



Grupo 2: Distribución del ingreso y pobreza

Descomposición de los cambios en la distribución del ingreso en la década del 90. Nuevas metodologías para responder viejas preguntas.

Julio Fabris

Instituto de Investigaciones Económicas - UBA

jfabris88@yahoo.com.ar

1 _ Introducción

En el estudio de los determinantes de los cambios en la distribución durante la década de la convertibilidad en Argentina, la mayor parte de los trabajos adoptó la metodología de las microsimulaciones. Esta metodología, implica que la población encuestada antes de la implementación de la política que se analiza modifique sus características de empleo, con base en algún criterio paramétrico o aleatorio, para adecuarla a las características prevalecientes luego de los cambios macroeconómicos.

En principio se consideraba que esta metodología constituía un avance (mejor quizás una generalización) respecto de los enfoques pioneros de descomposición, inaugurados por Oaxaca (1973) y Blinder (1973) . Sin embargo en los últimos años la literatura de economía laboral especializada en la evaluación de políticas ha experimentado algunos cambios, tanto de enfoques como de actores.

Los nuevos enfoques surgen de la confluencia de varias líneas de investigación que se desarrollaban en forma separada y que han confluído en desarrollos novedosos. Por una parte se ha realizado una fuerte revalorización de la metodología clásica de Oaxaca-Blinder de descomposiciones, la cual se toma como base para la descomposición, no solo de los valores medios de las variables de interés, como era el caso del modelo original, sino también extendiéndolo a otros estadísticos de interés como la varianza, los cuantiles e incluso los indicadores de desigualdad asociados a la distribución.

Por otra parte, la incorporación de la literatura especializada en evaluación de impacto ha permitido tomar de la misma algunos resultados estadísticos que resultan útiles para la justificación de los métodos de descomposición y para el diseño de la inferencia sobre los mismos.



Además ha cobrado renovada importancia el enfoque de la regresión por cuantiles al hacerse claras las limitaciones de los análisis basados en la media de las magnitudes de interés para la cuantificación de los retornos de las atributos. La regresión por cuantiles permite la estimación de la distribución de la variable de interés, condicional en los valores de los atributos, posibilitando así la realización del ejercicio contrafáctico en que se basa la descomposición.

Finalmente, el concepto de “función de influencia” tomado de la estadística robusta, ha permitido desarrollar un nuevo tipo de análisis basado en la misma , que permite mediante una regresión de esta “función de influencia recentrada” sobre las características y atributos, estimar la distribución no condicionada de la variable de interés. Esto representa un avance por cuanto con la nueva metodología se estiman las influencias sobre la distribución original y no sobre la distribución condicionada, que en general no coincide con la anterior.

En esta ponencia se procede a realizar un estudio de los determinantes de los cambios de la distribución del ingreso durante la década de la convertibilidad, con base en la aplicación de las nuevas metodologías de descomposición de los estadísticos distributivos. Los datos que se utilizan corresponden a las ondas de octubre de 1993 y 1998 de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

La nueva evidencia resulta en algunos casos contradictoria con los estudios tradicionales, en especial respecto de la influencia de los cambios en los retornos a la educación.

2 _ Análisis de los cambios de la desigualdad en el mercado de trabajo en los 90

Comenzaremos realizando un análisis empírico de los cambios en el mercado laboral en la década del 90. Tomaremos como base los datos de la Encuesta Permanente de Hogares correspondiente a las ondas de octubre de 1993 y 1998. La elección de la misma onda para ambos períodos busca evitar la consideración de cambios estacionales en las variables del empleo. El análisis se ha realizado para los aglomerados comunes que figuran en ambas encuestas.

En el Cuadro 1 se detallan las principales características de la población encuestada en las ondas mencionadas, así como los cambios en las mismas evaluados tanto en forma



de diferencias absolutas como en diferencias porcentuales relativas respecto del valor de 1993.

Entre los cambios más relevantes entre ambos años se destaca el crecimiento de la tasa de actividad, el que resulta explicado en un 80% de su magnitud por el aumento de la población desocupada, que pasa del 3,77 al 5,35 del total y sólo en un 20 % por el aumento de la tasa de empleo. Se han propuesto esencialmente dos hipótesis para explicar estas variaciones, la teoría del “trabajador adicional” y la teoría del “trabajador desalentado”¹.

Si bien se observa un leve aumento de la media de los ingresos individuales totales (laborales y no laborales) del 3,71 %, y también aumentan los ingresos familiares totales y per cápita, dicho aumento es sólo de carácter nominal, ya que si se consideran los ingresos deflactados por el índice de precios al consumidor (IPC) estimado por el INDEC el resultado es una disminución de todos los indicadores mencionados. Además se observa en todos los ingresos reportados un aumento de la dispersión, medida tanto por el coeficiente de variación como por el índice de Gini.

En el Cuadro 2 se reporta la estructura de la población ocupada con relación a su posicionamiento como asalariado, cuentapropista, empleador o trabajador sin salario. Puede verificarse en el cuadro un aumento de la asalarización, que pasa del 69,13 al 73,61 de la población ocupada, mientras que el cuentapropismo disminuye su participación en un 13,4 % respecto de la correspondiente a 1993. Por su parte también los empleadores resignan su participación, mientras que los trabajadores sin salario mantienen la suya.

A partir de estas cifras se manifiesta la importancia de la relación asalariada en el mercado laboral argentino, lo cual nos lleva a concentrarnos en la misma para nuestro análisis. En el Cuadro 3 se reportan las características de los asalariados para ambos años, indicando sus características etarias, educativas, de género, además de su posicionamiento en el hogar (jefe/no jefe). Además se han incluido algunas características del puesto laboral como la cantidad de horas semanales trabajadas², la

¹ Altimir, O. y Beccaria, L., (1999)

² Se ha considerado puesto de tiempo completo aquellos con 35 hs semanales o más, desestimando de la muestra los casos en los que se reportaban menos de 10 hs o más de 100 hs semanales



registración, el sector productivo al que pertenece y finalmente la región geográfica en la que se localiza³.

La información consignada en el cuadro muestra que entre los períodos considerados se produjo un incremento en la participación de las mujeres en el mercado laboral, manteniéndose casi sin cambios la proporción de jefes de hogar entre los asalariados. Se verifica también un incremento del trabajo a tiempo parcial y un incremento de la no registración.

En cuanto a la edad de los asalariados⁴ se verifica un cambio cruzado en la participación de las dos primeras franjas etarias, mientras que las dos últimas permanecen casi sin cambios. El segmento de 18 a 29 años incrementa su participación a costa del segmento siguiente, el de 30 a 39 años.

Respecto del nivel educativo de los asalariados, se observa un crecimiento del mismo entre períodos. El segmento con menor nivel educativo, que es el mayoritario, pierde participación con respecto a los niveles superiores, siendo el segmento de nivel universitario el que más se incrementa, desde un punto de vista relativo.

En cuanto a los sectores productivos, se observa una fuerte reducción de la participación de los sectores industriales en el empleo. Esta reducción se acompaña con un fuerte incremento en la participación de los servicios empresariales, el transporte y la construcción.

La magnitud del cambio sectorial, que cuantitativamente implicó que un 8,42 % del total de los asalariados debiera reubicarse en un sector productivo diferente de aquel en que se desempeñaba, constituye un shock importante que puede explicar algunos otros cambios que se relevan al interior del mercado laboral. En un mercado usualmente bastante rígido como acostumbraba ser el mercado laboral argentino a partir de la fuerte sindicalización y del relativamente alto costo de la indemnización por despido, la implementación de la apertura económica y el cambio sectorial que conllevó, podrían haberse constituido en la condición de posibilidad para la manifestación de otras tendencias que se observan, como lo es el incremento de la participación de la mujer, el

³ La compatibilización de sectores comunes en ambas encuestas dejó sin representación a la región NEA (Noreste argentino)

⁴ Hemos considerado solamente a los asalariados entre 18 y 65 años.



incremento en las calificaciones educativas al interior de los ocupados, el incremento de la proporción de puestos de tiempo parcial y la disminución de la registración.

