

Empleo, salarios y desigualdad en Argentina: un análisis de los determinantes distributivos (2003-2011)

Fernando Groisman (CONICET y IIEP-UBA)
fgroisman@conicet.gov.ar

Abstract

Con posterioridad a la crisis de 2001-2002 la economía argentina exhibió una enérgica recuperación que se extendió a lo largo del período transcurrido entre 2003 y 2011 con la sola excepción de lo acontecido en 2009. En términos generales, el mercado de trabajo también mostró un comportamiento muy favorable a juzgar por los niveles de creación de empleo y la dinámica salarial. Uno de los rasgos distintivos que caracterizó el funcionamiento laboral de estos años fue el marcado aumento de la participación relativa en el empleo de aquellos individuos con alto nivel educativo. Tal comportamiento no provocó un deterioro en la distribución de los salarios, por el contrario se constató una ostensible reducción de la desigualdad salarial. La mejora en la calidad del empleo y la influencia del entorno normativo en el que se desarrollaron las relaciones de trabajo habrían contribuido a la compresión de las remuneraciones. En este artículo se procedió a analizar esta temática. Para tal fin se estimaron regresiones por cuantiles no condicionados (*Unconditional Quantile Regression*) sobre los salarios y su distribución. Esta metodología permite identificar los impactos distributivos de cambios marginales en las variables explicativas de las remuneraciones.

Introducción

La recuperación económica posterior a la crisis de 2001-2002 tuvo en la recomposición del nivel de empleo asalariado del sector privado uno de sus rasgos más sobresalientes. En efecto, entre 2003 y 2011 este subconjunto de trabajadores se incrementó algo más del 50%. Tal expansión tuvo algunas particularidades en lo concerniente a los atributos sociodemográficos de quienes accedieron a esas ocupaciones, como a las características de los puestos de trabajo, que modificaron la composición interna de este segmento de la fuerza de trabajo. Aquellos con estudios secundarios completos y quienes no eran jefes de hogar incrementaron su participación relativa en estos empleos, además se redujo la proporción de trabajadores jóvenes –entre 18 y 29 años– y se incrementó, en cambio, la de aquellos con edades entre 30 y 39 años. Ver Cuadro 1. En lo atinente a las características de los empleos cabe subrayar el sensible acrecentamiento de los puestos registrados en la seguridad social –es decir aquellos de mejor calidad¹–. Se constató una tendencia similar en los establecimientos con al menos 6 ocupados y en los puestos de trabajo que demandaban requerimientos de calificación operativa –principalmente– y profesional –en segundo lugar–. Por su parte, en cuanto a la dinámica sectorial sobresalió el fuerte incremento de la construcción –que partió de un nivel muy bajo en 2003– y el alza del empleo industrial y en transporte y comunicaciones –en torno al 50% en ambos casos–.

Tal mutación en la composición del empleo en un contexto francamente expansivo puede ser interpretada como el resultado de las preferencias por el lado de la demanda de las empresas. Ello sugeriría que los salarios habrían seguido una pauta similar, es decir mostrando variaciones –relativas– mayores para los grupos de trabajadores más demandados. Sin embargo la evidencia salarial contradice parcialmente esta presunción. Así se pudo comprobar que los salarios de aquellos que no habían finalizado el nivel secundario exhibieron los mayores incrementos relativos –la brecha respecto de los que tenían secundario completo se redujo en torno al 10%–. Ver Cuadro 2. En el mismo sentido, las remuneraciones pagadas en los puestos de trabajo ocupados por asalariados sin calificación mostraron similares incrementos a las abonadas en puestos demandantes de calificaciones operativas –que habían sido los que más crecieron–. Contribuye a este cuadro salarial el que las remuneraciones pagadas en establecimientos pequeños –que habían reducido su incidencia en el empleo en cerca de 10 p.p.– mostraron las mayores alzas respecto de los costeados por las firmas de mediano y gran tamaño –en ese orden–. Por último, es relevante llamar la atención acerca de la notable estabilidad de la brecha salarial entre trabajadores registrados y no registrados que prácticamente no varió en este período.

La coexistencia de tendencias contrapuestas en el empleo y en los salarios relativos advierte que el balance distributivo es *a priori* indeterminado. En efecto, el saldo en materia de equidad podría ser compatible tanto con un aumento del grado de concentración de los ingresos –por ejemplo si prevaleciera el efecto educación en el empleo– como con su

¹ Se trata de los puestos de trabajo que al estar declarados por los empleadores gozan de la cobertura de las normas laborales. Quienes los ocupan están protegidos frente al despido, poseen cobertura por accidentes de trabajo, pueden afiliarse a un sindicato, disponen de licencias por enfermedad, entre otros beneficios.

opuesto, una reducción de la desigualdad –si en cambio los retornos educativos cayeran hasta descontar el efecto anterior–. En el caso argentino se ha constatado una reducción de la desigualdad en la distribución de los salarios entre extremos del período 2003-2011. Ver Cuadro 3. Se puede constatar además que el descenso de la inequidad fue de una cuantía considerable –cerca de 6 puntos en el coeficiente de Gini–. Los factores que habrían contribuido a ese comportamiento se hayan en el mayor dinamismo que mostraron las remuneraciones bajas y medias –en ese orden–. En el mismo cuadro puede apreciarse que la compresión salarial fue mayor en el tramo superior de la distribución que en el inferior – i.e. la brecha en la razón 90/50 se redujo algo más que la correspondiente al cociente 50/10–. Otra forma de visualizar ello es si se atiende al hecho de que las variaciones nominales fueron decrecientes con el decil de ingreso –la remuneración promedio del primer decil se incrementó cerca de seis veces entre 2003 y 2011 mientras que la correspondiente al decil noveno se multiplicó por menos de cinco–. Ver Cuadro 3.

La magnitud del cambio global en la dispersión salarial en estos ocho años justifica en si misma encarar el estudio de los factores subyacentes a la desigualdad salarial. Sin embargo no es ese el único aspecto que motiva esta investigación. En efecto, la discrepancia que mostró el caso argentino respecto de ciertos postulados económicos agrega un interés adicional. En la literatura especializada se ha advertido reiteradamente que el sesgo de la demanda laboral a favor de calificaciones más elevadas tiende a ir acompañado de retornos salariales crecientes para los niveles educativos más altos y así desencadenar un proceso de deterioro distributivo. Sin embargo, como se mencionó más arriba, la evidencia argentina fue en la dirección opuesta. Tal divergencia abre la oportunidad para indagar el rol que habrían jugado algunas variables institucionales. Téngase en cuenta que en el período bajo análisis el contexto normativo se caracterizó por favorecer la recomposición de las remuneraciones más bajas a través de diversos dispositivos como la actualización del salario mínimo, la mejora de los índices de empleo protegido –que conlleva un notorio incremento salarial– y la ampliación de la negociación colectiva entre trabajadores y empresarios. Cabe presumir que tales acciones habrían ejercido alguna incidencia en la dinámica distributiva.

El debate sobre las causas profundas de los cambios distributivos continúa vigente. Una parte importante de la investigación se direccionó al análisis del aumento de la inequidad en los países anglosajones durante los últimos dos decenios del siglo pasado. De aquí surgió enfáticamente el rol jugado por el cambio tecnológico y su incidencia en la demanda de empleo calificado (Freeman y Katz, 1995; Acemoglu, 2002). La modificación en el patrón tecnológico habría ocasionado la caída de la demanda de trabajadores calificados de rutina –vía la generalización de las computadoras (Krueger, 1993)– que se ubicaban tradicionalmente en la parte media de la distribución de los salarios (Autor, Katz y Kearney, 2006). En línea con ello, se ha puntualizado que el ensanchamiento de la brecha de salarios se produjo en el extremo superior –entre el decil 9 y 5– conjuntamente con la reducción de ese diferencial en la parte inferior –entre los deciles 5 y 1–. Se sigue que el deterioro distributivo sería evidencia de esta polarización en las ocupaciones que tuvo su origen esencialmente en el sesgo de la demanda de trabajo por mayores calificaciones. El argumento central de estos enfoques ha resaltado que las modificaciones en la estructura

salarial a través del aumento de los premios salariales a la educación y/o a la calificación habría impulsado la acentuación de la concentración de los salarios. Sin embargo, desde un paradigma diferente, otras investigaciones han señalado que no debe descuidarse el efecto composición. Bajo esta interpretación, aun cuando la mayor experiencia y educación de la fuerza de trabajo puedan estar en la base del aumento de la dispersión salarial, otros factores pueden haber ejercido cierta influencia como la caída en la afiliación sindical (Lemieux, 2006 y 2008). En consecuencia, los cambios distributivos podrían obedecer a alteraciones en los retornos salariales como a variaciones en la composición del universo de trabajadores.

Se desprende de lo recién señalado la pertinencia analítica del estudio de los determinantes distributivos en Argentina en el pasado reciente. Precisamente, la reducción en el grado de concentración de los salarios en el marco de un enérgico aumento del empleo de los trabajadores de mayor educación –y en consecuencia de mayor productividad– lo justifica. En esta investigación se recurrió a la técnica de regresión por cuantiles no condicionados que permite estimar los impactos distributivos de cambios marginales en el vector de variables independientes (Firpo, Fortin y Lemieux, 2009) –ver sección siguiente–. Este método presenta una importante ventaja con relación a otros procedimientos como las regresiones estándar –que proporcionan estimaciones sobre el valor promedio de la variable de interés– o las regresiones por cuantiles condicionados –que suministran evidencias sobre la dispersión de ingresos pero al interior de subgrupos de individuos–. El análisis se completa con la descomposición del cambio observado en dos indicadores distributivos frecuentemente utilizados: Coeficiente de Gini y Varianza Logarítmica. El método permite comprobar la incidencia en la variación del nivel de inequidad de las modificaciones en la composición de los asalariados –efecto dotación– y en la estructura salarial –efecto retorno–. Tanto en forma agregada como de manera individual para cada covariable. La contribución de este artículo radicó en identificar los principales determinantes del devenir distributivo en Argentina entre 2003 y 2011.

El artículo se encuentra organizado en cuatro secciones. En la siguiente se bosqueja la metodología utilizada mientras que en la tercera sección se presentan los resultados empíricos. A efectos de lograr mayor claridad en la presentación de las estimaciones econométricas, se muestran en primer lugar los estadísticos descriptivos del cambio en la composición del empleo y en la evolución de los salarios. A continuación se informan los resultados obtenidos mediante la utilización de modelos de regresión multivariada estándar para dar paso luego al análisis propiamente dicho de los determinantes de la desigualdad salarial. La última sección corresponde a las conclusiones.

