

Empleo formal y distribución del ingreso salarial en Argentina. Un estudio de descomposiciones de la desigualdad en el periodo 2003-2014

Formal employment and distribution of salary income in Argentina. A study of inequality decompositions in the period 2003-2014

doi: <https://doi.org/10.32870/eees.v26i75.7059>

Lucía Trujillo-Salazar♦

Resumen

Este artículo busca analizar la relación entre el proceso de formalización laboral y la reducción de la desigualdad salarial que se registró en Argentina en el periodo 2003-2014 y aportar evidencia sobre el modo y el alcance en que se relacionan dichas variables. Se parte de la premisa de que la formalización del empleo asalariado garantiza la operatividad de otras instituciones laborales. Se implementa la metodología propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux, basada en las llamadas *regresiones Recentered Influence Function* (RIF). Se encuentra evidencia que sustenta la hipótesis de que hay un vínculo entre la reducción de la desigualdad salarial y el incremento de la formalización laboral de los trabajadores asalariados en Argentina.

Palabras clave: desigualdad salarial, formalidad laboral, negociación colectiva, regresiones RIF, Argentina.

Abstract

In this article, the objective is to analyze the relationship between the labor formalization process and the reduction of wage inequality that was registered in Argentina in the period 2003-2014, and to provide evidence about the way and scope in which these variables are related. The premise is that labor formality guarantees the extension of the coverage and operation of other labor institutions. The methodology proposed by Firpo, Fortin and Lemieux is implemented, based on what is known as *Recentered Influence Function* (RIF) regressions. It was found evidence to support the hypothesis linking the reduction of wage inequality with the increase in the formalization of salaried workers in Argentina.

Keywords: Wage inequality, labor formality, collective bargaining, RIF regressions, Argentina.

♦Profesora-Investigadora del Instituto de Investigaciones en Humanidades y Ciencias Sociales (IDHCS) de la Universidad Nacional de La Plata-Conicet, Argentina. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4319-1604> ■ luciatrujillos@gmail.com ■
Fecha de recepción: 04 de junio de 2018. Fecha de aceptación: 22 de febrero de 2019.

Introducción

En diversos estudios, se ha analizado el cambio que ha experimentado la distribución del ingreso en Argentina durante el siglo XXI. Dentro de los hallazgos, ha sobresalido el rol del mercado de trabajo que, tanto en la generación de empleo como en el nivel salarial y su distribución, constituye el principal factor asociado a la mejora distributiva de los ingresos familiares.

Según se ha podido demostrar (Judzik, Trujillo, y Villafañe, 2017), los ingresos laborales representan en promedio el 80% de la masa del ingreso total de los hogares y explican un 68% de la reducción total del coeficiente de Gini entre los años 2003 y 2014 en Argentina. Entre los ingresos laborales, se destaca la dinámica de las remuneraciones de los trabajadores asalariados registrados, proceso que individualmente explica en mayor proporción (44%) la mejora en la distribución del ingreso familiar per cápita. Además, los salarios de los trabajadores registrados muestran una caída en la desigualdad de 0.06 puntos en el mismo índice de Gini (de 0.34 en 2003 a 0.28 en 2014) (Judzik, Trujillo, y Villafañe, 2017).

Por otra parte, y junto con la mejora distributiva de los salarios, durante el periodo analizado se desarrolló en Argentina un proceso de recuperación de las instituciones laborales en un contexto de crecimiento económico (Casanova y Alejo, 2015; Senén González, Medwid, y Trajtemberg, 2011; Senén González, Trajtemberg, y Medwig, 2009; Trajtemberg, 2009 y 2011). Entre 2003 y 2014, de manera concomitante a lo señalado, se registró incremento en el empleo, reducción en los niveles de informalidad, incrementos del salario real y del salario mínimo, así como revitalización de la actividad

de los sindicatos y de la negociación colectiva (Bertranou, Casanova, y Sarabia; 2013; Maurizio, 2014 y 2015).¹

En este artículo, se parte para el análisis de la premisa de que la formalidad laboral es la institución que garantiza la extensión de la cobertura y operatividad de otras instituciones laborales. Es decir, la extensión de cobertura y operatividad de los sindicatos, la negociación colectiva y el salario mínimo están de alguna manera subordinados a la dinámica que adquiere el empleo asalariado formal, pues legalmente operan sólo para el empleo asalariado registrado en la seguridad social.

Esto es así especialmente en Argentina, país donde el diseño institucional de la estructura sindical y la negociación colectiva ampara a todos los trabajadores formales, aun cuando no se encuentren formalmente afiliados a un sindicato. Este carácter *erga omnes* implica que lo negociado por el sindicato –tanto en materia de salarios como de condiciones de trabajo– afecta a todos los trabajadores de una actividad económica o empresa, independientemente de que estén afiliados o no.² Por su parte, el cumplimiento del sala-

1. Es preciso aclarar que durante el periodo de análisis se registró principalmente una tendencia de crecimiento, con una etapa de mayor dinamismo (hasta 2007) y otra etapa con un desempeño menos intenso, posterior a la crisis internacional, durante la cual se evidenciaron también algunos momentos recesivos. Se cataloga como *balance* a todo el periodo dado el saldo positivo en las variables socioeconómicas en cuestión, y aun teniendo en cuenta que este no fue el desempeño permanente durante todo el periodo en estudio.

2. Este diseño institucional no siempre ha operado igual. Según Duarte (2013), la negociación colectiva en Argentina se registra desde mediados de la década de los treinta del siglo xx, pero el procedimiento se generalizó hacia 1945 con el establecimiento expreso del derecho sindical a la negociación colectiva. Posteriormente, en 1953, se sancionó la Ley de Convenciones Colectivas del Trabajo, que establece una cobertura obligatoria y extensiva a todos los trabajadores del ámbito de actuación de un sindicato, independientemente de su afiliación gremial individual, lo que es propiamente la cláusula *erga omnes*. Sin embargo, la dinámica de la negociación colectiva ha tenido distintas orientaciones sin que se haya logrado su sistematicidad consistente y estable, con periodos de interrupción, transformaciones, retrocesos, avances y reivindicaciones.

rio mínimo es legalmente obligatorio para los asalariados registrados en el sistema de seguridad social.

Por tanto, la hipótesis en cuestión es que el incremento en la formalización está asociado a la mejora distributiva de los salarios. Sin una amplia proporción de trabajadores asalariados formales, la cobertura de la negociación colectiva y el salario mínimo tienden a ser menores, dado que estas instituciones laborales cumplen su función principalmente dentro del grupo de los asalariados formales. En este sentido, adquiere relevancia el objetivo de este artículo, que es el análisis de la relación entre el proceso de formalización del empleo asalariado y la reducción de la desigualdad salarial que se registró en Argentina en el periodo 2003-2014.³ También, el material busca aportar evidencia sobre el modo y el alcance en que se relacionan las variables señaladas.⁴

A efectos de evaluar esta incidencia, se despliega un análisis econométrico para revisar el cambio en los salarios y su distribución. Se implementa la metodología propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2007 y 2009) y por Fortin, Lemieux y Firpo (2011), que está basada en lo que se conoce como *regresiones Recentered Influence Function* (RIF) y permite descomponer cambios en los salarios por cuantiles de ingreso y también en estadísticos de desigualdad, al estilo de la propuesta metodológica de Oaxaca (1973) y Blinder (1973).

El análisis diacrónico empírico del impacto puro que tiene la formalización laboral sobre la distribución de los salarios presenta algunas restricciones metodológicas que es necesario enunciar. En primer lugar, las técnicas estadísticas en

3. La selección del periodo de estudio se sustenta en dos aspectos: en primer lugar, corresponde con la duración del régimen político y económico del Gobierno kirchnerista; en segundo lugar, aunque el Gobierno kirchnerista cumplió su último mandato en el año 2015, el periodo elegido finaliza en 2014 por la disponibilidad de datos oficiales completos para el último año del kirchnerismo por parte del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

4. Esta evidencia va en concordancia con los estudios de Groisman (2014) y Beccaria, Maurizio y Vázquez (2015).

las que se basa el análisis de este trabajo son de equilibrio parcial, por lo que efectos secundarios que pudieran existir no son tenidos en cuenta de manera precisa. En segundo lugar, el estudio de la desigualdad del ingreso carece de un marco teórico general consolidado que presente de manera conjunta todos sus determinantes (Atkinson y Bourguignon, 2000).

En este sentido, generalmente las estrategias empíricas aplicadas dan cuenta de manera fragmentada de los distintos aspectos asociados a la distribución del ingreso y relacionados con el contexto específico. Sin embargo, más allá de reconocer esta multicausalidad y la dificultad de separar el impacto de cada uno de esos factores, es necesario seguir aportando evidencia parcial para reconstruir los mecanismos que producen cambios distributivos en Argentina y para *armar el rompecabezas* de la desigualdad del ingreso en el país.

I. Metodología y datos

En la economía laboral, las descomposiciones econométricas tienen como objetivo cuantificar y ponderar el aporte relativo de diferentes factores sobre la evolución de la variable de resultado, que en el caso de este estudio puede ser el salario o estadísticos distributivos sobre las remuneraciones. La metodología propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2007 y 2009) y por Fortin, Lemieux y Firpo (2011) permite estimar los efectos de las variables independientes en los diferentes tramos (cuantiles) de la variable de resultado, que en este caso es el salario y el índice de Gini.

Esta metodología, como ya se dijo, basada en las regresiones RIF, permite resolver los problemas de las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) o de aquellas obtenidas a través de regresiones cuantílicas condicionadas (CQR, por sus siglas en inglés). El método de MCO brinda información limitada pues impone una restricción de uni-

formidad de efectos marginales a partir de su extrapolación a todos los percentiles de la distribución. Por su parte, las cqr abandonan el supuesto de retornos homogéneos y permiten comprender el efecto en distintos segmentos de la distribución, pero los coeficientes estimados en cada cuantil no pueden ser interpretados de manera global en la distribución (Arim, 2015).

