedio de 0.342 y muestra una caída del 15.4%; y si bien el aporte relativo no muestra una tendencia dominante, la variación punta a punta refleja un aumento de 3.54 puntos porcentuales. Este último resultado se debe principalmente a que la caída entre 2003 y 2013 del coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar fue de 19.3% (mayor al descenso del aporte absoluto), por lo que el cociente que calcula el aporte relativo finalmente mostró una variación positiva.

Vemos entonces que en los casos en los cuales la variación del aporte absoluto es menor en valor absoluto que la variación del coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar, la variación del aporte relativo será positiva.

La fuente que le sigue al ingreso laboral primario en cuanto a participación en la desigualdad total son las jubilaciones y pensiones. Las mismas, en promedio, dan cuenta del 12.54% de la desigualdad total y entre el 2003 y el 2013 aumentaron su participación 1.49 puntos porcentuales. A su vez, el aporte absoluto es en promedio de 0.057 y cayó en el periodo un 10.3%. Vale notar que desde el 2008 al 2013 este aporte muestra una tendencia creciente, acompañada por un aumento también en la participación de esta fuente en el ingreso total.

Luego, los ingresos laborales derivados de actividades secundarias generan un aporte promedio de 6.13% a la desigualdad total, habiendo caído su participación en sólo 0.02 puntos porcentuales entre 2003 y 2013. El aporte absoluto promedio de esta fuente al coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar es de 0.028 y muestra una caída de 19.6%, aunque a lo largo de todo el periodo no se observa una tendencia uniforme.

Por su parte, los ingresos de capital en promedio dan cuenta del 2.88% de la desigualdad total y su aporte relativo cayó 0.40 puntos porcentuales en el periodo bajo estudio. Dicha

¹² Vale recordar la problemática de la subdeclaración de ingresos en este tipo de fuente.

fuerza aporta de manera absoluta 0.013 al Gini total y también muestra una caída en su aporte absoluto de 35.5%.

Para finalizar, el aporte que realizan los ingresos por transferencias es negativo, es decir, generan una caída en el coeficiente de Gini total de 1.1% en promedio. Se debe notar que en valor absoluto, el aporte negativo de esta fuerza a la desigualdad total aumentó, esto es, que con el paso de los años, la extensión de los programas de transferencias ayudó a generar una distribución del ingreso total más igualitaria. El aporte relativo pasó de -1.22% en 2003 a -1.39% en 2013, es decir, una variación en valor absoluto de 0.17 puntos porcentuales.

En cuanto al aporte absoluto, es en promedio de -0.005, valor que a pesar de aportar negativamente a la desigualdad, es pequeño en magnitud al compararlo con el resto de las fuentes elegidas. El mismo muestra también un menor aporte negativo a la desigualdad al comparar el 2003 con el 2013, lo que no representa el resultado deseado en base a los objetivos generales de un programa de transferencias. La caída del 8.3% en el aporte absoluto de esta fuerza no alcanzó a compensar la caída en la desigualdad del ingreso total, que depende de la evolución de todas fuentes. Por lo tanto, el aporte relativo terminó aumentando.

VI. Elasticidad de Gini por fuentes de ingreso

Tener en cuenta las elasticidades es de suma importancia a la hora de diseñar e implementar una política pública y, a los efectos de un programa que busque una disminución en la concentración de la riqueza, se debe considerar, entre otros aspectos, la elasticidad-Gini de la fuerza de ingreso (EGI). Ésta permite determinar si ante un aumento porcentual en el ingreso de una partida, la desigualdad se incrementa o disminuye. Los valores de la elasticidad-Gini por fuentes de ingreso pueden observarse para el período 2003-2013 en el Cuadro 13.

En el mismo se observa poca dispersión de la elasticidad-Gini del ingreso laboral primario a lo largo del tiempo. Si bien estuvo en algunos años por encima de uno y en otros por debajo, siempre se mantuvo cercana a la unidad y de hecho en promedio el coeficiente es 1.01. Esto indicaría que ante un cambio marginal en el ingreso laboral primario de las personas, la desigualdad del ingreso se mantendrá inalterada.

La EGI de los ingresos laborales derivados de actividades secundarias es mayor a uno para todos los años, y en promedio toma un valor de 1.29. A su vez, vale notar que la elasticidad-Gini aumentó un 27.8% a lo largo del período, implicando que aumentos en esta fuerza generan un mayor efecto negativo sobre la desigualdad. Es decir, el ingreso laboral secundario se hizo más propenso a aumentar la desigualdad.

