

**ESTUDIOS  
ECONÓMICOS**

**ESTUDIOS ECONÓMICOS**

ISSN: 0425-368X

ISSN: 2525-1295

estudioseconomicos@uns.edu.ar

Universidad Nacional del Sur

Argentina

César, Andrés

**UNA CARACTERIZACIÓN DE LOS CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN ARGENTINA  
EN EL PERÍODO 1992-2014 MEDIANTE UN ANÁLISIS DE MICRODECOMPOSICIONES° ¥**

ESTUDIOS ECONÓMICOS, vol. XLI, núm. 82, 2024, Enero-Junio, pp. 31-66

Universidad Nacional del Sur

Bahía Blanca, Argentina

DOI: <https://doi.org/10.52292/j.estudecon.2024.3428>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=572376701002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# **UNA CARACTERIZACIÓN DE LOS CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN ARGENTINA EN EL PERÍODO 1992-2014 MEDIANTE UN ANÁLISIS DE MICRODESCOMPOSICIONES<sup>¤</sup>**

*A CHARACTERIZATION OF THE CHANGES IN THE INCOME DISTRIBUTION IN ARGENTINA IN THE PERIOD 1992-2014 THROUGH AN ANALYSIS OF MICRODECOMPOSITIONS*

*Andrés César\**

*recibido: 21 junio 2022 – aprobado: 2 marzo 2023*

---

## **Resumen**

Este trabajo caracteriza la evolución de la distribución personal del ingreso de la población urbana argentina durante el período 1992-2014 utilizando un análisis de microdescomposiciones econométricas. Se realizan microsimulaciones en equilibrio parcial que no permiten estimar efectos causales, sino cuantificar la importancia relativa de posibles determinantes de los ingresos en un escenario determinado. Los resultados sugieren que el cambio en la dispersión del ingreso laboral de los hombres es el determinante principal de los cambios observados en la distribución del ingreso per cápita familiar durante todo el período analizado. El incremento de los retornos a la educación explica alrededor de un 45% del aumento de la desigualdad de ingresos laborales entre 1992 y 1999, mientras la disminución de dichos retornos da cuenta de un 60% de la reducción de la desigualdad de ingresos laborales del período 2006-2014. El aumento en la participación laboral de las mujeres de menor nivel educativo y la reducción en la dispersión de sus ingresos laborales

---

◦ César, A. (2024). Una caracterización de los cambios en la distribución del ingreso en Argentina en el período 1992-2014 mediante un análisis de microdescomposiciones. *Estudios económicos*, 41(82), pp. 31-46, DOI: 10.52292/j.estudecon.2024.3428

⌘ Los puntos de vista expresados en este trabajo representan únicamente al autor y no a las instituciones de afiliación.

\* CEDLAS, Instituto de Investigaciones Económicas, CONICET, Universidad Nacional de La Plata, Argentina. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6575-4899>. E-mail: andres.cesar@econo.unlp.edu.ar

amortiguan una parte no menor (15%) del deterioro de la distribución del ingreso ocurrido durante la crisis socioeconómica de 1999-2002. El aumento de los ingresos no laborales, derivado principalmente de la ampliación de la cobertura de la red de seguridad social, explica cerca de un 30% de la reducción en la desigualdad de ingresos ocurrida durante el período 2006-2014.

*Palabras clave:* desigualdad de ingresos, Argentina, microdescomposiciones, empleo, retornos a la educación, ingresos no laborales.

*Códigos JEL:* C15, D31, J31, I26.

## Abstract

This paper characterizes the evolution of the personal income distribution of the Argentine urban population during the period 1992-2014 using an analysis of econometric microdecompositions. Microsimulations were carried out in partial equilibrium, which do not allow estimating causal effects, but rather quantifying the relative importance of possible determinants of income in a given scenario. The results suggest that the change in the dispersion of men's labor income is the main determinant of the changes observed in the distribution of household per capita income throughout the period under study. The rise in returns to education explains about 45 percent of the increase in labor income inequality between 1992 and 1999, while the decrease in these returns accounts for 60 percent of the reduction in labor income inequality in the period 2006-2014. The growth in labor participation of women with lower educational levels and the decline in the dispersion of their labor income cushion a significant fraction (15 percent) of the deterioration in income distribution that occurred during the socioeconomic crisis of 1999-2002. The increase in non-labor income, derived mainly from the expansion of the coverage of the social safety net, explains about 30 percent of the reduction in income inequality that took place during the period 2006-2014.

*Keywords:* income inequality, Argentina, microdecompositions, employment, returns to education, non-labor income.

*JEL codes:* C15, D31, J31, I26.

## INTRODUCCIÓN

Argentina experimentó grandes fluctuaciones económicas en las últimas décadas. La distribución del ingreso estuvo ligada a la dinámica de la economía y, como tal, exhibió profundas transformaciones. La figura 1 presenta la evolución del ingreso per cápita familiar promedio y del coeficiente de Gini calculado sobre la distribución de dichos ingresos durante el período de estudio (1992-2014)<sup>1</sup>. Las series se mueven en direcciones opuestas y presentan una fuerte correlación negativa (-0.91) que sugiere que años de reducción del ingreso promedio (1992-2002) estuvieron acompañados de aumentos en la desigualdad de ingresos, mientras que años de crecimiento del ingreso per cápita familiar (2002-2013) correlacionan con reducciones en la desigualdad. Las líneas verticales punteadas de la figura 1 definen los tres períodos estudiados a lo largo del trabajo: (i) 1992-1999, (ii) 1999-2006 y (iii) 2006-2014. El período intermedio (1999-2006) se divide en dos subperíodos para separar los años de crisis (1999-2002) de los años de recuperación (2002-2006).

El problema de estudio consiste en caracterizar los cambios en la desigualdad de ingresos observados en cada uno de estos períodos, con el objetivo de indagar en (algunos de los tantos) posibles determinantes de los cambios en la desigualdad, utilizando un análisis de microdescomposiciones econométricas aplicado a microdatos provenientes de encuestas de hogares.

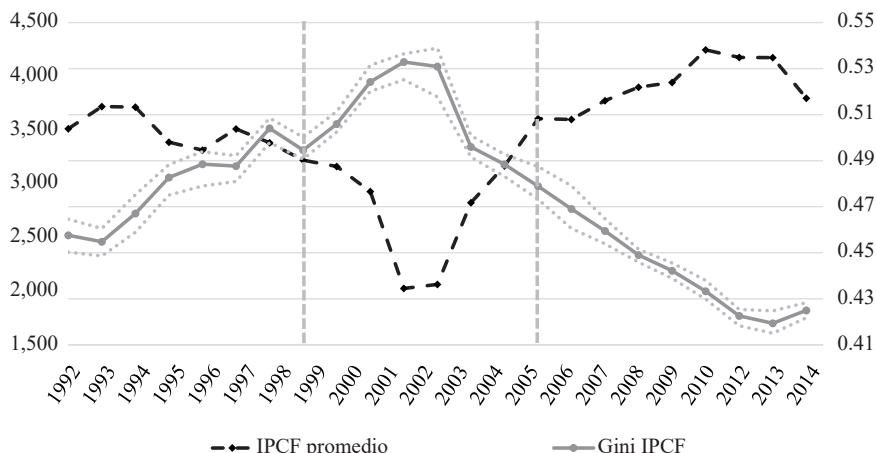
La metodología de microdescomposiciones permite caracterizar los cambios en la desigualdad de ingresos empleando criterios objetivos basados en la realización de ejercicios de simulación contrafácticos en equilibrio parcial, es decir, asumiendo que cambia únicamente una característica observable de la población (por ejemplo: el nivel educativo) o determinado parámetro estimado (por ejemplo: los retornos a distintos niveles educativos) mientras que todo lo demás permanece constante. Se utilizan dos tipos de microdescomposiciones. La primera hace posible cuantificar la importancia relativa de los cambios demográficos (específicamente, la proporción de individuos en edad de trabajar sobre la cantidad de miembros del hogar), en los niveles de empleo y en los ingresos laborales y no laborales. La segunda microdescomposición permite cuantificar la contribución relativa de posibles determinantes de los ingresos laborales y pretende aislar el efecto de cambios en variables observables que determinan las decisiones de participación en el mer-

---

<sup>1</sup> El coeficiente de Gini es posiblemente la medida de desigualdad de ingresos más utilizada en la literatura. Varía entre 0 y 1, aumentando a mayor desigualdad en la distribución del ingreso. 0 corresponde a la perfecta igualdad (todos tienen el mismo ingreso) y 1 corresponde a la máxima desigualdad (una sola persona tiene todo el ingreso).

cado laboral (*e. g.* tamaño y composición del hogar, nivel educativo del individuo, edad, género, entre otros), cambios en la estructura educativa de la fuerza laboral, y variaciones en los retornos a la educación y a la experiencia<sup>2</sup>, brecha salarial por género, región de residencia y retornos a factores inobservables (tales como la habilidad o la suerte de los individuos).

Figura 1. Evolución del coeficiente de Gini y del ingreso per cápita familiar promedio



Fuente: elaboración propia.

Nota: IPCF promedio en pesos constantes del año 2014 (eje izq.) no incluye individuos con ingreso cero. Coeficiente de Gini del IPCF (eje derecho) con intervalos de confianza (95%) calculados por *bootstrap*. Los cálculos se realizan a partir de los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), representativa únicamente de los grandes aglomerados urbanos con más de 100 000 habitantes. La serie de ingresos nominales se deflacta con el IPC oficial (INDEC) hasta el año 2007, y a partir de allí se utiliza la serie calculada por el Estudio Graciela Bevacqua.

Si bien las descomposiciones no permiten identificar efectos causales, son herramientas que hacen posible cuantificar regularidades empíricas que pueden revelar factores cuantitativamente importantes para describir los cambios en la desigualdad de ingresos. Aproximar la importancia relativa de dichos factores ayuda a contextualizar

<sup>2</sup> Dichos retornos representan una forma de cuantificar el valor promedio que asigna el mercado a individuos con distinto nivel educativo (primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, terciaria incompleta, terciaria completa) y distintos años de experiencia en el mercado laboral (aproximados por la edad del individuo).

e informar la discusión sobre los potenciales efectos distributivos de corto y mediano plazo que tuvieron y podrían tener políticas públicas que afecten de manera directa o indirecta a cualesquiera de las variables incorporadas en el presente estudio. También es importante tener en cuenta que este trabajo se concentra únicamente en la desigualdad de ingresos y en algunos de sus posibles determinantes, dada la información disponible, dejando fuera factores importantes como la desigualdad de oportunidades, la polarización y la segregación<sup>3</sup>. Tampoco se consideran diferencias en las canastas de consumo de individuos con distintos ingresos ni cambios en los precios relativos de los bienes y servicios de la economía que afectan el bienestar de los hogares<sup>4</sup>.

Para realizar las estimaciones se utilizan microdatos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina. La EPH captura confiablemente ingresos laborales y transferencias (públicas o privadas) pero tiene limitaciones claras para captar los ingresos de las personas más ricas, en particular ingresos de capital y rentas por recursos naturales. Estas son deficiencias habituales de las encuestas de hogares en la mayoría de los países del mundo.

Los resultados de la descomposición por componentes del ingreso per cápita familiar sugieren que la mayor parte de los cambios observados en la desigualdad de ingresos durante el período de estudio se explican por la dinámica del mercado laboral de los hombres, en particular por cambios en la dispersión de sus ingresos laborales. En segundo lugar, por la evolución de la tasa de empleo de los hombres al interior del hogar<sup>5</sup>. La contribución del mercado laboral para explicar los cambios en la distribución del ingreso disminuye en el período posterior a 2002, sobre todo en el período 2006-2014, a la vez que adquiere mayor relevancia la contribución del cambio en los ingresos no laborales, principalmente aquellos que provienen de ingresos por jubilaciones y pensiones, que explican cerca de un 30% de la reducción de la desigualdad ocurrida entre 2006 y 2014.