Metodología

En este trabajo se utilizó la metodología desarrollada por Firpo, Fortin y Lemieux (2009) cuyo principal atractivo radica en que mediante la utilización de la técnica de regresión permite estimar los efectos de los cambios en las variables independientes (X) sobre diferentes tramos –i.e. cuantiles– de la distribución de la variable dependiente (Y). El

procedimiento puede extenderse también para estimar los factores que inciden sobre diversos indicadores distributivos como el coeficiente de Gini, entre otros. Además, admite la descomposición de los cambios en estos indicadores al estilo de la metodología Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) para diferencias salariales. Es decir que resulta posible identificar la influencia de los efectos *dotación* y *retornos* para cada covariable incluida en el modelo.

El método consiste en la estimación de regresiones por cuantiles no condicionados – *Unconditional Quantile Regression (UQR)*–. Su característica primordial es que efectúa una transformación, denominada función de influencia recentrada (*RIF*)– sobre la variable dependiente (Y) para luego regresarla sobre las variables independientes (X) (Firpo, Fortin y Lemieux, 2009). Formalmente, las regresiones *UQR* permiten estimar el impacto marginal sobre un dado cuantil –no condicionado– del cambio en una variable observada X . La variable dependiente Y (en este artículo el logaritmo del salario horario) es una función h de las características observadas X y no observadas ε . Además, $q y(\tau)[Y]$ es el cuantil (τ^{th}) de la distribución no condicionada de Y .

$$\gamma(t) = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{q y(\tau)[h(X + t, \varepsilon)] - q y(\tau)[h(X, \varepsilon)]}{t}$$

El efecto marginal no condicionado se basa en un procedimiento de dos pasos mediante el cual es posible, en primer lugar, estimar una función de influencia recentrada (*RIF*) para cada individuo donde la densidad de ingresos f_y es estimada mediante un indicador kernel. Tal procedimiento permite computar el impacto de una variable independiente sobre la probabilidad de obtener ingresos sobre –y en– un determinado cuantil (Firpo, Fortin y Lemieux, 2009). En el segundo paso, la estimación *RIF* se regresa sobre las variables explicativas mediante mínimos cuadrados ordinarios. De tal forma que la probabilidad de un trabajador de obtener salarios por sobre un determinado cuantil se asume lineal a las características observadas.

$$RIF = q y(\tau) + \frac{(\tau - 1)}{f_y(q(\tau))} \text{ if } Y \leq q y(\tau)$$

y

$$RIF = q y(\tau) + \frac{(\tau)}{f_y(q(\tau))} \text{ if } Y > q y(\tau)$$

Este procedimiento posee una ventaja notoria respecto de las técnicas estándar de regresión –es decir las funciones de ingreso tipo Mincer sobre los salarios– que se limitan a la estimación de los efectos de las variables independientes sobre el promedio del salario condicionado. Estos modelos capturan el impacto esperado sobre el salario que un/a trabajador/a percibirá ante la modificación de una característica incluida en el vector de

variables independientes –por ejemplo la condición de registración del puesto de trabajo o el nivel educativo–. Sin embargo, los coeficientes obtenidos en las regresiones estándar suelen diferir entre las personas según estén ubicadas en distintos tramos de la distribución de los salarios. En efecto, el impacto sobre los salarios de ciertas variables, por ejemplo el máximo nivel educativo alcanzado, va a diferir entre diferentes individuos. Se ha demostrado que la educación es más valiosa –el coeficiente asociado a la misma es más alto– para aquellos trabajadores que requieren de la misma para acceder a ocupaciones de altos ingresos que para aquellos en puestos de trabajo con bajas remuneraciones. Las técnicas de regresión estándar de mínimos cuadrados ignoran esta heterogeneidad y proveen una estimación del efecto promedio de la educación.

De la misma manera, el método *UQR* difiere también de las regresiones por cuantiles condicionados –*Conditional Quantile Regression (CQR)*–. Estos modelos son apropiados para evaluar el grado de dispersión de la variable de interés (*Y*) dentro de diferentes subgrupos de la población que se asumen homogéneos en su composición. En efecto, esta técnica es válida para estimar la influencia de una dada variable independiente –por ejemplo la registración del puesto de trabajo– sobre conjuntos de individuos entre los que se presupone que todos poseen las mismas características observadas –es decir, controlando por el resto de las variables independientes–. Se sigue, entonces, que de existir diferencias en los coeficientes estimados para los diversos cuantiles condicionados de ingreso, éstas van a ser expresión de aquellas características que no están siendo controladas –no observables y/o no encuestadas–. Por lo tanto este método suministra una medida de la dispersión intra-grupo que no es posible extrapolar a los determinantes de la inequidad global.

Las regresiones *UQR*, en cambio, consideran la ubicación efectiva de los individuos en la distribución del ingreso –sin controlar por las características observadas–. Los coeficientes obtenidos de esta forma admiten ser interpretados como el impacto sobre el salario para cada cuantil de ingreso si se produjera un aumento global en las variables independientes (*X*) –por ejemplo de la educación o de la registración de los empleos en un 1%–. En otras palabras, esta técnica permite estimar como se ve afectada la distribución del ingreso ante modificaciones en las variables independientes.

Para clarificar la interpretación de los resultados que se van a presentar puede pensarse en dos grupos de trabajadores –e.g. registrados y no registrados– y dos escenarios extremos. En el primero de ellos no habría diferencias en el promedio salarial de ambos grupos de trabajadores –es decir que no habría desigualdad inter-grupo– pero la varianza de los salarios sería mayor entre los asalariados no registrados que entre los registrados. En ese contexto, el aumento de la registración –y por consiguiente el descenso de la no registración– va a provocar una reducción de la desigualdad salarial total debido a la disminución de la varianza global ocurrida por el traspaso del/los trabajador/es. En el segundo escenario, la situación es la inversa –ausencia de varianza ya que todos los trabajadores perciben el mismo salario–. Considérese además que todos ellos pertenecen al grupo de asalariados no registrados. Por su parte, los trabajadores registrados –que en el inicio son inexistentes– tendrían un salario más elevado que el de los asalariados no

registrados y también ausencia de varianza intra-grupo –no habría diferencias salariales entre ellos–. Al aumentar la registración –es decir cuando un trabajador no registrado deviene registrado– se producirá un aumento de la desigualdad global ya que se va a haber producido un aumento de varianza global. El deterioro distributivo proseguirá hasta el punto en que un incremento adicional en los trabajadores registrados provoque una reducción de la varianza total. Tal situación va a ocurrir cuando los trabajadores no registrados comiencen a ser cuantitativamente inferiores a los registrados.

El hecho de que la transformación que conlleva la técnica *UQR* sea similar a una regresión estándar con la diferencia de que la variable dependiente (*Y*) es sustituida por la función de influencia recentrada del quintil de interés permite avanzar, a diferencia de otras alternativas de descomposición (véase Juhn, Murphy y Pierce, 1993; DiNardo, Fortin, y Lemieux, 1996; Machado y Mata, 2005), hacia su descomposición siguiendo la metodología Oaxaca-Blinder (ver Firpo, Fortin y Lemieux, 2011). La interpretación es similar la que se ha utilizado asiduamente en los estudios de discriminación salarial. En estos últimos se descompone la diferencia en los salarios promedio entre dos grupos (mujeres y varones) en un efecto composición o dotación –vinculado a las diferencias en las covariables entre los dos grupos– y un efecto estructura –ligado a las diferencias en el retorno salarial o premios a las mismas covariables. Puede pensarse en ambos grupos como uno de control y otro de tratamiento, o grupos similares de individuos en dos puntos en el tiempo. De manera análoga, los cambios en los indicadores distributivos pueden analizarse como el resultado de modificaciones que habrían acaecido en la composición del universo bajo análisis entre ambos puntos en el tiempo y/o en las retribuciones asociadas a las características de los asalariados y de los puestos de trabajo. El método ha sido recientemente utilizado para descomponer las diferencias distributivas entre países (Fournier y Koske, 2012).

En este artículo el análisis se realizó para los asalariados del sector privado de tiempo completo –con jornadas laborales semanales superiores a las 34 horas– con edades entre 18 y 59 años. La variable dependiente fue el (logaritmo natural del) salario horario. La delimitación del universo de estudio favoreció la identificación de los cambios distributivos que se produjeron en las actividades de mayor productividad de la economía y facilitó además la tipificación de los factores institucionales que habrían ejercido alguna influencia en estos cambios. Téngase en cuenta que la demarcación empleada contribuyó a constituir un conjunto de individuos relativamente homogéneo al excluir al sector público, el servicio doméstico, los asalariados con jornadas laborales parciales y los beneficiarios de planes de empleo. Las estimaciones se computaron con las bases de microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) que realiza el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) en los principales aglomerados urbanos del país.

Resultados empíricos

I. Evolución del empleo y los salarios en el sector privado

Entre extremos del período comprendido entre 2003 y 2011 se produjo una acelerada expansión de los asalariados del sector privado. A su vez, este acrecentamiento se vio acompañado por un marcado cambio en su composición. Cabe destacar en este sentido el aumento de más de 9 p.p. del empleo registrado que pasó así del 62,4% en 2003 al 71,7% en 2011. Ver Cuadro 1. Una forma directa de ponderar semejante transformación surge de considerar que el incremento neto de puestos de trabajo registrados fue equivalente a cerca del 90% de la variación –también neta– del total de los asalariados del sector privado en este período.

Otras modificaciones en la composición de este grupo fueron también notorias. Aumentaron los asalariados en puestos de trabajo demandantes de calificaciones operativas –6,7 p.p.– a expensas principalmente de la reducción de aquellos empleados en puestos que no exigían un mínimo de calificación y, en menor medida, de la disminución relativa de los trabajadores en puestos técnicos. Por su parte, en la cúspide de la pirámide, los asalariados con calificación profesional mantuvieron su participación relativa en torno al 6%. Asimismo, se redujo sensiblemente la ocupación en los establecimientos pequeños –con hasta cinco ocupados– en 9 p.p. a favor de los establecimientos medianos y grandes –en partes iguales prácticamente–. Sectorialmente cabe subrayar un marcado aumento de la construcción –3 p.p.– que no implicó, a su vez, la reducción relativa del empleo industrial que se mantuvo en el orden del 25% tanto en 2003 como en 2011. En cuanto a la distribución geográfica se puede apreciar la contracción relativa de la participación del Gran Buenos Aires a favor del resto del país, especialmente de la región central y del noroeste.