En el Cuadro 4_a se completa la estadística descriptiva del segmento asalariado del mercado laboral con el análisis del salario relativo a la media de cada período. Como puede observarse en el cuadro, el salario relativo de las mujeres mejora pero a costa de un fuerte incremento de la desigualdad en el segmento, mientras que en el caso de los hombres el efecto es el inverso. Idéntica situación se observa en el análisis de los salarios relativos de los integrantes del hogar (jefe / no jefe) lo cual posiblemente responda a que la mayoría de los jefes de hogar son hombres en ambos períodos.

Respecto de la registración, esta característica del puesto registra un aumento del salario relativo y una disminución de la dispersión, ocurriendo lo inverso con los no registrados. Un comportamiento similar se verifica para el trabajo a tiempo completo.

La remuneración por franja etaria registra un aumento de la dispersión para todas las franjas salvo para la de 40 a 49 años, aunque en esta última el salario medio relativo disminuye.

Para la educación, el salario medio relativo de los menos educados se reduce bastante y su dispersión aumenta levemente, mientras que para los asalariados con educación secundaria completa el salario relativo se reduce poco mientras que la dispersión aumenta bastante. Los universitarios recibidos ven aumentado su salario relativo y la desigualdad en el segmento se reduce mucho.

Los cambios reseñados hasta aquí, relacionados con el incremento de la participación de las mujeres y de la franja etaria más joven, que se incorporan con salarios reales menores (y por lo tanto impulsan el promedio de la media salarial de la franja a la baja) podrían estar relacionados con el efecto de las reducciones de puestos de trabajo en muchos sectores, que dejan fuera del mercado laboral a muchos varones de mediana edad. En el mismo sentido podrían interpretarse los incrementos de las calificaciones educativas, del trabajo a tiempo parcial y de la no registración. Al producirse la exclusión de trabajadores varones no educados debido a la reducción de los sectores industriales, por ejemplo, y no poder reingresar al mercado en otros sectores debido a sus bajas calificaciones educativas, son reemplazados por jóvenes y mujeres que deben cerrar la brecha de ingresos de los hogares que estos despidos generan, en condiciones



desfavorables que los obligan a aceptar puestos precarios de trabajo parcial y no registrado.

En cuanto a los sectores productivos, el patrón esperable al disminuir la oferta laboral en los sectores que se reducen haría esperable una baja del salario relativo, mientras que lo contrario debería ocurrir en los sectores que aumentan su participación. El hecho destacable es que este comportamiento no se verifica, sino que son más los sectores en los cuales la participación y la media salarial varían en forma inversa.

Las razones que podrían explicar esta variación en principio contraintuitiva son diversas. Por una parte una variación salarial en relación directa con los cambios de la demanda laboral supondría una flexibilidad que no es característica del mercado laboral argentino. La legislación argentina impide la reducción de los salarios nominales, lo cual constituye una rigidez a la baja de los salarios reales que sólo la inflación permite forzar.

Además, en los casos en que una firma debe reducir personal, podría serle inconveniente prescindir de los empleados mejor pagados, por una parte porque el costo del despido es proporcional al salario y por otra parte porque en general son dichos empleados, en general más capacitados, los que pueden incrementar su carga de tareas realizando labores no calificadas además de las calificadas que son las que justifican su mayor salario. Por las razones apuntadas es posible entonces que un establecimiento que reduce su personal aumente simultáneamente el salario medio que paga.

Otra razón que puede explicar el comportamiento observado puede ejemplificarse con el caso del sector de productos químicos. Este fue uno de los pocos sectores industriales que recibieron significativa inversión extranjera directa, modernizando las plantas existentes y construyendo nuevas instalaciones altamente automatizadas. Aquí podría ser esta automatización la causa de la reducción de personal, así como del aumento de la media salarial observada, provocada posiblemente por la implementación de salarios de eficiencia típicos de los sectores en los que el proceso productivo requiere fuertes inversiones de capital.

Para el caso de los sectores en crecimiento que aumentaron su demanda de trabajo, la expulsión de una gran masa de trabajadores en los sectores en contracción les habrá permitido seguramente contratar a los nuevos trabajadores a un salario más reducido



que el de los ya existentes. Hay también algunos casos especiales, como por ejemplo el de la construcción, que también presenta un comportamiento inverso al esperable. En este sector laboral la legislación no impide el despido ni existe indemnización por cese, lo cual puede haber permitido a los empresarios bajar las remuneraciones aprovechando la desocupación generada por el cambio sectorial.

Por lo comentado, los cambios en la desigualdad no pueden relacionarse unívocamente con los cambios en las medias salariales de los segmentos en los que hemos dividido analíticamente al mercado, sino que son el resultado de procesos complejos que deben investigarse con técnicas más sofisticadas.

Como puede observarse en el cuadro 4 b la desigualdad de los salarios reales entre los años 1993 y 1998 se acentuó en forma notable, tanto desde el punto de vista individual de los asalariados, como así también desde el punto de vista de la influencia de dichos salarios sobre los ingresos familiares basados en los mismos. En el cuadro 4 c puede apreciarse gráficamente el cambio en la distribución del logaritmo de los salarios entre los años 1993 y 1998. Como puede verse la media baja y la distribución se dispersa. Encontrar las causas de estos cambios es lo que nos ocupará en la siguiente sección.

3_ Descomposición de los cambios en el mercado laboral. Nuevas metodologías para responder viejas preguntas.

Hasta hace pocos años, a comienzos del nuevo siglo, el análisis de los cambios en los indicadores distributivos debidos a una política determinada, se realizaba vía una microsimulación. Esta metodología, implica que la población encuestada antes de la implementación de la política que se analiza modifique sus características de empleo, con base en algún criterio paramétrico o aleatorio, para adecuarla a las características prevalecientes luego de los cambios macroeconómicos.

En principio se consideraba que esta metodología constituía un avance (mejor quizás una generalización) respecto de los enfoques pioneros de descomposición, inaugurados por Oaxaca (1973) y Blinder (1973)⁵. Sin embargo en los últimos años la literatura de

⁵ Como puede deducirse del título de este trabajo de algunos de los principales exponentes de la metodología de descomposiciones microeconómicas : Bourguignon, Ferreira, y Leite (2002) “Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distributions across Countries.”



economía especializada en la evaluación de políticas ha experimentado algunos cambios, tanto de enfoques como de actores.

Los nuevos enfoques ⁶ surgen de la confluencia de varias líneas de investigación que se desarrollaban en forma separada y que han confluído en desarrollos novedosos. Por una parte se ha realizado una fuerte revalorización de la metodología clásica de Oaxaca-Blinder de descomposiciones, la cual se toma ahora como base para la descomposición, no solo de los valores medios de las variables de interés, como era el caso en el trabajo original de estos autores, sino también de otros estadísticos de interés como la varianza, los cuantiles e incluso los indicadores de desigualdad asociados a la distribución.

Por otra parte, la incorporación de la literatura especializada en evaluación de impacto ha permitido tomar de la misma algunos resultados estadísticos que resultan útiles para la justificación de los métodos de descomposición y para el diseño de la inferencia sobre los mismos.

Además ha cobrado renovada importancia el enfoque de la regresión por cuantiles al hacerse claras las limitaciones de los análisis basados en la media de las magnitudes de interés para la cuantificación de los retornos de los atributos ⁷. La regresión por cuantiles permite la estimación de la distribución de la variable de interés, condicional en los valores de los atributos, posibilitando así la realización del ejercicio contrafáctico en que se basa la descomposición.

