

Cambios recientes en la desigualdad salarial en Argentina y sus determinantes

Luis Beccaria*, Roxana Maurizio** y Gustavo Vázquez*

2014

Resumen

A lo largo de la última década Argentina ha experimentado un proceso de reducción de la desigualdad salarial que contrasta fuertemente con las tendencias de la década previa. El objetivo de este estudio es analizar la contribución de diferentes factores a tal proceso. Para ello se usa el método de descomposición propuesto por Firpo, Fortin y Lemieux (2007 y 2011) a partir del cual es posible extender el enfoque de Oaxaca-Blinder para descomponer otros funcionales del ingreso, diferentes a la media, entre el efecto “composición” y el efecto “retorno”. Los resultados revelan, como en otros estudios, que la caída en los retornos a la educación constituye uno de los factores que han contribuido en mayor magnitud a la mejora distributiva a largo del período 2003 - 2012. Pero en este trabajo también se encuentra un efecto igualador significativo del proceso de formalización.

* Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina

** Universidad Nacional de General Sarmiento y CONICET, Argentina

INTRODUCCION

A poco de comenzar el nuevo siglo, se inició en Argentina un proceso de reducción de los niveles de desigualdad de la distribución de las remuneraciones, disminución que incluso fue de una magnitud mayor al aumento que ella había registrado durante la década de los noventa y los primeros años de la siguiente. El estrechamiento de las brechas de los ingresos laborales que se observa desde 2003 fue acompañado de un comportamiento global positivo del mercado de trabajo y que significó también una reversión de las tendencias observadas en los diez años anteriores (Beccaria y Maurizio, 2012). En efecto durante los noventa continuó la tendencia a la desmejora distributiva en el marco de un pobre desempeño del mercado de trabajo. El lento crecimiento del empleo se derivó de las dificultades que enfrentó el régimen de convertibilidad –vigente desde 1991– para poder alcanzar una dinámica macroeconómica estable.

Este alentador panorama distributivo y laboral que exhibe Argentina desde principios de los 2000s se repite, con mayor o menor intensidad, en varios países de América Latina. En todos ellos, la reducción de la concentración de las remuneraciones parece constituirse en la fuente principal de la mejora que también experimentó la correspondiente a los ingresos de los hogares.

Los estudios disponibles sobre los cambios distributivos, tanto para Argentina como para otros países de la región, enfatizan la importancia que tuvo la reducción de los premios a la educación en la explicación de la mejora de la desigualdad de los ingresos del trabajo. Ellos no abordan, sin embargo, el análisis específico de la relevancia que habrían tenido los efectos de otros desarrollos que caracterizaron a la dinámica del mercado de trabajo de esas economías. En particular, no se han identificado estudios que den cuenta de la influencia de la disminución de la informalidad que se verificó en varios países durante los 2000s. La intensidad de este proceso en algunos de ellos, especialmente en Argentina, sugiere que este factor pudo haber tenido un papel explicativo en la reducción de la desigualdad. Por lo tanto, constituye un aspecto de necesaria indagación en el marco de las investigaciones sobre la dinámica distributiva.

Precisamente este documento aborda el análisis de la evolución de la distribución de las remuneraciones de los asalariados en Argentina (que representaron el 75% del total de ocupados durante el período 2003-2012) con el fin de analizar los factores asociados a la reducción de la desigualdad. Se evaluará el conjunto de variables usualmente consideradas en este tipo de ejercicios pero se pondrá especial foco en el papel jugado tanto por los cambios en el peso relativo de los asalariados no registrados en la seguridad social¹ como por el premio asociado a la registración.

A efectos de evaluar las influencias de las diferentes variables consideradas se recurrió a un método de descomposición del cambio en la desigualdad desarrollado recientemente por Firpo, Fortin y Lemieux (FFL, 2007 y 2011) a partir del cual es posible extender el enfoque de Oaxaca-Blinder para descomponer otros funcionales del ingreso, diferentes a la media, entre el efecto “composición” y el efecto “retorno”. Mientras que el primero mide la contribución a la reducción de la desigualdad (medida, por ejemplo, a través del índice de Gini o de la relación entre percentiles de la distribución) de los cambios en la estructura de características, manteniendo los retornos constantes, el segundo efecto

¹ Se está haciendo referencia, por tanto, al concepto de “empleo informal” que viene usando la OIT (Hussmanns, 2004).

evalúa los impactos distributivos de cambios en las retribuciones suponiendo que dichas características no se modificaron. Este método permite, a su vez, medir el aporte de los diferentes atributos personales y del puesto de trabajo a la reducción de la desigualdad a través de cada uno de estos efectos.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera: la primera sección brindará un breve resumen de los resultados alcanzados en varios estudios que han examinado los cambios distributivos en los 2000s tanto en Argentina como en algunos otros países de la región. En la segunda sección se presenta la fuente de información utilizada mientras que en la siguiente se detalla la metodología de estimación a utilizar. Un análisis descriptivo de la evolución de la desigualdad y de los cambios en la estructura ocupacional se efectuará en la cuarta sección, la que consta de dos apartados: en el primero se encarará un examen de la “anatomía” del cambio distributivo sobre la base de diversos indicadores mientras que en el segundo se discutirán las modificaciones en la composición del empleo focalizando la discusión especialmente en la informalidad y en el nivel educativo. La quinta describe y discute los resultados del ejercicio de descomposición. Finalmente, en la sexta sección se presentan las conclusiones del estudio.

1. ANTECEDENTES

Las investigaciones disponibles sobre la evolución de la distribución del ingreso durante los últimos veinte años en Argentina muestran, como se señaló más arriba, un claro contraste entre lo ocurrido a lo largo de los noventa y los desarrollos posteriores a la crisis macroeconómica de la convertibilidad en 2001-2002. La mayoría de esos estudios han abordado principalmente el análisis de los cambios en la concentración de los ingresos de los hogares, pero también indagan los factores que habrían influenciado de manera más significativa en dichas dinámicas (por ejemplo, Cruces y Gasparini, 2010; Trujillo y Villafañe, 2011; Salvia y Vera, 2011). Uno de los principales resultados a los que ellos arriban es que la evolución de la desigualdad de los ingresos del trabajo fue la principal fuerza que llevó tanto al aumento de la concentración de los ingresos de los hogares durante los noventa, como a su reducción en la década siguiente. La misma conclusión también se desprende de otros análisis con similares objetivos en los que Argentina fue uno de varios países de la región para los que se analizó el cambio distributivo en años recientes (Cornia, 2012; Keifman y Maurizio, 2012).

Asimismo, estos resultados están en línea con los encontrados para otros países de América Latina. Amarante et al. (2011) muestran que Uruguay comenzó a experimentar un proceso de reducción de la desigualdad recién en 2008 luego de una larga tendencia alcista de la concentración. Además de la menor dispersión salarial, los autores identifican a la introducción de políticas de transferencia no contributivas y a la modificación del esquema impositivo como las razones de tal mejora.

Para el caso de Brasil, Soares (2006) estima que alrededor del 75% de la reducción de la desigualdad de los ingresos familiares entre 1995 y 2004 es explicada por la menor concentración de los ingresos laborales mientras que el 25% restante corresponde al impacto positivo del programa Bolsa Familia. Barros et al. (2010) calculan que las transferencias públicas, contributivas y no contributivas, explican una proporción mayor: alrededor de la mitad de la caída de la desigualdad en este país en el período 2001-2007.

Esquivel et al. (2010) encuentran que la reducción de la desigualdad en México durante 1996-2006 ha sido resultado de un crecimiento de los ingresos más rápido en el quintil más pobre en relación a los de los deciles más altos. Los factores que explican esta dinámica se vinculan, nuevamente, con el mercado de trabajo (a través de incrementos del salario relativo de los trabajadores de baja calificación) pero también con las remesas y con la mayor progresividad del gasto público a partir de la implementación del programa Progresá (actualmente denominado Oportunidades).

En relación a los estudios sobre Argentina, algunos de ellos profundizan la indagación sobre la dinámica de la desigualdad de la distribución de los ingresos del trabajo. Así, Cruces y Gasparini (2010) destacan que la disminución de los premios a la educación habría sido la principal fuente de la reducción de aquella en Argentina durante los 2000s, factor que también habría sido el determinante más significativo del comportamiento inverso que caracterizó al decenio anterior. Similar conclusión se desprende del trabajo de Cornia (2012).

La preponderancia de los cambios en las diferencias entre niveles de escolaridad como factor explicativo de la disminución de la desigualdad de los ingresos del trabajo durante los 2000s también se plantea en estudios que abordan el análisis para otros países de la región (por ejemplo, Lustig et al., 2012; Gasparini et al., 2011).

Respecto de las hipótesis que pueden dar cuenta del comportamiento de los premios a la educación, los estudios disponibles, tanto para Argentina como para otros países de América Latina, enfatizan la interacción entre la oferta y demanda relativa de calificaciones. Cruces y Gasparini (2010) destacan la influencia de la disminución de la tasa de incorporación de tecnología durante los 2000s en el marco de una oferta relativa de trabajadores más calificados que continuó expandiéndose. Lo acontecido con la demanda relativa se habría debido a menores crecimientos de la inversión y a cambios en la composición sectorial de la demanda de trabajo como respuesta a las modificaciones en los precios relativos. Pero también mencionan que debió haber contribuido el ajuste posterior al *overshooting* desigualador producido por la fuerte y rápida incorporación de tecnología del decenio anterior. O, como lo señala en otro trabajo en el cual participa uno de los autores, "*the fading out of the effect of the skill-biased technical change that occurred in the 1990s*" (Gasparini y Lustig, 2011).