En suma, globalmente el panorama laboral con base en las características de los puestos de trabajo en el sector privado de la economía exhibió rasgos compatibles con cierta modernización del aparato productivo: liderazgo en la creación de empleos por parte las empresas más grandes, mayor demanda de calificaciones, aumento de la equidad geográfica y tendencia al alza en la estabilidad en los vínculos laborales.

En cuanto a las características sociodemográficas cabe subrayar el fuerte aumento de aquellos con estudios secundarios completos –4,5 p.p.– a costa de la reducción en la participación relativa de los asalariados que no habían completado ese nivel. Por su lado, aquellos con estudios universitarios completos vieron acrecentar su peso relativo en algo menos de 1 p.p. Ver Cuadro 1. La ampliación de la educación entre los asalariados privados fue muy superior a la que se constató en la población en general. En efecto, los trabajadores que tenían por máximo nivel educativo completo el secundario se incrementaron un 60% entre 2003 y 2011 mientras que en la población adulta ese guarismo fue de 28%. En cuanto a la edad –que puede considerarse como un indicador cercano a la experiencia laboral– se produjo un crecimiento de la franja etaria entre los 30 y los 39 años –2,7 p.p.– en perjuicio de la reducción relativa de los más jóvenes –entre 18 y 29 años–. No se produjeron modificaciones, en tanto, entre aquellos con edades entre 40 y 59 años. Con relación a la posición en el hogar se constató una considerable reducción de los jefes de hogar –5,2 p.p.–. Por último cabe señalar que no se produjeron cambios relevantes en la composición por sexo al interior de este segmento de trabajadores.

Las transformaciones en las características sociodemográficas de los asalariados resultaron así compatibles con aquellas comentadas con relación a los puestos de trabajo. En efecto, los atributos personales vinculados positivamente con la productividad laboral –educación y experiencia– habrían actuado como criterios de reclutamiento por parte de las empresas privadas.

Como fue señalado en la Introducción, la composición de los asalariados reflejaría –especialmente cuando difiere de la vigente en la oferta de trabajo– las necesidades/preferencias de las empresas. Se sigue de ello que, en mercados laborales competitivos, los salarios relativos oscilarán en forma armoniosa con ellas. Sin embargo, la influencia de ciertas normas laborales y/o el accionar sindical, por ejemplo, pueden afectar ese patrón de comportamiento. Se puede verificar que, a pesar de las marcadas alteraciones documentadas en la composición de los asalariados, el panorama salarial para esas mismas categorías se mantuvo globalmente estable. En efecto, no se modificó la brecha de salarios según tramos de edad, posición en el hogar y nivel educativo. En este último caso cabe subrayar que en realidad se redujo la dispersión salarial debido a que aumentó el salario de aquellos con bajo nivel educativo –respecto del promedio– y se redujo para los que habían finalizado el nivel medio y el superior –más intensamente en este último estrato–. Ver Cuadro 2. Por otra parte, también se constató una tendencia a la compresión salarial según sector de actividad, región geográfica y tamaño de establecimiento. En este último caso interesa enfatizar que se redujo el salario de aquellos en establecimientos más grandes al tiempo que aumentó la remuneración promedio de los asalariados en establecimientos de hasta cinco ocupados.

Cabe destacar que la brecha salarial entre los trabajadores registrados y no registrados solo mostró un leve agravamiento. Ver Cuadro 2. Obsérvese que el salario de los trabajadores registrados cayó respecto del promedio salarial pero algo más se redujo el de los asalariados no registrados. El hecho de que no se haya ampliado sustantivamente la brecha entre los asalariados registrados y no registrados es indicativo de un doble proceso por el cual los salarios pagados en los puestos no declarados continuaron incrementándose a la par de la evolución salarial global. Por otra parte, el que se haya reducido el cociente entre el promedio de las remuneraciones registradas y el salario promedio global es indicativo de que los nuevos puestos registrados que se crearon mostraron salarios inferiores –relativamente– al que tenían los ocupados en puestos de trabajo registrados. Ambos aspectos parecen tener vinculación directa con el rol jugado por el entorno institucional vigente.

En suma, el panorama laboral en el sector privado de la economía al cabo de estos ocho años se caracterizó por la marcada discrepancia entre los cambios acaecidos en la composición de los asalariados –de acuerdo a ciertas características sociodemográficas y de los puestos de trabajo– y la evolución de la estructura de salarios. Los primeros dieron cuenta de una fuerte reconversión de este segmento de trabajadores a favor de una mayor participación relativa de aquellos con mayor nivel educativo, experiencia y calificación; que además accedieron a puestos de trabajo registrados en establecimientos medianos y grandes. Por otro lado, la estructura salarial mostró una notoria estabilidad global y en

ciertas variables –educación y calificación– una tendencia a comprimir los diferenciales.

II. Los determinantes del salario horario: resultados del modelo estándar

La identificación de aquellas variables que ejercen alguna influencia sobre la dispersión de los ingresos laborales se realiza habitualmente a través de análisis de regresión multivariada estimados por mínimos cuadrados ordinarios. Tales ecuaciones de ingresos –denominadas en la literatura tipo Mincer o mincerianas (Mincer, 1958; 1974)– suministran una especificación razonable del promedio condicionado de los salarios. Mediante este procedimiento, que tiene su origen en la teoría del capital humano, es posible identificar los efectos independientes que ejercerían determinados atributos personales –y también es posible ampliar el modelo con aquellas características relativas a los puestos de trabajo y empresas– sobre la variabilidad de los salarios. En este artículo se estimó un modelo sobre el logaritmo del salario horario que incluyó las siguientes variables independientes: educación, edad, sexo, posición en el hogar, registración del puesto de trabajo, calificación de la tarea, rama de actividad, tamaño del establecimiento y región geográfica. Ver Cuadro 4.

Los coeficientes mostraron los signos esperados tanto en 2003 como en 2011. Efectivamente, el salario resultó creciente con la educación –quienes habían finalizado el nivel medio/universitario obtuvieron salarios superiores a quienes tenían por máximo nivel completo el primario y medio, respectivamente– y más elevado para los jefes de hogar, los varones y aquellos mayores de 30 años –con relación a quienes no eran jefes, las mujeres y los jóvenes con edades entre 18 y 29 años, respectivamente–. Es interesante subrayar además que las variables que se encuentran asociadas a las características de los puestos de trabajo también mostraron ejercer una incidencia significativa. En particular se verificó la persistencia de un elevado premio salarial asociado a la calidad del empleo –medida a través de la registración del puesto de trabajo– tanto en 2003 como en 2011. Tal recompensa –que cabe enfatizar recae en un atributo del puesto del trabajo y no del trabajador– es indicativa de segmentación en el mercado laboral.² Es decir que a igualdad del resto de las covariables incluidas en el modelo –controlando por nivel educativo, sexo, tamaño del establecimiento, y demás variables independiente– aquellos asalariados en puestos no registrados sufrieron un severo castigo salarial. Cabe señalar, además, que la calidad del empleo fue la variable independiente que en forma individual exhibió el mayor poder explicativo sobre la dispersión salarial. Los coeficientes asociados a la calificación –

² La explicación alternativa a la hipótesis de segmentación se centra en la tesis de la elección individual. Aplicada al caso argentino implicaría concluir que un grupo de asalariados de tiempo completo del sector privado de la economía –en torno al 30-40%– habría rechazado voluntariamente los beneficios de un empleo protegido y de un salario más elevado –en torno al 50%–. La fuerte creación de empleo registrado en el período y la magnitud de la brecha salarial hacen que tal interpretación no resulte suficientemente convincente. Por otra parte, podría argumentarse la influencia de características no observadas –e.g. inteligencia, habilidad– que se expresarían en diferenciales de productividad como razón subyacente a las discrepancias salariales entre ambos grupos. Sin embargo, tal argumento impondría la condición de una equivalencia bastante precisa entre empleos productivos/no productivos y la registración/no registración de los puestos de trabajo.

profesional, técnica y operativa, en ese orden– y al tamaño de los establecimientos – grandes y medios– también se mostraron positivos respecto de quienes ocupaban puestos no calificados y en firmas de menor tamaño, respectivamente.

Dada la magnitud de la diferencia salarial según calidad del empleo –entre trabajadores en puestos registrados y no registrados– así como su persistencia entre 2003 y 2011 resulta apropiado profundizar el análisis de los factores que estarían incidiendo en este fenómeno. Téngase en cuenta que entre los extremos del período considerado fue el único diferencial salarial que se mantuvo prácticamente invariante. En contraste, en ese lapso cayeron marcadamente los retornos a la educación, la edad y la calificación profesional. Además, se produjo el aumento del premio a la calificación técnica y de aquel asociado al tamaño del establecimiento –de más de 40 ocupados–. Completa el panorama la reducción de la dispersión salarial atribuible a los sectores económicos y a las regiones.

Una forma usual de proceder en la evaluación de las brechas salariales es ejecutando la descomposición Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973 y Blinder, 1973). Recuérdese que la diferencia salarial entre ambos grupos puede obedecer a diversas razones. De una parte a diferencias en la estructura sociodemográfica –es decir a la composición por edad, sexo y educación de los trabajadores registrados/no registrados– y/o en otras características vinculadas a los puestos de trabajo –tamaño de establecimiento, sector de actividad–. De tal forma que la brecha salarial entre ambos subconjuntos sería el resultado de un efecto atribuible a las discrepancias en la composición –en ausencia de las mismas no habría diferencias salariales entre trabajadores registrados y no registrados–. Por otra parte, los retornos salariales a esas características pueden diferir entre ambos grupos. Si ello ocurre, se estaría en presencia de una diferencia salarial atribuible a inequidades en los criterios con los cuales se remunera el trabajo dentro de cada grupo.

Los resultados de tal descomposición se muestran en el Cuadro 5. Se puede constatar que cerca del 60% de la brecha salarial bruta entre trabajadores registrados y no registrados obedeció a que los retornos salariales difirieron en ambos grupos. En consecuencia, el restante 40% es atribuible a un efecto de composición –tanto en 2003 como en 2011–. Tal resultado indica que si los trabajadores con empleos de menor calidad –no registrados– mutaran en sus características y se tornaran similares en su composición a los ocupados en puestos registrados, la brecha de remuneraciones persistiría y sería equivalente al 60% de la observada.