En este sentido, las regresiones RIF brindan estimadores del impacto marginal de las variables explicativas sobre los cuantiles originales de la distribución salarial. Además, son aplicables a estadísticos distributivos como el índice Gini o la varianza. El método consiste en ejecutar regresiones por cuantiles no condicionados (UQR, por sus siglas en inglés) de una transformación de la variable de resultado original (Y) sobre las variables explicativas, en donde la transformación se denomina precisamente *RIF* (Groisman, 2014; Arim, 2015).

De manera abreviada, y siguiendo la síntesis analítica propuesta por Arim (2015, p. 79):

La función de influencia (IF) se introdujo originalmente como una medida del grado de robustez de un estadístico $v(F)$ frente a la presencia de observaciones extremas (outliers). Por lo tanto, la IF es una función que mide el grado de influencia de una observación en particular en el valor del estadístico v . Su expresión genérica es:

$$F(Y; v, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \left(\frac{v(F\epsilon) - v(F)}{v(F\epsilon)} \right)^{\square}$$

Donde

$$F\epsilon = (1 - \epsilon)F + \epsilon\delta y, \text{ con } 0 \leq \epsilon \leq 1$$

El parámetro δy representa una distribución que sólo atribuye masa al valor y y la distribución de Y . Intuitivamente, IF mide el cambio en $v(F)$ asociado a un incremento en la acumulación de masa en un valor particular y . A su vez, debido a la función de influencia, se cumple que

$$\int_{-\infty}^{\infty} IF(y; v) dF(y) = 0$$

Por su parte, la función de influencia recentrada se define como $RIF = v(F) + IF(y; v)$, por lo que cumple con la condición

$$\int_{-\infty}^{\infty} RIF(y; v) dF(y) = v(F)$$

Suponiendo que existe una función generadora de ingresos $y_i = h_g(X_i)$, a partir de la ley de esperanzas iteradas es posible definir la esperanza incondicional de $v(F)$ integrando las esperanzas condicionadas en el dominio de la X :

$$v(F) = \int_{-\infty}^{\infty} E[RIF(y, v)|X = x] dF_X(x)$$

Bajo estas condiciones, la expresión siguiente define una regresión RIF:

$$h_{g^v}^v = E[RIF(y; v)|x]$$

En este sentido, la principal ventaja de las regresiones RIF es que hacen posible considerar los diferenciales salariales a lo largo de toda la distribución y no sólo en la media. Los coeficientes obtenidos pueden ser interpretados como el efecto sobre el salario, en el presente análisis, para cada cuantil de ingreso, y en general cuando se produce un cambio en determinada variable independiente se mantienen el resto de variables constantes. Así, las regresiones RIF permiten estimar el efecto marginal que ejercen las variables explicativas en los diferentes cuantiles de la distribución. Por tanto, esta técnica permite estimar cómo se ve afectada la distribución del ingreso ante modificaciones en las variables independientes (Groisman, 2014; Amarante y Gómez, 2016).

Además, como en las regresiones RIF la variable dependiente es remplazada por la correspondiente función de influencia recentrada del cuantil de interés, y como la relación del valor esperado de la RIF y los regresores es lineal, su estimación puede ser hecha mediante métodos de regresión estándar. Por ello, Fortin, Lemieux y Firpo (2011) muestran que las regresiones RIF pueden ser usadas para implementar descomposiciones siguiendo la metodología de Oaxaca-Blinder.⁵

Los trabajos de Oaxaca (1973) y Blinder (1973) son precursores en la dimensión empírica de la economía laboral aquí abordada. En ellos, se propone descomponer las brechas en el ingreso que presenten dos grupos en dos efectos, *composición y retorno*:⁶

- El *efecto composición* mide el impacto de los cambios en la distribución de las dotaciones de características de los individuos, que inciden en la formación de ingresos diferenciales entre grupos (por ejemplo, cambios en la proporción de los asalariados formales). En otras palabras, refleja la incidencia de las diferencias en la dotación de características o activos entre los años t_0 y t_1 .
- El *efecto retorno* mide el impacto de los cambios en la estructura de remuneraciones a esas características, es decir, el cambio en el precio o retorno que reciben determinadas características (por ejemplo, tener educación universitaria o ser asalariado formal son características que producen una retribución salarial diferente a tener sólo educación primaria o ser informal). En otras pala-

5. La descomposición fue implementada a partir del comando *Oaxaca* en Stata. Para un análisis detallado de las técnicas, métodos y fórmulas, ver: Jann (2008).

6. Para el problema que se aborda, la variable de interés es el salario, pero evaluado en dos momentos. Es decir, originalmente la metodología de descomposición Oaxaca-Blinder se aplicó al análisis de brechas entre dos grupos (por ejemplo, hombres vs. mujeres) en un momento dado, pero se ha adaptado al estudio de variación en el tiempo, con el momento t_0 y el momento t_1 , siendo tomados como los dos grupos analizados.

bras, cuantifica qué parte de los cambios salariales y su distribución es originada en la variación de los precios o retornos asociados a cada característica.

Las preguntas que intenta responder el escenario contrafactual en la descomposición agregada son: ¿cómo habría cambiado la variable de resultado si entre los años t_0 y t_1 no hubieran cambiado los retornos sobre las características que integran el vector x y sólo se modificara la distribución de las características? Y, de manera alternativa, ¿cómo habría cambiado la variable de resultado si entre los años t_0 y t_1 sólo hubieran cambiado los retornos sobre las características que integran el vector x y no se modificara la estructura de las características?

Las variables utilizadas en los modelos de regresión son las acostumbradas en la literatura de estimación de salarios, como las usuales ecuaciones de Mincer: edad, nivel educativo, género, rama de actividad económica y formalidad. También se incluyeron algunas variables de control (ver: Anexos 1 y 2). La variable dependiente es el logaritmo del salario horario. El estudio se desarrolla a partir del procesamiento de los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), con la restricción del universo de casos a los asalariados plenos (entre treinta y cinco y cuarenta y ocho horas trabajadas a la semana), de entre dieciocho y cincuenta y nueve años de edad.

2. Descomposición microeconométrica: análisis por cuantiles de ingreso y coeficiente de Gini

El objetivo de esta sección es vincular cuantitativamente los cambios de la distribución de los salarios con la evolución observada de distintas características. Si bien el propósito central es dilucidar la contribución específica del proceso de formalización experimentado durante el periodo, esta se

considera de manera conjunta con otras variables relevantes. El análisis conjunto y la aproximación de la contribución de cada factor se despliegan a partir descomposiciones econométricas basadas en los microdatos de la EPH. Aunque la metodología se basa en un enfoque de equilibrio parcial, es posible establecer una caracterización del cambio distributivo entre dos momentos, en función de los cambios de distintos factores.

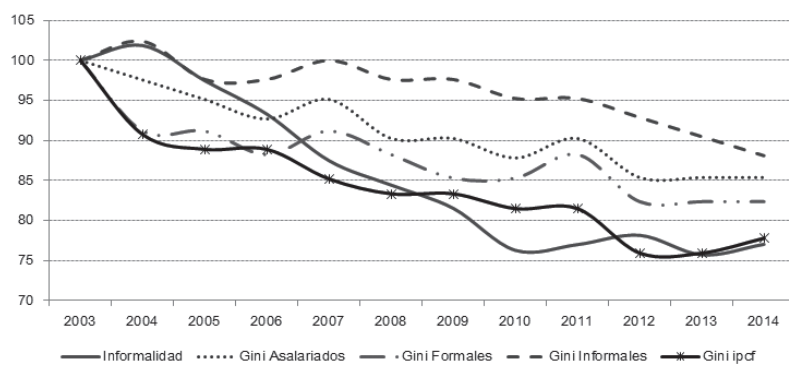
En la literatura, se ha establecido que las características como el género, la edad, la educación, el puesto de trabajo según condición de formalidad, el empleo sectorial, variables geográficas, entre otras, determinan en conjunto los salarios. La distribución salarial puede cambiar tanto como resultado de modificaciones en las características de los perfiles de los trabajadores (por ejemplo, por el incremento en la población con educación superior o incrementos en la formalización laboral) como por variaciones en las remuneraciones que reciben dichas características.

Específicamente, desde los primeros años del siglo XXI, en Argentina se ha verificado un cambio en las participaciones relativas de los asalariados formales e informales, y se ha mantenido más o menos constante la participación del trabajo no asalariado. Por otra parte, la revitalización de la negociación colectiva y del salario mínimo altera las remuneraciones de los trabajadores, así como los diferentes momentos de cambio técnico de los procesos productivos alteran la demanda y remuneraciones de los trabajadores más y menos calificados. Para tratar de vincular estos procesos e incorporarlos de manera simultánea en el análisis, a continuación se estudian los cambios en la desigualdad salarial argentina entre los años 2003-2014 en relación específica con el proceso de formalización laboral.

2.1. Evolución de la desigualdad salarial e informalidad

El patrón de reducción de la informalidad es claro en Argentina hasta el año 2011, a partir del cual se evidencia un estancamiento, aunque sin retrocesos importantes de los valores alcanzados. En la Figura 1 es claro cómo la desigualdad de los diferentes grupos considerados tiene una tendencia similar a la del comportamiento de la informalidad.

Figura 1. Evolución de la desigualdad e informalidad (2003-2014). Índice 2003=100



Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

En la Figura 1, se evidencia que el índice de Gini del ingreso familiar per cápita es el que más se reduce, lo que indica que otras fuentes de ingreso, además de los salarios, también incidieron en esta dinámica favorable. Como ya se demostró en el trabajo de Judzik, Trujillo y Villafañe (2017), los ingresos derivados de la protección social, principalmente relacionados con la asignación universal por hijo y las jubilaciones y pensiones, jugaron un rol determinante en el patrón distributivo del periodo analizado.