En los dos últimos trabajos citados se señala, asimismo, que las políticas de ingresos desplegadas inmediatamente después de la crisis, y el fortalecimiento sindical, habrían jugado algún papel en la reducción de las brechas entre grupos de trabajadores de distinto nivel de calificación o educación. Precisamente, Maurizio (2013) destaca el fortalecimiento del salario mínimo como un factor que contribuyó a la mejora distributiva de las remuneraciones, tanto en Argentina como en otros países de la región. Amarante et al. (2009) llegaron al mismo resultado para Uruguay mientras que los obtenidos por Bosch y González Velosa (2013) también dan cuenta de un efecto igualador del salario mínimo en Brasil. Por su parte, Marshall (2009) enfatiza, para Argentina, la importancia que para la reducción de las diferencias interindustriales de los salarios al interior del sector manufacturero ha tenido la recuperación del salario mínimo y el impulso dado a las negociaciones colectivas.

2. FUENTES DE INFORMACION

Este estudio se basa en el uso de los microdatos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), operativo muestral llevado a cabo por el Instituto Nacional de Estadística y Censos. La misma es relevada trimestralmente cubriendo en la actualidad 31 aglomerados urbanos del país.

Las estimaciones econométricas que se detallan en la siguiente sección fueron llevadas a cabo para el grupo de asalariados comprendidos entre 16 y 64 años de edad, en el caso de los varones, y hasta 59 años en el caso de las mujeres. El límite inferior fue estipulado teniendo en cuenta la edad mínima legal para trabajar mientras que el límite superior indica la edad de retiro del mercado de trabajo. Se excluyeron de este análisis aquellos ocupados en planes de empleo o con ingresos laborales imputados o sin ingresos.² Asimismo, para mantener la comparabilidad de los resultados, se incluyeron sólo los 28 aglomerados urbanos que permanecieron en la muestra de la EPH a lo largo de todo el período considerado.

Para la distinción entre asalariados formales e informales se empleó el criterio usualmente adoptado cuando se emplean datos de la EPH y es el de registro en la seguridad social. Específicamente, son informales aquellos asalariados que responden negativamente a la pregunta acerca de si su empleador le efectúa descuentos jubilatorios.

3. METODOLOGIA

Para evaluar la contribución de atributos personales y del puesto de trabajo sobre la reducción de la desigualdad se recurrió a la propuesta de Firpo, Fortin y Lemieux (FFL, 2007 y 2011), la cual generaliza el enfoque de descomposición desarrollado por Oaxaca (1973) y Blinder (1973).³ La generalización tiene que ver, por un lado, con la posibilidad de contemplar especificaciones más flexibles del modelo de salarios subyacente; por otro lado, permite computar los efectos parciales de cambios en la distribución de las covariables y su retorno sobre funcionales (v) diferentes a la media, como pueden ser los cuantiles, la varianza o el coeficiente de Gini.

El enfoque de descomposición a emplear consta de dos etapas, a saber: 1) la estimación de los efectos “composición” y “retorno” agregados, empleando una metodología de reponderación; y 2) la desagregación de tales efectos en términos de la contribución de cada atributo en forma individual utilizando regresiones de funciones de influencia recentradas correspondientes al funcional de interés.

² En 2002 se estableció un amplio plan de empleo cuyos beneficiarios llegaron a representar, de acuerdo a la EPH, el 6.5% de la ocupación total en 2003. Ellos recibían una transferencia muy baja, inferior al salario mínimo, la cual no fue ajustada luego de su puesta en marcha. Posteriormente, y durante el proceso de crecimiento del empleo, la cantidad de beneficiarios fue reduciéndose y actualmente representa cerca del 0.5% del conjunto de los ocupados. Por tanto, su incorporación al análisis a desarrollar que indaga acerca de los factores que dan cuenta de los cambios en la desigualdad de las remuneraciones se vería afectado tanto por las cambiantes incidencias en el empleo total como por el bajo nivel del beneficio, cuyo valor fue erosionándose respecto de las remuneraciones medias.

³ Algunos de los otros estudios que emplearon esta metodología para América Latina son Serrano y Yupanqui (2012) y Campos et al. (2012).

En cuanto a la primera de las etapas mencionadas anteriormente, es posible expresar formalmente el cambio total de v entre el momento $T = 0$ y $T = 1$ como:

$$\Delta^v = v(F_{(Y_1|T=1)}) - v(F_{(Y_0|T=0)})$$

donde $F_{(Y_1|T=1)}$ es la función de distribución de los salarios en el momento 1 mientras que $F_{(Y_0|T=0)}$ corresponde al momento 0.

Para controlar por la eventual desigualdad en la distribución de los atributos entre grupos, es necesario considerar la distribución contrafactual $F_{(Y_0|T=1)}$, esto es, cómo hubiera sido la distribución de salarios observada en $T=0$ si las características hubieran sido aquellas relevadas en el grupo observado en $T=1$. Ello lleva a la siguiente reexpresión del cambio total observado:

$$\Delta^v = [v(F_{(Y_0|T=1)}) - v(F_{(Y_0|T=0)})] + [v(F_{(Y_1|T=1)}) - v(F_{(Y_0|T=1)})]$$

De esta forma, el cambio total en el funcional puede ser descompuesto en dos efectos⁴: el efecto “composición” (Δ_C^v) y el efecto “retorno” (Δ_S^v). El primero mide el cambio total que es explicado por modificaciones en los atributos manteniendo constante la estructura de remuneraciones entre dos momentos del tiempo. El segundo efecto evalúa los impactos de los cambios en los retornos, manteniendo constante la estructura de características.

En cuanto a la segunda etapa, para obtener la contribución individual de cada atributo al cambio en el funcional, ya sea a través del efecto composición o retorno, se recurre al concepto de función de influencia recentrada (RIF, por sus siglas en inglés), la cual se define como:

$$RIF(y; v) = v(F) + IF(y; v)$$

Donde F es la función de distribución de la variable de interés (en este caso, los ingresos) e IF es la función de influencia.⁵

Dado que la esperanza matemática de la función de influencia recentrada es el parámetro de interés, es posible reescribir cada uno de los efectos como:

⁴ Cabe destacar que para que los efectos mencionados se encuentren identificados es necesario considerar dos restricciones sobre la distribución conjunta de (T, X, ε) , a saber: 1) supuesto de Ignorabilidad, es decir, la distribución de los atributos no observables $-\varepsilon-$ que determinan los salarios, es la misma para los dos grupos considerados; 2) supuesto de Soporte Común, esto es, no pueden considerarse atributos observados en sólo uno de los dos grupos bajo análisis, sino que debe existir solapamiento en las características observables. Estos supuestos son los usualmente considerados en la literatura referida a evaluación de programas.

⁵ El concepto de función de influencia fue introducido por Hampel (1974) con el fin de evaluar cuán robusto puede ser v ante la presencia de valores atípicos al reemplazar F por su análogo empírico:

$$IF(y; v, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{(v(F_\epsilon) - v(F))}{\epsilon}$$

Siendo $F_\epsilon(y) = (1 - \epsilon)F + \epsilon\delta_y$; $0 \leq \epsilon \leq 1$ y donde δ_y es una distribución que únicamente asigna masa en el valor puntual y .

$$\begin{aligned}\Delta_C^v &= E_X[E[(RIF(Y_0; v)|X, T = 1)]] - E_X[E[(RIF(Y_0; v)|X, T = 0)]] \\ \Delta_S^v &= E_X[E[(RIF(Y_1; v)|X, T = 1)]] - E_X[E[(RIF(Y_0; v)|X, T = 1)]]\end{aligned}$$

Suponiendo por conveniencia $E[(RIF(Y; v)|X)] = X'\gamma^v$, y sustituyendo las expresiones anteriores por sus respectivas proyecciones lineales, se obtiene⁶:

$$\begin{aligned}\Delta_C^v &= E(X|T = 1)'\gamma_{0I1}^v - E(X|T = 0)'\gamma_0^v \equiv \\ &\equiv \sum_{k=1}^K (E(X^k|T = 1)' - E(X^k|T = 0)')\gamma_{0,k}^v + SPE^v \quad I\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta_S^v &= E(X|T = 1)'\gamma_1^v - E(X|T = 1)'\gamma_{0I1}^v \equiv \\ &\equiv (\gamma_{1,0}^v - \gamma_{0I1,0}^v) + \sum_{k=1}^K E(X^k|T = 1)' \cdot (\gamma_{1,k}^v - \gamma_{0I1,k}^v) + RWE^v \quad II\end{aligned}$$

en donde el superíndice k refiere al k -ésimo atributo a ser considerado en la descomposición detallada de los efectos agregados.