Por otro lado, en el caso de las jubilaciones y pensiones, el coeficiente de elasticidad-Gini, exceptuando el 2004, toma valores menores o iguales a la unidad y el promedio de la EGI es de 0.92. Esto indica que un aumento marginal en la participación de esta fuerza en el ingreso total del hogar, reduciría la desigualdad total y dada la caída en la EGI del 5.1%, se ha acentuado el efecto redistributivo provocado por esta fuerza. En principio, gracias a la ya comentada extensión de la cobertura del sistema previsional en los últimos años.

En relación a las transferencias, se puede apreciar en el cuadro que el coeficiente de elasticidad-Gini tiene signo negativo (dado que la correlación-Gini es negativa), lo que implica que al aumentar esta partida, disminuiría la concentración del ingreso. El valor promedio para todos los años se encuentra muy por debajo de uno (-0,96).

En este sentido, si bien las transferencias no representan una gran parte en el presupuesto total del hogar (1.2%), las mismas contribuyen a mejorar la distribución del ingreso, es decir, son atenuadoras de la desigualdad. A su vez, la elasticidad-Gini aumentó en valor absoluto 149.5% a lo largo del período, es decir, el efecto redistributivo generado por esta fuerza se

acentuó con el paso de los años, debido principalmente a la caída en el coeficiente de correlación-Gini.

Sin embargo, el sólo hecho de aumentar la participación de las transferencias en el ingreso total no va a garantizar una caída en la desigualdad social si los planes no son establecidos de manera focalizada y eficiente.

En cuanto a los ingresos de capital, se puede notar el efecto regresivo que genera esta fuente. Para todos los años bajo análisis, la EGI toma valores superiores a la unidad y por ende, incrementos en la participación de esta fuente de ingresos, genera aumentos en el coeficiente de Gini. En promedio, la EGI fue de 1.71 y sufrió un aumento del 23.8%, intensificándose el efecto desigualador que genera esta variable. Vale notar, que si los ingresos de capital estuvieran mejor captados, la EGI sería mayor y por ende también el efecto regresivo que genera en la desigualdad total.

Cuadro 13: Elasticidad-Gini de las fuentes de ingreso

<i>Año</i>	<i>Ingreso laboral primario</i>	<i>Ingreso laboral secundario</i>	<i>Jubilaciones y pensiones</i>	<i>Transferencias</i>	<i>Ingresos de capital</i>
2003	1.02	1.06	1.00	-0.47	1.40
2004	1.00	1.11	1.02	-0.77	1.64
2005	1.01	1.26	0.95	-0.91	1.54
2006	0.99	1.26	0.97	-0.91	1.57
2007	0.99	1.35	0.85	-0.96	1.90
2008	0.98	1.30	0.88	-1.04	1.87
2009	1.01	1.30	0.85	-0.86	1.75
2010	1.02	1.31	0.86	-1.10	1.82
2011	1.02	1.42	0.89	-1.08	1.81
2012	1.00	1.49	0.95	-1.23	1.82
2013	1.02	1.36	0.95	-1.18	1.74
<i>Promedio</i>	1.01	1.29	0.92	-0.96	1.71
<i>Variación</i>	0.6%	27.8%	-5.1%	149.5%	23.8%

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. 2003-2013

VII. Comentarios finales

En este trabajo se realiza la descomposición por fuentes de ingreso de la desigualdad total, medida por el coeficiente de Gini, para Argentina, tomando el período comprendido entre el 2003 y el 2013.

A tal fin, la metodología utilizada implica la necesidad de calcular la participación de la fuente en el ingreso total, la desigualdad al interior de cada una y la denominada correlación-Gini del ingreso. En base a esto se logró arribar a varias conclusiones en materia de desigualdad del ingreso que se detallan a continuación.

En cuanto al ingreso de la ocupación principal, al igual que en la mayor parte de la literatura revisada, se concluyó que el mismo es el que más peso tiene dentro del ingreso total del hogar. La participación promedio para el período bajo estudio es del 75%, y en consecuencia más de tres cuartas partes de la desigualdad total es explicada por esta fuente. La misma muestra una correlación-Gini positiva y relativamente alta y, al ser la EGI igual a 1.01, aumentos en la participación de esta partida tendrán un efecto neutral sobre el coeficiente de Gini.