Finalmente, el concepto de “función de influencia” tomado de la estadística robusta, ha permitido desarrollar un nuevo tipo de análisis basado en la misma ⁸, que permite mediante una regresión de esta “función de influencia recentrada” sobre las características y atributos, estimar la distribución no condicionada de la variable de interés. Esto representa un avance por cuanto con la nueva metodología se estiman las influencias sobre la distribución original y no sobre la distribución condicionada, que en general no coincide con la anterior.

3.1 _ Análisis de los determinantes del salario

⁶ Seguimos aquí a Firpo, Fortin y Lemieux en O. Ashenfelter y D. Card (2010) “Handbook of Labor Economics”, Vol. 4A

⁷ Típicamente los retornos a la educación, cuya influencia sobre los cuantiles superiores es en general bastante mayor que sobre los inferiores.

⁸ RIF : recentered influence function, desarrollada por Firpo, Fortin y Lemieux



Dado que el análisis de desigualdad se realizan sobre el ingreso, en nuestro caso más específicamente sobre el ingreso salarial, una forma de abordarlo es apelar a una teoría de determinación de los salarios, en busca de las causas de la desigualdad. Típicamente este tipo de análisis toma como base a la ecuación de Mincer que explica el logaritmo del salario a partir de las características de los trabajadores y de los puestos, y estimando las remuneraciones a las mismas.

3 . 2 _ Ecuaciones a la Mincer

En el Cuadro 6 se reporta la salida de sendas regresiones a la Mincer con control de selección muestral a la Heckman ⁹ para los años de interés. La interpretación de los coeficientes es la de un cambio porcentual del salario si se posee la característica correspondiente, tomando como base la característica omitida. Así es posible determinar para el año 1993, por ejemplo, que el mayor coeficiente corresponde a la educación universitaria completa que, respecto de la primer franja educativa (omitida) eleva el salario un 69,69 % en promedio. En segundo lugar entre los coeficientes positivos encontramos la pertenencia al sector “Establecimientos financieros y Seguros” con un valor de 35,02 %. En este caso la referencia es el sector “Comercio al por menor” y el elevado valor del coeficiente estaría indicando la relevancia de la pertenencia a uno u otro sector.

Por supuesto el valor de estos coeficientes depende de la elección de la característica omitida, por lo que su magnitud debe interpretarse con precaución. Por otra parte no todos los coeficientes son significativos a un nivel seleccionado de significatividad, lo cual se ha indicado en el cuadro. Esta no significatividad se refiere a la relevancia estadística de la diferencia en el coeficiente de la variable reportada respecto de la variable omitida en el grupo.

Finalmente es relevante comparar los coeficientes correspondientes a cada período. Un aumento en un coeficiente alto combinado con un incremento en la cantidad de individuos que poseen dichas características probablemente incrementará la desigualdad. Sería el caso de la educación universitaria completa, cuyo coeficiente pasa

⁹ De las variables agregadas en la ecuación de selección muestral la única que resultó ser significativa fue la presencia de hijos menores de 8 años en el hogar..



de 0,6862 a 0,7296 y cuya participación pasa del 12,69 % al 15,45 % entre los años 1993 y 1998.

Sin embargo este sería un análisis marginal y “ceteris paribus”¹⁰ que no toma en cuenta las posibles variaciones en otras características, por ejemplo los nuevos universitarios empleados podrían reclutarse entre los recién recibidos, que pertenecen a la franja etaria de menores remuneraciones y/o podrían incorporarse a sectores productivos caracterizados por sus bajos salarios relativos.

Otro de los cuestionamientos que ha recibido este análisis es que se realiza sobre la media de la variable dependiente, pero no discrimina la influencia de las variables causales sobre los diferentes cuantiles de la distribución. Así, la influencia de la educación sobre el salario probablemente sea importante cuando la remuneración pertenece a los últimos deciles, mientras que se modera para los salarios bajos. Para poder relevar dicha influencia diferencial se utiliza la regresión por cuantiles, la cual permite estimar la influencia de cada variable explicativa sobre los distintos cuantiles de la distribución de la variable dependiente. Dicha metodología ha sido popularizada a partir del trabajo de los pioneros Koenker y Bassett (1978) y hoy se cuentan entre las herramientas estándar de la microeconomía.

3.3 _ Regresiones por cuantiles condicionados

Los modelos de regresión por cuantiles condicionados (o condicionales) intentan modelizar el efecto que las variables explicativas tienen sobre toda la distribución condicional de la variable explicada, a diferencia de la regresión tradicional que se concentra en los efectos de las primeras sobre la media de esta última.

Básicamente estas regresiones plantean un modelo en el cual el cuantil tau-esimo de la distribución condicional de la variable explicada depende linealmente de las explicativas y de un término de error.

En el Cuadro 7_a se consignan, para el año 1993, las regresiones por cuantiles condicionados¹¹ para la mediana (cuantil 0,5) y para los cuantiles 0,1 y 0,9, ubicados la

¹⁰ O sea que es válido para cambios infinitesimos en las características y además no toma en cuenta efectos de cambios simultáneos de otras variables.

¹¹ La denominación “condicionado” refiere a que el cuantil reportado no es el de la distribución observada de la variable dependiente sino el correspondiente a la distribución de la misma condicionada a las variables explicativas. Esta distribución, que podría estimarse mediante una predicción en la que se



zona inferior y superior de la distribución respectivamente. En el cuadro puede verse como, por ejemplo, el premio a la educación universitaria aumenta a medida que aumenta el cuantil considerado. Contrariamente el diferencial correspondiente a la registración disminuye al aumentar el cuantil de la distribución condicionada de la variable dependiente, posiblemente por la mayor influencia de los salarios mínimos de convenio en los cuantiles inferiores.

En el Cuadro 7_b se muestran varios gráficos que muestran la variación en los parámetros estimados al variar el cuantil considerado del logaritmo del salario real para el año 1993. El gráfico es convincente en cuanto a que las regresiones por cuantiles presentan un panorama más completo de la compleja relación de la variable dependiente respecto de las explicativas.

Uno de los problemas que presenta el análisis por cuantiles condicionados es que estos presentan la influencia de las variables explicativas, no sobre la distribución incondicionada de la variable dependiente, sino sobre la condicionada, que en general no coincide con aquella ¹². A diferencia de la media condicionada, la esperanza del cuantil condicionado no resulta ser igual al valor del cuantil de la distribución poblacional. Como consecuencia de esto los resultados obtenidos de la regresión por cuantiles condicionados no resultan coincidir con los buscados, que en general refieren a la distribución incondicionada.

3.4 _ Regresiones por cuantiles no condicionados

Recientemente Firpo et al (2009) diseñaron una metodología para obtener una regresión por cuantiles que refiera a la distribución no condicionada. Estos investigadores utilizan una herramienta de la estadística robusta en su versión moderna, la función de influencia ¹³. La función de influencia es una medida del cambio en un estimador evaluado sobre una distribución caracterizada por su función de distribución acumulada **F** cuando la misma es contaminada. Formalmente puede verse a un estimador (la media,

utilicen los coeficientes obtenidos de la regresión sobre todo el universo de las variables explicativas, no coincide en general con la distribución no condicionada.

¹² Aunque como se aclaró es una aproximación a la misma determinada por el análisis de regresión.

¹³ Hampel (1974)



el cuantil tau-ésimo, el coeficiente de Gini, etc.) como un funcional de F y escribir , por ejemplo

$$\hat{\theta} = \hat{\theta}(F)$$

Puede entonces pensarse en una contaminación de la función de distribución F mediante el reemplazo de una pequeña masa de probabilidad λ de F por una porción equivalente concentrada en y , con lo cual función de distribución contaminada sería :

$$F_\lambda = \lambda \delta_y + (1 - \lambda)F$$

donde δ_y indica la función de distribución que asigna masa 1 al valor y . La función de influencia de $\hat{\theta}$ en F correspondiente al valor y será :

$$IF_{\hat{\theta}}(y, F) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{\hat{\theta}(F_\lambda) - \hat{\theta}(F)}{\lambda}$$

Una forma más intuitiva de abordar la función de influencia es considerarla el analogo poblacional de la “curva de sensibilidad” de Tukey (1970) que se calcula como :

$$SC_{\hat{\theta}}(y, F) = \frac{\hat{\theta}\left(\frac{n-1}{n}F_{n-1} + \frac{1}{n}\delta_y\right) - \hat{\theta}(F_{n-1})}{1/n} = n\left[\hat{\theta}_n(y_1, y_2, \dots, y_{n-1}, y) - \hat{\theta}_n(y_1, y_2, \dots, y_{n-1})\right]$$

Es decir que esta “curva de sensibilidad” se obtiene sencillamente como la diferencia entre el estadístico estimado con y sin el valor de la observación cuya influencia se busca cuantificar, multiplicada por la cantidad total de observaciones. Esto proporciona una medida de la influencia de dicha observación en la estimación del estadístico.