La expresión I que, como se mencionó, refiere al efecto “composición” puede ser reexpresada, a su vez, considerando el término SPE^v , el cual refiere al error de especificación, que contabiliza el error de aproximación originado en el hecho de que el procedimiento provee sólo una aproximación de primer orden (lineal) de tal efecto. A su vez, este término de error puede estimarse como la diferencia entre el efecto composición agregado estimado a partir de la distribución contrafactual de los salarios, es decir, aquella que hubiera resultado si los casos relevados en $T = 0$ hubieran exhibido similares características a aquellos observados en $T = 1$, y la estimación del efecto obtenida a partir del enfoque basado en las regresiones de la RIF del funcional de interés sobre los atributos. Por otro lado, a los efectos de observar la contribución de cada covariable, cada término en la suma puede ser interpretado como el efecto sobre el cambio en el funcional de la modificación temporal en la distribución de la covariable k -ésima, manteniendo fija la estructura salarial vigente en $T = 0$.

La expresión II refiere al efecto “retorno”. Una diferencia con respecto al enfoque tradicional de Oaxaca-Blinder tiene que ver con que en este caso se considera γ_{0I1}^v (coeficientes de la regresión de la RIF contrafactual, es decir considerando los salarios del momento $T=0$ con la estructura de características de $T=1$) en lugar de γ_0^v , (coeficientes de la regresión de la RIF considerando los salarios y los atributos efectivamente observados en el momento $T=0$). El objetivo aquí es estimar el efecto retorno “puro”, esto es, no modificado por los eventuales cambios en la distribución de los atributos.

⁶ Se sigue aquí la sugerencia presente en FFL (2007), quienes enfatizan la practicidad de tal consideración, al argumentar, en primer lugar, que la metodología conlleva de por sí un error de aproximación dado que se trata de una aproximación de primer orden del impacto de cambios sustantivos en la distribución de X ; en segundo lugar, que una especificación lineal no afecta las estimaciones obtenidas empleando un procedimiento de reponderación; y en tercer lugar, que facilita la interpretación de los resultados.

Al igual que la primera expresión, este efecto también admite una reexpresión considerando el término RWE^v , el cual refleja en este caso el error de reponderación. Este se debe a que no necesariamente se replican exactamente los atributos de $T=1$ al obtener los valores contrafactuales.

Asimismo, dado que el interés recae en evaluar la contribución de cada variable a la explicación del efecto “retorno”, se considera la descomposición detallada del mismo, en donde $(\gamma_{1,0}^v - \gamma_{0|1,0}^v)$ representa el efecto “retorno” atribuible al grupo omitido, mientras que cada término que conforma la suma siguiente refiere a la contribución de la k -ésima covariable. Cada uno de estos términos refiere entonces a la contribución de la diferencia de retornos de cada covariable al efecto “retorno” agregado, evaluado considerando la distribución de X vigente en $T = 1$.

Por último, en cuanto al procedimiento de estimación, en una primera instancia se obtienen las estimaciones agregadas de ambos efectos, es decir, prescindiendo de la especificación de una función que modele la estructura salarial, y estimando los parámetros de interés directamente a partir de las distribuciones efectivas y la distribución contrafactual obtenida a través del procedimiento de reponderación. La función de reponderación estará dada por el cociente entre la distribución de X en $T = 1$ y la distribución de X en $T = 0$, ambas multivariadas. Sin embargo, siguiendo DiNardo, Fortin y Lemieux (1996), por aplicación del teorema de Bayes, tal razón puede sintetizarse en:

$$\psi(X) = \frac{Pr(T = 1/X) Pr(T = 0)}{Pr(T = 0/X) Pr(T = 1)}$$

Luego, se estima el ponderador considerando un modelo de probabilidad para las probabilidades condicionadas. Se contempla en este caso, la estimación de un modelo probit a partir de un pool de observaciones correspondiente a los dos períodos considerados. Se generan las predicciones para cada caso a partir de las estimaciones y se reemplazan las probabilidades marginales por sus análogos muestrales, obteniendo finalmente el ponderador estimado de cada caso.

Habiendo generado $\hat{\psi}(X)$, luego lo aplicamos a las observaciones relevadas en $T = 0$, con el fin de estimar el funcional de interés asociado a la distribución contrafactual. Por otro lado, para estimar el funcional asociado a las dos restantes distribuciones, consideramos directamente su aplicación sobre las distribuciones empíricas. Es decir,

$$\hat{\Delta}^v = [v(\hat{F}_{(Y_0|T=1)}) - v(\hat{F}_{(Y_0|T=0)})] + [v(\hat{F}_{(Y_1|T=1)}) - v(\hat{F}_{(Y_0|T=1)})]$$

En segunda instancia, se efectúa la descomposición detallada estimando para ello las funciones de regresión asociadas a las estimaciones de las funciones de influencia de los parámetros de interés, empleando el método de mínimos cuadrados ordinarios.

Es decir, siendo $v(\hat{F}_{(Y_1|T=1)}) = \hat{E}(X, T = 1)\hat{\gamma}_1^v$, $v(\hat{F}_{(Y_0|T=0)}) = \hat{E}(X, T = 0)\hat{\gamma}_0^v$, y $v(\hat{F}_{(Y_0|T=1)}) = \hat{E}(X, T = 1)\hat{\gamma}_{0|1}^v$, obtenemos la estimación de la descomposición detallada, dada por:

$$\hat{\Delta}^v = \sum_{k=1}^K [\hat{E}(X^k | T = 1) - \hat{E}(X^k | T = 0)] \hat{\gamma}_{0,k}^v + \widehat{SPE}^v +$$

$$(\hat{\gamma}_{1,0}^v - \hat{\gamma}_{0I1,0}^v) + \sum_{k=1}^K \hat{E}(X^k|T=1)' \cdot (\hat{\gamma}_{1,k}^v - \hat{\gamma}_{0I1,k}^v) + \widehat{RWE}^v$$

Los indicadores de desigualdad utilizados en este estudio fueron el índice de Gini y la relación entre la mediana y los percentiles 10 y 90, los cuales se aplicaron a los ingresos horarios de los asalariados.

4. PRINCIPALES CAMBIOS EN LA DISTRIBUCION Y LA ESTRUCTURA OCUPACIONAL

i) *El contexto económico general*

Los cambios en la desigualdad brevemente descriptos en el apartado primero fueron acompañados (y, de alguna manera, también influenciados) por alteraciones en los niveles y estructura de la ocupación. Los comportamientos del empleo fueron, asimismo, contrastantes entre la década de los noventa y los años posteriores a 2003.

En el primero de esos períodos se observa un lento crecimiento de la ocupación, motivo principal del significativo aumento de la tasa de desempleo abierto, que alcanzó el 13.3% ya en 1998 y trepó al 21% en 2001. La escasa creación neta de puestos de trabajo –y especialmente de aquellos cubiertos por la seguridad social– obedeció en buena medida a un comportamiento macroeconómico insatisfactorio, caracterizado por amplias fluctuaciones en la evolución del PBI. Ello a su vez reflejaba el funcionamiento del régimen monetario y cambiario de la convertibilidad que llevó a que los vaivenes de los mercados comerciales y financieros internacionales repercutieran plenamente sobre la situación doméstica. También se produjo una creciente apreciación cambiaria, que junto con las políticas de apertura comercial implementadas en el período, afectaron la competitividad de las ramas productoras de transables. La acumulación de desbalances en las cuentas externas y fiscales en un contexto de elevado endeudamiento externo, estancamiento productivo y muy alto desempleo derivó en el abandono del régimen a fines de 2001 y a la devaluación del peso.⁷

Los precios crecieron significativamente como consecuencia del ajuste cambiario dando lugar a un proceso inflacionario que, sin embargo, fue menos intenso que la devaluación de la moneda y no se extendió en el tiempo como en otras coyunturas similares que experimentó el país. Tales resultados obedecieron a la aguda depresión económica prevaleciente antes del cambio de régimen que debilitaron los mecanismos de propagación de los impulsos inflacionarios. La elevación del tipo de cambio real fue un factor determinante de la rápida e intensa recuperación productiva iniciada hacia fines de 2002 al aumentar la competitividad especialmente de la industria. El mantenimiento de tipo de cambio real estable y elevado constituyó quizás el rasgo central de la política macroeconómica al menos hasta 2007. Además fue continuo el aumento del gasto y la inversión pública, así como la aplicación de diversas políticas de ingresos que favorecieron al consumo privado. El acelerado crecimiento de las exportaciones –en buena parte derivada de la fuerte alza de las cotizaciones internacionales– reforzó la

⁷ Simultáneamente, se produjo una crisis política ya que renunció el Presidente de la República. El interinato se extendió por más de 17 meses: en marzo de 2003 se realizaron elecciones y el nuevo presidente constitucional asumió en mayo de este año.

expansión de la demanda agregada y llevó a una significativa mejora de las cuentas externas.⁸

En este contexto, el empleo agregado creció aceleradamente (3.1% anual entre 2002 y 2012), especialmente en los primeros años cuando la economía se benefició de la amplia capacidad ociosa existente. Otro contraste con los noventa fue que en este período se verificó un crecimiento de la proporción de puestos registrados en la seguridad social en el empleo total, la que fue disminuyendo en los noventa. Simultáneamente, mejoraron las remuneraciones reales en una proporción (46% entre 2003 y 2012) que más que compensó la disminución del 30% que se registró durante 2002 como consecuencia del significativo aumento de los precios ya mencionado.

ii) *La estructura de la ocupación*

La etapa de crecimiento del empleo agregado iniciada en 2003 fue acompañada de modificaciones en su composición de acuerdo a diferentes dimensiones. Entre aquellas que serán tomadas en cuenta en el ejercicio econométrico, se destacan las experimentadas por la importancia del empleo asalariado no registrado y por los niveles educacionales, ya que son éstas las dimensiones que experimentaron los cambios más significativos a lo largo del período bajo análisis.