Entre los asalariados, los formales son quienes evidencian una mayor mejora en la distribución, y esta parece deter-

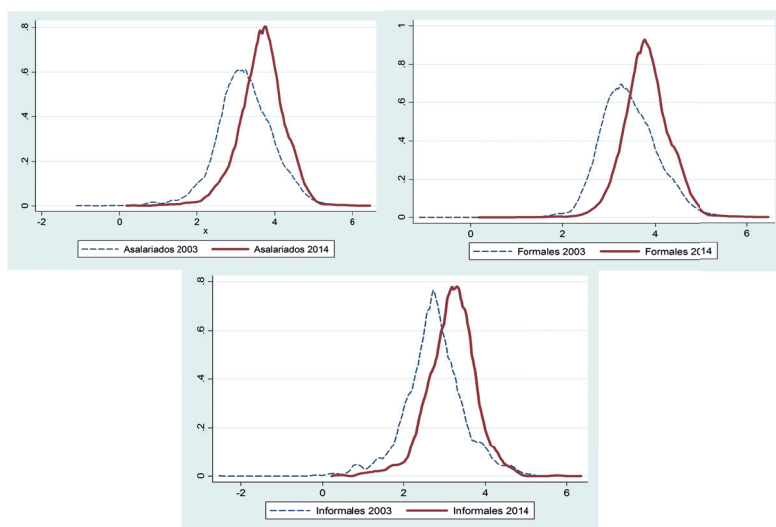


minar el comportamiento de la desigualdad para el total de los asalariados, pues el índice de Gini para los informales presenta una tendencia decreciente, aunque más modesta. En el 2014, los asalariados informales son quienes reportaron la mayor desigualdad en los salarios.

Asimismo, es importante destacar que a partir del 2011, como ya se dijo, se estancó la caída de la informalidad, inclusive con un leve aumento para el 2014. A su vez, la mejora distributiva se estabilizó en los valores alcanzados, lo que a su vez frenó especialmente la tendencia para los asalariados formales. Además, dada la dominancia de este grupo en el total, el nivel de desigualdad también se estabilizó para los asalariados globales. La desigualdad del ingreso per cápita familiar se mantuvo entre 2012 y 2013, con un leve incremento en el año 2014. Es sustancial recordar que el crecimiento económico en estos años se estancó y se hizo más inestable, lo cual impactó en las condiciones macroeconómicas necesarias para un proceso continuo de generación de puestos de trabajo de calidad.

Por otra parte, los asalariados informales tienen en promedio salarios más bajos que los asalariados formales. Por esta razón, los cambios en la composición de estos grupos pueden tener efectos en los niveles de concentración de los ingresos salariales. Las funciones de densidad de Kernel son una herramienta útil para visualizar qué ha pasado con las distribuciones de los salarios reales entre 2003 y 2014.

*Figura 2. Función de densidad de Kernel de los salarios reales.
Asalariados totales, asalariados formales y asalariados informales
(2003 y 2014)*



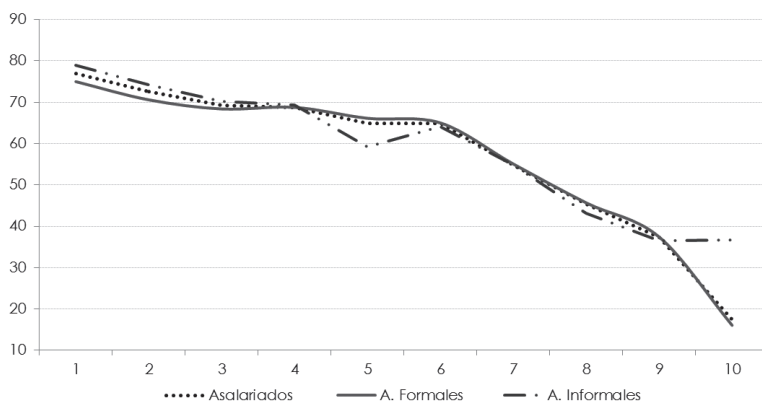
Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

En la Figura 2 se observa, en primer lugar, una reducción de la dispersión salarial que se asocia a la caída en los indicadores de la desigualdad, especialmente para los asalariados formales. En segundo lugar, se evidencia el corrimiento hacia la derecha de la distribución de salarios totales, de los formales y de los informales, para el 2014 en relación con la estimación del 2003.

Esto coincide con el incremento de los salarios reales que se registra en la Figura 3. Al analizar las variaciones de los salarios reales entre el 2003 y el 2014 a lo largo de los deciles de ingreso, se observa que los mayores incrementos se presentan en la cola inferior, tanto en el grupo de asalariados totales como en los formales e informales. Además, aun cuando los aumentos se verifican en todos los deciles,

esta tendencia es decreciente a medida que se avanza hacia la cola superior derecha de la distribución. Es decir, en términos relativos, los asalariados de menores ingresos son quienes experimentan mayores incrementos del poder adquisitivo de sus salarios.

Figura 3. Variación del salario real según deciles de ingreso (2003 y 2014) (porcentajes)



Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

2.2. Estimación econométrica del impacto distributivo de la formalización laboral

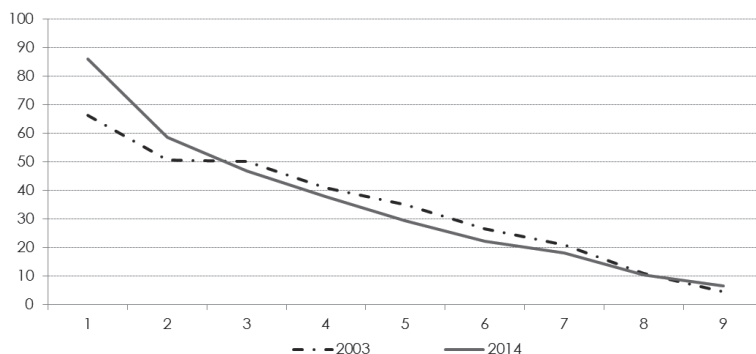
Como se dijo, las descomposiciones basadas en regresiones RIF son una herramienta útil para avanzar en el objetivo de estudiar la relación entre informalidad y desigualdad de los ingresos laborales. Específicamente, es posible captar el impacto de la formalidad a través de los movimientos de los diferenciales salariales a lo largo de la distribución (efecto retorno a la formalidad) y de los cambios en el tasa de formalización de los asalariados (efecto composición o cantidad).

2.2.1. Regresiones RIF sobre cuantiles de ingreso de la distribución salarial

Existe un consenso en la literatura sobre la forma básica de estimar los salarios a través del análisis de regresión multivariada, teniendo en cuenta diferentes variables que inciden en su determinación. Las ecuaciones de ingresos mincerianas, vinculadas a la teoría del capital humano (Mincer, 1974; Becker, 1964), plantean una especificación apropiada para identificar los efectos que ejercen cada una de las diferentes variables (características de los individuos, originalmente vinculadas a la educación y la experiencia) en la determinación de los salarios.

Las variables que resultan estadísticamente significativas y con mayor poder explicativo son la formalidad laboral y el nivel educativo (ver: Anexo 1). Tanto para el 2003 como para el 2014, se observa que los retornos o *premios* a la formalidad son más elevados en la parte inferior que en el tramo superior de la distribución (Figura 4). Además, en el 2014 esta brecha se hace aún mayor en la cola inferior de la distribución (q10 y q20), mientras que a partir del q30 los premios a la formalidad se hacen menores respecto al año 2003. Es así como se evidencia que el diferencial salarial derivado de la condición de formalidad tiende a ser nulo entre quienes tienen salarios más elevados, mientras que es importante en los tramos más bajos de ingreso. Este comportamiento es diferente al observado en la media de la distribución y en el no controlado por otras variables.

*Figura 4. Brechas salariales
por formalidad (2003 y 2014) (porcentajes)*



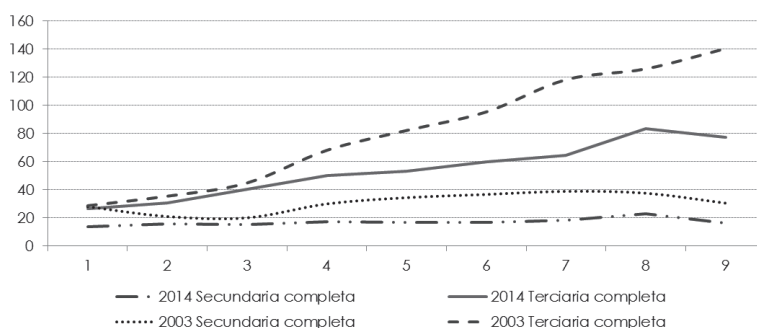
Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

Este incremento en los retornos asociados a la formalidad, en la parte baja de la distribución, puede estar relacionado con la recuperación de la institucionalidad laboral en lo que se refiere al salario mínimo y la negociación colectiva. Estas instituciones apuntan a proteger a los trabajadores formales de menos ingresos, por lo que su reactivación puede haber contribuido a ampliar la brecha salarial respecto de los trabajadores informales ubicados también en la parte baja de la distribución.

De manera contraria, como se observa en la Figura 5, los retornos asociados al nivel educativo son bajos en la parte inferior de la escala salarial y se van haciendo crecientes a medida que se asciende en los tramos distributivos. Esto es así, particularmente para aquellos que tienen nivel educativo terciario completo. Por otro lado, es importante destacar que los retornos a la educación disminuyen en el 2014, especialmente para el mayor nivel educativo (terciario completo) y en la parte alta de la distribución. Este resultado coincide con los planteamientos que indican que la

reducción de la desigualdad durante el periodo de análisis puede estar vinculada, en parte, a la caída en los retornos a la educación, especialmente para los asalariados de mayores ingresos, que son quienes en promedio tienen mayor nivel de calificación.