Interesa subrayar que las diferencias en los retornos obedecieron centralmente al valor de la constante. Tal evidencia refuerza la hipótesis de segmentación en el mercado laboral argentino pues indica que el castigo salarial se encuentra en el salario base –es decir en el piso o mínimo salarial– que reciben los trabajadores en razón de que ocupen un puesto registrado o no registrado.

La evidencia recién presentada es útil como una primera aproximación a la identificación de aquellas variables que ejercen alguna incidencia sobre la dispersión de los salarios. Sin embargo, los coeficientes obtenidos constituyen estimadores de la influencia que en

promedio ejercen sobre la variabilidad salarial y en consecuencia no pueden extraerse de ellos implicaciones distributivas. Para ello es necesario recurrir a otros métodos que aborden específicamente la evaluación de los determinantes de la desigualdad de los salarios. Tarea que se realiza a continuación.

III. Los determinantes de la desigualdad salarial: regresiones por cuantiles no condicionados

Las regresiones por cuantiles no condicionados –*UQR*– permiten estimar el impacto distributivo asociado a un cambio marginal en el vector de las variables independientes (Firpo, Fortin y Lemieux; 2009). Su utilización en este artículo resulta apropiada para extraer conclusiones acerca de los efectos derivados de modificaciones en la composición del segmento de asalariados del sector privado.³ Los modelos estimados utilizaron el mismo set de variables independientes que las incluidas en el modelo minceriano y se computaron para los cuantiles 1, 5 y 9. En lo que sigue la interpretación de las estimaciones se circunscribe a las variables: registración en el empleo, nivel educativo y calificación del puesto de trabajo. Tal decisión obedeció a que se trata de los factores que exhibieron el mayor poder explicativo sobre la dispersión salarial. Téngase en cuenta que al computar un modelo estándar reducido a sólo estas tres variables el coeficiente de correlación múltiple – *R* cuadrado– se mantuvo elevado: 0,37 y 0,33 en 2003 y 2011.⁴

a) La registración de los puestos de trabajo

Como ya se discutió en la sección Metodología, la relación entre el número de trabajadores registrados y la desigualdad salarial se asemeja a una U invertida estando la forma de esa curva condicionada al nivel de la brecha salarial entre ambos grupos –trabajadores registrados y no registrados– como también al grado de dispersión salarial interno en cada uno de ambos conjuntos. En el caso argentino puede verificarse que tanto en 2003 como en 2011 la varianza salarial no se mostró muy diferente para ambos grupos. Por su parte, como ya se discutió, la remuneración horaria de los asalariados no registrados se ubicó en torno del 55% de la obtenida por los trabajadores en puestos de mejora calidad. El efecto progresivo de la registración sobre la distribución salarial se aprecia con claridad en los coeficientes obtenidos a través de las regresiones *UQR*. En efecto, el parámetro asociado a la registración disminuyó en forma sostenida según se ascendía en la distribución del ingreso no condicionado. Puede apreciarse, incluso, que se ubicó en el límite de la significatividad estadística en el decil 9, siendo su valor de 0,076 y 0,041 en 2003 y 2011 respectivamente. Por su parte, en el decil inferior este guarismo fue 0,67 y 0,89 para ambos extremos del período respectivamente. Ver Cuadro 6. Puesto en otros términos, el

³ Los efectos que ocasionarían las alteraciones en los retornos salariales –que a su vez pueden ser también resultado de los mismos cambios marginales de composición– podrían reforzar o morigerar los resultados distributivos estimados.

⁴ Se recordará que el poder explicativo del modelo completo se ubicó en torno al 0,50 tanto en 2003 y 2011. No obstante, a efectos informativos en los cuadros se presenta el modelo completo.

diferencial tendió a ser nulo entre los que tenían los salarios más elevados mientras que fue positivo en los extremos inferiores. Esa es la expresión de su efecto igualador, en tanto se van a ver mayormente beneficiados por un incremento de la registración –distribuido igualitariamente en el conjunto de los trabajadores– aquellos ocupados en los puestos con ingresos más bajos.

A modo comparativo se estimaron también modelos a través de regresiones por cuantiles condicionados (*CQR*). Estos modelos son útiles para evaluar la dispersión salarial intra-grupo –en este caso para registrados y no registrados– controlando la influencia del resto de las covariables del modelo. Puede apreciarse que los coeficientes obtenidos para la registración, tanto en 2003 como en 2011, fueron positivos para todos los deciles considerados –1, 5 y 9– y además decrecientes a medida que se ascendía en la distribución condicionada del ingreso. Ver Cuadro 7. Es decir que el premio a la registración entre los asalariados de mayores ingresos fue inferior al vigente entre los trabajadores con bajos ingresos, controlando por nivel educativo, edad, y demás covariables. Ello confirma que las remuneraciones de los asalariados en los puestos registrados en la seguridad social no sólo fueron más elevadas a lo largo de toda la distribución condicionada del ingreso, sino también que mostraron tener una menor dispersión interna.

b) La educación

El impacto distributivo de un cambio en la composición educativa de la fuerza de trabajo es el resultado de dos movimientos que pueden ir en dirección opuesta o, eventualmente, potenciarse. Inicialmente, cuando la proporción de trabajadores con alto nivel educativo es reducida, tendría lugar un efecto estrictamente de composición por el cual sucesivos incrementos relativos de este grupo –que tienen salarios más elevados– va a desencadenar aumentos en la desigualdad global. Tal dinámica continúa hasta que, dado que los trabajadores de bajo nivel educativo –y con bajos salarios– han devenido una proporción minoritaria en el total de los asalariados, los incrementos adicionales en el grupo de los que tienen mayor educación provocan la reversión de esa tendencia. Esta última fase, de reducción de la desigualdad a medida que continúa aumentando la proporción de trabajadores de mayor nivel educativo, ocurrirá toda vez que esa modificación conlleve una caída en la varianza global de las remuneraciones. En otros términos, si la dispersión es mayor entre los trabajadores de mayor nivel educativo que entre los de menor educación, y tiende a ampliarse, el deterioro distributivo puede continuar. Por otro lado, opera un efecto asociado a la tasa de retorno salarial vinculada a cada nivel educativo. Téngase en cuenta que conforme se van produciendo los cambios de composición recién señalados pueden producirse alteraciones en los premios salariales asociados a las diferentes dotaciones de capital humano. Tales variaciones dependerán, a su vez, de diversos factores como el grado en que pueden ser sustituidos trabajadores de distinto nivel educativo, entre otros.

Ambos efectos pueden ser en parte aproximados a través de los modelos *UQR*. Los coeficientes estimados en cada uno de los cuantiles no condicionados –considerados en sí mismos– pueden ser interpretados como una aproximación a las tasas de retorno salariales. A su vez, la comparación del valor alcanzado por estos coeficientes para los diversos

cuantiles que se están considerando conforma una aproximación razonable del efecto composición –es decir aquel que resulta de cambios en la participación relativa de los trabajadores según su nivel educativo–. Centrando el análisis en este último aspecto, los resultados obtenidos en 2003 para el nivel educativo medio permiten concluir que un aumento de estos trabajadores –distribuidos igualitariamente a lo largo de toda la distribución salarial– tendría un efecto neutro sobre la desigualdad. Nótese que los coeficientes no difirieron –estadísticamente– entre los diversos deciles considerados. Tal comportamiento se mantuvo en 2011 aunque fue algo más débil. Ver Cuadro 6. Tales resultados se encuentran en línea con el elevado porcentaje de asalariados con educación secundaria completa. Por otro lado, los impactos distributivos de cambios en la proporción de trabajadores con educación superior completa, mostraron un panorama bastante diferente. Efectivamente, el incremento relativo de este grupo manifestó un claro efecto concentrador. Obsérvese que el coeficiente en el decil 1 fue 0,14 y 0,12, en 2003 y 2011 respectivamente, mientras que en el decil 9 tales guarismos fueron 0,50 y 0,46 para ambos extremos del lapso considerado.

Procede enfatizar, nuevamente, que las diferencias en los coeficientes asociados a cada decil están capturando básicamente los impactos atribuibles a cambios en la composición de la fuerza de trabajo –en este caso con relación a la dotación de capital humano– bajo el supuesto de que las tasas de retorno no han variado. Los presuntos efectos distributivos de los cambios en los retornos educativos –que se recordará podrían ser consecuencia de los cambios en la participación relativa de los grupos considerados– pueden aproximarse al comparar los premios salariales asociados a la educación para 2003 y 2011 en el modelo estándar. Ver Cuadro 4. Allí se pudo apreciar que estos coeficientes se redujeron para ambos niveles educativos –medio y superior– en forma notoria en este lapso. De tal forma que cabe inferir que el impacto distributivo global de un aumento del nivel educativo medio podría ocasionar un descenso de la inequidad que no sería descontado por la variación en tasa de retorno salarial asociada a ese nivel. Análogamente, el deterioro distributivo que propiciaría un aumento de la proporción de los asalariados con estudios superiores completos se vería compensado –parcial o totalmente– por la caída en los retornos salariales para este nivel.

Tales resultados no habilitan postular la pérdida de relevancia de la educación en la determinación de los salarios. En efecto, los diferenciales salariales al interior de los cuantiles condicionados –*CQR*– se mostraron significativas tanto en 2003 como en 2011. Ver Cuadro 7.

c) La calificación de los puestos de trabajo

El panorama que surge de los coeficientes de los modelos *UQR* para los distintos tipos de calificaciones permite confirmar la presencia de dos comportamientos diferenciados. De una parte, tanto en 2003 como en 2011, el aumento de puestos de trabajo operativos – respecto de los puestos que demandaban trabajadores no calificados– mostró tener efectos igualadores. Nótese que el diferencial tendió a ser nulo entre los que tenían los salarios más elevados –en el decil 9– mientras que fue positivo en los deciles 1 y 5 –siendo mayor

incluso en el primero—. Ver Cuadro 6. Puede verificarse, además, que tal efecto no se vio contrariado por la evolución de los retornos salariales a la calificación operativa. En efecto, no se constató un cambio en el nivel de ese premio salarial. Ver Cuadro 4.