La literatura de la moderna estadística robusta ha encontrado las expresiones que permiten calcular la función de influencia de muchos estadísticos de interés ¹⁴, entre ellos la media, los cuantiles, la varianza y el coeficiente de Gini, lo que luego permitirá a Firpo y sus coautores ampliar el análisis a los mismos.

Una de las propiedades de la función de influencia de un estadístico es que su esperanza es igual a cero. Con base en la misma Firpo et al proponen la utilización de la “función de influencia recentrada” o RIF que se calcula para cada valor de la distribución como :

$$RIF_{\hat{\theta}}(y, F) = \hat{\theta}_F + IF_{\hat{\theta}}(y, F)$$

¹⁴ Ver por ejemplo Essama-Nssah y Lambert (2009)



Por lo tanto :

$$E\left[IF_{\hat{\theta}}(y, F) | y\right] = 0 \Rightarrow E\left[RIF_{\hat{\theta}}(y, F) | y\right] = \hat{\theta}_F$$

Esta propiedad de integrar al valor del estadístico es lo que permite sortear el inconveniente de que la ley de expectativas reiteradas que se cumple para la media, no se cumple para otros estadísticos, como los cuantiles condicionales de la regresión.

Otra propiedad de interés es que :

$$E\left[\left(IF_{\hat{\theta}}(y, F) | y\right)^2\right] = E\left[\left(RIF_{\hat{\theta}}(y, F) | y\right)^2\right] = AV(\hat{\theta}_F)$$

Siendo AV la varianza asintótica del estimador bajo la distribución de probabilidad F. Es decir que la función de influencia recentrada mide la influencia de cada observación en el cambio del estadístico de interés y además permite estimar el comportamiento asintótico del mismo.

Firpo et al sugieren reemplazar entonces la variable de interés por la RIF de la misma y realizar una regresión sobre las variables explicativas (por ejemplo mediante OLS). Si esto se aplica a un determinado cuantil, por ejemplo la mediana, la técnica consiste en reemplazar la variable de interés (en nuestro caso el logaritmo del salario real) por la RIF de la mediana del logaritmo del salario real y regresarlo contra las variables explicativas por OLS. Los coeficientes obtenidos de esta regresión tienen la interpretación de medir el efecto marginal de un cambio en la variable explicativa sobre la mediana no condicionada. Lo mismo aplica para los cuantiles 0,1 y 0,9 , obteniéndose resultados alternativos a los de la regresión por cuantiles condicionados. En el cuadro 8_b se reseñan las fórmulas de la RIF para los estadísticos que utilizaremos en esta sección.

En el Cuadro 8_a se muestran los resultados de las regresiones RIF del logaritmo del salario real sobre las variables explicativas ya utilizadas en los métodos anteriores. La comparación con los cuantiles condicionados muestra en general una variación mayor de los coeficientes entre los cuantiles extremos, mientras que en algunos casos se nota una inversión de dicha variación. El Cuadro 9 muestra una comparación de dichas regresiones para el año 1993. Un ejemplo del primer caso es el del nivel educativo universitario completo cuyo coeficiente es similar para la mediana pero aumenta su variación en los cuantiles extremos, conservando el signo de la misma. Otro ejemplo es



la registraci3n. Un ejemplo del segundo caso son las horas de trabajo. En la regresi3n condicionada el coeficiente aumenta (aunque levemente) al pasar de los cuantiles inferiores a los superiores, mientras que en el caso de la regresi3n no condicionada dicho coeficiente disminuye. Otras variables muestran diferencias m1s complicadas, por ejemplo el caso de los sectores “16 Administraci3n p1blica y Defensa” y “12 Transporte”. Estas discrepancias indican en cierto sentido las limitaciones que surgen por el hecho de evaluar, en las metodolog1as de cuantiles condicionados, la influencia de las variables explicativas sobre la distribuci3n condicional de la variable explicada y no sobre su distribuci3n incondicionada.

3 . 5 _ Regresiones sobre estad1sticos de desigualdad

De todas maneras, los an1lisis basados en ecuaciones a la Mincer, ya sea sobre la media como sobre los cuantiles, condicionados o no, s3lo informa sobre la influencia de las explicativas sobre los niveles salariales y no sobre la dispersi3n de los mismos.

Para poder obtener algunos indicios sobre los determinantes de la dispersi3n, Firpo et al sugieren reemplazar en las regresiones a la variable explicativa por la RIF (funci3n de influencia recentrada) correspondiente a un estad1stico de medici3n de la desigualdad que sea de inter3s y as1 obtener las influencias buscadas. En el Cuadro 10 a se reporta la regresi3n de las RIF de la varianza y el coeficiente de Gini sobre las 4 variables dicot3micas (g3nero, jefe, tiempo completo y registraci3n) y las 4 variables categoricas no dicot3micas (edad, educaci3n, sector productivo y regi3n) explicativas que hacen un total de 33 influencias (incluyendo la constante) que se reportan al existir 8 categor1as omitidas.

Este an1lisis podr1a indicarnos un orden de relevancia respecto de la influencia de las variables seleccionadas, resaltando que se trata de un an1lisis marginal, dado que se est1 realizando en un contexto est1tico (el a1o no cambia y por lo tanto tampoco lo hacen ni las caracter1sticas ni los coeficientes de las mismas).

Para las variables dicot3micas el valor absoluto del coeficiente nos permite valorar directamente la magnitud de la influencia ¹⁵. La interpretaci3n para el caso de variables categoricas no dicot3micas es m1s compleja porque el valor refiere a la diferencia con

¹⁵ Si la variable es dicot3mica, un coeficiente positivo para la categoria no omitida se corresponder1a con un coeficiente negativo de igual valor absoluto de hab3rsela elegido como omitida.



la variable omitida y de la elección de la misma dependerán las magnitudes de los coeficientes. Es por eso que para realizar la comparación de los coeficientes se los ha normalizado a suma cero para cada grupo, siguiendo la sugerencia de Suits (1984). Esta normalización permite además “purgar” al coeficiente constante de la influencia de la variable omitida. En el Cuadro 10 c se consignan los coeficientes normalizados para todas las categorías para el año 1993.

Para el caso de la varianza del logaritmo del salario real, los ítems que más influyen sobre el aumento de la misma son (en el caso de la regresión sin normalización) : la educación universitaria completa, la constante ¹⁶ y los sectores productivos “servicio doméstico” , “actividades primarias” y “establecimientos financieros y de seguros”, en ese orden. En el otro extremo, como mayor influencia a la disminución del estadístico aparecen el sector “instrucción pública”, la registración, el tiempo de trabajo, la región pampeana y el sector “transporte”. Estos resultados se consignan en el Cuadro 10 d.

Para el caso del Gini se reportan las mismas variables como más influyentes, con la única diferencia de que , entre las que elevan el Gini, la educación universitaria completa y la constante intercambian posiciones, mientras que entre las que lo disminuyen intercambian orden la región pampeana y el sector transporte.