---

<sup>3</sup> Para una nutrida discusión sobre estos tópicos se recomienda el capítulo 7 de Gasparini, Cicowicz, y Sosa (2012).

<sup>4</sup> Por ejemplo, Navajas (1999) analiza el efecto distributivo del cambio en los precios relativos derivado de las reformas estructurales de la década de 1990, utilizando al consumo como medida de bienestar y el concepto de “característica distributiva” de los bienes, y enfatiza que el efecto precio derivado de la desregulación de la economía y de la apertura comercial ha tenido un efecto positivo sobre el bienestar.

<sup>5</sup> La tasa de empleo al interior del hogar se define como la proporción de miembros ocupados sobre el total de miembros del hogar en edad de trabajar (15 a 65 años). Notar que quienes no tienen empleo pueden ser activos si son desocupados que están buscando trabajo o inactivos si son desocupados que no buscan trabajo (por ejemplo, personas en edad de trabajar que sólo se dedican a estudiar, trabajadores desalentados por no encontrar un empleo, o simplemente individuos que deciden no trabajar por voluntad propia).

La caída en la tasa de ocupación de los hombres explica un 24% del aumento en la desigualdad de ingresos entre 1992 y 1999, mientras que el aumento en la dispersión de sus ingresos laborales da cuenta de un 46% del incremento en la desigualdad ocurrido en este período. Los resultados de la descomposición por determinantes del ingreso laboral sugieren que el incremento de los retornos a la educación y a la experiencia explican un 44% y un 19%, respectivamente, del aumento en el coeficiente de Gini ocurrido entre 1992 y 1999. En cambio, la reducción de la brecha salarial por género fue un factor igualador (-15%). El aumento del desempleo y la caída en las horas trabajadas, que afectaron en mayor medida a los individuos de menores salarios, explican un 65% del aumento en la desigualdad de ingresos laborales ocurrido en este período. Es probable que los determinantes del aumento del desempleo y la prima salarial por educación se relacionen con el proceso de apertura comercial experimentado por Argentina en la década de 1990. A su vez, la incorporación de bienes de capital y nuevas tecnologías benefició proporcionalmente más a las empresas más grandes y a los trabajadores más capacitados (Acosta & Gasparini, 2007; Bustos, 2011). Es posible que el fuerte aumento del desempleo y el debilitamiento de instituciones laborales también explique una fracción significativa del deterioro salarial experimentado por los trabajadores de menores ingresos (Altimir & Becaria, 2001; Gasparini & Cruces, 2008).

El nuevo milenio encuentra a Argentina enfrentando una de las crisis económicas y políticas más severas de su historia. El producto bruto interno (PBI) real cae 4.5% en el transcurso del año 2001 y cerca de 11% durante el 2002<sup>6</sup>. El desempleo se ubica en su máximo nivel en 2001, alcanzando el 18.4% de la fuerza laboral. Los efectos perversos de la crisis sumados a los programas de ajuste golpearon con más fuerza a los estratos medios y bajos, y las redes de protección social para los más vulnerables resultaron insuficientes y mal diseñadas (Gasparini & Lustig, 2011). Los resultados sugieren que el aumento en la desigualdad de ingresos entre 1999 y 2002 se explica casi en su totalidad por la crisis ocurrida en el mercado laboral. Es importante destacar que el aumento en la tasa de ocupación de las mujeres de menor nivel educativo y la reducción en la dispersión de sus ingresos laborales contribuyeron a morigerar una fracción no menor (15%) del fuerte aumento en la desigualdad ocurrido durante el período de crisis.

Luego de declarar el *default* de deuda en 2001 y devaluar fuertemente el peso a comienzos de 2002, el país comienza a transitar un período de fuerte crecimiento

---

<sup>6</sup> El PBI es el valor monetario de la producción total de bienes y servicios de la economía durante un período determinado (en este caso un año). Es calculado por la Dirección de Cuentas Nacionales del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de Argentina.

económico basado en la recuperación de la (deprimida) demanda agregada. La economía presentaba una profunda capacidad ociosa y un elevado desempleo mientras que el contexto internacional exhibía condiciones favorables en los mercados de capital, crecimiento de los principales socios comerciales y términos de intercambio en alza (sobre todo por un *boom* de precios de las materias primas). Estos factores, sumados a un tipo de cambio real muy competitivo, permitieron que la economía comenzara a mostrar signos de recuperación rápidamente. El PBI real creció 8% en promedio entre 2003 y 2008. La economía presentó superávits gemelos y las reservas internacionales crecieron considerablemente. El desempleo se redujo a 7.6% para el año 2008 y el coeficiente de Gini a 46 puntos, el mismo valor que presentaba en 1992. El crecimiento del ingreso promedio y la reducción de la desigualdad de ingresos se sostienen hasta el año 2013, cuando el Gini marca un mínimo cercano a 43 puntos. De acuerdo a Gasparini y Cruces (2008), los factores asociados a la mejora distributiva ocurrida en estos años tienen que ver con la generación de empleos ligada a la recuperación económica, el desplazamiento hacia actividades más trabajo intensivas como consecuencia de la modificación de precios relativos ocasionada por la devaluación, la recuperación de los salarios reales luego de la sobrereacción del tipo de cambio, la importancia creciente de instituciones laborales (como sindicatos, negociaciones colectivas y salario mínimo), el desvanecimiento del cambio tecnológico sesgado hacia trabajos calificados ocurrido en la década anterior y el aumento significativo del gasto social, sobre todo a partir de la implementación del programa Jefes y Jefas de Hogar Desocupados en el año 2002, que alcanzó alrededor del 20% de los hogares pobres. Este fenómeno sin precedentes no ocurrió de manera aislada sino en la mayoría de los países de América Latina (López Calva & Lustig, 2010; Gasparini et al., 2011; Cornia, 2011).

En esta línea, los resultados sugieren que la mayor parte de la reducción de la desigualdad de ingresos ocurrida en el período de recuperación (2002-2006) se explica por la reactivación del mercado laboral, expresado en un notable aumento en la tasa de ocupación de hombres y mujeres. El principal factor es la reducción en la dispersión de los ingresos laborales de los hombres, que da cuenta de un 51% de la reducción del coeficiente de Gini. La reducción en la dispersión de los ingresos no laborales explica una fracción no menor (20%) de la disminución de la desigualdad del período 2002-2006. La contribución de los ingresos no laborales para explicar la reducción de la desigualdad aumenta a 37% en el siguiente período (2006 a 2014). Tres cuartas partes de dicha contribución se explican por la reducción en la dispersión de los ingresos por jubilaciones y pensiones derivado de una fuerte expansión en la cobertura de la red de seguridad social a partir del programa de Moratoria Previsional, que flexibilizó los requisitos de elegibilidad para pensiones y permitió la jubilación de alrededor de 3 millones de personas (en su mayoría de bajos ingresos) que alcanzaron la edad mínima jubilatoria, independientemente de sus aportes previos a la seguridad social.

Los factores asociados a la recuperación de los niveles de empleo pierden relevancia en el período 2006-2014. Se observa una reducción en la tasa de ocupación de hombres y mujeres de menor nivel educativo. La reducción en los retornos a la educación explica un 60% (más de 3 puntos del Gini) de la reducción en la desigualdad de ingresos laborales ocurrida en este período, que se caracteriza por un crecimiento del salario horario promedio de los trabajadores de menores ingresos. Las mejoras salariales disminuyen gradualmente para los deciles medios y altos y se estancan en el decil superior de ingresos. Galiani et al. (2011) argumentan que es probable que existan problemas de emparejamiento entre trabajadores y empresas que, sumados a una discordancia entre las herramientas provistas por el sistema educativo y aquellas demandadas por las empresas en el mercado laboral, expliquen una parte no menor del deterioro relativo de la productividad laboral de los individuos con educación terciaria. A su vez, las condiciones macroeconómicas excepcionales que caracterizaron al período 2002-2010 se interrumpieron en los años subsiguientes. No solo por la crisis financiera internacional de 2008-2009, que ocasionó una fuerte caída en los volúmenes de comercio internacional, sino también porque las políticas redistributivas dejaron de motorizar la oferta y derivaron en un aumento sostenido y permanente del nivel general de precios de la economía. La apreciación del tipo de cambio real quebrantó buena parte de la estrategia de desarrollo posterior a 2002. El gobierno devaluó gradualmente el peso, impuso controles a las importaciones a partir del año 2011 y estableció restricciones a la compra de moneda extranjera (cepo cambiario). Dichas medidas fueron efectivas para sostener el consumo interno pero desincentivaron el ahorro y la inversión y el crecimiento del sector externo (muchos sectores contrajeron sus exportaciones), las reservas internacionales disminuyeron y la economía inauguró un período de estancamiento económico e inflación elevada.

Para una revisión de la literatura sobre metodologías de descomposición existentes, se recomienda Fortin, Lemieux y Firpo (2011). Trabajos que aplican microdescomposiciones para estudiar factores asociados a la dinámica de la pobreza y la desigualdad en la Argentina son Altimir et al. (2002), Gasparini et al. (2005), Bustelo y Lucchetti (2004), Marchionni y Gasparini (2007), Gasparini y Cruces (2009), Bertranou y Maurizio (2011), Beccaria, Maurizio y Vázquez (2014), Bracco, Gasparini y Tornarolli (2019)<sup>7</sup>. La principal contribución del presente trabajo consiste en aplicar simultáneamente dos tipos de metodologías de microdescomposiciones a distintos subperíodos que comprenden más de dos décadas (1992-2014) caracterizadas por notables cambios en la distribución del ingreso en Argentina, y

<sup>7</sup> Azevedo et al. (2013) e Inchauste et al. (2014) aplican metodologías de microdescomposiciones para un análisis que se extiende a varios países de América Latina, entre ellos Argentina.

en relacionar los resultados obtenidos con diversos factores asociados a cambios en la política económica y a la macroeconomía.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección I, se explica la metodología utilizada. En la sección II, se describen las fuentes de desigualdad que se estudian en el trabajo y se reportan los resultados de las microdescomposiciones. Finalmente, se presentan las conclusiones.

## I. METODOLOGÍA

Esta sección describe las dos metodologías de microdescomposiciones econométricas y los microdatos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina utilizados para realizar las estimaciones. La medida de desigualdad utilizada preferida es el coeficiente de Gini, cuya fórmula (en términos discretos) es:

$$G = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{\mu N^2} \sum_{i=1}^N x_i (N+1-i) \quad x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n \quad (1)$$

donde  $N$  es el número de observaciones,  $\mu$  es la media del ingreso per cápita familiar, y  $x_i$  es el ingreso per cápita familiar del individuo  $i$ .  $G$  varía entre 0 (perfecta igualdad) y 1 (perfecta desigualdad) y se calcula como el área entre las distancias entre la curva de Lorenz y la curva de perfecta igualdad (a menor distancia, menor desigualdad)<sup>8</sup>.

Como robustez se utiliza como medida de desigualdad adicional el índice de Theil, cuya fórmula (en términos discretos) es la siguiente:

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{x_i}{\mu} \left( \ln \frac{x_i}{\mu} \right) \quad (2)$$

---

<sup>8</sup> La curva de Lorenz es una de las medidas más utilizadas para estudiar desigualdad: el eje horizontal indica la proporción  $p$  de personas de menores ingresos en la población y el eje vertical refiere al porcentaje acumulado del ingreso correspondiente al  $p$  por ciento más pobre de la población. Para una discusión completa sobre estos conceptos se recomiendan los capítulos 2 y 6 del libro de Gasparini, Sosa y Cicowicz (2012).

la notación es idéntica a la del coeficiente de Gini. El Gini pondera más los ingresos de los individuos en el centro de la distribución. El índice de Theil pondera algo más la cola superior de la distribución del ingreso.