Por otra parte, el impacto sobre la dispersión salarial mostró ser el opuesto al evaluar los cambios en la composición de los asalariados según estén empleados en puestos de calificación técnica o profesional. Precisamente, en ambos casos en 2003, los coeficientes se mostraron más altos y positivos en el decil 9 respecto de los valores estimados en el decil más bajo. Ello indica que un aumento en la proporción de estos trabajadores —distribuido igualmente en toda la distribución salarial— acarrearía un incremento salarial mayor para quienes se ubicaban en el extremo superior del ordenamiento salarial. Hecho que estaría relacionado con el mayor salario asociado a estas categorías y su menor peso relativo. El panorama se modificó parcialmente en 2011 cuando los parámetros relativos a la calificación técnica morigeraron su tendencia regresiva. Ver Cuadro 6.

IV. La descomposición del cambio distributivo

Se recordará que la reducción de la inequidad salarial obedeció principalmente a la más intensa elevación de las remuneraciones ubicadas en el tramo inferior del ordenamiento distributivo: se redujo en mayor cuantía la brecha 90/50 que la correspondiente a la 50/10. Ver Cuadro 3. Tal comportamiento, que contrasta con la polarización salarial que había tenido lugar durante el decenio anterior, sugiere que habrían incidido en este resultado algunos factores institucionales. En efecto, el hecho de que se hayan producido tales alteraciones —francamente diferentes en su intensidad— en diferentes puntos de la distribución salarial y en un contexto de mayor dinamismo de la demanda de trabajadores de mayor educación —cuyo correlato habitual es la elevación de los salarios de este grupo y así el deterioro distributivo— justifica la formulación de tal hipótesis. En el apartado anterior se avanzó en parte sobre esta cuestión. En efecto, se pudo constatar que un aumento de la proporción de trabajadores registrados, así como de aquellos en puestos que demandan calificaciones operativas, favorecería la compresión de la estructura salarial.

Ambos resultados pueden ser interpretados como marcadores de la injerencia de variables institucionales. La estructura de remuneraciones de los trabajadores registrados exhibe un “piso salarial” persistentemente más elevado que el correspondiente a los asalariados en puestos no registrados. Ese umbral puede interpretarse como resultado de la influencia combinada de diversos factores. De una parte de la regulación sobre el salario mínimo —y sus sucesivas actualizaciones— y por otro lado por los reajustes sobre los salarios básicos en cada sector de actividad —acordados en las negociaciones colectivas—. Ambas instancias tienen un efecto compresor sobre la estructura salarial por cuanto impactan directamente en la base de la pirámide salarial siendo la difusión hacia el resto del escalafón salarial de menor intensidad. En forma análoga, la dinamización del accionar sindical —y su correlato en la revitalización de las negociaciones colectivas— tiende a reducir los diferenciales salariales según los requerimientos de calificación de los puestos de trabajo.

Los impactos distributivos de las diversas variables analizadas tomados en forma individual pueden reforzarse y/o neutralizarse en su efecto agregado sobre la desigualdad. Se desprende de ello la utilidad de acometer un análisis integral de la influencia de cada uno de estos factores sobre la desigualdad salarial –y su cambio– entre 2003 y 2011. Ver Cuadros 8 y 9. Tal análisis es posible recurriendo a la aplicación de la descomposición Oaxaca-Blinder sobre los cambios temporales en los indicadores distributivos. En este artículo realizó la mencionada descomposición a la variación que exhibieron el coeficiente de Gini y la Varianza Logarítmica.

Se puede verificar que el efecto dotación o composición tuvo una influencia favorable a la reducción de la inequidad pero globalmente minoritaria. Fueron los retornos salariales – globalmente el efecto estructura salarial– los que ejercieron un impacto mayoritario. Puede apreciarse que alrededor del 85-90% de la reducción de la desigualdad obedeció a este último efecto. En otros términos, de no haberse producido tales modificaciones en la estructura salarial, la variación en la desigualdad salarial entre 2003 y 2011 hubiera sido muy leve, apenas superior a un punto en el coeficiente de Gini.

En el análisis de cada uno de los factores intervinientes en tal reducción cabe destacar la influencia del valor asociado a la constante. Efectivamente, este coeficiente salarial –que no puede ser asociado con ninguna de las variables independientes incluidas en el modelo– fue el que más contribuyó a la reducción de la inequidad. Nótese que su valor fue de tal cuantía que superó la diferencia global que mostraron los indicadores distributivos considerados. El retorno salarial a la constante captura aquella fracción de las remuneraciones que no se encuentra asociada a los determinantes incluidos en el modelo. En las ecuaciones salariales estándar –modelos mincerianos– ese coeficiente suele ser interpretado como el salario de referencia correspondiente al grupo de individuos contra el cual se realiza la comparación. En la descomposición Oaxaca-Blinder –como la que se efectuó para la diferencia salarial entre trabajadores registrados y no registrados– la interpretación del retorno salarial a la constante indica el componente de segmentación pura –o discriminación si el análisis se hubiera realizado entre mujeres y varones–. En la descomposición que aquí se está realizando tal cifra refleja el impacto distributivo de los cambios en los salarios que no pueden ser atribuidos a ninguna de las variables independientes. Puesto en otros términos, la interpretación de tal resultado indica que los salarios en Argentina tendieron a incrementarse con mayor intensidad relativa entre todos aquellos asalariados ubicados en la parte inferior de la distribución del ingreso. Tal panorama resulta coherente con el entorno institucional y normativo vigente en el período bajo análisis que propició la recomposición de las remuneraciones desde la base de la pirámide salarial con relativa autonomía tanto de las características personales y como de los puestos de trabajo y/o empresas.

No obstante, cabe agregar que no fue este el único factor interviniente a favor de una estructura salarial más comprimida. En este sentido, el retorno salarial a la calidad del empleo –medido a través de la registración del puesto de trabajo– fue el segundo determinante más potente en pos de una mayor igualdad salarial. Ello resulta compatible con el fuerte aumento de la registración ya señalado, que impactó sensiblemente sobre los trabajadores de bajo nivel educativo –por ejemplo– quienes vieron incrementar

notoriamente sus remuneraciones por esa transformación. En menor cuantía, los retornos salariales asociados a la calificación, al tamaño del establecimiento y a la edad –en ese orden– tuvieron también un rol favorable a la reducción de la inequidad salarial. Por su parte, los diferenciales salariales vinculados a las diversas regiones del país, a los sectores de actividad y a la educación mostraron tener un comportamiento contrario a la reducción de la dispersión salarial. Ello no resulta sorprendente teniendo en cuenta que las normas institucionales a las que se viene haciendo referencia tienden a asegurar mínimos salariales los cuáles pueden ser superados por las empresas. En ese marco, es factible que las firmas de las regiones/ramas de actividad con ventajas comparativas o mayor productividad hayan estado dispuestas a pagar remuneraciones más elevadas para aquellos trabajadores más educados dado el contexto expansivo que caracterizó a este período.

Conclusiones

El análisis descriptivo de la evolución del empleo y de los salarios entre 2003 y 2011 mostró tendencias contrapuestas. Por un lado se pudo apreciar que cambió el perfil educativo de los asalariados privados a favor de aquellos con mayor instrucción. El aumento relativo de la fuerza de trabajo con educación media y alta fue bastante superior al incremento observado para el mismo período en la población adulta. El sesgo de la demanda de empleo hacia este segmento de trabajadores no se tradujo, sin embargo, en un alza de sus salarios respecto de las remuneraciones percibidas por los ocupados con baja educación. Al contrario, una característica relevante del período fue la reducción de este diferencial salarial. La discrepancia entre el dinamismo del empleo según ciertas características/atributos de los trabajadores y la evolución de los salarios, en el sentido recién señalado, no se limitó exclusivamente a la dotación educativa. Similar patrón de comportamiento se verificó también en otras variables como la calificación –aumentaron los puestos de trabajo operativos y técnicos mientras que los salarios no reflejaron ese mayor dinamismo– y el tamaño del establecimiento –se redujo el empleo en pequeñas firmas pero los salarios promedio en estos establecimientos no se retrasaron en la estructura de remuneraciones–.

Los cambios en la composición del empleo y en la estructura de los salarios tienen un correlato en el balance distributivo. El signo del mismo dependerá de cuál es el factor que prevalece –empleo o salarios– y sus características. En particular, del grado de dispersión salarial –inter-grupo e intra-grupo– y de los pesos relativos de los subgrupos relevantes de trabajadores. En el caso argentino se constató un fuerte descenso en la inequidad salarial del orden del 15% respecto del coeficiente de Gini observado en 2003. Se verificó, además, que ese declive en la concentración salarial obedeció a la más intensa recomposición de ingresos en la parte inferior de la distribución.

Tal comportamiento es compatible con los efectos que producen ciertas variables institucionales –como el salario mínimo– y/o los acuerdos salariales entre trabajadores y empleadores en los que se definen las remuneraciones básicas del sector o rama de actividad. Estas regulaciones, que tienen un impacto directo sobre los puestos de trabajo

registrados, junto a otras normas dispuestas por los gobiernos –e.g. incrementos salariales de sumas fijas– podrían contrarrestar, neutralizar o exacerbar los impactos sobre los salarios de cambios en la demanda de empleo. Las ecuaciones salariales –estimadas a través de regresiones por cuantiles no condicionados– permitieron evaluar la incidencia de variables sociodemográficas y de otras características de los puestos de trabajo en diferentes partes de la distribución salarial así como sobre indicadores distributivos sintéticos. De tal manera que resultó posible extraer conclusiones acerca de los efectos de cambios marginales en las mismas sobre la concentración de las remuneraciones.

El análisis del caso argentino suministró evidencias acerca de la influencia que ejerció la mejora en la calidad del empleo. En efecto, el retorno salarial asociado a los puestos de trabajo de mayor calidad –medida a través de la registración en el sistema de seguridad social– reveló ser un potente determinante de la igualdad salarial. Los modelos estimados mostraron que, tanto en 2003 como en 2011, aquellos ocupados ubicados en la parte inferior de la distribución salarial no condicionada se habrían beneficiado en mayor cuantía por un incremento de la registración distribuido igualitariamente en el conjunto de los trabajadores. En la interpretación de tal resultado cabe tener en consideración que el incremento de la registración fue de considerable magnitud –equivalente al 90% de la variación global neta del conjunto de asalariados privados– y alcanzó así a una proporción relevante de trabajadores que percibían salarios bajos. De tal forma que el aumento del empleo protegido contribuyó a disminuir la inequidad salarial entre los trabajadores del sector privado debido a que quienes accedían a un puesto de trabajo registrado lograban, por esa condición, ascender en el ordenamiento distributivo. Cabe notar que el premio salarial a la registración –evidencia de segmentación laboral– no se redujo entre extremos del período y que el salario promedio de estos trabajadores fue superior en algo más del 80% al percibido por los asalariados no registrados.