En efecto, la mayor parte de los puestos adicionales netos creados desde 2003 fueron de asalariados y, dentro de ellos, de los registrados en la seguridad social. Consecuentemente disminuyó la proporción de asalariados informales en el empleo total y en el conjunto de los asalariados (10 pp), lo cual revirtió lo acontecido en el decenio anterior, cuando la proporción aumentó en 6 pp. Este mismo resultado de una fuerte disminución de la informalidad se observa entre el subconjunto de asalariados bajo análisis (Cuadro 1). Esta mejora en la calidad de los puestos laborales habría sido favorecida por el acelerado crecimiento del empleo total así como por medidas orientadas a combatir la informalidad.⁹

También se verificaron modificaciones en la composición según nivel educacional, con un aumento importante del peso relativo de los trabajadores con secundaria completa y otro, un poco menos significativo, de terciario completa (Cuadro 1). Esta dinámica contrasta con lo ocurrido en el decenio de los noventa, cuando fue marcado el incremento de la participación relativa de los estratos más altos mientras que la correspondiente a secundaria completa lo hizo en menor medida. Las diferencias entre ambas décadas parecen obedecer primordialmente a alteraciones en la evolución de la oferta de trabajo aunque también se advierte alguna influencia de la demanda. La cantidad de personas con edad superior a los 15 años que completaron el nivel terciario creció durante los noventa más aceleradamente que la de aquellos con secundario completo. No obstante ello, la variación relativa de los ocupados con estos niveles de escolarización fue algo más amplia que la de la oferta y refleja el aumento generalizado de la participación del grupo superior en todas las ramas de la actividad. En los 2000s, por el contrario, ganaron peso relativo en la población de 15 años y más aquellos que completaron el nivel medio en mayor medida que los graduados del terciario. Pero también se observa un crecimiento de la participación de los primeros aún más intenso

⁸ Véase, por ejemplo, Beccaria y Maurizio (2012), Damill et al. (2011).

⁹ Véase, por ejemplo, Bertranou et al. (2013).

en la estructura ocupacional, situación que se observa en los diferentes sectores productivos.

Otros cambios de menor magnitud son los que se registraron entre las ramas de actividad identificadas que muestran un crecimiento de la construcción y una disminución de comercio (Cuadro 1). Esta dinámica del empleo por rama se contrapone a la verificada en los noventa, cuando fueron ganando posiciones relativas los servicios financieros. También se destaca en los 2000s que la ocupación de la industria se expandió a tasas similares a las del promedio, cuando en la década anterior había mostrado un fuerte descenso.

iii) La distribución del ingreso

El Cuadro 2 brinda un panorama general de los principales cambios ocurridos en el grado de desigualdad de diversas distribuciones de ingresos desde principios de los noventa. Se advierte allí el contraste arriba mencionado entre esa década –durante la cual aumentó la concentración de los ingresos tanto de los ocupados como de los hogares– y el período iniciado en 2002/03. A lo largo de este último se advierte, por el contrario, una reducción generalizada (-9 pp del Gini de los ocupados y -12 pp del Gini del ingreso per cápita de los hogares) que incluso llevó a que los indicadores correspondientes a los primeros años de los 2010s alcanzasen niveles inferiores a los registrados veinte años antes.

El hecho que en ambos períodos se produjesen cambios en la desigualdad de los ingresos de los ocupados sugiere, como se desprende de las investigaciones mencionadas en la Sección 1, que lo acontecido con las remuneraciones relativas debió explicar alguna proporción de la dinámica de la desigualdad de los ingresos familiares.

Un factor que daría cuenta de manera significativa de esas variaciones de la distribución del conjunto de los ingresos del trabajo sería lo sucedido con las concentraciones de las remuneraciones correspondientes tanto a asalariados como a no asalariados. Como se observa en el Cuadro 2, cada una de ellas varió intensamente y en el mismo sentido que la del agregado de todas las remuneraciones.

Las cifras exhibidas indican, asimismo, que desde 2003 ha sido marcada la reducción de la desigualdad de las distribuciones de las remuneraciones tanto mensuales como horarias que registraron los asalariados así como el conjunto de los ocupados. Similar comportamiento exhibe el grupo de trabajadores en relación de dependencia en edades centrales¹⁰ que, como se mencionó, es el subconjunto considerados en las descomposiciones.

El análisis de los ingresos relativos entre algunos percentiles de las distribuciones señala que tanto el crecimiento de la concentración de los ingresos de los asalariados durante los 90s como su disminución en el decenio siguiente resultan de las variaciones de las brechas que se verificaron tanto en la parte superior como en la inferior de la distribución.

¹⁰ Que comprende a hombres entre 16 y 64 años y mujeres entre 16 y 59 años.

5. LA DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DE LAS REMUNERACIONES

Descomposición agregada

El primer paso de la descomposición –la agregada– indica que la caída ocurrida en la relación p90/p10 entre 2003 y 2012 obedeció mayormente –en dos terceras partes– a las disminuciones en los retornos del conjunto de las características consideradas (Cuadro 3). Los cambios en la composición de los asalariados (en términos de esas mismas dimensiones) dan cuenta del tercio restante.

Este indicador también permite apreciar en qué medida los cambios han afectado a toda o a parte de la distribución. Ya se mencionó que se verificaron disminuciones en la desigualdad de similar intensidad en la parte inferior y en la superior al examinar las relaciones p50/p10 y 90/p50, respectivamente. El ejercicio de descomposición indica que mientras que la reducción acaecida en esta última se derivaría exclusivamente de las modificaciones en los retornos, la registrada en la parte inferior resultaría sólo de alteraciones en la composición de la ocupación.

Al recurrir al coeficiente de Gini como indicador de desigualdad se aprecia que su disminución está asociada enteramente al efecto retorno.¹¹

Descomposición desagregada: efecto composición

La segunda etapa del ejercicio permite, como se discutió en la Sección 3, evaluar la contribución que las diferentes características consideradas tuvieron en cada uno de los dos efectos que se identifican: el derivado de las alteraciones en la estructura ocupacional y el producido por modificaciones en sus retornos.

Respecto al efecto “composición”, en el Cuadro 3 se aprecia que, salvo el género, todas las dimensiones incluidas en el ejercicio tuvieron un efecto significativo sobre los cambios en la relación p90/p10. Las modificaciones en la composición en términos de niveles educativos y de ramas de actividad provocaron crecimientos en la desigualdad, mientras que las alteraciones en la estructura etaria y el incremento en la proporción de asalariados formales llevaron a que disminuya la concentración. Resultados similares se alcanzan cuando se recurre al Gini.

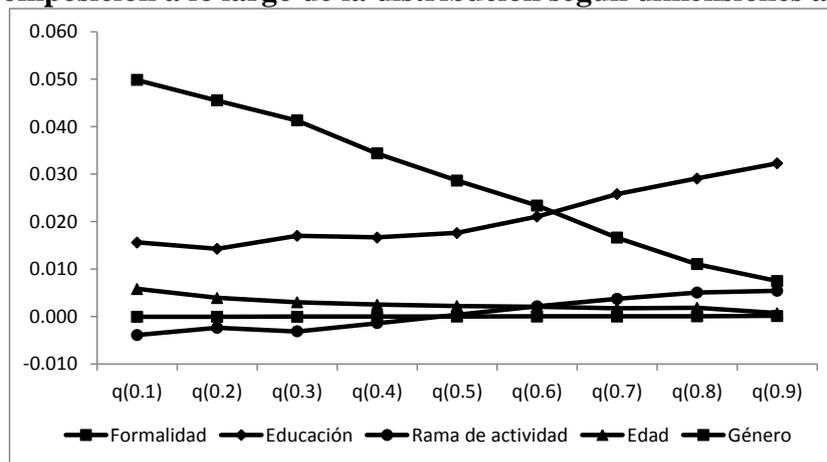
De esos cambios de composición, la creciente formalización de la estructura ocupacional fue la dimensión que tuvo el mayor impacto sobre los indicadores considerados. Esta variable contribuyó con más de la cuarta parte al cambio total de la relación p90/p10 (80% del efecto composición medido sobre este mismo indicador) y aproximadamente el 15% de la reducción del Gini total. Este constituye un resultado que no ha sido destacado en la literatura sobre los cambios en la desigualdad en Argentina durante los años 2000s; tampoco se han encontrado referencias a esta variable en estudios relativos a otros países de la región en los que también se destaca un movimiento similar de aumento de las ocupaciones formales. Por lo tanto, la mejora en

¹¹ Los coeficientes de Gini que se consideran en el ejercicio de descomposición difieren en alguna medida de los incluidos en el Cuadro 2 debido a que aquellos se computaron para los conjuntos de observaciones que tienen valores válidos en todas las características incorporadas al análisis.

la calidad de los puestos no sólo elevaría el ingreso medio de los ocupados sino que favorecería a la equidad.