La normalización no cambia en esencia el análisis, salvo para las dicotómicas, que pierden la mitad de su magnitud al referir las influencias a la población promedio ¹⁷, como puede comprobarse en el Cuadro 10 c donde se realiza la misma determinación con los coeficientes sin normalizar. Al comparar los valores del cuadro 10 d con los del cuadro 10 e se puede apreciar como desaparece de los primeros puestos la registración. Por otra parte, una de las variables omitidas, la educación primaria completa aparece como igualadora y, junto con la permanencia de la variable educación universitaria completa entre las más desigualadoras, reafirma la importancia de los retornos a la educación en la desigualdad en este año.

¹⁶ La interpretación de este resultado sobre la constante es elusiva, más aún cuando se han normalizado los coeficientes y la constante ya no incluye los efectos sobre las variables omitidas.

¹⁷ Esta interpretación de “población promedio” planteada por Suits ha sido cuestionada por Kennedy (1986)



El análisis efectuado parece confirmar también la relevancia de la estructura sectorial como uno de los determinantes de la desigualdad, ya que consigna la presencia de 5 sectores productivos dentro de las 10 características más influyentes.

3.6 _Descomposiciones Oaxaca Blinder y sus extensiones

En todo lo anterior se han realizado análisis estáticos, es decir se han determinado coeficientes que indican efectos marginales de cambios en las variables explicativas respecto de las variables explicadas. Un análisis más adecuado para la generación de situaciones contrafácticas se realiza con base en el análisis pionero de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). En el contexto del análisis de la dinámica del nivel salarial entre dos períodos, por ejemplo, la metodología permite evaluar el cambio de la media salarial observado distinguiendo entre dos componentes, uno debido al cambio en las características de los individuos y otro debido al cambio en las remuneraciones a dichas características. Al primero se lo suele denominar cambio explicado o de composición mientras que al segundo se lo llama cambio de la estructura salarial, estructural o no explicado¹⁸.

El análisis puede ser global, y en ese caso se cuantifica globalmente el aporte al cambio de todas las características consideradas para evaluar el primer componente y los cambios de todos los coeficientes para cuantificar el segundo. También puede realizarse un análisis detallado, en el cual se separa la influencia explicada y no explicada de cada variable considerada. Finalmente, lo cual es más conveniente para nuestro caso, la descomposición detallada puede reportarse agrupada como al analista le resulte más informativa. Por ejemplo la influencia de los cambios en las componentes sectoriales puede reportarse unificadamente, lo cual permite realizar un análisis más parsimonioso¹⁹.

En el Cuadro 11 a se detalla la descomposición de Oaxaca-Blinder para el logaritmo del salario entre los dos años de interés. Si bien la variación es pequeña, podemos apreciar

¹⁸ En rigor, la porción no explicada contiene un componente de cambio de los coeficientes a características constantes y además un término de interacción entre los cambios de los coeficientes y de las características.

¹⁹ El problema de la normalización antes mencionado no se presenta en este caso porque sea cual sea la variable omitida, la suma de los coeficientes, es decir su influencia conjunta, no varía. Sólo permanece el hecho de que el valor de la constante se modifica de acuerdo a la variable omitida elegida.



que el cambio en las características hubiera provocado un cambio en sentido opuesto del observado, es decir habría elevado el salario real. Esta elevación que hubieran provocado los cambios en las características de los asalariados si hubieran sido remuneradas como en 1993 fueron más que compensadas por el cambio en los coeficientes, que fueron los que en definitiva resultaron causantes de la disminución que finalmente se observó.

En la descomposición detallada (que para un análisis más parsimonioso se agrupó por la índole de las variables explicativas) se puede constatar que varias características tienen una contribución en el sentido de la disminución observada, por ejemplo el género. Recordemos que el salario medio femenino era más bajo que el masculino en 1993, así el aumento de la proporción de mujeres en el mercado laboral constituye una influencia a la baja de la media salarial. Lo mismo puede razonarse para el tiempo de trabajo, para la registración y para la condición de jefe. En estas características, aumenta la composición de la característica menos remunerada, aunque en el caso del “jefe de hogar” la composición varía muy poco por lo que el coeficiente es no significativo.

El análisis se complejiza para las variables categoriales no dicotómicas. En este caso pueden producirse compensaciones que anulen en el grupo las variaciones debidas a los cambios en las características de algunas categorías. Por ejemplo en el Cuadro 11 b se consigna la misma salida pero sin agrupamientos, aunque solamente se ha reportado la contribución explicada por brevedad. Puede verse como, en el caso de los sectores productivos la contribución de las características a la disminución del salario es el resultado de tendencias contrapuestas de variado tipo. La composición de las mismas resulta en una contribución no significativa a pesar de que varios sectores hacen contribuciones que son significativas individualmente.

De todas maneras, no es en la media salarial en lo que se focaliza nuestro interés sino en la desigualdad y es por eso que esta presentación de la metodología Oaxaca-Blinder tiene por único objeto introducir un análisis basado en ella pero que intenta ir más allá de la media, y abordar la descomposición de otros estadísticos.

3 . 7 Descomposiciones de estadísticos de desigualdad



En el trabajo ya mencionado de Firpo et al (2010) se pasa revista a las metodologías diseñadas para la descomposición, a la Oaxaca-Blinder, de los indicadores de desigualdad. Esta descomposición, que en general se implementa estimando los cuantiles de la distribución condicional de la variable de interés, se dificulta por el hecho de que la ley de expectativas reiteradas no se cumple para los cuantiles, como si ocurría en el caso de la media, y entonces la integración sobre el universo de las características de los cuantiles condicionados en las mismas no coincide con el cuantil incondicionado de la distribución de la variable. En la nomenclatura de los autores :

$$Q_{g,\tau} \neq E_X[Q_{g,\tau}(X)]$$

donde g es el período (inicial-final) , $Q_{g,\tau}$ es el tau-ésimo cuantil de la distribución no condicionada de Y_g , la variable de interés en el período g , y $Q_{g,\tau}(X)$ es el tau-ésimo cuantil de la distribución condicional²⁰ .

Recientemente, Firpo, Fortin y Lemieux (2009) , en adelante FFL, diseñaron una metodología con base en la función de influencia recentrada (RIF) a la que ya nos hemos referido en ocasión de presentar el método de regresión por cuantiles no condicionados. Estos investigadores realizan una extensión de la metodología referida, al trabajar con las funciones de influencia de los estadísticos distributivos como la varianza y el coeficiente de Gini, y sugieren realizar regresiones MCO reemplazando la variable de interés por la RIF de la misma. Una vez realizadas dichas regresiones, es posible descomponer los cambios entre dos períodos simplemente aplicando la metodología Oaxaca-Blinder sobre las regresiones obtenidas.

Las ventajas de este enfoque son varias, por una parte las estimaciones de los estadísticos de interés se realizan sobre la distribución no condicionada, evitándose el problema de la discrepancia que podría surgir si se trabajara con distribuciones condicionadas. Por otra parte, la utilización de la metodología Oaxaca-Blinder permite obtener una descomposición detallada, es decir no solo poder dividir la variación en una porción explicada y una no explicada sino también obtener una cuantificación de la influencia de cada variable explicativa sobre el cambio observado.

²⁰ Las metodologías más usuales son debidas a Machado y Mata (2005) y Chernozhukov, V., Fernandez-Val, I., y Melly, B. (2009), existiendo también un enfoque basado en reponderaciones de DiNardo, J., Fortin, N. y Lemieux, T. (1996)



En el Cuadro 13 se presentan los resultados de la descomposición con esta metodología. Puede observarse que la porción que se obtiene para la parte explicada del cambio suma un 28 % para la varianza y un 27 % para el Gini del logaritmo del salario.

La segunda ventaja mencionada de esta metodología también se muestra en el Cuadro 13, donde aparece, además de la descomposición global, la descomposición detallada (aunque agrupada) de la varianza y el Gini del logaritmo del salario ²¹. En dicho cuadro se puede apreciar que las variaciones significativas de las características corresponden solamente al tiempo de trabajo, a la registración y a la educación, siendo el coeficiente de esta última característica mayor que los de las otras dos sumados. Todos los cambios significativos en las características contribuyen a la elevación de la desigualdad.