Otra pieza de evidencia que arrojó el análisis efectuado es que a pesar del cambio de perfil educativo en la fuerza de trabajo asalariada se constató una marcada caída en los retornos salariales a la educación. Efectivamente, en prácticamente la totalidad de los modelos salariales estimados tales coeficientes se redujeron entre extremos del período. En consecuencia puede conjeturarse que se habría producido un cambio de relevancia en los determinantes salariales desde aquellos centrados en los atributos personales hacia los que tienen su origen en las características de los puestos de trabajo. Tal giro concuerda con el protagonismo que mostraron algunos dispositivos institucionales que tendieron a elevar los salarios más bajos con prescindencia de las características personales de los trabajadores. Cabe señalar en este sentido la política de salario mínimo, la multiplicación de las negociaciones colectivas y el creciente accionar sindical. Los resultados de la descomposición del cambio en los indicadores distributivos seleccionados confirmaron tal aseveración.

Bibliografía

Acemoglu, D. (2002), “Technical Change, Inequality and the Labor Market,” *Journal of Economic Literature* 40 (1): pp. 7-72.

Autor, D.H., Katz, L.F. and M.S. Kearney (2006), “The Polarization of the U.S. Labor Market,” *American Economic Review* 96, 189–194.

Blinder, A., (1973), “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates,” *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.

Di Nardo, J., N. M. Fortin, and T. Lemieux, (1996), “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach,” *Econometrica*, 64, 1001-1044.

Firpo, S., N. Fortin and T. Lemieux (2009), “Unconditional Quantile Regressions”, *Econometrica*, Vol. 77, pp. 953–973, May.

Fortin N. M., T. Lemieux, S. Firpo (2011), “Decomposition Methods in Economics”, in: O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North-Holland, Elsevier, Vol. 4A, pp. 1-102.

Fournier, J. y I. Koske (2012), “Less Income Inequality and More Growth – Are they Compatible? Part 7. The Drivers of Labour Earnings Inequality – An Analysis Based on Conditional and Unconditional Quantile Regressions”, *OECD Economics Department Working Papers, No. 930*, OECD Publishing

Freeman, R. B. y L. F. Katz (1995), *Differences and Changes in Wage Structures*. Chicago: University of Chicago Press.

Juhn, C., K. Murphy, and B. Pierce, (1993), “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill,” *The Journal of Political Economy*, 101, 410-442.

Krueger, A. B., (1993), How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Micro Data, *Quarterly Journal of Economics*, CVIII: 33-60.

Lemieux, T., (2006), “Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill?”, *American Economic Review* 96(3), 461- 498.

Lemieux, T., (2008), “The Changing Nature of Wage Inequality”, *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 21(1), pages 21-48, January.

Machado, J. y J. Mata, (2005), “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression”, *Journal of Applied Econometrics*, 20, 445–465.

Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press: New York.

Oaxaca, R. (1973), Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review* 14: 693-709.

CUADROS

Cuadro 1: Composición de los asalariados de tiempo completo del sector privado con edades entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.

Características seleccionadas	IV trim. 2003	IV trim. 2011
Varones	74,1%	73,5%
Edades entre 18 y 29	35,8%	33,0%
Edades entre 30 y 39	30,4%	33,1%
Edades entre 40 y 49	21,7%	21,2%
Edades entre 50 y 59	12,1%	12,8%
Jefes de hogar	56,8%	51,6%
Registrados	62,4%	71,7%
Con primario completo	45,2%	40,1%
Con secundario completo	40,1%	44,5%
Con universitario completo	14,7%	15,4%
No calificados	24,8%	19,9%
Calificación operativa	55,1%	61,9%
Calificación técnica	13,8%	11,9%
Calificación profesional	6,3%	6,4%
Hasta 5 ocupados	38,5%	29,4%
De 6 a 40 ocupados	32,2%	37,1%
Más de 40 ocupados	29,4%	33,5%
Construcción	7,1%	10,3%
Comercio	30,0%	28,0%
Servicios sociales	11,2%	10,1%
Transporte y comunicaciones	13,1%	12,8%
Industria	25,2%	25,4%
Servicios Modernos	13,4%	13,4%
Gran Buenos Aires	64,4%	60,4%
Región Noreste	2,9%	3,4%
Región Noroeste	6,1%	7,3%
Región Pampeana	19,2%	20,7%
Región de Cuyo	5,0%	5,5%
Región Patagónica	2,3%	2,6%

Fuente: Elab. propia en base a EPH

Cuadro 2: Salarios horarios relativos y coeficiente de variación salarial (en cada categoría). Trabajadores del sector privado de tiempo completo entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.

Características seleccionadas	Salarios relativos		Coeficiente de variación	
	IV trim. 2003	IV trim. 2011	IV trim. 2003	IV trim. 2011
Promedio	1	1	0,88	0,75
Mujer	1,05	0,98	0,78	0,61
Varón	0,98	1,01	0,92	0,80
Edades entre 18 y 29	0,76	0,78	0,68	0,58
Edades entre 30 y 39	1,10	1,09	0,88	0,75
Edades entre 40 y 49	1,18	1,16	0,94	0,83
Edades entre 50 y 59	1,14	1,05	0,80	0,63
Jefes de hogar	1,13	1,11	0,90	0,79
No jefes de hogar	0,83	0,88	0,76	0,63
Registrados	1,20	1,15	0,82	0,70
No registrados	0,67	0,63	0,83	0,67
Con primario completo	0,71	0,77	0,65	0,55
Con secundario completo	1,04	1,01	0,74	0,70
Con universitario completo	1,79	1,58	0,82	0,72
No calificados	0,64	0,69	0,65	0,56
Calificación operativa	0,87	0,94	0,66	0,68
Calificación técnica	1,56	1,32	0,62	0,57
Calificación profesional	2,37	1,94	0,80	0,73
Hasta 5 ocupados	0,72	0,76	0,76	0,66
De 6 a 40 ocupados	0,95	0,92	0,71	0,59
Más de 40 ocupados	1,42	1,30	0,86	0,76
Construcción	0,74	0,72	0,83	0,56
Comercio	0,76	0,83	0,70	0,55
Servicios sociales	1,13	1,11	0,72	0,58
Transporte y comunicaciones	0,97	1,01	1,03	0,69
Industria	1,10	1,16	0,96	0,92
Servicios Modernos	1,40	1,17	0,72	0,61
Gran Buenos Aires	1,10	1,05	0,86	0,73
Región Noreste	0,62	0,67	0,99	0,73
Región Noroeste	0,67	0,69	1,02	0,68
Región Pampeana	0,87	0,98	0,82	0,81
Región de Cuyo	0,70	0,83	0,67	0,54
Región Patagónica	1,20	1,55	0,87	0,62

Fuente: Elab. propia en base a EPH

Cuadro 3: Indicadores distributivos. Asalariados del sector privado de tiempo completo entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.		
	IV trim. 2003	IV trim. 2011
Variación logarítmica	0,512	0,393
Gini	0,390	0,331
Brechas		
90/10	5,76	4,55
90/50	2,54	2,15
50/10	2,27	2,12
Variación nominal		
Q 10	1	5,9
Q 50	1	5,5
Q 90	1	4,7
Fuente: Elab. propia en base a EPH		

Cuadro 4: Ecuación salarial estándar (Tipo Mincer) (1). Asalariados del sector privado de tiempo completo entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.

Variable dependiente: Log del salario horario				
Variables independientes	IV trim. 2003		IV trim. 2011	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
Varón	0,047	<u>0,021</u>	0,063	<u>0,014</u>
Edad entre 30 y 39	0,148	<u>0,021</u>	0,112	<u>0,014</u>
Edad entre 40 y 49	0,167	<u>0,024</u>	0,119	<u>0,017</u>
Edad entre 50 y 59	0,208	<u>0,028</u>	0,103	<u>0,019</u>
Jefe de hogar	0,099	<u>0,019</u>	0,076	<u>0,012</u>
Registrado en Seg. Soc.	0,387	<u>0,019</u>	0,385	<u>0,014</u>
Educación media completa	0,214	<u>0,018</u>	0,139	<u>0,013</u>
Educación superior completa	0,353	<u>0,031</u>	0,283	<u>0,021</u>
Calificación operativa	0,132	<u>0,019</u>	0,146	<u>0,014</u>
Calificación técnica	0,439	<u>0,030</u>	0,255	<u>0,023</u>
Calificación profesional	0,681	<u>0,043</u>	0,525	<u>0,031</u>
Establec. con 6 a 40 ocupados	0,088	<u>0,019</u>	0,063	<u>0,014</u>
Establec. con más de 40 ocupados	0,167	<u>0,023</u>	0,213	<u>0,016</u>
Comercio	0,022	<u>0,031</u>	-0,021	<u>0,019</u>
Servicios sociales	0,012	<u>0,038</u>	-0,011	<u>0,025</u>
Transporte	0,050	<u>0,035</u>	-0,053	<u>0,023</u>
Industria	0,122	<u>0,032</u>	0,049	<u>0,020</u>
Servicios modernos	0,106	<u>0,037</u>	0,010	<u>0,023</u>
Gran Buenos Aires	0,427	<u>0,032</u>	0,291	<u>0,022</u>
Noroeste	0,044	<u>0,034</u>	0,001	<u>0,022</u>
Región Pampeana	0,271	<u>0,031</u>	0,289	<u>0,021</u>
Cuyo	0,083	<u>0,037</u>	0,141	<u>0,025</u>
Patagonia	0,542	<u>0,039</u>	0,695	<u>0,024</u>
Constante	-0,187	<u>0,043</u>	1,684	<u>0,028</u>
Obs.	4431		7026	
Adj R Sq	0,4693		0,4735	

1) Con control de selección muestral
Fuente: Elab. propia en base a EPH

Cuadro 5: Descomposición Oaxaca-Blinder de diferencia salarial entre asalariados registrados y no registrados. Asalariados del sector privado de tiempo completo entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.