El examen de los efectos de este proceso de formalización sobre los percentiles permite deducir que aquel efecto igualador se deriva del impacto decreciente que tiene sobre los mismos (Gráfico 1). En particular, afectó al percentil 10 en mayor medida que el 50, mientras que el 90 no exhibió alteraciones significativas. Este comportamiento obedece, por un lado, a que es decreciente la proporción de asalariados informales (y, por tanto, de la población “en riesgo” de formalizarse) a lo largo de la distribución y, por el otro, a que también es decreciente el premio a la formalidad (Cuadro Anexo A.1).

Gráfico 1
Efecto composición a lo largo de la distribución según dimensiones analizadas



Fuente: Elaboración propia en base a la EPH-INDEC.

En términos de la intensidad del impacto distributivo de los cambios en la composición, la dimensión educación es la que le sigue en orden de importancia a la formalización, aun cuando lleva a un incremento de la desigualdad. Este efecto desigualador de la educación está en línea con los resultados de otras investigaciones para la región.¹² La magnitud del efecto de esta dimensión es equivalente a aproximadamente el 10% de la reducción tanto de p_{90}/p_{10} como del Gini (Cuadro 3). Su efecto se concentra en la parte superior de la distribución, como puede apreciarse también en el Gráfico 1. Cabe recordar lo arriba señalado acerca de que la continuación del proceso de elevación del nivel medio de escolaridad de los asalariados se ha caracterizado durante el período 2003 - 2012 por un incremento del peso de aquellos con secundario completo que incluso ha sido mayor que el de quienes cuentan con terciario (Cuadro 1). Si bien esta dinámica llevaría a incrementar los ingresos en la parte media o media – inferior (allí se ubicaría la mayor parte de quienes pasan a completar el secundario), el menor incremento relativo de trabajadores con terciario completo tuvo un impacto más pronunciado en la porción superior de la distribución como consecuencia del mayor premio asociado a ese nivel (Cuadro Anexo A.1).

Las alteraciones en la estructura de la ocupación asalariada según estrato de edad llevan a disminuir la desigualdad, aun cuando la intensidad de su efecto es menor que la mostrada tanto por la formalización como por el incremento en la educación. Esa dimensión explica el 3% de la reducción total de p_{90}/p_{10} (10% de la correspondiente al

¹² Véase, por ejemplo, Cruces y Gasparini (2010).

efecto composición). Su influencia resulta mayor en la parte inferior de la distribución y podría obedecer a que es allí donde se ubican preferentemente los jóvenes (quienes tienen menores remuneraciones), cuya participación en el total de ocupados disminuyó, tal como se observa en el Cuadro 1.

Los cambios en la estructura ocupacional por rama de actividad también generaron un incremento –de escasa magnitud– de la concentración de los ingresos del trabajo. El efecto de esta variable se hizo sentir –de manera similar– en ambas partes de la distribución (Cuadro 3). El aumento en el extremo inferior pudo obedecer a la mayor presencia de empleo en la construcción que al tener bajas remuneraciones relativas, derivó en una disminución de los ingresos de la porción inferior de la distribución.

Finalmente, no cabe extrañar la ausencia de efectos del género dado el mantenimiento de la composición de la ocupación asalariada según esta dimensión (Cuadro 1).

Descomposición desagregada: efecto retorno

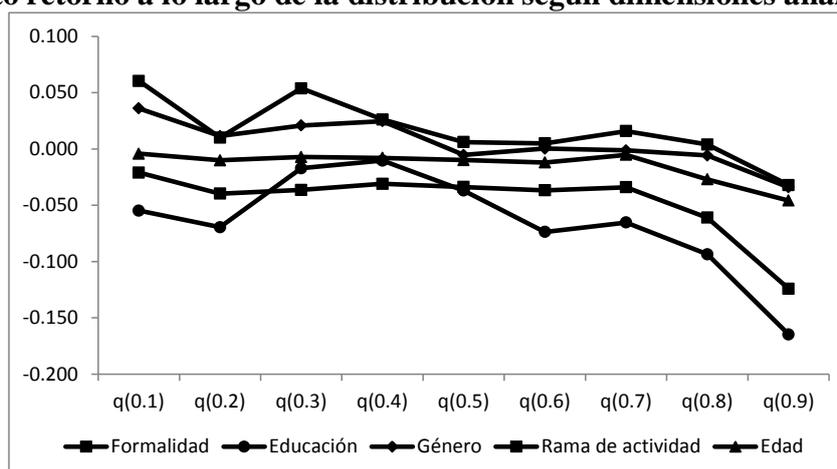
Las cinco dimensiones consideradas en el análisis contribuyeron de manera significativa a la disminución de la desigualdad durante el período 2003-2012 en tanto se recurra a la relación entre p90 y p10. Si en cambio se examina el coeficiente de Gini, sólo la educación y el género tienen significatividad.

El Gráfico 2 muestra una tendencia a que los cambios en los premios a la formalidad eleven los ingresos de los tramos inferiores y los reduzcan en el extremo superior. Sin embargo, el Cuadro 3 da cuenta que los cambios en las relaciones p50/p10 y p90/p50 no resultaron estadísticamente significativos y sólo se puede identificar una disminución en p90/p10.

Los cambios en los premios a la educación es la dimensión que tiene la mayor contribución a la disminución de los indicadores de desigualdad. Da cuenta de dos terceras partes de la caída total del p90/p10 y de un poco más de la mitad de la registrada por el Gini. El examen de las relaciones entre percentiles indica que este efecto igualador se concentra en la parte superior de la distribución (Cuadro 3). El Gráfico 2 muestra este mismo resultado pero también que la influencia aparece como particularmente intensa en el último tercio de la distribución.

Gráfico 2

Efecto retorno a lo largo de la distribución según dimensiones analizadas



Fuente: Elaboración propia en base a la EPH-INDEC.

Cabe tener en cuenta que los resultados del efecto retorno de una variable (en este caso, la educación) sobre el valor de los percentiles se deriva de ponderar los cambios en los premios a lo largo de la distribución no condicional por el peso relativo de cada categoría en la estructura ocupacional. El Cuadro Anexo A.1 muestra que los retornos a todos los niveles (en relación a primaria completa) se redujeron, excepto para el caso de primaria incompleta. La intensidad de la disminución ha sido, sin embargo, mayor en la parte superior de la distribución, proceso que afecta a todos los niveles educativos, pero particularmente a los niveles superiores (terciario completo y también incompleto). Como en este tramo también es más elevada la importancia relativa precisamente de los ocupados de mayor escolarización, el resultado es un fuerte impacto de los cambios en los retornos sobre el extremo superior de la distribución.

El efecto igualador de la disminución de los premios a la educación es un resultado que está en línea con los encontrados en estudios previos, tal como se indicó más arriba. Menor claridad existe acerca de cuáles pudieron haber sido los desarrollos que derivaron en esta caída de los retornos. En los noventa, por el contrario, se habían planteado diversas hipótesis, a veces contrastantes, para dar cuenta del incremento de la concentración de los ingresos. Más recientemente, en cambio, no se ha profundizado en el examen de posibles argumentos más allá de sugerir que estos resultados serían consistentes con algunas reversiones de los efectos de ciertas variables; por ejemplo, como el ya mencionado papel de la dinámica de la demanda relativa de trabajo o el efecto de diversas políticas del mercado de trabajo desplegadas en el período. La posibilidad de analizar lo sucedido en diversas partes de la distribución puede contribuir a la discusión de hipótesis explicativas. Por ejemplo, se ha señalado para el caso argentino que la intensificación del proceso de negociación colectiva desde 2003 habría tenido un impacto sobre la porción superior ya que quedó fuera de este proceso precisamente un conjunto de asalariados no cubiertos por esta institución que son los que percibían las remuneraciones más elevadas (como supervisores o capataces) pero que fueron paulatinamente rezagadas respecto de las fijadas a través de los convenios.

El impacto igualador del género aparece como más significativo en el Gini que en la relación de percentiles (Cuadro 3). Esto está asociado a un incremento del premio a los

hombres en el primer percentil y una disminución en el último, sin que se identifiquen alteraciones significativas en el resto de la distribución (Gráfico 2).

Los cambios en las diferencias de remuneraciones entre ocupados de distintas ramas de actividad también contribuyeron a la reducción de la desigualdad medida por la relación p90/p10, si bien este resultado comienza a ser estadísticamente significativo a un nivel de prueba del 10%. El efecto se concentra en su casi totalidad en la parte superior de la distribución (Cuadro 3). El análisis de los retornos de los diferentes sectores productivos sugiere que este impacto igualador estaría, al menos en parte, asociado a la fuerte disminución del premio a los Servicios Financieros y a las Empresas, que es uno de los más elevados (Cuadro Anexo A.1).

Por último, la convergencia de las remuneraciones de los tres grupos de edad considerados se refleja en un impacto igualador de esta dimensión sobre la distribución del ingreso, influyendo en ambos extremos de la distribución con similar intensidad. Sin embargo, los efectos no resultan significativos en los cambios del coeficiente de Gini (Cuadro 3).