Por otra parte, en el caso de la estructura salarial, las variables significativas son solo el tiempo de trabajo y la registración y la constante (cuyo cambio representa la distribución de inobservables). Estos cambios en la estructura salarial resultan, en el caso del tiempo de trabajo y la registración, tener un sentido igualador, mientras que en el caso de la constante, el efecto desigualador de su cambio es el que prima en el balance. Los cambios a la remuneración de las características relacionadas con la educación resultan ser desigualadoras pero no significativas.

A los efectos de poder observar mejor lo que ocurre al interior de los grupos podemos desagregarlos. En el Cuadro 14 se consigna dicha descomposición detallada, incluyendo solamente las categorías que resultan significativas estadísticamente. Como puede verse, la influencia de las características en la variación de los estadísticos distributivos se debe en su mayor parte a la educación. Lo que puede interpretarse es que la reducción ²² del sector de menor nivel educativo tiene un efecto desigualador, el crecimiento correspondiente del sector de graduados universitarios tiene también efecto desigualador, mientras que el crecimiento del sector de secundaria completa tiene efecto contrario. También aportan, aunque en menor medida, el tiempo de trabajo y la

²¹ Los coeficientes se han normalizado a la Suits para purgar a la constante de los efectos de la variable omitida.

²² A grandes rasgos, el sector de primaria completa pierde 6 puntos de participación que aumentan la participación de cada una de las otras categorías en 3 puntos.



registración, en ambos casos por la reducción de la alternativa más igualitaria de cada categoría ²³.

Para el caso de los aportes en el cambio observado de las remuneraciones de las características, el análisis reporta la influencia estadísticamente significativa del tiempo de trabajo, la registración, la región patagónica, la región noroeste y los sectores productivos “administración pública y defensa”, “instrucción pública” y “servicios médicos y otros”, además de la constante. De las variables citadas sólo el sector “administración pública y defensa”, la región patagónica y la constante contribuyeron a la elevación de los estadísticos de desigualdad entre los años 1993 y 1998 ²⁴. Esto es novedoso respecto de los resultados obtenidos con otras metodologías, que resaltaban el rol del aumento en los retornos a la educación ²⁵ como el principal efecto desigualador. Según la metodología basada en las regresiones RIF, el principal efecto desigualador detectado en las remuneraciones (que incluso supera al efecto total observado) está dado por el cambio de los valores de la constante. Este efecto, que surge de cuantificar el cambio de los valores de las constantes obtenidas en las regresiones RIF de cada estadístico para los años 1993 y 1997, estaría indicando cambios que no aparecen imputados a las variables elegidas y por lo tanto no pueden identificarse

En el caso de los coeficientes no normalizados, cuando una de las categorías de cada variable dummy se omite, la constante incorpora en cierto sentido a la misma y su interpretación podría reflejar a la población cuyas características coinciden con las omitidas, mientras que el resto de los coeficientes indica los aportes diferenciales de las restantes características respecto de esa base. Sin embargo, el procedimiento de normalización a la Suits purga a la constante de dichos aportes y por lo tanto el coeficiente de la misma se reduce a indicar el valor de la variable regresada que no está explicado por los regresandos. Como puede apreciarse en el cuadro 15, en nuestro caso dicho aumento, aún normalizado a la Suits, sigue siendo el efecto dominante que incrementa la desigualdad.

²³ El salario relativo de los trabajadores a tiempo completo es más igualitario que el de los trabajadores a tiempo parcial si se lo mide con los estadísticos aquí elegidos, la varianza y el coeficiente de Gini del logaritmo del salario.

²⁴ Aunque sólo la constante es significativa para ambos estadísticos y su magnitud es claramente preponderante.

²⁵ Combinado con el aumento en dichas calificaciones educativas.



Lo anteriormente expuesto sugeriría la inclusión de nuevas variables que permitan explicar dicho cambio en los coeficientes constantes. Debe recordarse que los efectos llamados de interacción ²⁶, ya han sido incluidos con los que corresponden propiamente a la variación de los coeficientes. Esto se debe a que se ha realizado una descomposición en dos componentes y no de tres, donde dichos aportes aparecen explicitados ²⁷.

Para explorar la posibilidad de incluir nuevas variables, el autor ha realizado la inclusión del tamaño de las empresas, el carácter público o privado de la misma ²⁸ y la calificación del puesto, pero ninguna de las variables mencionadas releva aportes significativos en el período.

4 _ Conclusiones

En este trabajo se ha incursionado en una rama de reciente desarrollo y popularidad, como lo es el nuevo análisis de descomposiciones basado en la tradicional metodología Oaxaca-Blinder. Esta incursión ha permitido una exploración de los cambios en la desigualdad en el período de interés con un enfoque novedoso y ha echado luz sobre algunas cuestiones, brindando nuevas respuestas a viejas preguntas. Además de la utilización de las metodologías de regresiones por cuantiles, que evidencian la diversidad de respuestas de la variable explicada a los cambios de las explicativas dependiendo del cuantil que se regrese, se ha utilizado una metodología reciente y aún en progreso como lo es la regresión basada en funciones de influencia recentradas.

Los resultados de dichos ejercicios nos permiten plantear que sólo una porción de los cambios (aproximadamente el 30 %) en los estadísticos de desigualdad puede asignarse al cambio en las características vigentes en el mercado laboral entre ambos períodos ²⁹ (1993-1998), mientras que el resto se debe a los cambios en las remuneraciones a las

²⁶ Que refieren a cambios en los coeficientes multiplicados por cambios en las características, para cada variable.

²⁷ De todas maneras su efecto es de un orden de magnitud inferior al de los cambios de los coeficientes propiamente dichos.

²⁸ Esto debió realizarse para la onda de octubre 1992, dado que la onda octubre de 1993 no posee información sobre dicha variable.

²⁹ En realidad en el análisis de las descomposiciones Oaxaca-Blinder basadas en el RIF de los estadísticos de desigualdad, lo que se descompone son las influencias de los cambios en las características y en las remuneraciones sobre dichos índices entre dos períodos y no . Por brevedad en este análisis se habla de cambio en las características y cambio en las remuneraciones.



mismas entre los períodos. Sorpresivamente los cambios en los retornos a la educación no figuran entre ellos. Antes bien, dichos cambios resultan igualadores, aunque no significativos. Los cambios de las remuneraciones que resultan significativos en un sentido global son solamente los de la registración y el tiempo de trabajo, aunque con un efecto igualador. A nivel desagregado, solamente se registran como desigualadores los cambios en las remuneraciones en la región patagónica y en el sector “administración pública y defensa”. El efecto desigualador principal proviene de los cambios en la constante de las regresiones. Como ya se dijo, dado que trabajamos con coeficientes normalizados a la Suits, dichos valores son influencias que no corresponden a las variables analizadas, por lo que resultan no identificadas.

La conclusión a la que llegamos es que el cambio en la estructura sectorial del mercado laboral, si bien no ha sido la causa de la elevación de los niveles de desigualdad, si ha sido seguramente la condición de posibilidad a través de la cual han ejercido su influencia otros cambios que afectaron a las características prevalecientes en el mercado laboral, en especial en las calificaciones educativas y en los porcentajes de trabajadores a tiempo completo y trabajadores registrados.

Por su parte, las causas de los cambios en la desigualdad provenientes de las remuneraciones a dichas características no han podido ser identificadas con las herramientas disponibles. Si bien el consenso generalizado adjudicaba el protagonismo a los cambios en los retornos a la educación, la aparición de las metodologías basadas en funciones de influencia recentradas ha puesto en duda esta convicción, sin conseguir identificar una variable alternativa.