	IV trim. 2003		IV trim. 2011	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Diferencia log. salario bruta (no reg-reg)	-0,670	0,020	-0,673	0,015
Descomposición				
Dotación	-0,28	0,02	-0,29	0,01
Retornos	-0,38	0,03	-0,38	0,02
Interacción	-0,01	0,02	0,00	0,02
Apertura de Efectos Retornos				
Varón	0,04	0,03	0,03	0,03
Edad entre 30 y 39	-0,01	0,01	0,02	0,01
Edad entre 40 y 49	-0,01	0,01	0,00	0,01
Edad entre 50 y 59	-0,01	0,01	-0,01	0,01
Jefe de hogar	-0,02	0,02	-0,03	0,02
Educación media completa	-0,03	0,02	-0,04	0,01
Educación superior completa	-0,01	0,01	-0,01	0,01
Calificación operativa	0,04	0,02	0,06	0,02
Calificación técnica	0,01	0,01	0,03	0,01
Calificación profesional	0,02	0,01	0,02	0,01
Establec. con 6 a 40 ocupados	0,01	0,01	0,03	0,01
Establec. con más de 40 ocupados	0,02	0,02	0,00	0,02
Comercio	-0,01	0,02	-0,01	0,01
Servicios sociales	0,00	0,01	-0,01	0,01
Transporte	-0,02	0,01	-0,03	0,01
Industria	-0,03	0,02	-0,05	0,01
Servicios modernos	-0,03	0,01	-0,01	0,01
Gran Buenos Aires	0,07	0,02	0,00	0,01
Noroeste	0,00	0,01	-0,01	0,01
Región Pampeana	0,07	0,02	0,04	0,01
Cuyo	0,03	0,01	0,01	0,01
Patagonia	0,01	0,01	0,01	0,01
Constante	-0,52	0,09	-0,43	0,06

Fuente: Elab. propia en base a EPH

Cuadro 6: Regresiones por cuantiles no condicionados (UQR). Asalariados del sector privado de tiempo completo entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.

Variable dependiente: Log del salario horario												
Variables independientes	IV trim. 2003						IV trim. 2011					
	Q 10		Q 50		Q90		Q 10		Q 50		Q90	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
Varón	-0,048	<u>0,048</u>	0,054	<u>0,026</u>	0,112	<u>0,044</u>	-0,015	<u>0,038</u>	0,052	<u>0,016</u>	0,147	<u>0,029</u>
Edad entre 30 y 39	0,135	<u>0,048</u>	0,138	<u>0,027</u>	0,189	<u>0,042</u>	0,186	<u>0,038</u>	0,080	<u>0,016</u>	0,108	<u>0,025</u>
Edad entre 40 y 49	0,066	<u>0,055</u>	0,137	<u>0,030</u>	0,287	<u>0,052</u>	0,101	<u>0,045</u>	0,083	<u>0,019</u>	0,187	<u>0,035</u>
Edad entre 50 y 59	0,054	<u>0,065</u>	0,175	<u>0,035</u>	0,352	<u>0,064</u>	0,073	<u>0,052</u>	0,071	<u>0,022</u>	0,191	<u>0,040</u>
Jefe de hogar	0,122	<u>0,046</u>	0,130	<u>0,024</u>	0,067	<u>0,038</u>	0,055	<u>0,034</u>	0,076	<u>0,014</u>	0,066	<u>0,024</u>
Registrado en Seg. Soc.	0,671	<u>0,044</u>	0,439	<u>0,025</u>	0,076	<u>0,034</u>	0,889	<u>0,048</u>	0,323	<u>0,016</u>	0,041	<u>0,021</u>
Educación media completa	0,195	<u>0,043</u>	0,200	<u>0,023</u>	0,238	<u>0,035</u>	0,099	<u>0,038</u>	0,128	<u>0,015</u>	0,163	<u>0,023</u>
Educación superior completa	0,146	<u>0,054</u>	0,286	<u>0,037</u>	0,506	<u>0,089</u>	0,120	<u>0,045</u>	0,249	<u>0,024</u>	0,465	<u>0,051</u>
Calificación operativa	0,228	<u>0,052</u>	0,142	<u>0,025</u>	-0,034	<u>0,028</u>	0,328	<u>0,047</u>	0,118	<u>0,016</u>	0,016	<u>0,020</u>
Calificación técnica	0,304	<u>0,056</u>	0,385	<u>0,037</u>	0,752	<u>0,086</u>	0,324	<u>0,060</u>	0,200	<u>0,027</u>	0,159	<u>0,051</u>
Calificación profesional	0,258	<u>0,072</u>	0,483	<u>0,046</u>	1,430	<u>0,147</u>	0,427	<u>0,058</u>	0,386	<u>0,030</u>	0,806	<u>0,093</u>
Establec. con 6 a 40 ocupados	0,169	<u>0,046</u>	0,083	<u>0,024</u>	0,037	<u>0,035</u>	0,227	<u>0,043</u>	0,030	<u>0,016</u>	-0,020	<u>0,023</u>
Establec. con más de 40 ocupados	0,080	<u>0,044</u>	0,147	<u>0,029</u>	0,302	<u>0,053</u>	0,295	<u>0,040</u>	0,153	<u>0,018</u>	0,217	<u>0,032</u>
Comercio	0,109	<u>0,093</u>	0,061	<u>0,035</u>	-0,063	<u>0,048</u>	-0,108	<u>0,064</u>	0,033	<u>0,021</u>	-0,010	<u>0,029</u>
Servicios sociales	0,118	<u>0,099</u>	0,102	<u>0,045</u>	-0,217	<u>0,078</u>	-0,074	<u>0,069</u>	0,051	<u>0,028</u>	-0,024	<u>0,048</u>
Transporte	0,010	<u>0,100</u>	0,081	<u>0,042</u>	-0,034	<u>0,061</u>	-0,343	<u>0,074</u>	0,030	<u>0,026</u>	0,052	<u>0,041</u>
Industria	0,084	<u>0,092</u>	0,137	<u>0,038</u>	0,158	<u>0,058</u>	-0,177	<u>0,061</u>	0,043	<u>0,022</u>	0,250	<u>0,036</u>
Servicios modernos	-0,049	<u>0,101</u>	0,102	<u>0,044</u>	0,251	<u>0,080</u>	-0,089	<u>0,067</u>	0,041	<u>0,026</u>	0,088	<u>0,046</u>
Gran Buenos Aires	0,709	<u>0,098</u>	0,350	<u>0,038</u>	0,285	<u>0,058</u>	0,419	<u>0,073</u>	0,308	<u>0,024</u>	0,197	<u>0,034</u>
Noroeste	0,106	<u>0,113</u>	-0,026	<u>0,039</u>	0,005	<u>0,053</u>	-0,018	<u>0,081</u>	0,049	<u>0,023</u>	-0,042	<u>0,025</u>
Región Pampeana	0,666	<u>0,098</u>	0,183	<u>0,037</u>	0,033	<u>0,053</u>	0,526	<u>0,070</u>	0,288	<u>0,023</u>	0,112	<u>0,028</u>
Cuyo	0,499	<u>0,112</u>	0,008	<u>0,045</u>	-0,166	<u>0,060</u>	0,373	<u>0,080</u>	0,150	<u>0,027</u>	-0,038	<u>0,032</u>
Patagonia	0,742	<u>0,102</u>	0,443	<u>0,047</u>	0,537	<u>0,092</u>	0,555	<u>0,070</u>	0,588	<u>0,025</u>	0,996	<u>0,056</u>
Constante	-1,375	<u>0,138</u>	-0,155	<u>0,048</u>	0,937	<u>0,072</u>	0,473	<u>0,100</u>	1,801	<u>0,028</u>	2,674	<u>0,043</u>
Obs.	4431						7026					
Adj R Sq	0,168		0,339		0,250		0,198		0,318		0,232	

Fuente: Elab. propia en base a EPH

Cuadro 7: Regresiones por cuantiles condicionados (CQR). Asalariados del sector privado de tiempo completo entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.