## I.1. Descomposición por componentes del ingreso per cápita familiar

Esta metodología representa una extensión a la descomposición de Shapley basada en la contribución de Barros et al. (2006) y fue desarrollada por Azevedo, Nguyen y Sanfelice (2012). Permite cuantificar la fracción del cambio distributivo ocurrido en determinado período que puede ser caracterizada por cambios demográficos, en los niveles de empleo, y en los ingresos laborales y no laborales. Para realizar la descomposición del cambio en el indicador de desigualdad, el ingreso per cápita familiar (IPCF) debe estar expresado como una función aditiva y separable en distintos componentes. Barros et al. (2006) definen al IPCF como la suma de los ingresos de cada individuo dividido por el número de miembros del hogar  $n$ . El ingreso individual  $y_i$  se desagrega en dos componentes: ingreso laboral ( $y_i^{lab}$ ) e ingreso no laboral ( $y_i^{nol}$ ). El ingreso no laboral per cápita incluye distintos conceptos: jubilaciones y pensiones, transferencias públicas y privadas (*i. e.* remesas), y cualquier otro ingreso no laboral que pudieran recibir los individuos (por ejemplo, ingresos de capital).

La descomposición permite estimar el efecto de la transición demográfica intrahogar en la distribución del ingreso per cápita de la población. Además, permite separar la contribución de cambios en los ingresos laborales de cambios en los niveles de empleo, distinguiendo a su vez entre hombres y mujeres del hogar. El número de miembros del hogar empleados ( $n_E$ ) es una función del número total de miembros del hogar en edad de trabajar ( $n_A$ ). Dadas estas condiciones, el ingreso laboral per cápita del hogar ( $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i^{lab}$ ) puede desagregarse en tres componentes: ingreso laboral por trabajador empleado ( $\sum_{i \in E} \frac{Y_i^{lab}}{n_E}$ ), tasa de empleo del hogar ( $\frac{n_E}{n_A}$ ) y tasa de actividad, entendida como la proporción de individuos en edad de trabajar al interior de cada hogar ( $\frac{n_A}{n}$ ). Además es posible separar el ingreso laboral de los hombres ( $\sum_{i \in Eh} \frac{Y_i^{lab}}{n_{Eh}}$ ) del ingreso laboral de mujeres ( $\sum_{i \in Em} \frac{Y_i^{lab}}{n_{Em}}$ ). Por su parte, los ingresos no laborales incluyen al resto de los ingresos de los miembros del hogar. Entonces, el ingreso per cápita del hogar es:

$$Y_{pc} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i = \frac{n_A}{n} \left[ \frac{n_{Em}}{n_A} \left( \sum_{i \in Em} \frac{Y_i^{lab}}{n_{Em}} \right) + \frac{n_{Eh}}{n_A} \left( \sum_{i \in Eh} \frac{Y_i^{lab}}{n_{Eh}} \right) \right] + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^{nol} \quad (3)$$

De esta manera, el ingreso per cápita del hogar es una función  $\delta$  de cada uno de los  $j$  componentes:

$$Y_{pc} = \delta \left( \frac{n_A}{n}, \frac{n_E}{n_A}, \frac{Y_i^{lab}}{n_{Em}}, \frac{Y_i^{lab}}{n_{Eh}}, \frac{Y_i^{nol}}{n} \right) \quad (4)$$

Notar que cualquier medida distributiva  $I$  es una función  $\theta$  que depende de la distribución del ingreso entre los hogares e individuos que la componen. Definiendo  $F(Y_{pc})$  como la función de distribución acumulada del ingreso per cápita, y reemplazando en la ecuación anterior, se tiene que cualquier medida distributiva puede expresarse como una función de dichos componentes del ingreso:

$$I = \theta \left[ F \left( \delta \left( \frac{n_A}{n}, \frac{n_E}{n_A}, \frac{Y_i^{lab}}{n_{Em}}, \frac{Y_i^{lab}}{n_{Eh}}, \frac{Y_i^{nol}}{n} \right) \right) \right] \quad (5)$$

A partir de esta ecuación, el cambio en el indicador  $I$  entre dos momentos  $t$  y  $t'$ :  $\Delta I_{t,t'} = I_t - I_{t'}$ , se expresa como el resultado de cambiar el valor de cada componente. Utilizando el método de Barro, se simula la distribución del ingreso cambiando cada uno de los  $j$  componentes, de a uno a la vez, y ello permite calcular la contribución de cada componente al cambio observado en la distribución del ingreso. Esto se realiza a partir de la construcción de una distribución contrafactual para el período  $t$ , sustituyendo el nivel observado de cada componente del ingreso en  $t'$  por su valor en  $t$ . Luego, en base a esta distribución simulada, se computa un indicador contrafáctico para el período  $t$ . La diferencia entre el valor observado del indicador en la distribución real y el valor observado del mismo en la distribución contrafactual es el efecto estimado del componente  $j$  en el cambio del indicador. Dado que la descomposición depende del orden de los períodos de comparación (es decir, es *path-dependence*), la suma de los efectos marginales de cada componente no da como resultado el cambio observado en el indicador entre  $t$  y  $t'$ , puesto que el orden en que se modifica cada uno de los componentes determina los resultados. Ello es una característica que afecta a todas las descomposiciones económéticas dinámicas (Bourguignon et al., 1998). El método de Azevedo et al. (2012) trata este problema utilizando el valor de Shapley, que computa todas las posibles combinaciones ( $j!$ ) del orden de descomposición del indicador y computa el efecto promedio ponderado del efecto  $j$ , que representa el efecto total del componente  $j$  en el cambio observado del indicador  $I$ .

## I.2. Descomposición por determinantes del ingreso laboral

La metodología de descomposición microeconómica propuesta por Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) parte de suponer que el ingreso laboral individual ( $Y_i^{lab}$ ) es la suma de un conjunto de retribuciones a distintas características que hacen a la productividad del individuo: educación, experiencia, edad, género, esfuerzo, habilidad innata, entre otras. La contribución de algunas características puede ser estimada en base a los microdatos disponibles (educación, experiencia, género, horas trabajadas) mientras que otros determinantes son inobservables, en particular, la habilidad de los individuos o la suerte que hayan tenido en sus oportunidades laborales. Por lo tanto, para estudiar los determinantes del cambio distributivo, es necesario separar los cambios en las características de la población trabajadora de la manera en que dichas características son remuneradas por el mercado. Dado que los individuos suelen cambiar de estado laboral a lo largo del tiempo, sea por decisión propia o por circunstancias del entorno, también es necesario estudiar los factores que afectan la participación en el mercado laboral y su variación en el tiempo.

El ingreso laboral del individuo  $i$  en el período  $t$  ( $Y_{it}^{lab}$ ) puede ser expresado en función de los siguientes vectores: características individuales que afectan salarios y empleo,  $X_{it}$ , factores inobservables,  $\varepsilon_{it}$ , parámetros que determinan los salarios horarios,  $\beta_t$ , y parámetros que afectan los resultados del mercado laboral (participación y horas trabajadas),  $\lambda_t$ :

$$Y_{it}^{lab} = F(X_{it}, \varepsilon_{it}, \beta_t, \lambda_t) \quad i = 1, \dots, N \quad (6)$$

La distribución del ingreso laboral individual puede representarse como el conjunto de ingresos laborales observados para  $N$  individuos en el momento  $t$ :

$$D_t = Y_{1t}^{lab}, \dots, Y_{Nt}^{lab} \quad (7)$$

Luego es posible calcular los ingresos laborales individuales cambiando uno o más parámetros y/o características de la ecuación (6) para obtener una distribución simulada, que permite estimar el efecto de cambios en los determinantes del ingreso sobre la distribución del mismo. Por ejemplo, el ingreso laboral que los individuos hubieran ganado en  $t$  si los parámetros que determinan los salarios hubieran sido los que prevalecen en  $t'$ , mientras que todo lo demás permanece constante, es:

$$Y_{it}^{lab}(\beta_{t'}) = F(X_{it}, \varepsilon_{it}, \beta_{t'}, \lambda_t) \quad i = 1, \dots, N \quad (8)$$

Y de forma genérica, sea  $Y_{it}^{lab}(k_t)$  el ingreso laboral individual simulado a partir del cambio en algún elemento del conjunto de parámetros o características  $k_t$ , la distribución simulada resultante es:

$$D_t(k_t) = Y_{1t}^{lab}(k_t), \dots, Y_{Nt}^{lab}(k_t) \quad (9)$$

Al comparar el cambio en la distribución real y la contrafactual, es posible determinar la contribución del cambio de  $k$  entre  $t$  y  $t'$  al cambio total en la distribución del ingreso observada. Por lo tanto, el efecto del cambio en el elemento  $k$  queda definido como:

$$E_t(k'_t) = I[D_t(k_t)] - I[D_t(k_{t'})] \quad (10)$$

Esta metodología permite medir los efectos sobre la desigualdad de cambios en los siguientes determinantes: (i) retornos a la educación ( $k = \beta_{ed}$ ), (ii) retornos a la experiencia ( $k = \beta_{exp}$ ), (iii) brecha por género ( $k = \beta_g$ ), (iv) brecha por región geográfica ( $k = \beta_{reg}$ ), (v) factores inobservables que determinan los salarios ( $k = \varepsilon_s$ ), (vi) parámetros que determinan el empleo y las horas trabajadas ( $k = \lambda$ ), y (vii) estructura educativa de la población ( $k = X_{ed}$ ).

El ingreso laboral de un individuo se compone de sus ingresos por trabajo asalariado y de sus ingresos como cuentapropista o trabajador independiente. Los microdatos disponibles permiten separar el ingreso laboral de cada individuo obtenido en determinado período de tiempo (por ejemplo, un mes) en dos componentes: horas trabajadas y salario por hora.

Sean las horas trabajadas por el individuo  $i$  en el período  $t$ , y  $w_{it}$  su ingreso laboral horario en ese mismo período, el ingreso laboral individual viene dado por  $Y_{it} = L_{it} \times w_{it}$ . Los valores de  $L_{it}$  surgen de las decisiones de participación en el mercado laboral, mientras que los salarios  $w_{it}$  se determinan por las fuerzas de oferta y demanda que operan en dicho mercado.

La estrategia de estimación corresponde a la forma reducida del modelo de oferta laboral propuesto por Heckman (1974). En este modelo los individuos maximizan su utilidad intertemporal sujeto a sus restricciones de tiempo, riqueza y salarios ofrecidos, eligiendo la cantidad de horas de trabajo (y por ende, ocio) ofrecidas en función de los precios de los bienes y salarios. Sólo trabajarán aquellos individuos cuya valoración marginal por el trabajo ( $w^*$ ) sea mayor o igual que el salario efectivamente recibido ( $w_{it}$ ) y, en equilibrio, se supone que las horas trabajadas se ajustarán hasta que  $w^* = w_{it}$ . La esencia del modelo se resume en dos ecuaciones

de forma reducida: una para los salarios ( $w^*$ ) y otra para las horas trabajadas ( $L^*$ ) que se expresan en función de una serie de características (que se suponen exógenas) y que pueden tener elementos en común o no. Es importante notar que sólo se observan valores positivos de  $w^*$  y  $L^*$  si un individuo trabaja. Caso contrario, el modelo supone que la valoración marginal del tiempo de ocio sería mayor al salario ofrecido. La especificación del modelo es la siguiente:

$$L_{it}^* = X_{it}\lambda_{it} + \mu_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad (11)$$

$$w_{it}^* = Z_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Con los siguientes valores observados para  $w_{it}$  y  $L_{it}$ :

$$w_{it} = w_{it}^* \quad \text{si} \quad L_{it}^* > 0$$

$$w_{it} = 0 \quad \text{si} \quad L_{it}^* \leq 0$$

$$L_{it} = L_{it}^* \quad \text{si} \quad L_{it}^* > 0$$

$$L_{it} = 0 \quad \text{si} \quad L_{it}^* \leq 0$$

donde  $w_{it}$  y  $L_{it}$  corresponden a los salarios observados y a las horas de trabajo, respectivamente. Según la notación del modelo, y en línea con los datos utilizados para su estimación, el salario observado es cero para los individuos que no trabajan.