*Figura 5. Brechas salariales
por educación (2003 y 2014) (porcentajes)*

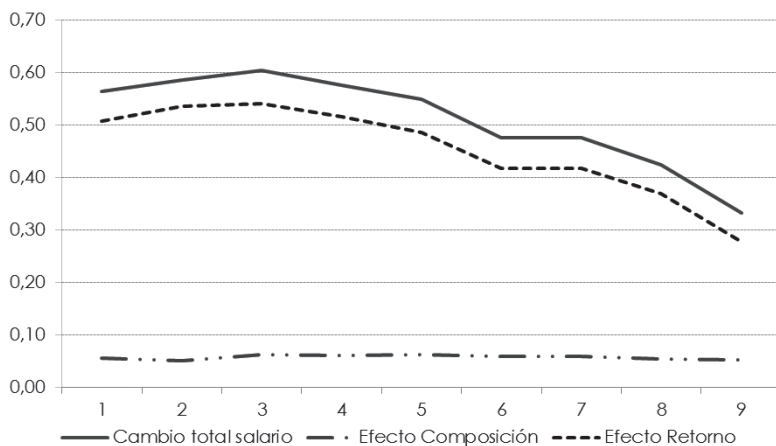


Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

2.2.2. Descomposición agregada de la variación salarial

A continuación, se estiman de manera agregada el efecto composición y el efecto retorno, a partir de la descomposición Oaxaca-Blinder. En la Figura 6, es evidente que los salarios reales crecieron a lo largo de toda la distribución, aunque con una marcada tendencia decreciente conforme se avanza hacia los cuantiles de mayores ingresos (en la Figura 6, esto se representa por la línea sólida, *cambio total salarial*). Específicamente, el cuantil 10 presentó un aumento de 0.56, mientras que el 90 reportó un incremento salarial de 0.33. El cambio tanto en los retornos como en la composición de las características de los asalariados contribuyó de manera positiva al incremento salarial.

Figura 6. Descomposición agregada de la variación salarial (2003-2014)



Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

Ahora bien, el impacto de los retornos a los atributos es el que más contribuye al incremento total de los salarios. Se observa que a medida que se asciende en los cuantiles de la distribución, el impacto de los retornos salariales a las características es decreciente, pero siempre explica en mayor medida el cambio total observado en los salarios. Por tanto, la composición de los atributos de los asalariados muestra una incidencia mucho menor y estable a lo largo de la distribución. En otras palabras, en el cuantil 10, el efecto retorno explica el 90% en el cambio total en los salarios, mientras que el efecto composición explica sólo el 10%. En el cuantil 90, por su parte, esta relación se forma con 84% para el efecto retorno y 16% para el efecto composición.

En síntesis, la descomposición agregada muestra la preponderancia del rol de los retornos a lo largo de toda la distribución y un mayor incremento en el salario real en la parte inferior.

3. Descomposición desagregada de la variación salarial

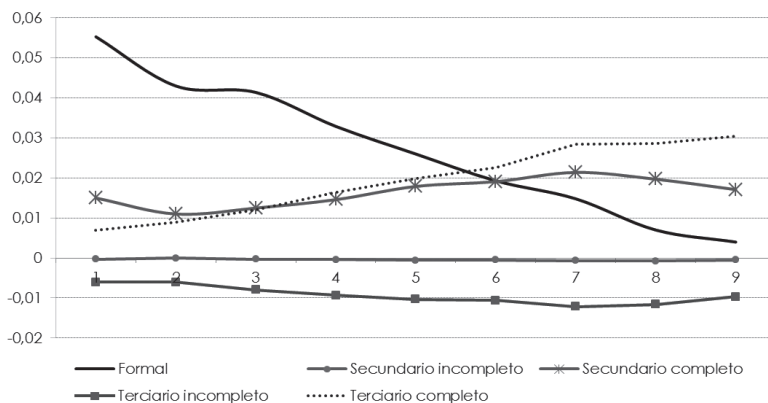
Además de lo ya precisado, el proceso de descomposición permite evaluar la contribución individual de cada una de las variables consideradas en la ecuación de salarios. Cada factor presenta una evolución particular durante el periodo de análisis y tiene incidencia sobre la conformación del salario, bien sea en el mismo sentido o compensándose con él. Por esta razón, algunas características pueden presentar contribuciones que superan, de manera individual, el efecto parcial o total de la variación de los salarios y la desigualdad. En particular, interesa estimar el impacto de la formalidad a través del cambio tanto en su participación en el empleo asalariado total (efecto composición) como en la estructura de retornos a ese atributo (efecto retorno).

3.1. Efecto composición

En la Figura 7, se exhibe la contribución de la formalidad y la educación al efecto composición a lo largo de toda la distribución salarial. La contribución del resto de las variables se muestra en el Anexo 2.

Las educaciones secundaria y terciaria brindan un aporte creciente al efecto composición mientras se asciende en los cuantiles distributivos. Este resultado es coherente con los hallazgos de otras investigaciones sobre la dinámica de la oferta de trabajo calificado y está vinculado al crecimiento de la participación de los asalariados con secundaria y educación superior completa. En síntesis, los cambios en la composición de la educación se dan principalmente en la cola superior, por lo que si los demás atributos hubieran mantenido inalterada su composición, la variación del salario real entre 2003 y 2014 habría sido mayor en los tramos de mayores ingresos.

Figura 7. Efecto composición: contribución de cada atributo seleccionado a la variación salarial (2003-2014)



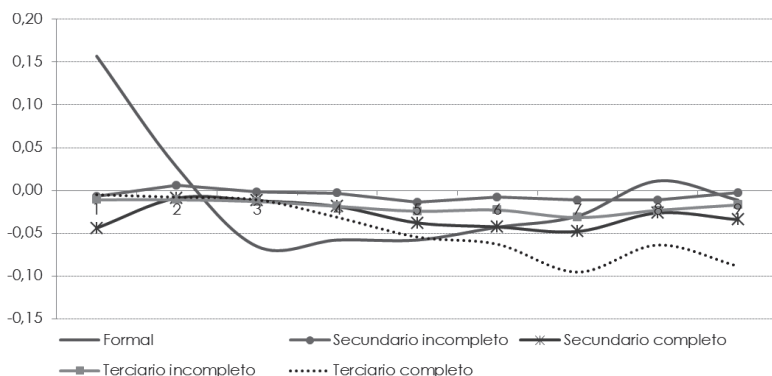
Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

En contraste a la dinámica de la educación, la formalidad demuestra una incidencia decreciente en el efecto composición a medida que se avanza hacia tramos altos de la distribución. En los primeros cuantiles, la formalidad aporta alrededor de 0.05 al total del efecto composición en la variación de los salarios, mientras que en los últimos deciles su contribución se reduce a 0.01. Este resultado se asocia con la mayor incidencia de la informalidad en los deciles de ingreso más bajo y, por tanto, la parte de la distribución más propensa a ser formalizada, como demostró Maurizio (2015). En este sentido, una pequeña caída en la informalidad, en la parte baja de la distribución, incide más en la variación de los salarios de ese tramo dado que, como se analizó, la brecha en los retornos a la formalidad es mayor en la cola inferior.

3.2. Efecto retorno

En la Figura 8, se exhibe la contribución de la formalidad y la educación al efecto retorno a lo largo de toda la distribución salarial. La contribución del resto de las variables se muestra en el Anexo 1. En primer lugar, se observa en la Figura 8 que la contribución de la educación al efecto retorno de la variación salarial es negativa.

Figura 8. Efecto retorno: contribución de cada atributo seleccionado a la variación salarial (2003-2014)



Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

Es decir, los cambios en los retornos a la educación, manteniendo el resto de las variables constante, hacen que los salarios reales entre 2003 y 2014 tengan una variación negativa. Especialmente, es notorio que la contribución de la educación superior se hace aún más negativa a partir de la mediana de la distribución. Esto está relacionado con la disminución de los retornos salariales para los mayores niveles de educación, como fue analizado previamente en los resultados de las regresiones RIF, especialmente en los tramos superiores de la distribución.

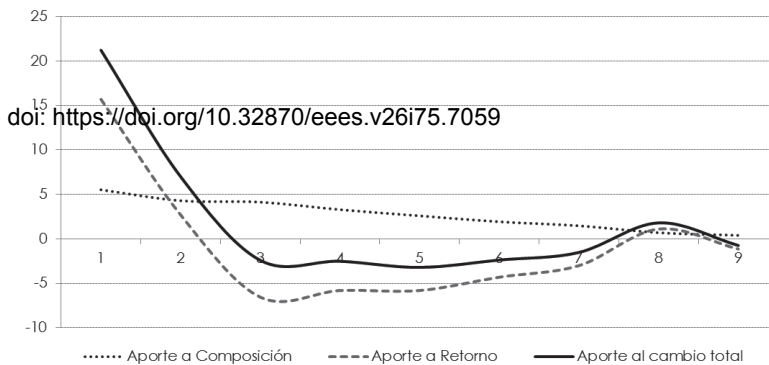
La caída en los retornos a la educación puede ser producto del cambio en la demanda relativa de trabajo, así como también de la incidencia de la recuperación de las instituciones laborales. Como se analizó, el salario mínimo y el salario básico de convenio apuntan a proteger a los trabajadores más vulnerables y menos calificados, por lo que la institucionalidad laboral puede constituirse en un factor indirecto que reduce los premios por educación. En este sentido, las instituciones laborales recomponen las remuneraciones en la parte baja de la distribución, limitando los efectos que pueden tener otras características de los asalariados.

Por otro lado, se considera el aporte de la formalidad al efecto retorno del cambio en los salarios. En la Figura 8, se observa una importante contribución positiva de la formalidad al incremento del salario real en el cuantil 10. En este tramo, los cambios asociados a la formalidad se han traducido en incrementos salariales de cerca de 0.16. Sin embargo, en el resto de la distribución la formalidad tiene contribuciones negativas o casi nulas en la variación del salario real. Dicho resultado está relacionado con la caída en la brecha salarial por condición de formalidad que se analizó previamente en la Figura 4.