Bibliografía :

Altimir, O. y Beccaria, L., (1999) “El mercado de trabajo bajo el nuevo régimen económico en Argentina” Serie Reformas Económicas, CEPAL Nro 28

Blinder, A. (1973), .Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates,. Journal of Human Resources 8:436.455.

Bourguignon,F., Ferreira,F. y Leite, P. (2008), "Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for differences in household income distributions," Journal of Economic Inequality 6: 117-148.

Chernozhukov, V., Fernandez-Val, I., y Melly, B. (2009), “Inference on Counterfactual



Distributions," *Econometrica*.

DiNardo, J., Fortin, N. y Lemieux, T. (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica* 64: 1001-1044.

Essama-Nssah, B. y Lambert, P (2011) "Influence functions for distributional statistics". ECINEQ WP 2011 – 236

Firpo, S., Fortin, N. y Lemieux, T. (2010), *Decomposition Methods in economics*, en O. Ashenfelter y D. Card (2010) "Handbook of Labor Economics", Vol. 4A

Firpo, S., Fortin, N. y Lemieux, T. (2009) .Unconditional Quantile Regressions, *Econometrica* 77(3): 953-973.

Hampel, F.R. (1974) "The Influence Curve and Its Role in Robust Estimation", *Journal of the American Statistical Association*, 60, 383–393

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

Kennedy, P. (1986) "Interpreting Dummy Variables". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 1 (Feb., 1986), pp. 174-175

Melly, B. (2005), "Decomposition of differences in distribution using quantile regression," *Labour economics* 12: 577-590.

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

Suits, D. (1984) "Dummy Variables: Mechanics V. Interpretation," *The Review of Economics and Statistics* 66, 177-180.



Anexo de resultados empíricos

Características de la población y de la población ocupada según la EPH.

Cuadro 1 _ Características de la población encuestada (EPH) para los aglomerados comunes				
Características	1993	1998	d_abs	d_rel (%)
hombre	47,97	48,09	0,12	0,25
activo	40,50	42,46	1,96	4,84
ocupado	36,73	37,11	0,38	1,03
desocupado	3,77	5,35	1,58	41,91
tasa desocupación	9,31	12,61	3,30	35,40
tasa actividad	40,50	42,46	1,96	4,84
tasa empleo	36,73	37,11	0,38	1,03
Ing. total individual				
media del salario nominal	624,75	647,90	23,15	3,71
media del salario ajustado (IPC)	624,75	605,82	-18,93	-3,03
Coef. de Variación	1,119	1,234	0,11	10,24
Gini ing. total individual	44,69	47,25	2,56	5,73
Ingreso total familiar				
media del itf nominal	1061,48	1085,53	24,04	2,27
media del itf ajustado (IPC)	1061,48	1015,01	-46,47	-4,38
Coef. de Variación	0,971	1,103	0,13	13,56
Gini itf	43,92	46,69	2,77	6,31
Ingreso per capita familiar				
media del ipcf nominal	301,92	318,30	16,38	5,42
media del ipcf ajustado (IPC)	301,92	297,62	-4,30	-1,42
Coef. de Variación	1,100	1,282	0,18	16,51
Gini ipcf	44,89	49,87	4,98	11,09
Coef. de incremento del IPC entre octubre 1993 y octubre 1998			1,069469	
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH				



Cuadro 2 _ Características de los ocupados en población encuestada (EPH)

Inserción laboral	1993	1998	d_abs	d_rel (%)
asalariados	69,13	73,61	4,48	6,48
cuenta propia	24,77	21,45	-3,32	-13,40
empleadores	4,83	3,71	-1,12	-23,19
trab. sin salario	1,27	1,23	-0,04	-3,15

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH



Cuadro 3 _ Características de los asalariados de 18 a 65 años (EPH)

Características (en % del total)	1993	1998	d_abs (%)	d_rel (%)
Hombre	62,94	60,76	-2,18	-3,46
jefe de hogar	51,12	50,96	-0,16	-0,32
+ de 35 hs. /sem.	81,13	78,21	-2,92	-3,60
registrado	71,52	67,23	-4,28	-5,99
Edad				
de 18 a 29 años	33,82	35,53	1,71	5,06
de 30 a 39 años	27,29	25,42	-1,88	-6,87
de 40 a 49 años	22,21	22,18	-0,02	-0,10
de 50 a 65 años	16,68	16,87	0,18	1,11
Educación				
hasta prim. Compl.	56,29	50,78	-5,51	-9,79
h. sec. Compl.	30,97	33,74	2,77	8,94
h. univ. Compl.	12,74	15,48	2,74	21,52
Sector productivo				
1 Actividades Primarias	0,66	0,65	-0,02	-2,89
2 Alimentos, Bebidas y Tabaco.	5,43	3,12	-2,31	-42,52
3 Textiles y Confecciones.	4,74	3,34	-1,40	-29,58
4 Productos Químicos.	3,45	2,95	-0,50	-14,41
5 Productos Metálicos,	6,33	5,00	-1,33	-21,00
6 Otras IndustriasManufactureras.	4,42	4,10	-0,32	-7,27
7 Electricidad, Gas y Agua.	1,02	0,91	-0,11	-10,46
8 Construcción.	4,55	5,86	1,30	28,58
9 Comercio al por Mayor.	5,93	4,72	-1,20	-20,26
10 Comercio al por Menor.	7,41	8,26	0,85	11,43
11 Restaurantes, Hoteles y Otros.	2,71	2,93	0,21	7,91
12 Transporte.	5,09	6,17	1,08	21,13
13 Servicios conexos del Transp. Comunic. y otros.	3,33	2,96	-0,37	-11,07
14 Establecimientos Financieros y Seguros.	3,23	3,52	0,30	9,18
15 Servicios Prestados a las Empresas y Otros.	4,98	6,85	1,88	37,69
16 Administración Publica y Defensa.	9,45	10,22	0,77	8,19
17 Instrucción Publica.	9,49	9,92	0,43	4,57
18 Servicios Médicos y Otros de Sanidad y Veterinaria.	5,80	6,72	0,92	15,79
19 Otros Serv. Comun., Soc., Pers. y a Hogares	5,78	6,33	0,55	9,56
20 Servicios Domésticos.	6,21	5,47	-0,74	-11,88
Región				
GBA	67,90	68,07	0,16	0,24
NOA	7,07	7,44	0,37	5,24
Cuyo	5,47	4,90	-0,57	-10,48
Pampeana	16,39	15,94	-0,45	-2,73
Patagonia	3,16	3,65	0,49	15,44

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH



Cuadro 4 a _ Salarios reales relativos y coeficiente de variación de los mismos para 1993 y 1998

	Salarios relativos		Coeficiente de variación	
	Año 93	Año 98	Año 93	Año 98
hombre	1,107	1,095	0,930	0,875
mujer	0,819	0,853	0,773	0,968
jefe	1,211	1,196	0,933	0,882
no jefe	0,779	0,796	0,677	0,863
tiempo parcial	0,63	0,599	0,719	0,790
tiempo completo	1,086	1,112	0,893	0,878
no registrado	0,772	0,664	0,924	0,943
registrado	1,091	1,164	0,886	0,848
Edad				
de 18 a 29 años	0,776	0,747	0,621	0,707
de 30 a 39 años	1,067	1,076	0,799	0,830
de 40 a 49 años	1,203	1,188	1,109	0,912
de 50 a 65 años	1,075	1,172	0,834	1,016
educacion				
hasta prim. Compl.	0,791	0,709	0,612	0,618
h. sec. Compl.	1,076	1,073	0,722	0,752
h. univ. Compl.	1,739	1,795	1,044	0,872
Sector productivo				
1 Actividades Primarias	1,168	1,22	0,914	0,942
2 Alimentos, Bebidas y Tabaco.	0,883	0,821	0,653	0,695
3 Textiles y Confecciones.	0,875	0,874	0,902	0,905
4 Productos Químicos.	1,331	1,451	0,817	1,190
5 Productos Metálicos,	1,029	1,007	0,745	0,644
6 Otras IndustriasManufactureras.	1,055	1,015	0,911	0,933
7 Electricidad, Gas y Agua.	1,493	1,373	0,743	0,659
8 Construcción.	0,894	0,793	0,761	1,009
9 Comercio al por Mayor.	0,99	0,998	0,670	0,831
10 Comercio al por Menor.	0,814	0,738	0,730	0,840
11 Restaurantes, Hoteles y Otros.	0,8	0,687	0,656	0,844
12 Transporte.	1,122	1,029	0,750	0,620
13 Servicios conexos del Transp. Comunic. y otros.	1,15	1,287	0,662	0,906
14 Establecimientos Financieros y Seguros.	1,785	1,535	1,391	0,632
15 Servicios Prestados a las Empresas y Otros.	1,089	1,154	0,794	1,028
16 Administración Publica y Defensa.	1,137	1,334	0,838	0,872
17 Instrucción Publica.	0,837	0,918	0,650	0,668
18 Servicios Médicos y Otros de Sanidad y Veterinaria.	1,141	1,073	0,959	0,911
19 Otros Serv. Comun., Soc., Pers. y a Hogares	0,974	0,917	0,785	0,767
20 Servicios Domésticos.	0,516	0,422	0,514	0,566