Dado que empíricamente sólo se observan salarios y horas trabajadas para aquellos individuos que trabajan, la estimación arroja estimadores sesgados debido al problema de selección muestral. Para solucionar parcialmente esta situación, la ecuación de salarios se estima utilizando la corrección propuesta por Heckman (1979). Se supone que  $\mu_{it}$  y  $\varepsilon_{it}$  tienen una distribución normal bivariada con media cero, varianzas constantes y un coeficiente de correlación  $\rho$ . Para la ecuación de horas trabajadas, el modelo se estima en base a la metodología Tobit tipo 3. Ambas ecuaciones se estiman mediante el método de Máxima Verosimilitud.

Al igual que las microdescomposiciones por componentes, las simulaciones obtenidas mediante esta metodología no son independientes del período base elegido (*path-dependence*). Para solucionar parcialmente este inconveniente se reporta el promedio simple de cada par de descomposiciones (usando el año  $t$  o el año  $t'$  como base).

### I.1. Datos utilizados

Para realizar las estimaciones se utilizan los microdatos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina entre 1992 y 2014. La EPH es representativa de los grandes aglomerados urbanos y no incluye información de las áreas rurales del país. Hasta 1997 se utiliza la EPH puntual, que incluye 16 aglomerados. Entre 1998 y 2003 la EPH puntual representa 29 aglomerados. A partir del segundo semestre de 2003 se utiliza la EPH continua, que incluye 31 aglomerados a partir del 2006. Por cuestiones de comparabilidad, en los casos en que se comparan dos años que incluyen distintos aglomerados, se eliminan aquellos que fueron incorporados en la encuesta más reciente. Esto ocurre en los períodos 1992-1999 y 2002-2006. Eliminar o incorporar dichos aglomerados no afecta cualitativamente los resultados del presente trabajo. Los datos utilizados son armonizados siguiendo los criterios definidos en la base SEDLAC elaborada por el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) y el Banco Mundial.

## II. RESULTADOS

El análisis de microdescomposiciones que se presenta a continuación se realiza distinguiendo los siguientes períodos: (i) década del noventa (1992 a 1999); (ii) período de crisis socioeconómica (1999 a 2002); (iii) recuperación posterior a la crisis (2002 a 2006); y (iv) la década más reciente (2006 a 2014). Esta división pretende maximizar la comparabilidad de las encuestas a la vez que considera diferencias en las condiciones macroeconómicas fundamentales que imperan en cada subperíodo. Modificar en uno o dos años hacia atrás o adelante los distintos períodos no cambia las conclusiones cualitativas del trabajo.

### II.1. Descomposición por componentes del ingreso per cápita familiar

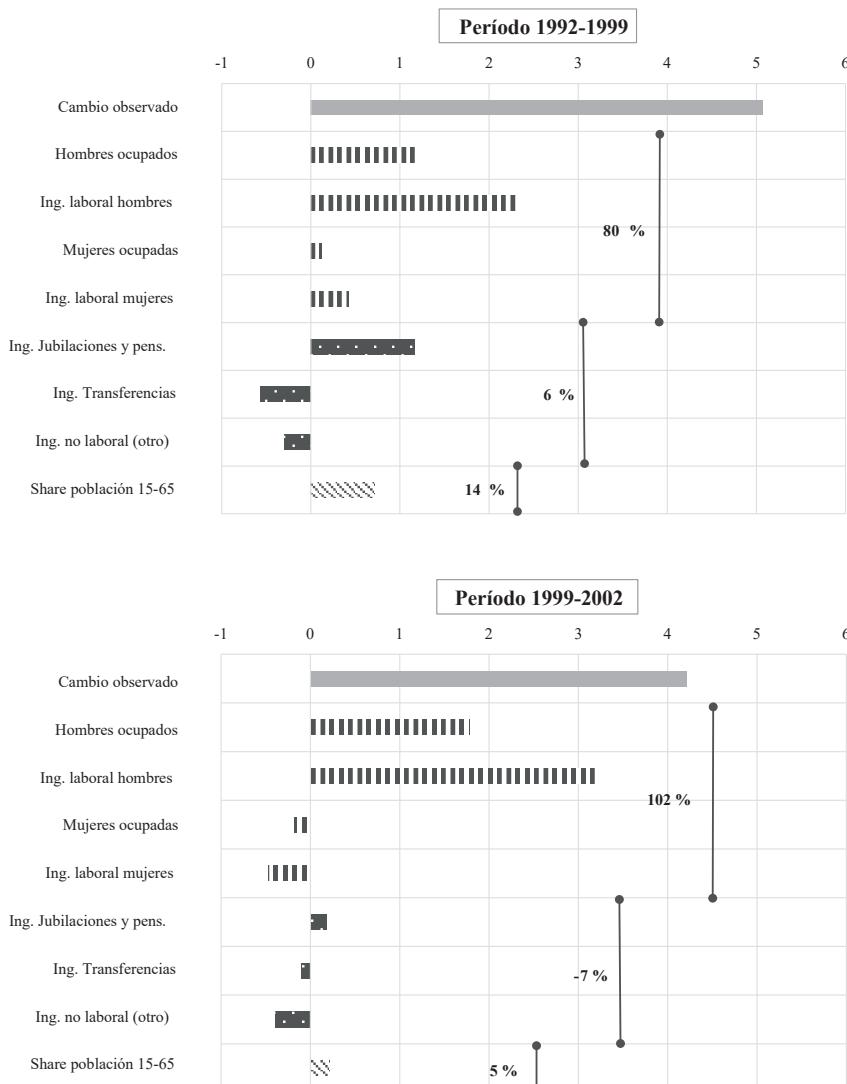
Los resultados se presentan en la figura 2 y se detallan en la tabla 1. La desigualdad de ingresos aumentó fuertemente entre 1992 y 1999 (5.1 puntos de Gini). La evolución de los ingresos familiares provenientes del mercado laboral explica un 80% del aumento en la desigualdad, principalmente aquellos que provienen del trabajo de los hombres (3.5 puntos de Gini). En el caso de las mujeres, esta cifra equivale a 0.5 puntos del Gini. La fuerte caída en la tasa de ocupación de los hombres al interior del hogar explica 1.2 puntos del aumento del Gini, mientras que el incremento en la dispersión de sus ingresos laborales explica 2.33 puntos. Las mujeres compensaron parte de la caída del empleo de los hombres, dado que la tasa de ocupación de las mujeres al

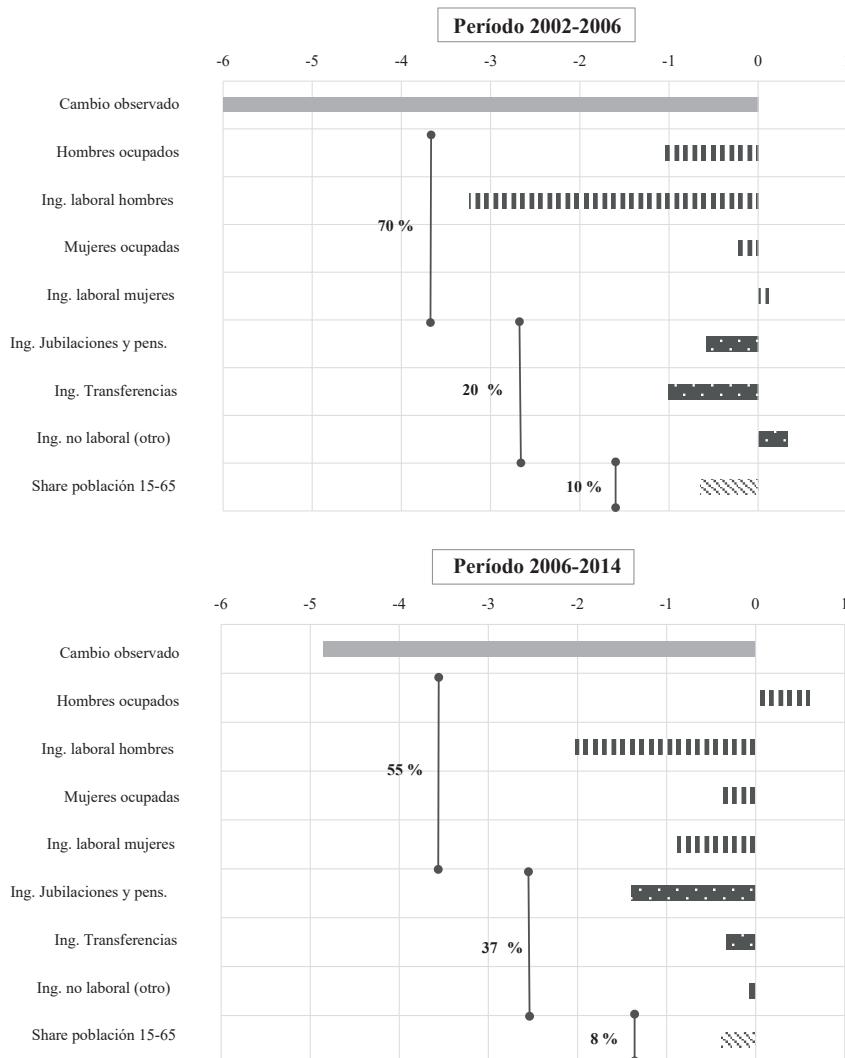
interior del hogar se incrementó durante este período, especialmente para mujeres sin educación formal y para mujeres con educación terciaria (figura 3). Las mujeres con alto nivel educativo también experimentaron un notable incremento de sus ingresos laborales, cercano al 28% (figura 4). Ello explica que el cambio en el ingreso laboral de las mujeres da cuenta de un aumento de 0.4 puntos del Gini entre 1992 y 1999. En el caso de los ingresos no laborales, el aumento en la dispersión de los ingresos por jubilaciones y pensiones contribuyó a aumentar la desigualdad (en 1.16 puntos del Gini); en cambio, la reducción de la dispersión de ingresos por transferencias estatales y otros ingresos no laborales tuvo un efecto de reducción en la desigualdad de ingresos familiares (-0.86 puntos de Gini). El cambio en la composición demográfica al interior del hogar (derivado del aumento en la proporción de individuos en edad de trabajar) es otro factor que influyó en el aumento de la desigualdad de ingresos durante este período, explicando 0.71 puntos del aumento del Gini (14% del cambio observado).

Gasparini y Cruces (2008) argumentan que los principales factores asociados al incremento en la desigualdad de ingresos se relacionan con reasignaciones de producción y trabajo hacia sectores menos intensivos en trabajo no calificado y cambio tecnológico sesgado hacia el trabajo calificado hacia el interior de la mayoría de los sectores, ambos mecanismos estimulados por los procesos de liberalización comercial e integración económica experimentados por Argentina en la década de 1990. También es probable que la competencia de importaciones haya provocado la contracción y el cierre de empresas de menor productividad y el consecuente aumento del desempleo que explica buena parte de la reducción salarial de los trabajadores de menores ingresos (figura 6).

La década de 1990 culmina con una severa crisis macroeconómica que generó un fuerte aumento del desempleo (18.4% de la población y un tercio de los jóvenes en 2001) y un notable aumento en la desigualdad de ingresos. El coeficiente de Gini alcanza el máximo valor para todo el período en el año 2002 (53.3), exhibiendo un aumento de 4.21 puntos en comparación a 1999. Los resultados señalan que el aumento de la desigualdad de ingresos es explicado prácticamente en su totalidad por la crisis ocurrida en el mercado de trabajo (102%). Al igual que en el período previo, la situación laboral de los hombres es la que explica la mayor parte del aumento en la desigualdad de ingresos en 1999-2002 (5 puntos de Gini). La caída en la tasa de ocupación de los hombres explica un aumento de 1.78 puntos, mientras que el aumento en la dispersión de sus ingresos laborales explica 3.18 puntos. Es importante destacar el rol de las mujeres durante el período de crisis, fundamentalmente aquellas de menor nivel educativo, presumiblemente, pertenecientes a hogares más carenciados, que aumentaron su participación laboral (figura 3), contribuyendo a mermar los efectos adversos de la crisis económica sobre la desigualdad de ingresos (-0.17 puntos del Gini).