6. CONCLUSIONES

A lo largo de la última década Argentina ha experimentado un proceso de reducción de la desigualdad salarial que contrasta fuertemente con las tendencias de la década previa. El objetivo de este estudio ha sido analizar la contribución de diferentes factores a tal proceso.

Para ello se usó el método de descomposición propuesto por Firpo, Fortin y Lemieux (2007) a partir del cual es posible extender el enfoque de Oaxaca-Blinder para descomponer funcionales del ingreso entre el efecto “composición” y el efecto “retorno”.

En línea con resultados previos, aquí se encuentra que la reducción en los premios a la educación ha sido el factor más importante en las mejoras distributivas, mientras que el cambio de composición de la ocupación según esta variable, sesgada hacia los mayores niveles educativos, ha sido desigualadora. Sin embargo, aparece otra dimensión poco estudiada en los análisis anteriores que es la significativa contribución que el proceso de formalización del empleo también hizo a la caída de la desigualdad. Ello indica que el aumento de la registración laboral no sólo ha permitido que un conjunto mayor de asalariados accedan a los beneficios sociales derivados del trabajo y que estén cubiertos por las instituciones laborales sino que, también, ha tenido a nivel agregado un efecto desconcentrador de los salarios.

Sin embargo, a pesar de estas mejoras en el mercado de trabajo, Argentina sigue exhibiendo niveles elevados de desigualdad y precariedad laboral. Ello sugiere la necesidad de implementar medidas, y reforzar algunas existentes, que actúen tanto del lado de la oferta como del lado de la demanda del mercado de trabajo para reducir la incidencia de aquellos fenómenos. Apuntalar la creación de puestos formales (a través de mayor control del cumplimiento de la normativa laboral, mayores incentivos y políticas productivas), fomentar el crecimiento en el nivel educativo de la población y

combatir la discriminación salarial deberían ser parte de una política integral para mejorar las condiciones laborales en un contexto de crecimiento económico sostenido.

Referencias

- Amarante, V., G. Salas y A. Vigorito (2009) “El incremento del salario mínimo en Uruguay y sus impactos sobre el mercado de trabajo”. Trabajo presentado en la Network of Inequality and Poverty (NIP). Uruguay.
- Amarante, V., M. Colafranceschi y A. Vigorito (2011) “Uruguay’s Income Inequality and Political Regimes during 1981–2010”, WIDER Working Paper Nro. 2011/94.
- Barros, R., M. de Carvalho y R. Mendonça (2010) “Markets, the State, and the Dynamics of Inequality in Brazil””, en López Calva, L. y N. Lustig (eds.) *Declining Inequality in Latin America*, UNDP, New York.
- Beccaria, L. y R. Maurizio (2012) “Reversión y continuidades bajo dos regímenes macroeconómicos diferentes. Mercado de trabajo e ingresos en Argentina. 1990-2010”, *Desarrollo Económico*, vol. 52, N° 206, julio-setiembre.
- Bertranou, Fabio; Luis Casanova; Maribel Jiménez y Mónica Jiménez (2013) “Informalidad, calidad del empleo y segmentación laboral en Argentina, 1990-2011”. Presentado a las Jornadas sobre Análisis de Mercado Laboral, Buenos Aires, OIT
- Blinder, A. (1973) “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”; *The Journal of Human Resources*, Vol. 8, No. 4, pp. 436-455.
- Bosch, M. y C. González Velosa (2013) “The Role of Minimum Wages on the Decline of Earnings Inequality in Brazil”. Trabajo presentado en la XX Meetings of the LACEA/ IADB/ WB/ UNDP Research Network on Inequality and Poverty (NIP), Washington DC.
- Campos, R., G. Esquivel y N. Lustig (2012) “The Rise and Fall of Income Inequality in Mexico, 1989–2010”, Tulane University, Working Paper 1201
- Cornia, A. (2012) “Inequality Trends and their Determinants: Latin America over 1990-2011”, WIDER Working Paper No. 2012/09.
- Cruces, G. y L. Gasparini (2010) “A Distribution in Motion: The Case of Argentina” en López-Calva, L. y N. Lustig (eds.) (2010), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?*, Washington, DC: Brookings Institution.
- Damill, M., R. Frenkel y R. Maurizio (2011) “Macroeconomic policy for full and productive employment and decent work for all. An analysis of the Argentine experience”, Employment Working Paper Series No. 109, ILO, Ginebra.
- DiNardo, J., N. Fortin, T. Lemieux, “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach,” *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, pp. 1001-1044, 1996.
- Esquivel, G., N. Lustig y J. Scott (2010) “Mexico: A Decade of Falling Inequality: Market Forces or State Action?”, en López Calva, L. y N. Lustig (eds.) *Declining Inequality in Latin America*, UNDP, New York.
- Firpo, S., N. Fortin y T. Lemieux (2007) “Decomposing Wage Distributions using Influence Function Projections and Reweighting”, mimeo, University of British Columbia.
- Firpo, S., N. Fortin y T. Lemieux (2011) “Decomposition Methods in Economics”, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4A, pg. 1-97.
- Gasparini, L. y N. Lustig (2011) “The rise and fall of income inequality in Latin America”, ECINEQ WP 2011 – 213
- Gasparini, L., S. Galiani, G. Cruces y P. Acosta (2011) “Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America: Evidence from a Supply-Demand Framework, 1990-2010” IZA DP No. 6244
- Hampel, F. (1974) “The Influence Curve and Its Role in Robust Estimation”; *J. Amer. Statist.*, 42, 1887-1896.

- Hussmanns, R. (2004) “Measuring the informal economy: From employment in the informal sector to informal employment”, Working Paper No. 53, Policy Integration Department, ILO, Geneva.
- Keifman, S. y R. Maurizio (2012) “Changes in Labour Market Conditions and Policies. Their Impact on Wage Inequality during the Last Decade”, WIDER Working Paper N° 2012/14.
- Lustig, N., L. Lopez-Calva, y E. Ortiz-Juarez (2013) “Declining inequality in Latin America in the 2000s: the cases of Argentina, Brazil, and Mexico”, en *World Development*, 44 (abril): 129-141.
- Marshall, A. (2009) “Desigualdad interindustrial de salarios, 2003-2008: ¿reversión a los patrones históricos?” en *Estudios del Trabajo*, N° 37/38
- Maurizio, R. (2013) “El impacto distributivo del salario mínimo en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay”, Informe de Proyecto CEPAL, Santiago.
- Oaxaca, R. (1973) “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”; *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, pp. 693-709.
- Salvia, A. y J. Vera (2011) Heterogeneidad Estructural y Desigualdad Económica: El patrón de distribución de los ingresos y los factores subyacentes durante dos fases de distintas reglas macroeconómicas. Presentado al Congreso de la Asociación Argentina de Estudios del Trabajo, Buenos Aires
- Serrano, A. y G. Yupanqui (2012) “Explicando las diferencias interregionales en la relación crecimiento – desigualdad”, Presentado en las XLVII Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política
- Soares, S. (2006) “Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004”, Texto para Discussão No. 1166. Brasília.
- Trujillo, L. y S. Villafañe (2011) “Dinámica Distributiva y Políticas Públicas: dos décadas de contrastes en la Argentina Contemporánea”, en Novick, M. y S. Villafañe (eds) *Distribución del Ingreso. Enfoques y políticas públicas desde el sur*, MTESS-UNDP, Buenos Aires.

Cuadro 1
Composición de los atributos de los asalariados. 2003 y 2012

Atributo	T4-2003 (1)	T4-2012 (2)	(2)-(1)	
Empleo registrado	0.59	0.67	0.08	***
Hombre	0.56	0.57	0.00	
Edad				
Hasta 25 años de edad	0.16	0.15	-0.02	***
Entre 25 y 44 años de edad	0.55	0.57	0.02	**
Más de 44 años de edad	0.29	0.29	0.00	
Casado	0.60	0.58	-0.02	**
Jefe de hogar	0.50	0.49	-0.01	
Educación				
Nivel Primario Incompleto	0.06	0.04	-0.02	***
Nivel Primario Completo	0.21	0.17	-0.04	***
Nivel Secundario Incompleto	0.19	0.17	-0.02	***
Nivel Secundario Completo	0.24	0.31	0.07	***
Nivel Terciario Incompleto	0.13	0.12	-0.01	***
Nivel Terciario Completo	0.18	0.20	0.02	***
Sector de Actividad				
Sector Industrial	0.11	0.11	0.00	
Sector Construcción	0.06	0.09	0.03	***
Sector Comercial	0.18	0.17	-0.02	***
Sector Financiero	0.07	0.07	0.00	
Sector Transporte	0.06	0.06	0.00	
Sector de Serv. Personales	0.06	0.05	-0.01	***
Sector Serv. Doméstico	0.11	0.10	0.00	
Sector Público	0.26	0.26	-0.01	
Otros Sectores	0.07	0.08	0.01	***
Antigüedad en el puesto				
Hasta 3 meses en el puesto	0.20	0.16	-0.04	***
Entre 3-6 meses en el puesto	0.05	0.04	-0.01	**
Entre 6-12 meses en el puesto	0.07	0.05	-0.01	***
Entre 1-5 años en el puesto	0.27	0.32	0.05	***
Más de 5 años en el puesto	0.41	0.43	0.01	*
Región				
Región Gran Buenos Aires	0.19	0.14	-0.05	***
Región Noroeste	0.20	0.23	0.03	***
Región Noreste	0.10	0.12	0.02	***
Región Cuyo	0.11	0.11	0.00	
Región Pampeana	0.31	0.29	-0.03	***
Región Patagónica	0.09	0.12	0.04	***
Trabajo Tiempo Completo	0.67	0.67	0.00	

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH-INDEC (28 aglomerados).