Variable dependiente: Log del salario horario												
Variables independientes	IV trim. 2003						IV trim. 2011					
	Q 10		Q 50		Q90		Q 10		Q 50		Q90	
	Coef.	Bootstrap Std. Err.	Coef.	Bootstrap Std. Err.	Coef.	Bootstrap Std. Err.	Coef.	Bootstrap Std. Err.	Coef.	Bootstrap Std. Err.	Coef.	Bootstrap Std. Err.
Varón	0,03	<u>0,04</u>	0,03	<u>0,02</u>	0,07	<u>0,03</u>	0,01	<u>0,02</u>	0,04	<u>0,02</u>	0,10	<u>0,02</u>
Edad entre 30 y 39	0,13	<u>0,03</u>	0,13	<u>0,02</u>	0,17	<u>0,04</u>	0,08	<u>0,02</u>	0,10	<u>0,01</u>	0,13	<u>0,02</u>
Edad entre 40 y 49	0,01	<u>0,04</u>	0,15	<u>0,02</u>	0,28	<u>0,04</u>	0,03	<u>0,03</u>	0,11	<u>0,02</u>	0,19	<u>0,03</u>
Edad entre 50 y 59	0,14	<u>0,03</u>	0,19	<u>0,02</u>	0,27	<u>0,05</u>	0,00	<u>0,03</u>	0,13	<u>0,02</u>	0,18	<u>0,03</u>
Jefe de hogar	0,13	<u>0,03</u>	0,10	<u>0,02</u>	0,10	<u>0,03</u>	0,08	<u>0,02</u>	0,08	<u>0,01</u>	0,07	<u>0,02</u>
Registrado en Seg. Soc.	0,50	<u>0,04</u>	0,37	<u>0,02</u>	0,29	<u>0,03</u>	0,52	<u>0,03</u>	0,35	<u>0,02</u>	0,26	<u>0,02</u>
Educación media completa	0,22	<u>0,03</u>	0,19	<u>0,02</u>	0,22	<u>0,04</u>	0,11	<u>0,02</u>	0,15	<u>0,01</u>	0,16	<u>0,02</u>
Educación superior completa	0,34	<u>0,05</u>	0,30	<u>0,03</u>	0,38	<u>0,09</u>	0,24	<u>0,04</u>	0,28	<u>0,03</u>	0,35	<u>0,04</u>
Calificación operativa	0,17	<u>0,05</u>	0,13	<u>0,02</u>	0,13	<u>0,03</u>	0,13	<u>0,02</u>	0,13	<u>0,02</u>	0,15	<u>0,03</u>
Calificación técnica	0,35	<u>0,05</u>	0,42	<u>0,05</u>	0,50	<u>0,04</u>	0,21	<u>0,03</u>	0,25	<u>0,02</u>	0,28	<u>0,04</u>
Calificación profesional	0,58	<u>0,07</u>	0,67	<u>0,05</u>	0,73	<u>0,09</u>	0,52	<u>0,04</u>	0,51	<u>0,05</u>	0,55	<u>0,06</u>
Establec. con 6 a 40 ocupados	0,05	<u>0,03</u>	0,09	<u>0,02</u>	0,06	<u>0,03</u>	0,10	<u>0,04</u>	0,05	<u>0,02</u>	0,03	<u>0,02</u>
Establec. con más de 40 ocupados	0,09	<u>0,04</u>	0,19	<u>0,03</u>	0,21	<u>0,04</u>	0,27	<u>0,04</u>	0,20	<u>0,02</u>	0,18	<u>0,03</u>
Comercio	0,04	<u>0,06</u>	-0,01	<u>0,04</u>	0,04	<u>0,05</u>	-0,03	<u>0,03</u>	-0,01	<u>0,03</u>	0,04	<u>0,03</u>
Servicios sociales	0,07	<u>0,09</u>	0,00	<u>0,04</u>	0,05	<u>0,07</u>	-0,01	<u>0,04</u>	-0,02	<u>0,03</u>	0,03	<u>0,04</u>
Transporte	0,02	<u>0,06</u>	0,02	<u>0,04</u>	0,11	<u>0,07</u>	-0,11	<u>0,05</u>	-0,05	<u>0,03</u>	0,09	<u>0,03</u>
Industria	0,14	<u>0,06</u>	0,06	<u>0,04</u>	0,19	<u>0,06</u>	0,03	<u>0,03</u>	0,04	<u>0,03</u>	0,16	<u>0,02</u>
Servicios modernos	0,02	<u>0,10</u>	0,07	<u>0,04</u>	0,25	<u>0,07</u>	0,02	<u>0,04</u>	0,01	<u>0,03</u>	0,06	<u>0,02</u>
Gran Buenos Aires	0,49	<u>0,04</u>	0,42	<u>0,04</u>	0,33	<u>0,04</u>	0,26	<u>0,04</u>	0,29	<u>0,03</u>	0,31	<u>0,03</u>
Noroeste	0,13	<u>0,05</u>	0,03	<u>0,04</u>	0,05	<u>0,06</u>	0,04	<u>0,03</u>	-0,02	<u>0,02</u>	-0,02	<u>0,03</u>
Región Pampeana	0,35	<u>0,03</u>	0,26	<u>0,04</u>	0,21	<u>0,03</u>	0,28	<u>0,04</u>	0,25	<u>0,02</u>	0,26	<u>0,03</u>
Cuyo	0,16	<u>0,06</u>	0,10	<u>0,04</u>	0,02	<u>0,05</u>	0,17	<u>0,04</u>	0,12	<u>0,02</u>	0,07	<u>0,04</u>
Patagonia	0,57	<u>0,04</u>	0,51	<u>0,05</u>	0,58	<u>0,07</u>	0,63	<u>0,03</u>	0,68	<u>0,02</u>	0,74	<u>0,03</u>
Constante	-0,88	<u>0,07</u>	-0,08	<u>0,06</u>	0,40	<u>0,07</u>	1,13	<u>0,04</u>	1,78	<u>0,02</u>	2,19	<u>0,03</u>
Obs.	4431						7026					
Pseudo R sq	0,2587		0,2888		0,3241		0,2894		0,2823		0,3142	

Fuente: Elab. propia en base a EPH

Cuadro 8: Regresiones sobre indicadores de desigualdad (modelos RIF). Asalariados del sector privado de tiempo completo entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.

Variables independientes	IV trim. 2003				IV trim. 2011			
	Var. Log Sal. Hor.		Gini		Var. Log Sal. Hor.		Gini	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
Varón	0,054	<u>0,033</u>	0,024	<u>0,015</u>	0,027	<u>0,021</u>	0,028	<u>0,010</u>
Edad entre 30 y 39	-0,005	<u>0,033</u>	0,008	<u>0,015</u>	-0,026	<u>0,021</u>	0,000	<u>0,010</u>
Edad entre 40 y 49	0,145	<u>0,037</u>	0,053	<u>0,017</u>	0,032	<u>0,025</u>	0,018	<u>0,012</u>
Edad entre 50 y 59	0,115	<u>0,044</u>	0,047	<u>0,020</u>	0,081	<u>0,029</u>	0,022	<u>0,013</u>
Jefe de hogar	-0,017	<u>0,030</u>	-0,004	<u>0,014</u>	0,009	<u>0,019</u>	0,004	<u>0,009</u>
Registrado en Seg. Soc.	-0,249	<u>0,029</u>	-0,096	<u>0,013</u>	-0,331	<u>0,021</u>	-0,126	<u>0,010</u>
Educación media completa	0,027	<u>0,029</u>	0,015	<u>0,013</u>	0,037	<u>0,019</u>	0,010	<u>0,009</u>
Educación superior completa	0,192	<u>0,049</u>	0,088	<u>0,022</u>	0,164	<u>0,031</u>	0,061	<u>0,014</u>
Calificación operativa	-0,144	<u>0,031</u>	-0,059	<u>0,014</u>	-0,137	<u>0,022</u>	-0,046	<u>0,010</u>
Calificación técnica	0,217	<u>0,048</u>	0,067	<u>0,022</u>	-0,083	<u>0,034</u>	-0,031	<u>0,016</u>
Calificación profesional	0,677	<u>0,068</u>	0,350	<u>0,031</u>	0,160	<u>0,046</u>	0,107	<u>0,021</u>
Establec. con 6 a 40 ocupados	-0,088	<u>0,030</u>	-0,036	<u>0,014</u>	-0,084	<u>0,021</u>	-0,028	<u>0,010</u>
Establec. con más de 40 ocupados	0,084	<u>0,036</u>	0,027	<u>0,016</u>	0,025	<u>0,024</u>	0,016	<u>0,011</u>
Comercio	-0,046	<u>0,049</u>	-0,025	<u>0,022</u>	0,046	<u>0,029</u>	0,004	<u>0,013</u>
Servicios sociales	-0,187	<u>0,060</u>	-0,095	<u>0,027</u>	0,011	<u>0,037</u>	-0,015	<u>0,017</u>
Transporte	-0,006	<u>0,055</u>	0,020	<u>0,025</u>	0,146	<u>0,034</u>	0,041	<u>0,016</u>
Industria	0,061	<u>0,050</u>	0,026	<u>0,023</u>	0,196	<u>0,030</u>	0,086	<u>0,014</u>
Servicios modernos	0,150	<u>0,059</u>	0,040	<u>0,026</u>	0,075	<u>0,035</u>	0,018	<u>0,016</u>
Gran Buenos Aires	-0,223	<u>0,050</u>	-0,065	<u>0,023</u>	-0,052	<u>0,033</u>	-0,043	<u>0,015</u>
Noroeste	-0,091	<u>0,053</u>	-0,008	<u>0,024</u>	-0,012	<u>0,033</u>	-0,017	<u>0,015</u>
Región Pampeana	-0,308	<u>0,049</u>	-0,087	<u>0,022</u>	-0,154	<u>0,031</u>	-0,066	<u>0,014</u>
Cuyo	-0,320	<u>0,058</u>	-0,096	<u>0,026</u>	-0,161	<u>0,037</u>	-0,077	<u>0,017</u>
Patagonia	-0,093	<u>0,062</u>	-0,011	<u>0,028</u>	0,205	<u>0,036</u>	0,087	<u>0,017</u>
Constante	0,784	<u>0,069</u>	0,469	<u>0,031</u>	0,632	<u>0,042</u>	0,416	<u>0,020</u>
Obs.	4431				7026			
Adj R Sq	0,1085		0,0984		0,089		0,0738	

Fuente: Elab. propia en base a EPH

Cuadro 9: Descomposición Oaxaca-Blinder del cambio en los indicadores distributivos. Asalariados del sector privado de tiempo completo entre 18 y 59 años. Total de aglomerados urbanos.

	Gini		Var. Log.	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
Diferencia bruta (2003-2011)	0,059	<u>0,008</u>	0,118	<u>0,016</u>
Dotación	0,014	<u>0,003</u>	0,041	<u>0,006</u>
Retornos	0,053	<u>0,008</u>	0,103	<u>0,016</u>
Interacción	-0,007	<u>0,003</u>	-0,026	<u>0,008</u>
Apertura Efectos Dotación				
Dot. Sexo	0,000	<u>0,000</u>	0,000	<u>0,000</u>
Dot. Exper.	0,000	<u>0,000</u>	0,000	<u>0,001</u>
Dot. Jefe	0,001	<u>0,001</u>	0,001	<u>0,001</u>
Dot. Reg.	0,011	<u>0,001</u>	0,032	<u>0,004</u>
Dot. Educ.	-0,002	<u>0,001</u>	-0,004	<u>0,002</u>
Dot. Calif.	0,003	<u>0,001</u>	0,009	<u>0,003</u>
Dot. Tam.	0,001	<u>0,001</u>	0,001	<u>0,002</u>
Dot. Rama	0,000	<u>0,001</u>	0,001	<u>0,002</u>
Dot. Región	0,000	<u>0,001</u>	0,001	<u>0,001</u>
Apertura Efectos Retornos				
Coef. Sexo	-0,020	<u>0,014</u>	0,013	<u>0,028</u>
Coef. Exper.	0,013	<u>0,012</u>	0,029	<u>0,024</u>
Coef. Jefe	-0,001	<u>0,009</u>	0,006	<u>0,019</u>
Coef. Reg.	0,040	<u>0,013</u>	0,141	<u>0,026</u>
Coef. Educ.	-0,005	<u>0,010</u>	-0,007	<u>0,021</u>
Coef. Calif.	0,020	<u>0,015</u>	0,064	<u>0,031</u>
Coef. Tam.	0,020	<u>0,012</u>	0,039	<u>0,024</u>
Coef. Rama	-0,040	<u>0,025</u>	-0,174	<u>0,051</u>
Coef. Región	-0,040	<u>0,040</u>	-0,204	<u>0,083</u>
Constante	0,066	<u>0,052</u>	0,198	<u>0,107</u>

Fuente: Elab. propia en base a EPH