Figura 2. Descomposición por componentes del cambio en el Gini del ingreso per cápita familiar





Fuente: elaboración propia. Notas: descomposición de Shapley propuesta por Azevedo, Nguyen y Sanfelice (2012) que permite estimar la contribución relativa de los cambios demográficos, en el empleo, en los ingresos laborales y no laborales (eje vertical) para explicar el cambio distributivo observado a partir del coef. de Gini del IPCF (eje horizontal). La cota inferior del eje de abscisas del panel inferior se fija en -6, mientras que el cambio real del Gini en 2002-2006 fue de -6.29. La tabla completa con estos resultados se reporta en el cuadro que sigue (Tabla 1).

Tabla 1. Descomposición por componentes del cambio en el Gini del ingreso per cápita familiar

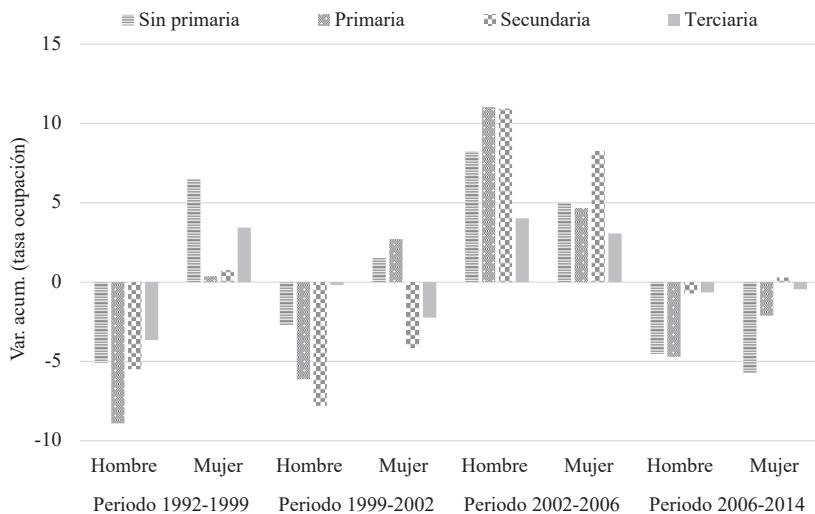
	Período 1992-1999				Período 1999-2002			
	Gini	(%)	Theil	(%)	Gini	(%)	Theil	(%)
Cambio total observado	5.08	100.0	7.00	100.0	4.21	100.0	6.36	100.0
Share hombres ocupados	1.20	23.6	2.32	33.1	1.78	42.2	4.15	65.3
Ing. laboral hombres	2.33	45.9	3.85	54.9	3.18	75.4	8.45	132.7
Share mujeres ocupadas	0.11	2.3	-0.42	-6.0	-0.17	-4.1	-1.36	-21.4
Ing. laboral mujeres	0.42	8.3	-0.13	-1.9	-0.47	-11.2	-2.08	-32.7
Ing. Jubilaciones	1.16	22.9	1.95	27.8	0.18	4.2	-0.17	-2.7
Ing. Transferencias	-0.56	-11.1	-2.56	-36.6	-0.10	-2.4	-1.63	-25.6
Otro ing. no laboral	-0.30	-5.9	-0.03	-0.4	-0.39	-9.2	-0.95	-14.9
Share población 15-65	0.71	14.0	2.03	29.1	0.21	5.1	-0.04	-0.6

	Período 2002-2006				Período 2006-2014			
	Gini	(%)	Theil	(%)	Gini	(%)	Theil	(%)
Cambio total observado	-6.29	100.0	-8.16	100.0	-4.85	100.0	-10.00	100.0
Share hombres ocupados	-1.06	-25.2	-1.28	-20.2	0.60	14.2	1.96	30.8
Ing. laboral hombres	-3.24	-76.8	-7.10	-111.5	-2.02	-48.1	-3.85	-60.4
Share mujeres ocupadas	-0.22	-5.2	0.48	7.5	-0.38	-9.0	-0.56	-8.7
Ing. laboral mujeres	0.12	2.8	0.60	9.4	-0.88	-20.8	-1.74	-27.4
Ing. Jubilaciones	-0.57	-13.6	-0.30	-4.7	-1.39	-33.1	-4.02	-63.2
Ing. Transferencias	-1.01	-23.9	-2.67	-42.0	-0.33	-7.8	-0.69	-10.9
Otro ing. no laboral	0.33	7.9	2.54	39.9	-0.06	-1.5	-0.75	-11.8
Share población 15-65	-0.64	-15.3	-0.43	-6.8	-0.38	-9.1	-0.36	-5.6

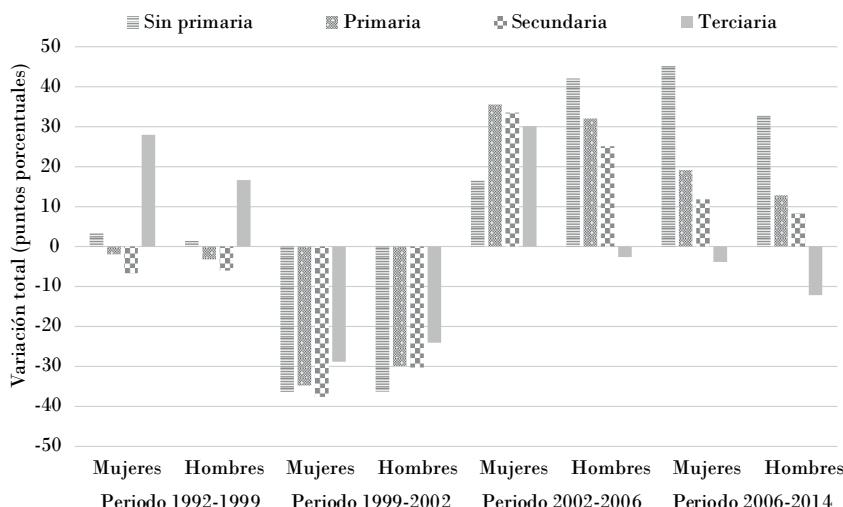
Fuente: elaboración propia. Notas: descomposición de Shapley propuesta por Azevedo, Nguyen y Sanfelice (2012) que permite estimar la contribución relativa de los cambios demográficos, en el empleo, en los ingresos laborales y no laborales para explicar el cambio distributivo.

Figura 3. Cambios en la tasa de ocupación por género y nivel educativo



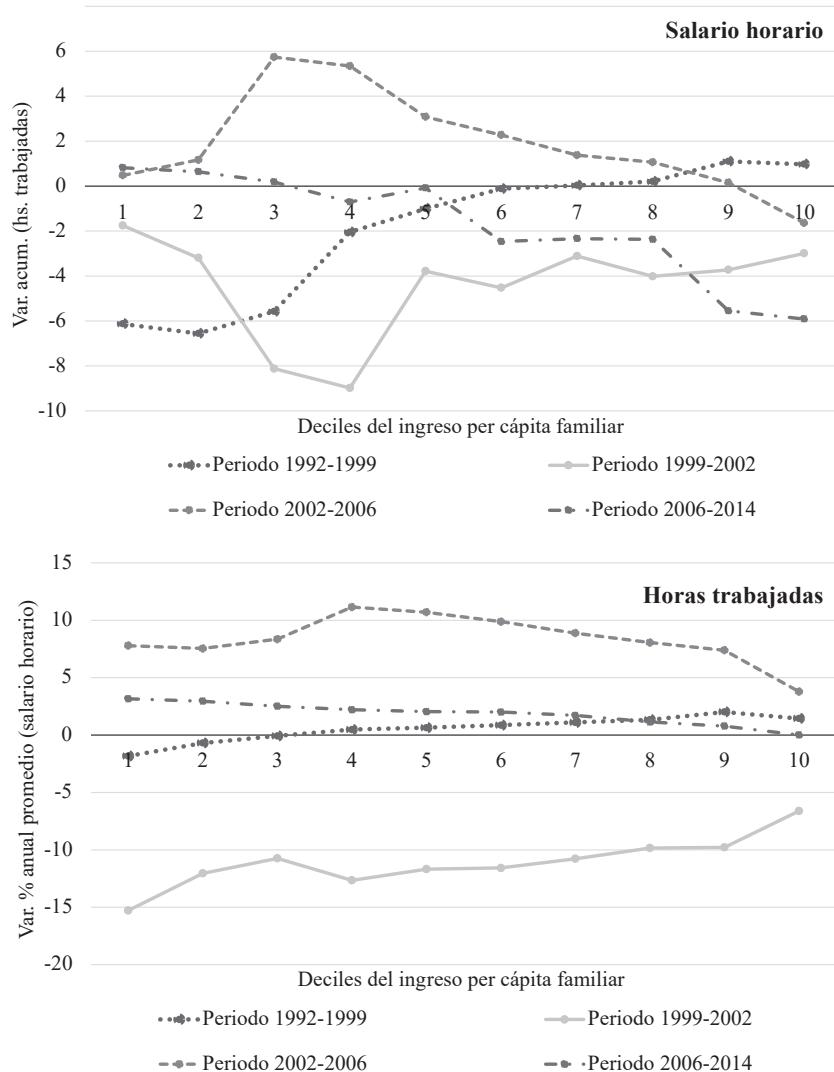
Fuente: elaboración propia. Nota: la figura presenta el cambio en la tasa de ocupación (o tasa de empleo) por género y nivel educativo en cada uno de los períodos analizados.

Figura 4. Cambios en salario horario por género y nivel educativo



Fuente: elaboración propia. Nota: la figura presenta el cambio en el salario horario (medido en puntos porcentuales) por género y nivel educativo en cada uno de los períodos analizados.

Figura 6. Cambios en salario horario y horas trabajadas por deciles de ingreso



Fuente: elaboración propia. Notas. el panel A presenta la variación porcentual anual promedio del salario horario en cada decil de la distribución del ingreso per cápita familiar en cada uno de los subperiodos estudiados. El panel B hace lo propio para la variación acumulada promedio de las horas trabajadas en cada decil.

Es probable que buena parte de este fenómeno se explique por el “efecto trabajador adicional”, entendido como el aumento en la participación laboral de trabajadores secundarios del hogar frente a una desmejora de la situación económica. A pesar de la caída de los salarios durante el período de crisis, se reduce la dispersión de los ingresos laborales de las mujeres, lo que contribuye a reducir el coeficiente de Gini en 0.47 puntos. Otro factor que contribuyó a reducir la desigualdad de ingresos en este subperíodo fue la reducción en la dispersión de los ingresos no laborales (-7.4%), siendo ello explicado fundamentalmente por el comportamiento de otros ingresos no laborales (-9.2%). Las transferencias públicas también tuvieron un rol igualador, aunque muy pequeño (-2.4%). La escasez de asistencia gubernamental y la baja cobertura de las redes de protección social se reflejan en efectos prácticamente nulos de dichas políticas a la hora de contribuir a sopesar los efectos de la crisis. Al igual que en el período previo, el cambio en la composición demográfica al interior del hogar tuvo un rol desigualador que da cuenta de un 5% del aumento de la desigualdad de ingresos medida en términos del coeficiente de Gini.