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Cuadro 2

Indicadores de Desigualdad

	1991 (1)	1995	1998	2001	2003	2012
INGRESO FAMILIAR PER CAPITA						
Coeficiente de Gini	0.504	0.516	0.535	0.546	0.553	0.425
OCUPADOS						
Remuneración mensual ocupación principal						
Coeficiente de Gini	0.426	0.439	0.462	0.473	0.459	0.370
Remuneración horaria ocupación principal						
Coeficiente de Gini	0.437	0.447	0.471	0.479	0.449	0.358
Relaciones de percentiles						
90/10	6.27	6.81	7.55	8.56	7.48	5.40
90/50	2.57	2.74	2.97	3.02	2.72	2.25
50/10	2.44	2.49	2.54	2.87	2.79	2.40
NO ASALARIADOS						
Remuneración mensual ocupación principal						
Coeficiente de Gini	0.490	0.528	0.559	0.580	0.570	0.420
Remuneración horaria ocupación principal						
Coeficiente de Gini	0.505	0.545	0.572	0.586	0.552	0.428
TOTAL ASALARIADOS						
Remuneración mensual ocupación principal						
Coeficiente de Gini	0.401	0.402	0.427	0.444	0.423	0.356
Remuneración horaria ocupación principal						
Coeficiente de Gini	0.411	0.407	0.434	0.446	0.414	0.339
Relaciones de percentiles						
90/10	5.31	5.68	6.49	7.24	5.88	4.69
90/50	2.37	2.53	2.76	2.89	2.33	2.14
50/10	2.24	2.25	2.35	2.51	2.50	2.19
ASALARIADOS EN EDADES ACTIVAS (2)						
Remuneración horaria ocupación principal						
Coeficiente de Gini	0.375	0.373	0.394	0.410	0.413	0.336
Relaciones de percentiles						
90/10	4.70	4.92	5.60	6.30	6.41	4.69
90/50	2.17	2.30	2.52	2.67	2.62	2.14
50/10	2.16	2.14	2.22	2.36	2.45	2.19

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH-INDEC (28 aglomerados).

Nota: Las cifras corresponden a los meses de octubre para los años 1991 a 2001 y a los cuartos trimestres para los años 2003 y 2012.

(1) Datos extrapolados según la variación experimentada por la variable entre 1991 y 1995 en un conjunto más reducido de aglomerados urbanos.

(2) Con edades entre 16 y 59 para mujeres y entre 16 y 64 años para varones.

Cuadro 3
Descomposición de los cambios en la desigualdad salarial entre los cuartos
trimestres de 2003 y 2012

Concepto	ln(90/10)	ln(50-10)	ln(90-50)	Gini
T4 2012	1.713 *** 0.023	0.871 *** 0.018	0.843 *** 0.017	0.349 *** 0.003
T4 2003	1.870 *** 0.026	0.020 *** 0.000	0.019 *** 0.000	0.006 *** 0.000
Cambio Total	-0.157 *** 0.035	0.027 *** 0.001	0.025 *** 0.004	0.006 *** 0.000
Primera Etapa				
Efecto Composición	-0.055 ** 0.028	-0.063 *** 0.023	0.008 0.021	-0.002 0.006
Efecto Retornos	-0.102 *** 0.028	-0.022 0.023	-0.080 *** 0.021	-0.057 *** 0.006
Segunda Etapa				
Efectos composición atribuibles a				
Formalidad	-0.042 *** 0.003	-0.021 *** 0.001	-0.021 *** 0.001	-0.009 *** 0.001
Educación	0.017 *** 0.004	0.002 0.002	0.015 *** 0.002	0.005 *** 0.001
Rama de actividad	0.009 *** 0.002	0.004 *** 0.001	0.005 *** 0.001	0.002 *** 0.000
Género	0.000 0.001	0.000 0.000	0.000 0.001	0.000 0.000
Edad	-0.005 *** 0.002	-0.004 *** 0.001	-0.001 * 0.001	-0.001 ** 0.000
Otros	0.022 *** 0.003	0.010 *** 0.002	0.012 *** 0.002	0.001 *** 0.000
Total explicado	0.001 0.005	-0.008 *** 0.003	0.009 *** 0.003	-0.001 0.001
Error de Especificación	-0.056 ** 0.027	-0.055 ** 0.023	-0.001 0.021	0.000 0.006
Efectos retorno atribuibles a				
Formalidad	-0.093 ** 0.042	-0.054 0.038	-0.038 0.025	-0.014 0.012
Educación	-0.110 ** 0.047	0.018 0.034	-0.128 *** 0.037	-0.023 *** 0.008
Rama de actividad	-0.103 * 0.058	-0.013 0.039	-0.090 * 0.047	-0.011 0.011
Género	-0.070 ** 0.031	-0.041 ** 0.021	-0.029 0.027	-0.020 ** 0.008
Edad	-0.042 ** 0.020	-0.006 0.012	-0.036 ** 0.018	-0.007 0.005
Otros	-0.118 0.114	-0.009 0.085	-0.110 0.083	-0.024 0.024
Constante	0.435 *** 0.142	0.084 0.102	0.351 *** 0.109	0.042 * 0.025
Total estructura de retornos	-0.101 *** 0.027	-0.021 0.023	-0.079 *** 0.021	-0.057 *** 0.006
Error de Reponderación	-0.002 0.005	-0.001 0.003	-0.001 0.003	0.000 0.001

Fuente: elaboración propia en base a la EPH-INDEC (28 aglomerados).

Nota 1: Errores estándar estimados por el método bootstrap considerando 1000 sub-muestras.

Nota 2: El concepto "Otros" refiere a los efectos asociados con jefatura del hogar, antigüedad en el puesto de trabajo y región.

Nota 3: Las estimaciones fueron obtenidas en base a un modelo probit considerando como variables explicativas, la condición de registro, sexo, edad, estado civil, variables dicotómicas sectoriales, regionales, educativas y de antigüedad e interacciones entre éstas últimas.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro A1
Regresiones por cuantiles no condicionados. Cuarto trimestre de 2003
reponderado y cuarto trimestre de 2012.