En síntesis, una mirada integral del efecto conjunto de la formalidad sobre la variación salarial entre 2003 y 2014 en Argentina a lo largo de la distribución puede verse en las Figuras 9 y 10. La Figura 9 puede leerse de la siguiente manera: la línea de *aporte a composición* representa el impacto en cada cuantil de un escenario contrafáctico en el cual habría cambiado únicamente la proporción de asalariados formales entre 2003 y 2014, manteniendo inalteradas tanto la estructura de remuneraciones a la formalidad como el resto de características y remuneraciones determinantes del salario. Por otra parte, la línea de *aporte a retorno* muestra los resultados del escenario contrafáctico en el que sólo se modifican los retornos a la formalidad y se mantienen

inalterados tanto la participación relativa de asalariados formales como el resto de atributos y sus remuneraciones asociadas. El aporte de la formalidad al efecto total se deriva naturalmente de la suma de los dos efectos.

Figura 9. Aporte de la formalidad al efecto composición, al efecto retorno y al efecto total (2003-2014)

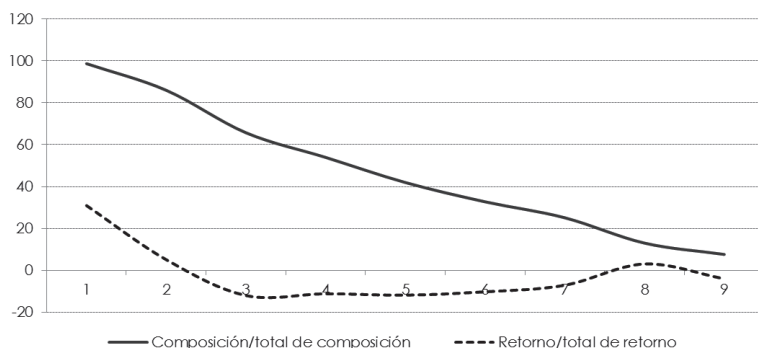


Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

Es evidente que tanto el proceso de formalización de asalariados (efecto composición) como la reducción de la brecha salarial asociada a la formalidad (efecto retorno) hacen aportes a la variación salarial. Sin embargo, la contribución de la formalidad al efecto retorno (en términos positivos) sólo es mayor a la contribución del efecto composición en el cuantil 10. Es decir, sólo en la parte más baja de la distribución prima el efecto retorno a la formalidad en la determinación de la variación salarial; en el resto de los cuantiles, prima el aporte positivo del efecto composición asociado a la formalidad. Esto puede explicarse porque a medida que se avanza en los tramos de ingreso, la participación de la formalidad es mayor y a su vez los premios a la formalidad son menores.

Finalmente, en la Figura 10 se muestra el aporte relativo de la formalidad al efecto composición total y al efecto retorno total. Es notorio que la formalidad ha tenido una incidencia mayor a través del efecto composición, es decir, en virtud del aumento en la participación de los asalariados formales. Es por esto que bajo el escenario contrafactual, si sólo se hubiera aumentado la cantidad de trabajadores formales, ello habría explicado casi el 100% del incremento salarial en el cuantil 10 a través del efecto composición global. En contraste, los retornos a la formalidad aportan un porcentaje mucho menor, e incluso negativo en algunos tramos, al efecto retorno global.

Figura 10. Aporte relativo de la formalidad a cada efecto (porcentajes)



Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

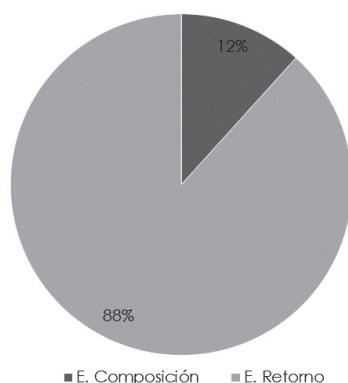
4. Descomposición de los cambios en el índice de Gini de los asalariados entre 2003 y 2014

Esta sección se centra en las estimaciones del aporte individual de la participación de la formalidad y la brecha salarial asociada a ella, como factor explicativo de los cam-

bios en la distribución de los salarios medida a través del índice de Gini.

En primer lugar, se estima el índice de Gini por medio de la metodología de regresiones RIF, y posteriormente se calcula la descomposición del cambio en el índice de Gini entre el efecto composición y el efecto retorno. Es importante recordar que es un análisis de equilibrio parcial y que los coeficientes de las variables analizadas de manera aislada pueden ser, en el resultado global, reforzados, contrarrestados o anulados entre sí.

Figura 11. Índice de Gini: descomposición agregada de los cambios en la desigualdad



Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

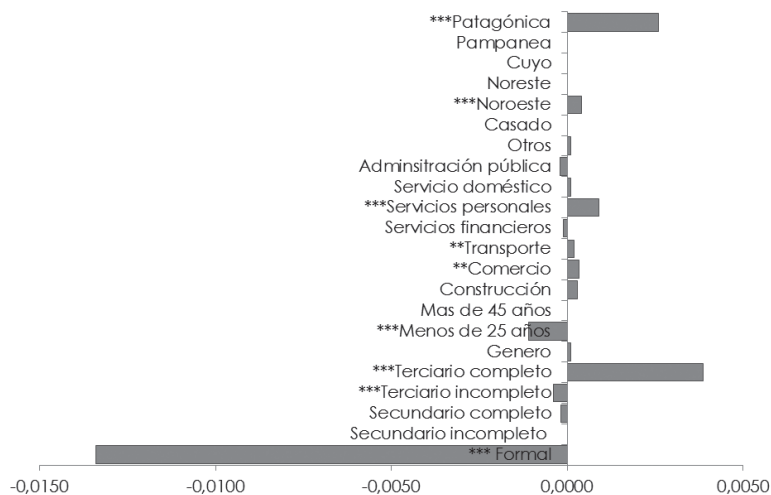
En la descomposición agregada de la desigualdad, tanto el efecto composición como el efecto retorno contribuyen en la mejora distributiva de los salarios. Sin embargo, el efecto composición explica sólo el 12% de la caída en el índice de Gini, mientras que el efecto retorno explica el 88% de la mejora distributiva entre 2003 y 2014.

En otros términos, si sólo se hubieran modificado los atributos o características de los asalariados, la caída del índice de Gini hubiese sido muy modesta, de tan sólo 0.6 puntos (-12%). Es así que los cambios en los retornos a las características tuvieron un rol importante para lograr una mayor mejora distributiva. Esto resulta coherente con los resultados previamente analizados sobre la descomposición de los cambios salariales en los diferentes cuantiles de la distribución. En el análisis de la descomposición desagregada, es posible identificar qué variables contribuyeron en mayor medida a la mejora distributiva en cada uno de los efectos. En las Figuras 12 y 13 se presentan todas las variables incluidas en el modelo y descritas en el Anexo 1. Las variables con asterisco son aquellas estadísticamente significativas.

4.1. Efecto composición

Por un lado, en el efecto composición (Figura 12), la formalidad resulta ser estadísticamente significativa y es el atributo que más contribuye a la mejora distributiva. Este hallazgo es coherente con el incremento de los asalariados registrados en el mercado de trabajo durante el periodo. En este sentido, el proceso de formalización laboral ha contribuido al aumento del ingreso real de los asalariados en todos los cuantiles de la distribución, y además ha sido importante su aporte en la reducción de la dispersión salarial. Asimismo, el impacto igualador se debe al efecto decreciente que tiene en los salarios a medida que se avanza en los tramos distributivos, como fue analizado previamente.

*Figura 12. Descomposición desagregada
de la desigualdad: efecto composición*



Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

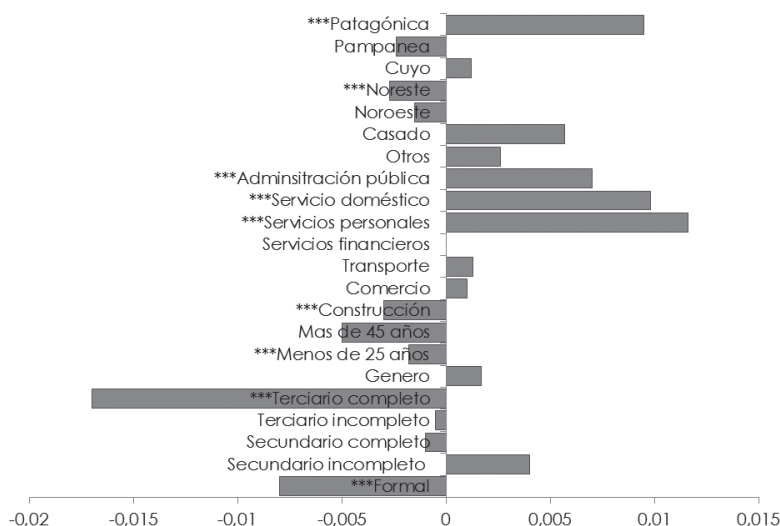
Por otra parte, la educación superior, dentro del efecto composición, también resulta estadísticamente significativa, aunque con un rol desigualador. Esto resulta coherente con la tendencia creciente de los retornos a la educación terciaria en la parte superior de la distribución. La educación terciaria exhibe el mayor aporte a la desigualdad en el efecto composición, principalmente porque este atributo se concentra en la parte alta de la distribución. Es decir, los más calificados se encuentran en los tramos de mayores ingresos y a su vez la educación es el atributo que más aportó al incremento salarial en dicho tramo.

4.2. Efecto retorno

En primer lugar, la educación y la formalidad son los dos atributos más potentes y estadísticamente significativos

para explicar la reducción de la desigualdad a través del efecto retorno.