A partir del año 2002, Argentina comienza a transitar un período de crecimiento económico basado en la recuperación de la demanda agregada. A una situación inicial de elevado desempleo y capacidad ociosa, se suma un contexto internacional más favorable derivado de un incremento en la liquidez de los mercados de capital, crecimiento económico de socios comerciales y términos de intercambio en alza, sobre todo por el incremento en el precio de las materias primas. Estos factores, sumados a un tipo de cambio real muy competitivo, explican buena parte de la recuperación económica. El coeficiente de Gini del IPCF disminuye en 6.29 puntos entre 2002 y 2006. La mayor parte de esta reducción en la desigualdad de ingresos es explicada por la reactivación que exhibe el mercado laboral (70%). El aumento en la tasa de empleo de los hombres y de las mujeres al interior del hogar, asociado a la recuperación de los niveles de empleo, explican un 17% y un 3,5% de la mejora distributiva ocurrida durante 2002-2006, respectivamente. Mientras que la disminución de la dispersión de ingresos laborales de los hombres es el principal factor asociado a la disminución de la desigualdad de ingresos, pues da cuenta de un 51% de la reducción del coeficiente de Gini entre 2002 y 2006<sup>9</sup>. Por su parte, los ingresos no laborales explican 1.25 puntos de reducción del coeficiente de Gini, que equivale a un 20% de la disminución en la desigualdad de ingresos observada entre 2002 y 2006. El incremento en los ingresos por transferencias explica un punto de caída del Gini y la reducción en la dispersión de jubilaciones y pensiones explica -0.57 puntos. Los principales programas sociales implementados en estos años son

---

<sup>9</sup> En cambio, el aumento en la dispersión de los ingresos laborales de las mujeres tuvo un pequeño efecto desigualador (-0.12 puntos del Gini).

el Programa Jefes y Jefas de Hogar Desocupados (2002), el Seguro de Capacitación y Empleo (2006) y Familias por la Inclusión Social (2006). A diferencia de lo que sucede en el primer período (1992-2002), el cambio en la composición demográfica, caracterizado por un crecimiento en la cantidad de miembros del hogar en edad de trabajar, contribuyó a reducir el coeficiente de Gini en -0.64 puntos, lo que equivale a un 10% de la reducción en la desigualdad de ingresos ocurrida entre 2002 y 2006.

Si bien la importancia de los ingresos no laborales aumenta considerablemente a partir de la crisis, el principal factor explicativo de los cambios distributivos tiene que ver con el aumento en la tasa de empleo de hombres y mujeres con distinto nivel educativo, pero proporcionalmente más para aquellos de educación media y baja. Estos resultados son consistentes con aquellos en Alejo, Bérgolo y Carbajal (2013), quienes aplican una metodología no paramétrica para descomponer el efecto de las distintas fuentes de ingreso del hogar sobre la desigualdad de ingresos<sup>10</sup>.

La reducción en la desigualdad de ingresos continúa en el período 2006-2014 (el Gini disminuye en 4.85 puntos). Los ingresos no laborales explican una fracción mayor que en el período anterior (37% de la reducción de la desigualdad de ingresos). La mayor parte (1.39 puntos de Gini) se asocia a la reducción en la dispersión de ingresos por jubilaciones y pensiones, asociada a la ampliación de la cobertura de la red de seguridad social. Argentina, al igual que otros países de la región, flexibilizó los requisitos de elegibilidad para pensiones y permitió la jubilación inmediata de quienes alcanzaron la edad mínima de jubilación, independientemente de sus aportes previos a la seguridad social (Rofman et al., 2010). Este programa se conoce como *Moratoria Previsional*. La cobertura del programa creció exponencialmente en el año 2007, pasando de tan sólo 50 000 beneficiarios a comienzos del año a 1.7 millones para fines de 2007. El programa alcanza a 2.5 millones de personas hacia fines de 2010. El efecto distributivo de la Asignación Universal por Hijo (AUH) implementada en 2009 está captado en la categoría de ingresos por transferencias (que incluye, además, a las transferencias desde el exterior o remesas) y explica una reducción del Gini de 0.33 puntos. La magnitud de este resultado es menor comparada con las estimaciones de Gasparini y Cruces (2010), que sugieren que la AUH habría ocasionado una reducción inmediata de 1.3 puntos de Gini<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Los autores encuentran que el principal factor asociado a las mejoras distributivas en Argentina entre 2001 y 2009 se asocia al cambio en la distribución marginal del ingreso laboral (4.7 p. p. de caída del Gini) mientras que el cambio en la distribución marginal del ingreso no laboral fue un factor igualador significativamente menor (1.6 p. p.) asociado principalmente a la ampliación de la cobertura de seguridad social (1.3 p. p.) y mucho menos a los programas de transferencia (0.2 p. p.).

<sup>11</sup> A su vez, Garganta y Gasparini (2015) sugieren que la AUH podría desincentivar a los trabajadores informales con hijos menores de edad a formalizar su situación laboral. Por su parte, Garganta et al.

Si bien la importancia de los ingresos no laborales (en particular, las pensiones) aumenta considerablemente en este período, el principal factor que da cuenta de la disminución en la desigualdad de ingresos continúa siendo la reducción en la dispersión de ingresos laborales, tanto de hombres (-2 puntos del Gini) como de mujeres (-0.9 puntos del Gini). La reducción en la tasa de empleo de los hombres, principalmente aquellos de menor nivel educativo (figura 3), tiende a aumentar la desigualdad de ingresos (-12%) mientras que el aumento en la tasa de empleo de las mujeres con educación secundaria contribuyó a reducir la desigualdad de ingresos (8%)<sup>12</sup>. Bosch y Guajardo (2012) y Pinto (2022) explican que buena parte del incremento en la participación laboral de estas mujeres se explica por la expansión de la cobertura social a la tercera edad, que posibilitó que muchas madres beneficiarias del programa puedan delegar el cuidado de sus hijos en las abuelas. Al igual que en el período anterior (2002-2006), pero con menor magnitud, los cambios demográficos tuvieron un rol igualador (-0.38 puntos del Gini) que equivalen al 8% de la disminución en la desigualdad de ingresos ocurrido entre 2006 y 2014.

La crisis global de 2008-2009 afectó el ritmo de crecimiento de la economía, sobre todo por la caída de los volúmenes de comercio exterior. El país transita un período de crecimiento moderado a partir de 2008 y las condiciones macroeconómicas muestran algunas señales de debilidad (Damill & Frenkel, 2009). Buena parte del conflicto distributivo se materializa en un incremento del nivel general de precios de la economía (inflación) que aprecia el tipo de cambio real y quebranta buena parte de la estrategia de desarrollo posdevaluación. Para detener la caída de las reservas internacionales, el gobierno comienza a devaluar gradualmente el peso, impone controles a las importaciones a partir del 2011 y establece restricciones a la compra de moneda extranjera (cepo cambiario). Estas medidas fueron efectivas para sostener el consumo interno pero atentaron contra el crecimiento del ahorro, la inversión y el comercio internacional (de hecho, muchos sectores contrajeron sus exportaciones). Es probable que ello esté relacionado a la caída del salario real de los individuos de mayor nivel educativo observada entre 2006 y 2014 (figura 4).

---

(2016) muestran que la AUH tiene un efecto positivo en la fertilidad de los hogares que ya tenían al menos un hijo antes del programa de alrededor de 2 puntos porcentuales.

<sup>12</sup> Es interesante notar que la tasa de empleo de hombres y mujeres de menor nivel educativo (primaria o menos) disminuye notablemente entre 2006 y 2014 (figura 3).

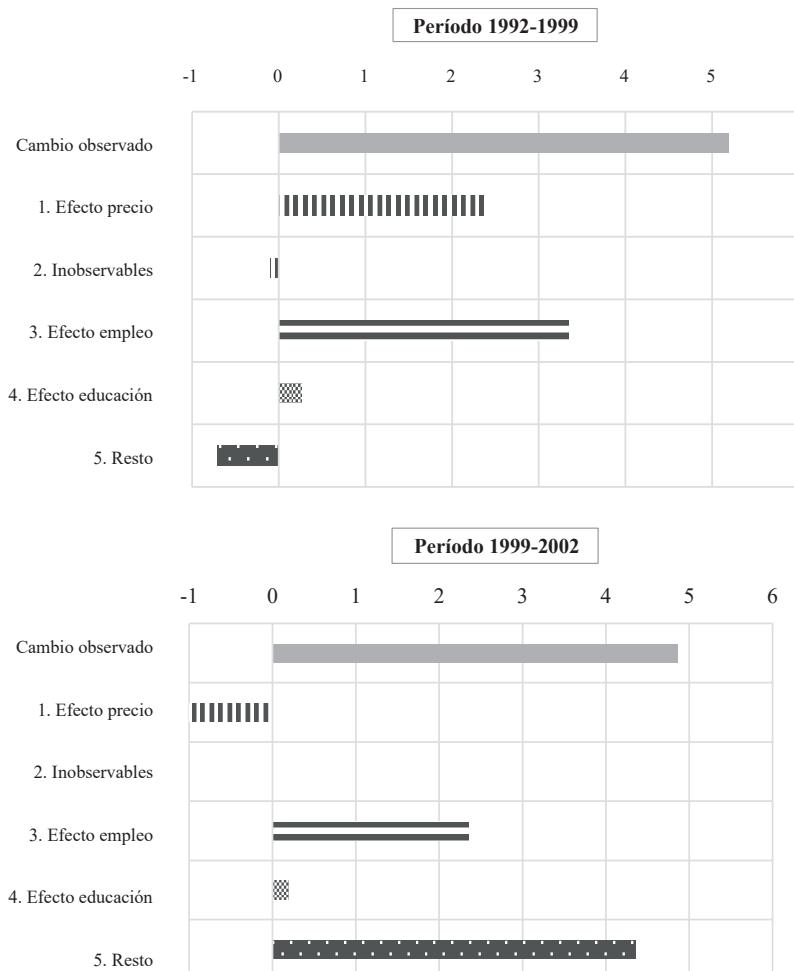
## II.2. Descomposición por determinantes del ingreso laboral

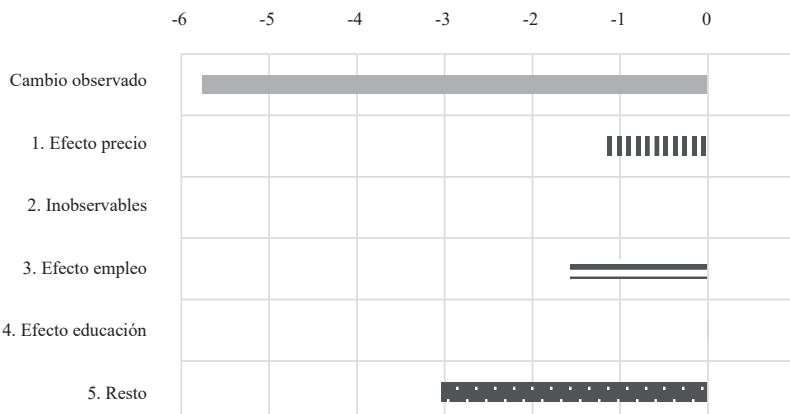
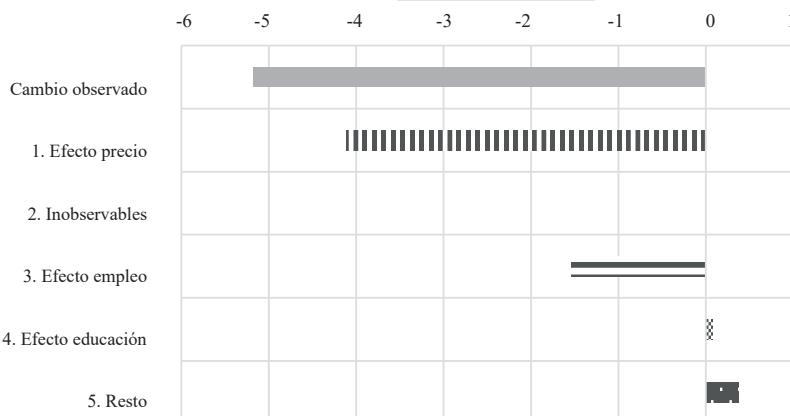
El análisis que sigue se concentra en estudiar el cambio distributivo experimentado en la distribución del ingreso laboral individual de trabajadores asalariados y cuentapropistas. Tal como discutimos anteriormente, el ingreso laboral se desagrega en dos componentes medibles a partir de los microdatos disponibles: salario horario y horas trabajadas. La figura 6 presenta el cambio promedio de dichas variables para distintos deciles de la distribución del ingreso en los distintos períodos utilizados en el trabajo. El panel A muestra que entre 1992 y 1999 el salario horario promedio de los trabajadores de los dos deciles de menores ingresos disminuye entre 1 y 2 puntos porcentuales por año, mientras que aumenta (a tasa creciente) para los individuos de mayores ingresos. En el período de crisis (1999-2002) el salario horario promedio disminuye en todos los deciles, pero la caída es mayor para los trabajadores de menores ingresos, lo que explica buena parte del aumento en la desigualdad de ingresos ocurrido en estos años. Lo contrario ocurre para el período de recuperación posterior a la crisis (2002-2006). Es preciso notar que las series se mueven de manera muy similar en los períodos de crisis y recuperación (como un espejo a ambos lados del eje de abscisas), lo que refuerza la elección de los años que separan a cada uno de los subperiodos de comparación: 1999-2002 versus 2002-2006. En el panel B comprobamos que este fenómeno también ocurre en el caso de las horas trabajadas. En el período 2006 a 2014, el salario horario aumenta proporcionalmente más para los trabajadores de los deciles de ingreso más bajos, mientras que prácticamente no cambia para los trabajadores del decil superior de ingresos. Esto explica buena parte de la mejora en la distribución del ingreso laboral ocurrida en el período reciente. El panel B de la figura 6 refuerza este argumento: los individuos de mayores ingresos presentan en promedio una reducción en el número de horas trabajadas, mientras que los individuos de menores ingresos (hasta el decil 5 inclusive) no presentan grandes cambios en este margen laboral.