Variables	T4-2003 reponderado								
	q(0.1)	q(0.2)	q(0.3)	q(0.4)	q(0.5)	q(0.6)	q(0.7)	q(0.8)	q(0.9)
Empleo Registrado	0.643***	0.666***	0.578***	0.450***	0.352***	0.277***	0.178***	0.119***	0.0820**
Educación									
Nivel Primario Incompleto	▼ -0.124	▼ -0.0904	▼ -0.0786	-0.0911**	-0.0818**	▼ -0.0480	▼ -0.0447	▼ -0.0485	▼ -0.0410
Nivel Secundario incompleto	▼ 0.0842	▼ 0.129***	▼ 0.0832**	▼ 0.0792***	▼ 0.0786***	▼ 0.103***	▼ 0.109***	▼ 0.172***	▼ 0.163***
Nivel Secundario completo	▼ 0.187***	▼ 0.200***	▼ 0.214***	▼ 0.186***	▼ 0.186***	▼ 0.232***	▼ 0.242***	▼ 0.301***	▼ 0.314***
Nivel Terciario incompleto	▼ 0.315***	▼ 0.323***	▼ 0.366***	▼ 0.350***	▼ 0.395***	▼ 0.411***	▼ 0.458***	▼ 0.508***	▼ 0.535***
Nivel Terciario completo	▼ 0.209***	▼ 0.315***	▼ 0.397***	▼ 0.417***	▼ 0.550***	▼ 0.661***	▼ 0.800***	▼ 0.944***	▼ 1.100***
Sector de Actividad									
Sector Construcción	▼ -0.0397	▼ -0.0733	▼ -0.0831*	▼ -0.0749	▼ -0.0268	▼ -0.00881	▼ 0.00168	▼ 0.0138	▼ 0.0333
Sector Comercial	▼ -0.0805*	▼ -0.0991**	▼ -0.105***	▼ -0.124***	▼ -0.139***	▼ -0.165***	▼ -0.148***	▼ -0.149***	▼ -0.163***
Sector Financiero	▼ -0.0408	▼ 0.00935	▼ -0.00752	▼ 0.0120	▼ 0.0538	▼ 0.0880**	▼ 0.145***	▼ 0.174***	▼ 0.179**
Sector Transporte	▼ -0.116*	▼ -0.0803	▼ -0.0144	▼ -0.0176	▼ 0.0415	▼ 0.0261	▼ 0.00544	▼ -0.0298	▼ -0.0849
Sector de Serv. Personales	▼ 0.0577	▼ 0.113**	▼ 0.0657	▼ 0.0713*	▼ 0.0274	▼ 0.0164	▼ -0.00423	▼ -0.0758	▼ -0.102
Sector Serv. Doméstico	▼ 0.0631	▼ 0.0409	▼ 0.0670	▼ 0.0408	▼ 0.0550	▼ 0.0578	▼ 0.0757*	▼ 0.0853*	▼ 0.140**
Sector Público	▼ 0.0742*	▼ 0.154***	▼ 0.119***	▼ 0.139***	▼ 0.157***	▼ 0.156***	▼ 0.164***	▼ 0.111**	▼ 0.0173
Otros Sectores	▼ 0.0326	▼ 0.0817*	▼ 0.0660	▼ 0.0678*	▼ 0.0969**	▼ 0.179***	▼ 0.216***	▼ 0.242***	▼ 0.269***
Hombre	▼ -0.0153	▼ -0.0162	▼ -0.0258	▼ -0.0335	▼ 0.0247	▼ 0.00722	▼ 0.0167	▼ 0.0625**	▼ 0.122***
Edad									
Hasta 25 años de edad	▼ -0.228***	▼ -0.167***	▼ -0.144***	▼ -0.120***	▼ -0.0966***	▼ -0.0864***	▼ -0.0881***	▼ -0.0468*	▼ 0.00656
Más de 44 años de edad	▼ 0.0359	▼ 0.0581**	▼ 0.0717***	▼ 0.0911***	▼ 0.118***	▼ 0.134***	▼ 0.172***	▼ 0.246***	▼ 0.297***
Región									
Región Noroeste	▼ -0.520***	▼ -0.549***	▼ -0.457***	▼ -0.407***	▼ -0.382***	▼ -0.338***	▼ -0.371***	▼ -0.363***	▼ -0.398***
Región Noreste	▼ -0.553***	▼ -0.584***	▼ -0.500***	▼ -0.420***	▼ -0.406***	▼ -0.376***	▼ -0.421***	▼ -0.421***	▼ -0.457***
Región Cuyo	▼ -0.295***	▼ -0.384***	▼ -0.339***	▼ -0.314***	▼ -0.325***	▼ -0.323***	▼ -0.314***	▼ -0.345***	▼ -0.377***
Región Pampeana	▼ -0.0847***	▼ -0.184***	▼ -0.192***	▼ -0.185***	▼ -0.190***	▼ -0.190***	▼ -0.227***	▼ -0.256***	▼ -0.286***
Región Patagónica	▼ -0.0635**	▼ -0.0771**	▼ 0.0107	▼ 0.0773**	▼ 0.163***	▼ 0.219***	▼ 0.235***	▼ 0.331***	▼ 0.490***
Jefe de Hogar	▼ 0.0347	▼ 0.0595**	▼ 0.0709***	▼ 0.0764***	▼ 0.0639***	▼ 0.0804***	▼ 0.0801***	▼ 0.0700***	▼ 0.143***
Antigüedad en el puesto									
Hasta 3 meses en el puesto	▼ -0.319***	▼ -0.205***	▼ -0.129**	▼ -0.0482	▼ -0.0658	▼ -0.0368	▼ -0.0128	▼ 0.0104	▼ 0.00546
Entre 6-12 meses en el puesto	▼ -0.0921	▼ -0.0560	▼ -0.0630	▼ -0.0747	▼ -0.0690	▼ -0.116**	▼ -0.0706	▼ -0.00249	▼ 0.0306
Entre 1-5 años en el puesto	▼ -0.0276	▼ 0.00629	▼ 0.00537	▼ 0.0179	▼ -0.0279	▼ -0.00649	▼ 0.00121	▼ 0.0209	▼ 0.0425
Más de 5 años en el puesto	▼ 0.0313	▼ 0.133**	▼ 0.182***	▼ 0.210***	▼ 0.176***	▼ 0.192***	▼ 0.222***	▼ 0.267***	▼ 0.203***
Constante	▼ -0.117	▼ 0.0663	▼ 0.272***	▼ 0.494***	▼ 0.633***	▼ 0.747***	▼ 0.937***	▼ 1.082***	▼ 1.362***
No. de observaciones	8,661	8,661	8,661	8,661	8,661	8,661	8,661	8,661	8,661
R ²	0.187	0.274	0.316	0.308	0.313	0.299	0.280	0.227	0.151

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH-INDEC.

Nota: categorías base: Primaria Completa (Educación), Sector Industrial (Sector de actividad), 25-44 años (Edad), Gran Buenos Aires (Región), 3-6 meses (Antigüedad en el puesto).

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro A1 (cont.)

Variables	T4-2012								
	q(0.1)	q(0.2)	q(0.3)	q(0.4)	q(0.5)	q(0.6)	q(0.7)	q(0.8)	q(0.9)
Empleo Registrado	0.734***	0.681***	0.659***	0.489***	0.361***	0.285***	0.202***	0.124***	0.0338*
Educación									
Nivel Primario Incompleto	-0.311***	-0.210***	-0.115***	-0.122***	-0.0962***	-0.0707***	-0.0765***	-0.0723***	-0.0690***
Nivel Secundario incompleto	0.0193	0.000719	0.0698***	0.0326	0.0400**	0.0354*	0.0520***	0.0554***	0.0547***
Nivel Secundario completo	0.122***	0.139***	0.206***	0.178***	0.154***	0.145***	0.172***	0.192***	0.160***
Nivel Terciario incompleto	0.202***	0.229***	0.307***	0.347***	0.321***	0.311***	0.307***	0.332***	0.294***
Nivel Terciario completo	0.191***	0.247***	0.376***	0.426***	0.493***	0.546***	0.725***	0.853***	0.755***
Sector de actividad									
Sector Construcción	0.0787	-0.00877	-0.0713**	-0.0731**	-0.0664***	-0.0432*	-0.0185	-0.0532*	-0.126***
Sector Comercial	-0.0597	-0.0661**	-0.0981***	-0.143***	-0.134***	-0.147***	-0.154***	-0.211***	-0.282***
Sector Financiero	0.0803*	0.0650*	0.0364	0.0366	0.0496*	0.0223	0.0339	-0.00493	-0.155***
Sector Transporte	-0.199***	-0.125***	-0.101***	-0.0786**	-0.0178	-0.0116	0.0272	-0.0549	-0.189***
Sector de Serv. Personales	0.0170	0.0433	0.0150	0.000933	0.00989	-0.0295	-0.0122	-0.0915**	-0.114**
Sector Serv. Doméstico	-0.173*	-0.0955	-0.0760	-0.0462	-0.0900***	-0.0711**	-0.0783**	-0.0732**	-0.114***
Sector Público	0.0721**	0.0646**	0.0784***	0.118***	0.146***	0.153***	0.189***	0.125***	-0.0255
Otros Sectores	-0.101**	-0.0518	-0.0386	-0.0268	-0.00827	0.0222	0.0404	0.0383	0.00550
Hombre	0.0484*	0.00384	0.0109	0.0100	0.0151	0.00766	0.0143	0.0522***	0.0623***
Edad									
Hasta 25 años de edad	-0.178***	-0.151***	-0.126***	-0.0968***	-0.0610***	-0.0525***	-0.00759	-0.000640	0.00865
Más de 44 años de edad	-0.00535	0.0138	0.0370**	0.0515***	0.0650***	0.0738***	0.111***	0.128***	0.136***
Región									
Región Noroeste	-0.400***	-0.372***	-0.349***	-0.298***	-0.233***	-0.213***	-0.235***	-0.234***	-0.198***
Región Noreste	-0.455***	-0.433***	-0.405***	-0.355***	-0.284***	-0.258***	-0.300***	-0.311***	-0.239***
Región Cuyo	-0.161***	-0.196***	-0.194***	-0.215***	-0.174***	-0.161***	-0.184***	-0.221***	-0.166***
Región Pampeana	0.00127	-0.0399	-0.0651***	-0.0725***	-0.0576***	-0.0480**	-0.0775***	-0.111***	-0.0894***
Región Patagónica	-0.00450	0.0381	0.105***	0.211***	0.328***	0.387***	0.569***	0.714***	0.819***
Jefe de Hogar	0.100***	0.0750***	0.0573***	0.0575***	0.0399***	0.0465***	0.0570***	0.0559***	0.0351*
Antigüedad en el puesto									
Hasta 3 meses en el puesto	-0.209**	-0.0972	-0.110**	-0.0528	0.0225	0.0132	0.0110	-0.0254	-0.0427
Entre 6-12 meses en el puesto	0.00970	0.0810	-0.0251	-0.0345	-0.0440	-0.0584*	-0.0642*	-0.0832**	-0.0772*
Entre 1-5 años en el puesto	0.0392	0.103**	0.0566	0.0472	0.0717***	0.0348	0.0124	-0.0308	-0.0458
Más de 5 años en el puesto	0.0818	0.154***	0.147***	0.154***	0.214***	0.198***	0.221***	0.159***	0.129***
Constante	0.184**	0.499***	0.669***	0.912***	1.019***	1.245***	1.347***	1.620***	2.099***
No. de observaciones	11,559	11,559	11,559	11,559	11,559	11,559	11,559	11,559	11,559
R ²	0.187	0.290	0.362	0.359	0.371	0.364	0.351	0.302	0.202

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH-INDEC.

Nota: categorías base: Primaria Completa (Educación), Sector Industrial (Sector de actividad), 25-44 años (Edad), Gran Buenos Aires (Región), 3-6 meses (Antigüedad en el puesto).

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1