Figura 13. Descomposición desagregada de la desigualdad: efecto retorno



Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

Este resultado se debe a que el premio a la formalidad es alto en los primeros deciles y además en ese tramo se incrementó entre 2003 y 2014. El despliegue y revitalización de las instituciones laborales puede estar asociado a estos hallazgos, pues la negociación colectiva y el salario mínimo impactan sensiblemente en las remuneraciones de los trabajadores más vulnerables, de bajo nivel educativo y ubicados en los tramos bajos de la distribución. Asimismo, de manera complementaria, la caída en los retornos a la educación superior, especialmente en la parte alta de la

distribución, contribuyó a una compresión de los salarios en ese tramo.

En síntesis, el aporte de estas dos dimensiones en el efecto retorno de la caída en la desigualdad puede pensarse de manera complementaria: por un lado, los retornos a la formalidad son más importantes en la parte baja de la distribución, lo que eleva los salarios de los trabajadores formales de menos ingreso; por otro lado, la caída en los retornos a la educación superior es un fenómeno que afecta a los cuantiles superiores de la distribución y hace que caigan los salarios en dicho tramo. Se puede considerar, entonces, que el efecto retorno de la descomposición del índice de Gini se constituye principalmente con el aumento de los retornos a la formalidad en la parte baja de la distribución, que a su vez se potencia con la caída de los retornos a la educación en la parte alta.

Conclusiones

En este artículo, se analizó la relación entre el proceso de formalización del empleo asalariado y la reducción de la desigualdad salarial que se registró en Argentina en el periodo 2003-2014, bajo la premisa de que la formalización laboral es la institución que garantiza la extensión de la cobertura y operatividad de las otras instituciones laborales, como el salario mínimo y la negociación colectiva.

Por ello, se implementó la metodología de regresiones RIF y descomposiciones, según la propuesta Oaxaca-Blinder, tanto respecto a la variación salarial por cuantiles de ingreso como a la desigualdad salarial medida por el coeficiente de Gini. Con esta metodología, fue posible desplegar el análisis para diferentes cuantiles de la distribución del ingreso y no sólo para la media. Además, se logró descomponer de manera detallada las estimaciones en los dos efectos de interés: el efecto composición y el efecto retorno. De esta

manera, se aproximó específicamente el aporte relativo de la formalización laboral sobre los cambios en la distribución de los salarios entre 2003 y 2014.

Los resultados demuestran que entre los extremos del periodo de análisis se dio un crecimiento del salario real. Se observa que los mayores incrementos se presentan en la cola inferior de la distribución, tanto en el grupo de asalariados totales como en los formales e informales. Aun cuando los aumentos se verifican en todos los deciles, esta tendencia es decreciente a medida que se avanza hacia la cola superior derecha de la distribución. Es decir, en términos relativos, los asalariados de menores ingresos son quienes experimentan mayores incrementos del poder adquisitivo de sus salarios.

En la estimación de ecuaciones salariales, las variables que resultan estadísticamente significativas y con mayor poder explicativo son la formalidad laboral y el nivel educativo. Tanto para 2003 como para 2014, se observa que los retornos o premios a la formalidad son más elevados en la parte inferior que en el tramo superior de la distribución. Asimismo, los retornos a la formalidad se incrementan en el año 2014 en la parte baja de la distribución y caen en la parte alta. De manera contraria, los retornos asociados al nivel educativo son bajos en la parte inferior de la escala salarial y se van haciendo crecientes a medida que se asciende en los tramos distributivos. Esto fue así particularmente para aquellos que tienen nivel educativo terciario completo. Además, los retornos a la educación disminuyen en el año 2014, especialmente para el mayor nivel educativo (terciario completo) y en la parte alta de la distribución.

El análisis de descomposición de la variación salarial demostró que el efecto composición es el que domina los cambios en el ingreso a lo largo de toda la distribución. Sin embargo, tanto el proceso de formalización de asalariados (efecto composición) como la brecha salarial asociada a la

formalidad (efecto retorno) hacen aportes a la variación salarial, aunque destaca que sólo en la parte más baja de la distribución prima el efecto retorno a la formalidad en la determinación de la variación salarial, mientras que en el resto de los cuantiles prima el aporte positivo del efecto composición asociado a la formalidad. Esto puede explicarse por que a medida que se avanza en los tramos de ingreso, la participación de la formalidad es mayor y, a su vez, los premios a la formalidad son menores.

Por otra parte, se verificó un importante descenso (alrededor del 13%) en el índice de Gini de los asalariados entre los años en estudio. Esta mejora distributiva está entonces asociada al mayor crecimiento real de los salarios en la parte baja de la distribución. Por un lado, la caída en los retornos a la educación ha sido un factor relevante para la mejora distributiva, pero el cambio en la composición de los perfiles educativos sesgados hacia un mayor nivel tuvo un rol desigualador. Por otra parte, el proceso de formalización también resultó ser una variable significativa e importante para explicar la reducción de la desigualdad, en virtud tanto de la mayor proporción de trabajadores formales como de los retornos asociados a esta característica.

En síntesis, se encontró evidencia para sustentar la hipótesis que vincula la menor desigualdad salarial con el incremento de la formalización laboral de los trabajadores asalariados. Además, la caída en los retornos a la educación también jugó un rol importante en la constitución del patrón distributivo de los salarios en Argentina en el periodo estudiado.

Ahora bien, el 33% de informalidad que persiste se constituyó como claro limitante para continuar con la tendencia de la mejora distributiva del ingreso en el país. Este es un fenómeno importante que parece presentar serias resistencias a su transformación, ya que el avance logrado en la formalización del trabajo asalariado se hizo más difícil

de sostener en los últimos años de la década analizada, y los datos muestran que el avance distributivo hacia una menor desigualdad salarial se ha estancado en el país desde el año 2012. 

Bibliografía

- Amarante, V., y Gómez, M. (2016). *El proceso de formalización en el mercado laboral uruguayo*. Montevideo: CEPAL. Recuperado de <https://www.cepal.org/es/publicaciones/39859-proceso-formalizacion-mercado-laboral-uruguayo>
- Arim, R. (2015). Enfoque metodológico para el análisis del impacto distributivo de la formalización laboral. En V. Amarante, y R. Arim (eds.), *Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas* (pp. 59-88). Santiago de Chile: CEPAL. Recuperado de <https://www.cepal.org/es/publicaciones/37856-desigualdad-informalidad-un-analisis-cinco-experiencias-latinoamericanas>
- Atkinson, A. B., y Bourguignon, F. (2000). Introduction: Income distribution and economics. En A.B. Atkinson, y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of income distribution* (pp. 1-58). Ámsterdam: Elsevier. doi [https://doi.org/10.1016/S1574-0056\(00\)80003-2](https://doi.org/10.1016/S1574-0056(00)80003-2)
- Beccaria, L., Maurizio, R., y Vázquez, G. (2015). Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de la Argentina. En V. Amarante, y R. Arim (eds.), *Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas* (pp. 89-128). Santiago de Chile: CEPAL. Recuperado de <https://www.cepal.org/es/publicaciones/37856-desigualdad-informalidad-un-analisis-cinco-experiencias-latinoamericanas>
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital*. Nueva York: Columbia University Press.
- Bertranou, F. M., Casanova, L., y Sarabia, M. (2013). *Dónde, cómo y por qué se redujo la informalidad laboral en Argentina durante el periodo 2003-2012*. Buenos Aires: Oficina de

Bibliografía

- País de la Organización Internacional del Trabajo para la Argentina. Recuperado de https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/---ilo-buenos_aires/documents/publication/wcms_228606.pdf
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of human resources*, 8(4), 436-455. doi <https://doi.org/10.2307/144855>
- Casanova, L., y Alejo, J. (2015). *El efecto de la negociación colectiva sobre la distribución de los ingresos laborales. Evidencia empírica para Argentina en los años dos mil*. Buenos Aires: Oficina de País de la Organización Internacional del Trabajo para la Argentina. Recuperado de https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/---ilo-buenos_aires/documents/publication/wcms_353539.pdf
- Duarte, M. (2013). La negociación colectiva en la posconvertibilidad. *Realidad económica*, 278, 10-30. Recuperado de http://www.iade.org.ar/system/files/ediciones/realidad_economica_278.pdf
- Firpo, S., Fortin, N., y Lemieux, T. (2007). *Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions*. Recuperado de http://faculty.arts.ubc.ca/nfortin/ffl1_nber2.pdf
- Firpo, S., Fortin, N., y Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973. doi <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>
- Fortin, N., Lemieux, T., y Firpo, S. (2011). Decomposition methods in economics. En O. Aschenfelter, y D. Card (eds.), *Handbook of labor economics* (pp. 1-102). Ámsterdam: Elsevier. doi [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)00407-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2)
- Groisman, F. (2014). Empleo, salarios y desigualdad en Argentina: análisis de los determinantes distributivos. *Problemas del desarrollo*, 45(177), 59-86. Recuperado de <http://www.scielo.org.mx/pdf/prode/v45n177/v45n177a4.pdf>

Bibliografía

- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f). *Encuesta Permanente de Hogares* [segundos semestres 2003-2014]. Recuperado de <https://www.indec.gov.ar/bases-de-datos.asp>
- Jann, B. (2008). *A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition*. ETH Zurich Sociology Working Paper No. 5. Recuperado de <https://core.ac.uk/download/pdf/6442665.pdf>
- Judzik, D., Trujillo, L., y Villafañe, S. (2017). A tale of two decades: income inequality and public policy in Argentina (1996-2014). *Cuadernos de economía*, 36(72), 233-264. doi: <https://doi.org/10.32870/cees.v26i75.7059>
- Maurizio, R. (2014). Formalización del empleo en Argentina durante la década del 2000. Un análisis de sus factores determinantes. En R. Rofman (ed.), *La protección social en Argentina. El rol de las provincias* (pp. 69-138). Buenos Aires: Banco Mundial. Recuperado de <http://documents.worldbank.org/curated/en/444951468207253768/pdf/903810WP0P115100EI0rol0de0las0Pcias.pdf>
- Maurizio, R. (2015). Transitions to Formality and Declining Inequality: Argentina and Brazil in the 2000s. *Development and Change*, 5(46), 1047-1079. doi: <https://doi.org/10.1111/dech.12195>
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Nueva York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, (14), 693-709. doi: <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Senén González, C., Medwid, B., y Trajtemberg, D. (2011). La negociación colectiva y sus determinantes en la Argentina. Un abordaje desde los debates de las relaciones laborales. *Revista latinoamericana de estudios del trabajo*, 16(25), 155-181. Recuperado de http://alast.info/relet_ojs/index.php/relet/article/view/163/134