Por su parte, los ingresos laborales secundarios representan sólo el 4.8% del ingreso total del hogar y aportan en promedio un 6.13% a la desigualdad total. En relación a la elasticidad-Gini, al ser la misma mayor a uno en todos los años analizados, aumentos en esta fuente tienden a hacer aumentar la desigualdad total. A su vez, dado el aumento del 27.8% en la EGI, el ingreso laboral secundario se ha vuelto más propenso a hacer aumentar la desigualdad.

Por otro lado, las transferencias representan el 1.2% del ingreso total pero son atenuadoras de la desigualdad, en base a que la EGI toma valores muy por debajo de la unidad y a que aumentó a lo largo del periodo 149.5%. Este resultado se debe a que es la única fuente que tiene una correlación-Gini negativa, y además, su aporte relativo negativo a la desigualdad total aumentó a lo largo del periodo. Dicha tendencia es consecuencia del mayor desarrollo del sistema de transferencias en Argentina en los últimos años.

Otra de las fuentes que ha progresado en los últimos años han sido las jubilaciones y pensiones. Las mismas son la segunda fuente con mayor representación en el ingreso total; participan en un 13.5% en promedio. A su vez, generan un aporte del 12.54% a la desigualdad total y dado que la EGI es menor a uno para todo el período, exceptuando el 2004, un aumento en la participación de esta partida resultaría en un efecto redistributivo.

Para finalizar, los ingresos de capital representan en promedio sólo el 1.7% del ingreso total del hogar. Si bien se cree que esta fuente es la causante de una gran desigualdad, los resultados obtenidos muestran que es la variable que menor aporte relativo positivo produce en la desigualdad total (2.88% en promedio). Sin embargo, dado que la EGI es significativamente mayor a uno para todo el período, incrementos en la participación de esta fuente tienden a hacer aumentar la desigualdad total.

En síntesis, esta metodología permitió obtener una visión más detallada de cómo está conformada la distribución del ingreso de Argentina; de cuál es el efecto de esta estructura de ingreso de los hogares en la desigualdad total; y sobre qué fuentes deberían, en principio, direccionar los esfuerzos de políticas en pos de generar una redistribución del ingreso.

VIII. Bibliografía

Gasparini, L, M. Cicowiez y W. Sosa Escudero (2012), Pobreza y Desigualdad en América Latina: Conceptos, Herramientas y Aplicaciones, CEDLAS-FCE-UNLP

Medina, F y M. Galván (2008), Descomposición del Coeficiente de Gini por Fuentes de Ingreso: Evidencia Empírica para América Latina 1999-2005. Serie de Estudios y Estadísticas Prospectivas número 63. División de Estadísticas y Proyecciones Económicas. CEPAL. Santiago de Chile.

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* 67(1):151-56

Rofman, R, I. Apella y E. Vezza (2013), Más allá de las Pensiones Contributivas: Catorce experiencias en América Latina, Banco Mundial.

Rofman, R. y M. L. Olivieri (2012), Un Repaso sobre las Políticas de Protección Social y la Distribución del Ingreso en Argentina. *Revista Económica*, Año LVIII Enero-Diciembre 2012.

Stark, O, E. Taylor y S. Yitzhaki (1986), Remittances and Inequality, *The Economic Journal*, Vol. 96, N 383:722-740, September.

Trujillo, L. y S. Villafañe (2011), Dinámica Distributiva y Políticas Públicas: Dos Décadas de Contrastes en la Argentina Contemporánea”, in Novick, M. and S. Villafañe (eds) *Distribución del Ingreso. Enfoques y políticas públicas desde el sur*, MTESS - UNDP, Buenos Aires.

Wodon, Q. et al. (2000), Poverty and Policy in Latin America and the Caribbean, World Bank Technical Paper No. 467:138, Washington.

Wodon, Q. y S. Yitzhaki (2002a), Desigualdad y Bienestar Social, Banco Mundial, Washington.

Wodon, Q. y S. Yitzhaki (2002b), Evaluating the Impact of Government Programs on Social Welfare: The Role of Targeting and the Allocation Rules among Programs Beneficiaries, *Public Finance Review*, Vol.30 N 2:102-123

Yitzhaki, S. (1990), On the Progressivity of Commodity Taxation, Working Paper N 187, Department of Economics, Hebrew University, Jerusalem, Israel.