Los resultados de las microdescomposiciones se grafican en la figura 7 y se detallan en la tabla 2. Los resultados sugieren que el principal determinante del incremento de la desigualdad en la distribución del ingreso laboral durante 1992-1999 es el cambio en los parámetros que determinan las horas trabajadas (efecto empleo) que en su conjunto explican un 65% del aumento en el coeficiente de Gini. Advertir, por ejemplo, la fuerte caída que experimentan las horas trabajadas promedio de los individuos de los cuatro deciles de menores ingresos en este período (figura 8). Otro factor que contribuye a explicar el aumento en la desigualdad de ingresos laborales en este período es el efecto salario, que explica cerca de un 46% del aumento en la desigualdad de ingresos laborales ocurrido en estos años. En particular, el incremento de los retornos a la educación y a la experiencia explican un

44% y 19% del incremento del coeficiente de Gini, respectivamente. En cambio, la reducción en la brecha salarial por género tuvo un efecto igualador, que contribuyó a reducir en un -15% el coeficiente de Gini.

Figura 7. Descomposición por determinantes del cambio en el Gini del ingreso laboral individual



**Período 2002-2006****Período 2006-2014**

Fuente: elaboración propia. Notas: descomposición de Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) que permite estimar la contribución relativa de posibles determinantes de los ingresos laborales, separando decisiones de participación del efecto en retornos, para explicar el cambio distributivo observado a partir del coef. de Gini y el índice de Theil. Se reporta el valor promedio de los cambios simulados en el coeficiente de Gini en cada período, pues varían según el año base elegido. La tabla completa con estos resultados se reporta en el cuadro que sigue (tabla 2).

Tabla 2. Descomposición por determinantes del cambio en el Gini del ingreso laboral individual

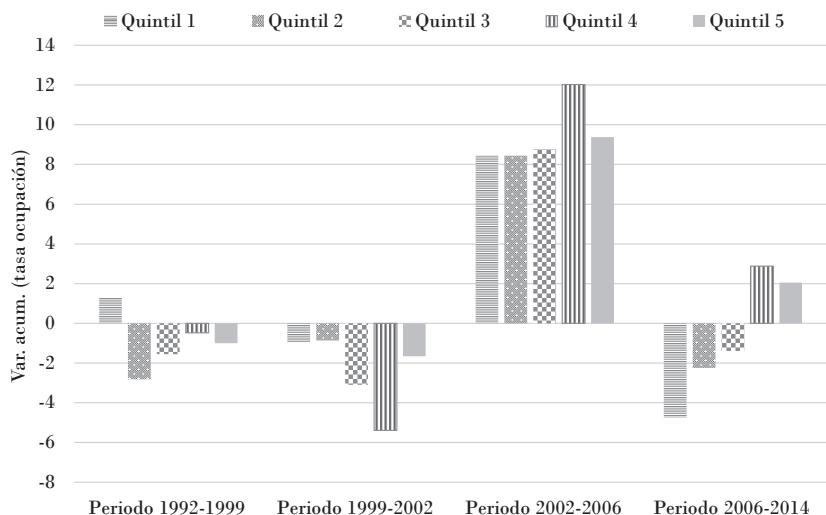
	Período 1992-1999				Período 1999-2002			
	Gini	(%)	Theil	(%)	Gini	(%)	Theil	(%)
Cambio observado	6.00	100.0	11.56	100.0	5.16	100.0	11.11	100.0
1. Efecto precio	2.19	36.4	4.53	39.2	-0.59	-11.5	-1.77	-15.9
Retornos educación	2.48	41.3	5.00	43.2	-0.07	-1.4	-0.34	-3.0
Retornos experiencia	0.09	1.5	0.27	2.4	-0.30	-5.9	-0.84	-7.6
Brecha género	-0.05	-0.8	-0.19	-1.7	-0.11	-2.1	-0.26	-2.4
Brecha regiones	0.08	1.4	0.12	1.0	-0.10	-2.0	-0.21	-1.9
Resto	-0.41	-6.9	-0.67	-5.8	-0.01	-0.2	-0.12	-1.1
2. Inobservables	0.07	1.2	0.10	0.9	-0.01	-0.2	-0.03	-0.2
3. Efecto empleo	0.19	3.2	0.77	6.7	0.65	12.6	1.74	15.7
4. Efecto educación	0.24	3.9	0.44	3.8	0.10	1.9	0.24	2.1
5. Resto	3.32	55.3	5.71	49.4	5.02	97.2	10.93	98.3

	Período 2002-2006				Período 2006-2014			
	Gini	(%)	Theil	(%)	Gini	(%)	Theil	(%)
Cambio observado	-6.38	100.0	-15.01	100.0	-4.13	100.0	-7.51	100.0
1. Efecto precio	-1.49	23.4	-3.36	22.4	-2.49	60.2	-4.88	64.9
Retornos educación	-1.62	25.4	-3.47	23.1	-2.41	58.3	-4.61	61.4
Retornos experiencia	0.08	-1.3	0.17	-1.1	0.18	-4.4	0.19	-2.5
Brecha género	0.02	-0.3	0.07	-0.5	0.01	-0.2	0.00	0.0
Brecha regiones	0.05	-0.8	0.11	-0.7	-0.09	2.1	-0.14	1.9
Resto	-0.02	0.4	-0.24	1.6	-0.18	4.4	-0.31	4.1
2. Inobservables	-0.02	0.3	-0.03	0.2	0.01	-0.3	0.02	-0.3
3. Efecto empleo	-1.30	20.4	-2.83	18.8	-0.37	9.0	-0.39	5.2
4. Efecto educación	0.03	-0.4	0.06	-0.4	0.06	-1.5	0.13	-1.7
5. Resto	-3.59	56.3	-8.84	58.9	-1.34	32.5	-2.39	31.9

Fuente: elaboración propia. Notas: descomposición de Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) que permite estimar la contribución relativa de posibles determinantes de los ingresos laborales, separando decisiones de participación del efecto en retornos, para explicar el cambio distributivo observado a partir del coef. de Gini y el índice de Theil. Se reporta el valor promedio de los cambios simulados en el coeficiente de Gini en cada período, pues varían según el año base elegido.

Figura 8. Cambios en la tasa de ocupación por quintiles de IPCF



Fuente: elaboración propia. Nota: la figura presenta el cambio en la tasa de ocupación (o tasa de empleo) por quintiles de ingreso per cápita familiar (IPCF) en cada uno de los períodos analizados.

Algunos de los factores que explican la reducción del empleo y el aumento en la prima salarial por educación se relacionan con el proceso de integración económica experimentado por Argentina durante este período. La apertura comercial generó un incremento en la competencia de importaciones de bienes de consumo que forzó el cierre de las empresas de menor productividad, mientras que las sobrevivientes y, en particular, las más productivas, lograron incorporar bienes de capital y nuevas tecnologías que fueron aprovechadas en mayor medida por los trabajadores más calificados (Acosta & Gasparini, 2007; Bustos, 2011). Por otro lado, el deterioro de instituciones laborales como el salario mínimo y los convenios colectivos de trabajo explica parte del deterioro salarial relativo experimentado por los trabajadores de menores ingresos (Cruces & Gasparini, 2009).

En línea con los resultados de la microdescomposición por componentes del IPCF, el efecto empleo es el principal factor asociado al aumento de la desigualdad en el período de crisis económica (1999-2002). En cambio, todos los factores asociados al efecto precio contribuyeron a reducir la desigualdad de ingresos laborales, siendo los más importantes los retornos a la experiencia (-1.27 puntos del Gini) y la brecha de género (-0.37 puntos del Gini). Entonces, el deterioro de las condiciones económicas ocurrido durante la crisis económica se condice con una fuerte caída

en los retornos a la experiencia para aquellos individuos que lograron mantener su empleo en estos años.

El período de recuperación (2002-2006) se caracteriza por una notable reducción en la desigualdad de ingresos laborales (-5.86 puntos del Gini). La tendencia se mantiene en el siguiente período 2006-2014, con una reducción del Gini de 5.18. El cambio en los parámetros que determinan las decisiones de participación (efecto empleo) contribuye a reducir la desigualdad de ingresos laborales en cada uno de estos períodos en -1.56 y -1.54 puntos del Gini, respectivamente.

La reducción en los retornos a la educación es, por lejos, el factor más importante para explicar la reducción en la desigualdad de ingresos laborales ocurrida durante el período 2006-2014 (3.11 puntos del Gini). Los retornos a la educación también se redujeron durante el período de crisis, contribuyendo a reducir la desigualdad de ingresos (en -1.5 puntos del Gini). De modo que a partir del año 2002 los ingresos que se recuperaron más rápidamente y que crecieron en mayor proporción fueron los de los individuos con menor nivel de educación formal.

Es importante destacar que el incremento gradual en el nivel educativo promedio de los trabajadores argentinos, medido a través del cambio composicional en el empleo, explica una fracción muy pequeña del cambio distributivo ocurrido a lo largo de todo el período de estudio. El incremento de la oferta relativa de trabajadores con mayor educación podría explicar parte de la caída de los retornos a la educación. Sin embargo, Acosta et al. (2019) muestran que los factores de oferta asociados al incremento de los niveles de educación de los trabajadores tienen menor poder explicativo que los factores de demanda asociados a la dinámica de crecimiento de la economía en cada período. En particular, encuentran que los retornos a la educación secundaria se reducen a lo largo de todo el período (1991-2013), en línea con el constante aumento de la oferta relativa de trabajadores con educación secundaria, mientras que los retornos a la educación terciaria dependen de las condiciones de demanda que traccionan a la economía en cada período.

Es probable que la modificación de precios relativos ocasionada por la devolución, el incremento del precio internacional de las materias primas y la política fiscal elegida por los gobiernos de turno hayan generado un crecimiento de la demanda agregada y una reasignación de empleo (endógena) hacia sectores no transables, más intensivos en trabajo no calificado que los sectores transables, que derivó en un incremento relativo en las horas trabajadas y salarios horarios de los trabajadores de menor nivel educativo y menores ingresos. También podrían existir problemas de emparejamiento de trabajadores y empleadores que, sumados a una

discordancia entre las herramientas provistas por el sistema educativo y aquellas demandadas por las empresas en el mercado laboral, expliquen una parte no menor del deterioro de la productividad laboral relativa de los individuos con educación terciaria en el período más reciente (Acosta et al., 2019). Notar que los trabajadores del decil superior de ingresos exhiben un crecimiento nulo del salario horario entre 2006 y 2014 (figura 6).