- Senén González, C., Trajtemberg, D., y Medwid, B. (2009). La expansión de la afiliación sindical: análisis del módulo de relaciones laborales de la EIL. *Revista Trabajo, ocupación y empleo. Serie Estudios laborales*, (8), 13-34. Recuperado de http://trabajo.gob.ar/downloads/estadisticas/toe_08_completo.pdf
- Trajtemberg, D. (2009). El impacto de la determinación colectiva de salarios sobre la dispersión salarial. *Revista Trabajo, ocupación y empleo. Serie Estudios laborales*, (8), 123-148. Recuperado de http://trabajo.gob.ar/downloads/estadisticas/toe_08_completo.pdf
- Trajtemberg, D. (30 de agosto de 2011). Instituciones laborales y desigualdad salarial: un análisis del efecto de la ampliación de la cobertura de la negociación colectiva entre 2003-2010 [ponencia presentada en el *III Congreso Anual de AEDA*]. Asociación de Economía para el Desarrollo de la Argentina: Buenos Aires.

Bibliografía

Anexo I. Variables y categorías de análisis

Descripción de variables incorporadas en los modelos

CONDICIÓN DE ASALARIADO	
Formal	1 = Asalariado que declara tener descuento jubilatorio 0 = Asalariado que declara NO tener descuento jubilatorio
NIVEL EDUCATIVO	Categoría omitida/referencia: primaria completa o menos
Secundario incompleto	
Secundario completo	
Terciario incompleto	
Terciario completo	
Genero	1 = Mujer 0 = Varón
Menos de 25 años	Categoría omitida/referencia: edad entre 26 y 44 años
Mas de 45 años	
SECTOR DE ACTIVIDAD	Categoría omitida/referencia: Sector manufacturero
Construcción	
Comercio	
Transporte	
Servicios financieros	
Servicios personales	
Servicio doméstico	
Adminsitración pública	
Otros	
Casado	1 = Casado 0 = Otro estado
REGIÓN	Categoría omitida/referencia: Gran Buenos Aires
Noroeste	
Noreste	
Cuyo	
Pampaneaa	
Patagónica	

Fuente: elaboración propia.

Anexo 2. Resultados econométricos

Regresiones RIF. Cuantiles de ingreso de la distribución salarial (2003)

Variables	2003								
	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Asalariado Formal	0.662*** [0.572]	0.507*** [0.039]	0.501*** [0.034]	0.408*** [0.030]	0.349*** [0.029]	0.265*** [0.029]	0.219*** [0.032]	0.110*** [0.032]	0.046* [0.045]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0.09 [0.077]	0 [0.058]	0.06 [0.049]	0.119*** [0.043]	0.139*** [0.041]	0.119*** [0.038]	0.152*** [0.040]	0.191*** [0.037]	0.147*** [0.035]
Secundario completo	0.281*** [0.070]	0.211*** [0.046]	0.202*** [0.041]	0.301*** [0.038]	0.345*** [0.037]	0.366*** [0.036]	0.390*** [0.0396]	0.377*** [0.038]	0.306*** [0.042]
Terciario incompleto	0.316*** [0.074]	0.337*** [0.046]	0.397*** [0.0433]	0.523*** [0.039]	0.560*** [0.040]	0.586*** [0.041]	0.682*** [0.048]	0.656*** [0.051]	0.543*** [0.048]
Terciario completo	0.288*** [0.069]	0.356*** [0.044]	0.450*** [0.041]	0.682*** [0.036]	0.823*** [0.036]	0.955*** [0.037]	1.184*** [0.045]	1.261*** [0.052]	1.405*** [0.052]
Edad									
Menos de 25 años	-0.338*** [0.795]	-0.320*** [0.056]	-0.295*** [0.047]	-0.252*** [0.036]	-0.216*** [0.034]	-0.202*** [0.034]	-0.211*** [0.037]	-0.194*** [0.036]	-0.083* [0.043]
Mas de 45 años	0.121 [0.414]	0.009 [0.029]	0.012 [0.026]	0.055** [0.026]	0.081*** [0.027]	0.131*** [0.028]	0.170*** [0.033]	0.269*** [0.073]	0.332*** [0.056]
Rama de actividad									
Construcción	-0.157 [0.131]	-0.218** [0.094]	-0.094 [0.077]	-0.168** [0.065]	-0.127** [0.055]	-0.073 [0.049]	-0.032 [0.052]	-0.047 [0.052]	-0.060 [0.048]
Comercio	-0.445 [0.783]	-0.093* [0.052]	-0.144*** [0.045]	-0.202*** [0.042]	-0.189*** [0.042]	-0.181*** [0.042]	-0.207*** [0.045]	-0.168*** [0.046]	-0.108* [0.058]
Transporte	-0.123 [0.103]	0.033 [0.057]	0.042 [0.053]	0.029 [0.055]	0.069 [0.061]	0.130** [0.064]	0.022 [0.073]	-0.074 [0.069]	-0.104 [0.080]
Servicios financieros	-0.058 [0.068]	0.033 [0.046]	0.103* [0.043]	0.201*** [0.043]	0.347*** [0.051]	0.420*** [0.059]	0.562*** [0.084]	0.553*** [0.106]	0.529*** [0.165]
Servicios personales	0.042 [0.068]	-0.023 [0.048]	-0.027 [0.041]	-0.062 [0.039]	-0.014 [0.040]	-0.013 [0.042]	0.022 [0.049]	-0.108** [0.052]	-0.166** [0.074]
Servicio doméstico	-0.363** [0.171]	-0.346*** [0.111]	-0.277*** [0.084]	-0.144** [0.070]	-0.136** [0.059]	-0.134** [0.058]	-0.045 [0.050]	-0.065 [0.054]	-0.040 [0.048]
Administración pública	0.07 [0.057]	0.056 [0.042]	0.070* [0.036]	0.069* [0.037]	0.152*** [0.041]	0.187*** [0.044]	0.243*** [0.053]	0.216*** [0.063]	0.092 [0.083]
Otros	-0.016 [0.066]	-0.005 [0.052]	-0.024 [0.048]	-0.023 [0.043]	0.107** [0.044]	0.140* [0.046]	0.197*** [0.054]	0.187*** [0.058]	0.211** [0.081]
Variables									
	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Género (Mujer)	-0.037 [0.048]	-0.066** [0.032]	-0.095*** [0.034]	-0.144*** [0.024]	-0.149*** [0.025]	-0.122*** [0.026]	-0.183*** [0.031]	-0.143*** [0.035]	-0.078 [0.051]
Casado	0.740 [0.045]	0.052* [0.031]	0.081*** [0.027]	0.121*** [0.024]	0.114*** [0.025]	0.146*** [0.026]	0.142*** [0.031]	0.124*** [0.035]	0.185*** [0.047]
Región									
Noroeste	-0.720*** [0.053]	-0.476*** [0.0351]	-0.391*** [0.029]	-0.370*** [0.027]	-0.335*** [0.026]	-0.318*** [0.027]	-0.343*** [0.030]	-0.339*** [0.031]	-0.294*** [0.040]
Noreste	-0.904*** [0.073]	-0.564*** [0.045]	-0.459*** [0.035]	-0.391*** [0.032]	-0.316*** [0.031]	-0.313*** [0.032]	-0.364*** [0.035]	-0.375*** [0.037]	-0.320*** [0.047]
Cuyo	-0.353*** [0.062]	-0.306*** [0.040]	-0.367*** [0.033]	-0.363*** [0.031]	-0.381*** [0.030]	-0.352*** [0.030]	0.360*** [0.034]	-0.360*** [0.035]	-0.351*** [0.043]
Pampeana	-0.186*** [0.037]	-0.147*** [0.027]	-0.185*** [0.024]	-0.208*** [0.023]	-0.214*** [0.024]	-0.227*** [0.024]	-0.229*** [0.028]	-0.271*** [0.030]	-0.250*** [0.041]
Patagónica	-0.071 [0.044]	0.128 [0.034]	0.0326 [0.030]	0.082*** [0.030]	0.116*** [0.032]	0.119*** [0.035]	0.144*** [0.043]	0.136*** [0.045]	0.187*** [0.048]
Constante	2.013*** [0.116]	2.433*** [0.072]	2.607*** [0.064]	2.762*** [0.058]	2.840*** [0.057]	2.960*** [0.058]	3.172*** [0.067]	3.442*** [0.073]	3.646*** [0.091]
Número de observaciones	7663	7663	7663	7663	7663	7663	7663	7663	7663
R ² ajustado	0.198	0.266	0.310	0.329	0.342	0.346	0.337	0.302	0.196

Significatividad estadística: *** al 1% ** al 5% * al 10%
Error estándar entre paréntesis []

Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

*Regresiones RIF. Cuantiles de ingreso
de la distribución salarial (2014)*

Variables	2014								
	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Asalariado Formal	0,860*** [0,046]	0,586*** [0,027]	0,467*** [0,021]	0,378*** [0,018]	0,294*** [0,015]	0,221*** [0,015]	0,181*** [0,015]	0,103*** [0,018]	0,065*** [0,018]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,088* [0,053]	0,073** [0,024]	0,041 [0,026]	0,071*** [0,024]	0,068*** [0,021]	0,062*** [0,020]	0,067*** [0,019]	0,099*** [0,021]	0,090*** [0,019]
Secundario completo	0,139*** [0,046]	0,159*** [0,028]	0,155*** [0,024]	0,172*** [0,022]	0,169*** [0,019]	0,170*** [0,019]	0,183*** [0,019]	0,230*** [0,022]	0,163*** [0,022]
Terciario incompleto	0,204*** [0,050]	0,213*** [0,031]	0,269*** [0,0269]	0,313*** [0,026]	0,322*** [0,023]	0,346*** [0,024]	0,350*** [0,025]	0,420*** [0,033]	0,363*** [0,039]
Terciario completo	0,265*** [0,044]	0,305*** [0,028]	0,407*** [0,024]	0,502*** [0,022]	0,534*** [0,021]	0,600*** [0,021]	0,644*** [0,022]	0,835*** [0,031]	0,776*** [0,041]
Edad									
Menos de 25 años	-0,307*** [0,051]	-0,281*** [0,031]	-0,204*** [0,024]	-0,225*** [0,022]	-0,186*** [0,019]	-0,156*** [0,018]	-0,137*** [0,018]	-0,135*** [0,021]	-0,098*** [0,020]
Más de 45 años	0,007 [0,0251]	0,016 [0,016]	0,021 [0,015]	0,044*** [0,015]	0,070*** [0,014]	0,088*** [0,015]	0,092*** [0,016]	0,143*** [0,023]	0,162*** [0,029]
Rama de actividad									
Construcción	0,097 [0,068]	-0,027 [0,042]	-0,137*** [0,033]	-0,087*** [0,029]	-0,117*** [0,024]	-0,100*** [0,023]	-0,069*** [0,022]	-0,045* [0,026]	0,005 [0,027]
Comercio	-0,001 [0,044]	-0,0571* [0,029]	-0,062** [0,025]	-0,033 [0,024]	-0,031 [0,022]	-0,074*** [0,022]	-0,070*** [0,023]	-0,097*** [0,029]	-0,034 [0,031]
Transporte	0,074 [0,052]	0,025 [0,036]	0,071** [0,031]	0,102*** [0,031]	0,077** [0,031]	0,072** [0,035]	0,057 [0,035]	0,019 [0,045]	0,018 [0,047]
Servicios financieros	0,062 [0,050]	0,084*** [0,031]	0,095*** [0,030]	0,145*** [0,032]	0,194*** [0,032]	0,221*** [0,036]	0,251*** [0,040]	0,260*** [0,066]	0,266*** [0,089]
Servicios personales	0,089** [0,042]	0,038 [0,026]	-0,033 [0,024]	-0,023 [0,024]	-0,042 [0,022]	-0,064*** [0,023]	-0,052* [0,024]	-0,061** [0,033]	-0,030 [0,038]
Servicio doméstico	0,310*** [0,122]	-0,548*** [0,070]	-0,506*** [0,046]	-0,376*** [0,032]	-0,281*** [0,025]	-0,205*** [0,024]	-0,155*** [0,024]	-0,080*** [0,030]	0,030 [0,033]
Administración pública	0,105** [0,035]	0,077*** [0,024]	0,070*** [0,023]	0,116*** [0,023]	0,118*** [0,022]	0,128*** [0,024]	0,183*** [0,025]	0,247*** [0,038]	0,326*** [0,049]
Otros	-0,039 [0,424]	-0,002 [0,026]	-0,010 [0,023]	0,010 [0,023]	-0,015 [0,023]	-0,011 [0,024]	0,020 [0,024]	0,086** [0,035]	0,130** [0,043]
Variables	2003								
	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Género (Mujer)	-0,175*** [0,029]	-0,160*** [0,018]	-0,131*** [0,015]	-0,133*** [0,014]	-0,130*** [0,014]	-0,140*** [0,014]	-0,116*** [0,015]	-0,144*** [0,022]	-0,153*** [0,029]
Casado	0,105*** [0,026]	0,073*** [0,016]	0,065*** [0,014]	0,080*** [0,013]	0,099*** [0,012]	0,100*** [0,013]	0,098*** [0,014]	0,100*** [0,019]	0,095*** [0,024]
Región									
Noroeste	-0,576*** [0,037]	-0,366*** [0,021]	-0,269*** [0,016]	-0,232*** [0,015]	-0,184*** [0,014]	-0,206*** [0,014]	-0,218*** [0,014]	-0,27*** [0,019]	-0,247*** [0,022]
Noreste	-0,583*** [0,048]	-0,402*** [0,027]	-0,296*** [0,021]	-0,281*** [0,018]	-0,231 [0,167]	-0,241*** [0,016]	-0,229*** [0,016]	-0,251*** [0,022]	-0,262*** [0,025]
Cuyo	-0,249*** [0,041]	-0,214*** [0,025]	-0,186*** [0,020]	-0,174*** [0,019]	-0,151*** [0,018]	-0,158*** [0,018]	-0,156*** [0,018]	-0,174*** [0,025]	-0,215*** [0,028]
Pampeana	-0,037 [0,025]	-0,042*** [0,017]	-0,043*** [0,014]	-0,052*** [0,014]	-0,046*** [0,001]	-0,069*** [0,014]	-0,082*** [0,014]	-0,099*** [0,020]	-0,090*** [0,025]
Patagónica	0,000 [0,025]	0,067*** [0,017]	0,118*** [0,015]	0,179*** [0,015]	0,221*** [0,015]	0,243*** [0,016]	0,262*** [0,017]	0,451*** [0,026]	0,360*** [0,034]
Constante	2,474*** [0,077]	2,947*** [0,046]	3,158*** [0,038]	3,271*** [0,035]	3,401*** [0,031]	3,569*** [0,031]	3,709*** [0,032]	3,877*** [0,040]	4,150*** [0,048]
Número de observaciones	16297	16297	16297	16297	16297	16297	16297	16297	16297
R ² ajustado	0,215	0,285	0,320	0,324	0,318	0,294	0,285	0,221	0,145

Significatividad estadística: *** al 1% ** al 5% * al 10%
Error estándar entre paréntesis []

Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

Empleo formal y distribución del ingreso salarial en Argentina. Un estudio de descomposiciones de la desigualdad en el periodo 2003-2014

Regresiones RIF. Estimación del índice de Gini (2003 y 2014)

Variables	2003	2014	Variables	2003	2014
Asalariado Formal	-0,131*** [0,005]	-0,152*** [0,003]	Servicio doméstico	0,094*** [0,011]	0,232*** [0,0007]
Nivel educativo			Administración pública	0,004 [0,010]	0,066*** [0,006]
Secundario incompleto	0,005 [0,007]	-0,004 [0,005]	Otros	0,052*** [0,009]	0,057*** [0,005]
Secundario completo	-0,006 [0,007]	-0,010** [0,004]	Género (Mujer)	0,007 [0,005]	0,007** [0,003]
Terciario incompleto	0,030*** [0,008]	0,029*** [0,005]	Casado	0 [0,005]	0,005* [0,003]
Terciario completo	0,188*** [0,008]	0,070*** [0,005]	Región		
Edad			Noroeste	0,037*** [0,009]	0,018*** [0,005]
Menos de 25 años	0,040*** [0,007]	0,039*** [0,004]	Noreste	0,034*** [0,012]	-0,001 [0,007]
Mas de 45 años	0,047*** [0,005]	0,030*** [0,003]	Cuyo	0,008 [0,010]	0,003 [0,006]
Rama de actividad			Pampeana	0 [0,006]	-0,015*** [0,003]
Construcción	0,020 [0,012]	-0,015** [0,07]	Patagónica	0,041*** [0,014]	0,104*** [0,007]
Comercio	-0,019** [0,008]	0,009* [0,005]	Constante	0,418*** [0,011]	0,371*** [0,007]
Transporte	-0,025** [0,011]	-0,017** [0,007]	Número de observaciones	20537	34735
Servicios financieros	0,086*** [0,016]	0,080*** [0,010]	R ² ajustado	0,079	0,141
Servicios personales	-0,086*** [0,008]	-0,014*** [0,005]	Significatividad estadística: *** al 1% ** al 5% * al 10%		

Continúa en la siguiente columna

Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).

Descomposición agregada: efecto composición y efecto retorno de la variación salarial y el índice de Gini (2003-2014)

Concepto	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90	Índice de Gini
2014	2,862*** [0,010]	3,203*** [0,006]	3,412*** [0,05]	3,546*** [0,005]	3,667*** [0,005]	3,779*** [0,004]	3,779*** [0,004]	4,142*** [0,007]	4,362*** [0,007]	0,364*** [0,001]
2003	2,298*** [0,016]	2,261*** [0,010]	2,807*** [0,010]	0,968*** [0,009]	3,116*** [0,008]	3,302*** [0,010]	3,302*** [0,010]	3,717*** [0,010]	4,030*** [0,013]	0,419*** [0,002]
Cambio	0,564*** [0,184]	0,587*** [0,012]	0,604*** [0,011]	0,577*** [0,009]	0,550*** [0,009]	0,476*** [0,011]	0,476*** [0,011]	0,425*** [0,011]	0,332*** [0,017]	-0,054*** [0,002]
Efecto Composición	0,056*** [0,012]	0,050*** [0,009]	0,063*** [0,008]	0,061*** [0,008]	0,062*** [0,007]	0,059*** [0,007]	0,059*** [0,007]	0,054*** [0,006]	0,053*** [0,008]	-0,006*** [0,001]
Efecto Retorno	0,508*** [0,016]	0,536*** [0,11]	0,541*** [0,009]	0,516*** [0,007]	0,487*** [0,008]	0,417*** [0,009]	0,417*** [0,009]	0,370*** [0,117]	0,278*** [0,018]	-0,048*** [0,002]

Significatividad estadística: *** al 1% ** al 5% * al 10%

Error estándar entre paréntesis []

Fuente: elaboración propia con base en Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (s/f).