### II.3. Robustez

Esta sección se presenta con el objetivo de mostrar que todos los resultados son cualitativamente muy similares cuando se utiliza el índice de Theil en lugar del coeficiente de Gini como medida de desigualdad del ingreso per cápita familiar o del ingreso laboral individual. Estos resultados están incorporados en las columnas 3 y 4 de las tablas 1 y 2.

## COMENTARIOS FINALES

Argentina experimentó grandes fluctuaciones económicas en las últimas décadas. La distribución del ingreso estuvo ligada a la dinámica de la economía y experimentó profundas transformaciones en estos años. El trabajo estudia algunos de los determinantes asociados al aumento de la desigualdad de la década de 1990 y su posterior disminución en la década de los 2000. Para ello se utilizan metodologías de microdescomposiciones que permite caracterizar el cambio distributivo empleando criterios objetivos basados en la realización de ejercicios de simulación contrafácticos. La limitación más importante de estos métodos es que no permiten estimar efectos causales. Otra limitación del trabajo es la ausencia de las personas de mayores ingresos, pues las encuestas de hogares tienen serias limitaciones para captar los ingresos de capital y las rentas por recursos naturales.

Los resultados sugieren que la mayor parte del aumento de la desigualdad de la década del noventa se explica por la dinámica del mercado laboral. El aumento de la inactividad al interior del hogar (asociada al aumento del desempleo) da cuenta de un 26% del aumento en la desigualdad durante 1992-1999, mientras que el aumento en la dispersión de los ingresos laborales describe un 54% del cambio distributivo. Por su parte, el incremento en los retornos a la educación y a la experiencia explican un 44% y 19% del cambio en la distribución de ingresos laborales. La literatura sugiere que el aumento del desempleo y de la prima salarial por educación ocurrido durante la década del 90 se asocia al proceso de integración

económica y liberalización comercial, que fomentó la competencia de importaciones, la incorporación de capital y el cambio tecnológico sesgado hacia el trabajo calificado. A su vez, se asocia al debilitamiento de instituciones laborales como el salario mínimo y los convenios colectivos de trabajo.

La década del noventa culminó con una severa crisis macroeconómica que generó efectos sociales devastadores, asociados al fuerte aumento del desempleo y el significativo incremento en los niveles de pobreza y desigualdad. Las estimaciones sugieren que el deterioro distributivo es explicado casi en su totalidad por la crisis ocurrida en el mercado de trabajo. El aumento en la participación de las mujeres en el mercado laboral ayudó a sopesar el impacto regresivo de la recesión, en particular, de aquellas mujeres de menor nivel educativo y menores ingresos. La escasez de asistencia gubernamental y la baja cobertura de las redes de protección social se reflejan en efectos prácticamente nulos de dichas políticas para mitigar los efectos de la crisis.

La mayor parte de la mejora distributiva ocurrida durante los años que siguen a la crisis de 2001-2002 es explicada por la reactivación que exhibe el mercado laboral. El aumento en la tasa de actividad al interior del hogar asociado a la recuperación de los niveles de empleo da cuenta de un 20% de la mejora distributiva ocurrida durante 2002-2006, mientras que la reducción en la dispersión de los ingresos laborales de los hombres se asocia a un 51% de la mejora en la distribución del ingreso per cápita familiar. La reducción en los retornos a la educación explica un 26% del cambio distributivo en los ingresos laborales. Por su parte, los ingresos no laborales dan cuenta de una fracción no menor (20%) de la mejora distributiva observada entre el 2002 y el 2006. En el siguiente período (2006-2014) la reducción en la dispersión de los ingresos no laborales da cuenta de una fracción aún mayor (37%) de la mejora distributiva del ingreso per cápita familiar ocurrida durante este lapso. Tres cuartos de dicha mejora se explican por el aumento relativo de los ingresos por jubilaciones y pensiones de individuos de menores niveles de ingreso asociado a la expansión de la cobertura de la red de seguridad social derivada del programa de Moratoria Previsional.

La reducción en los retornos a la educación da cuenta de un 60% (más de 3 puntos del Gini) de la mejora distributiva ocurrida en 2006-2014. La dinámica de crecimiento de los años que siguieron a la crisis y la modificación de precios relativos ocasionada por la devaluación generó un desplazamiento hacia actividades más intensivas en trabajo no calificado y un incremento en las horas trabajadas y salarios relativos de los sectores más vulnerables de la población.

## REFERENCIAS

- Acosta, P. & Gasparini, L. (2007). Capital accumulation, trade liberalization, and rising wage inequality: the case of Argentina. *Economic Development and Cultural Change*, 55(4), 793-812.
- Alejo, J., Bérgolo, M. & Carbajal, F. (2013). Las Transferencias Públicas y su impacto distributivo: La Experiencia de los Países del Cono Sur en la década de 2000. Documento de Trabajo CEDLAS N° 141.
- Altimir, O. & Beccaria, L. (2001). El persistente deterioro de la distribución del ingreso en la Argentina. *Desarrollo económico*, 589-618.
- Altimir, O., Beccaria, L. A. & González Rozada, M. (2002). La distribución del ingreso en Argentina, 1974-2000. *Revista de la CEPAL*. (78), 55-85.
- Azevedo, J. P., Sanfelice, V. & Nguyen, M. C. (2012). *Shapley Decomposition by Components of a Welfare Aggregate*. (MPRA Paper 85584). MPRA\_paper\_85584.pdf (uni-muenchen.de)
- Azevedo, J. P., Inchauste, G. & Sanfelice, V. (2013). Decomposing the recent inequality decline in Latin America. World Bank Policy Research Working Paper 6715.
- Barros, R., Paes de Carvalho, M., Franco, S. & Mendoça, R. (2006). Uma Análise das Principais Causas da Queda Recente na Desigualdade de Renda Brasileira. *Revista Econômica*, 8(1).
- Beccaria, L., Maurizio, R., y Vazquez, G. (2014). Recent changes in wage inequality in Argentina. The role of labor formalization and other factors. MPRA Paper 56701.
- Bertranou, F. & Maurizio, R. (2011). The role of labour market and social protection in reducing inequality and eradicating poverty in Latin America. Available at SSRN 1857705.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. & Lustig, N. (1998). The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America. A copublication of the World Bank and Oxford University Press.
- Bosch, M. & Guajardo, J. (2012). Labor Market Impacts of Non-Contributory Pensions: The Case of Argentina's Moratorium. Inter-American Development Bank Working Papers 366.
- Bracco, J., Gasparini, L. & Tornarolli, L. (2019). Explorando los cambios de la pobreza en Argentina: 2003-2015. *Economica*, LXIV(1).
- Bustelo, M., y Lucchetti, L. (2004). La pobreza en Argentina: perfil, evolución y determinantes profundos (1996, 1998 y 2001). Documentos de Trabajo del CEDLAS.

- Bustos, P. (2011). Trade liberalization, exports, and technology upgrading: Evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms. *American Economic Review*, 101(1).
- Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. & Smeeding, T. (1988). Equivalence scales, wellbeing, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study database. *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.
- Cornia, G. (2011). Economic integration, inequality and growth: Latin America vs. the European Economies in Transition. *Review of Economics and Institutions*, 2(2), 1-31.
- Cruces, G., y Gasparini, L. (2009). Desigualdad en Argentina. Una revisión de la evidencia empírica: Primera Parte. *Desarrollo económico*, 395-437.
- Cruces, G. & Gasparini, L. (2010). Los determinantes de los cambios en la desigualdad de ingresos en Argentina. Serie de Documentos de Trabajo sobre Políticas Sociales N° 5, Banco Mundial.
- Damill, M., Frenkel, R. & Maurizio, R. (2003). Políticas macroeconómicas y vulnerabilidad social: La Argentina en los años noventa. CEPAL.
- Damill, M., y Frenkel, R. (2010). Las políticas macroeconómicas en la evolución reciente de la economía argentina. Documento de Trabajo CEDES N° 65.
- Fortin, N., Lemieux, T. & Firpo, S. (2011). Decomposition Methods in Economics. *Handbook of Labor Economics*, 4, 1-102.
- Galiani, S. & Sanguinetti, P. (2003). The impact of trade liberalization on wage inequality: evidence from Argentina. *Journal of Development Economics*, 72(2), 497-513.
- Acosta, P., Galiani, S., Cruces, G. & Gasparini, L. C. (2019). Educational upgrading and returns to skills in Latin America: Evidence from a supply-demand framework. *Latin American Economic Review*, 28, 18.
- Galiani, S., Heymann, D. & Magud, N. E. (2017). Income distribution, factor endowments, and trade revisited: The role of non-tradable goods. *Journal of Globalization and Development*, 8(1).
- Garganta, S. (2019). Midiendo el efecto distributivo de la asignación universal por hijo en Argentina: efecto directo, indirecto y potenciales mejoras. *Económica*, 65.
- Garganta, S., y Gasparini, L. (2015). The impact of a social program on labor informality: The case of AUH in Argentina. *Journal of Development Economics*, 115, 99-110.
- Garganta, S., Gasparini, L., Marchionni, M. & Tappatá, M. (2016). The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina. *Population Research and Policy Review*, 35, 1-24.

- Gasparini, L., Marchionni, M. & Sosa Escudero, W. (2005). Characterization of inequality changes through microeconometric decomposition. The case of Great Buenos Aires. En *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, Bourguignon, F., F. Ferreira y N. Lustig (eds.). New York: Oxford University Press.
- Gasparini, L. (2005). El fracaso distributivo de Argentina: el papel de la integración y las políticas públicas. En *¿Para bien o para mal? Debate sobre el impacto de la globalización en los mercados de trabajo de América Latina* (cap. 1). Banco Interamericano de Desarrollo.
- Gasparini, L. (2006). La distribución del ingreso: un breve resumen de tres décadas. *Economía* (Universidad Nacional de La Plata), 52, 54-74.
- Gasparini, L., y Cruces, G. (2008). A Distribution in Motion: The Case of Argentina. Documento de Trabajo CEDLAS N° 78.
- Gasparini, L., y Lustig, N. (2011). The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America. En *Handbook of Latin American Economics* (cap. 28). Oxford Academic.
- Gasparini, L., Cruces, G. & Tornarolli, L. (2011). Recent Trends In Income Inequality In Latin America. *Economia Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 20, 147-201.
- Gasparini, L., Cicowiez, M. & Sosa Escudero, W. (2012). *Pobreza y Desigualdad en América Latina: Conceptos, herramientas y aplicaciones*. Temas.
- Gasparini, L., y Alvaredo, F. (2013). Recent Trends in Inequality and Poverty in Developing Countries. Documento de Trabajo CEDLAS N° 151.
- Heckman, J. (1974). Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply. *Econometrica*, 42(4).
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrística*, 47.
- Inchauste, G., Azevedo, J. P., Essama-Nssah, B., Olivier, S., Van Nguyen, T., Saavedra-Chanduvi, J. & Winkler, H. (2014). *Understanding changes in poverty*. World Bank Publications.
- López Calva, L. & Lustig, N. (eds.) (2010). *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* Brookings Institution and UNDP.
- Marchionni, M., y Gasparini, L. (2007). Tracing out the effects of demographic changes on the income distribution. *Journal of Economic Inequality*, 5(1), 97-114.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press for NBER.
- Navajas, F. H. (1999). Structural reforms and the distributional effects of price changes in Argentina. Working paper.

- Pinto, M. F. (2022). Stay at Home With Grandma, Mom Is Going to Work: The Impact of Grandmothers' Retirement on Mothers' Labor Decisions. *Economic Development and Cultural Change*, forthcoming.
- Rofman, R., Fajnzylber, E., y Herrera, G. (2010). Reformando las reformas previsionales: en la Argentina y Chile. *Revista CEPAL*, 101.

© 2024 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>