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH

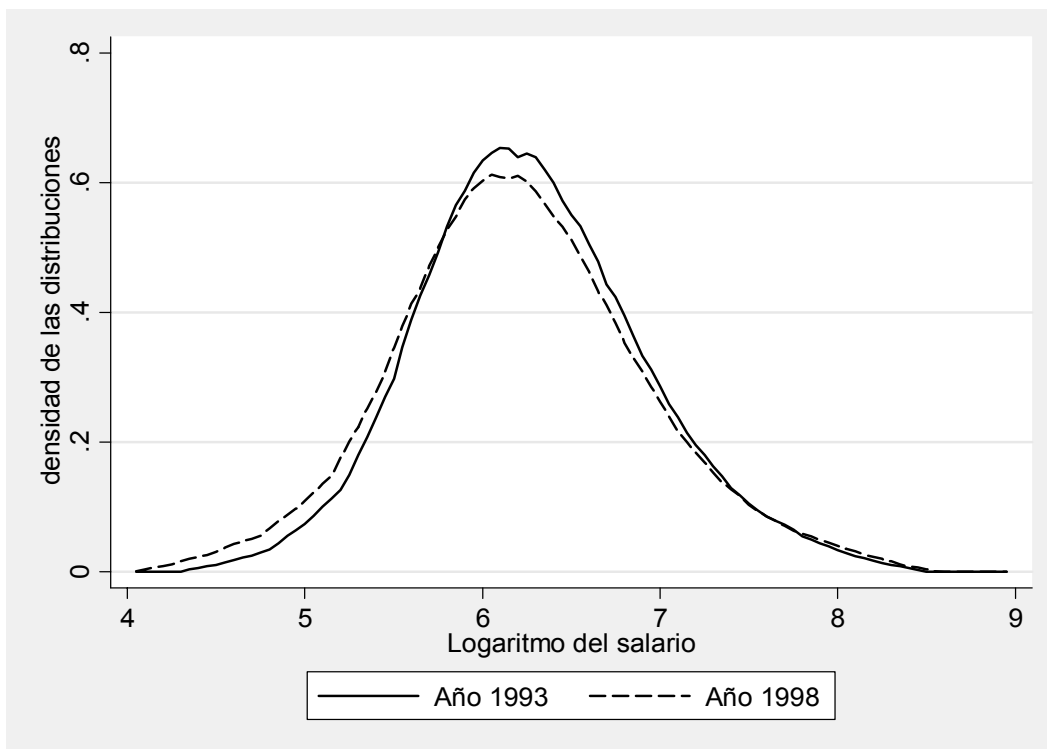


Cuadro 4 _b Salarios reales - Medias y estadísticos de desigualdad para 1993 y 1998

Características	1993	1998	d_abs	d_rel (%)
Salario				
media	667,46	648,96	-18,50	-2,77
Coef. de Variación	0,9136	0,9159	0,002	0,26
Indice de Gini	36,68	39,24	2,55	6,96
Ingreso total familiar de origen salarial				
media	1025,61	1008,87	-16,74	-1,63
Coef. de Variación	0,8686	0,9162	0,05	5,47
Indice de Gini	38,87	41,41	2,54	6,54
Ingreso per capita familiar de origen salarial				
media	309,79	327,62	17,83	5,76
Coef. de Variación	1,0231	1,1771	0,15	15,05
Indice de Gini	44,76	48,28	3,52	7,88

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH

Cuadro 4_c Distribución del logaritmo del salario real entre 1993 y 1998. Estimación Kernel Epanechnikov



Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH



Cuadro 6 _ Ecuación salarial a la Mincer, con control de selección muestral

Variable dependiente : logaritmo del salario real

Var. Independientes	Año 93		Año 98	
	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.
hombre	0,1282	0,0116	0,1816	0,0125
jefe	0,1386	0,0109	0,1048	0,0112
tiempo completo	0,2396	0,0242	0,2189	0,0245
registrado	0,1674	0,0120	0,3506	0,0122
de 30 a 39 años	0,1874	0,0104	0,1840	0,0113
de 40 a 49 años	0,2676	0,0120	0,2615	0,0129
de 50 a 65 años	0,2141	0,0149	0,2531	0,0166
h. sec. Compl.	0,3089	0,0100	0,3035	0,0105
h. univ. Compl.	0,6959	0,0157	0,7497	0,0164
1 Actividades Primarias	0,2040	0,0365	0,2306	0,0407
2 Alimentos, Bebidas y Tabaco.	-0,0174	0,0246 #	0,0528	0,0276 #
3 Textiles y Confecciones.	-0,0089	0,0268 #	0,0204	0,0323 #
4 Productos Químicos.	0,1373	0,0354	0,1761	0,0369
5 Productos Metálicos,	0,1325	0,0230	0,1800	0,0250
6 Otras IndustriasManufactureras.	0,0244	0,0269 #	0,0231	0,0296 #
7 Electricidad, Gas y Agua.	0,2150	0,0304	0,2538	0,0409
8 Construcción.	-0,0640	0,0232	0,0101	0,0229 #
9 Comercio al por Mayor.	0,0878	0,0241	0,0164	0,0261 #
11 Restaurantes, Hoteles y Otros.	-0,0326	0,0269 #	0,0044	0,0288 #
12 Transporte.	0,2146	0,0241	0,1568	0,0249
13 Servicios conexos del Transp. Comunic. y otros.	0,2008	0,0310	0,1389	0,0327
14 Establecimientos Financieros y Seguros.	0,3502	0,0287	0,3515	0,0321
15 Servicios Prestados a las Empresas y Otros.	0,0312	0,0277 #	-0,0142	0,0283 #
16 Administración Publica y Defensa.	0,1332	0,0190	0,1789	0,0201
17 Instrucción Publica.	-0,1164	0,0234	-0,0513	0,0247
18 Servicios Médicos y Otros de Sanidad y Veterinaria.	-0,0048	0,0224 #	0,0029	0,0234 #
19 Otros Serv. Comun., Soc., Pers. y a Hogares	0,0586	0,0229	0,0300	0,0238 #
20 Servicios Domésticos.	-0,1273	0,0222	-0,0531	0,0251
NOA	-0,4627	0,0142	-0,3910	0,0146
Cuyo	-0,3180	0,0162	-0,3221	0,0153
Pampeana	-0,2960	0,0137	-0,3019	0,0137
Patagonia	0,0929	0,0144	0,1296	0,0138
Inversa de mills	-0,5418	0,1320	-0,9185	0,1233
Constante	5,5563	0,0389	5,3556	0,0392
Observaciones		14.352		12.977
R2		0,4725		0,5429

: Coeficiente no significativo al nivel 5 %

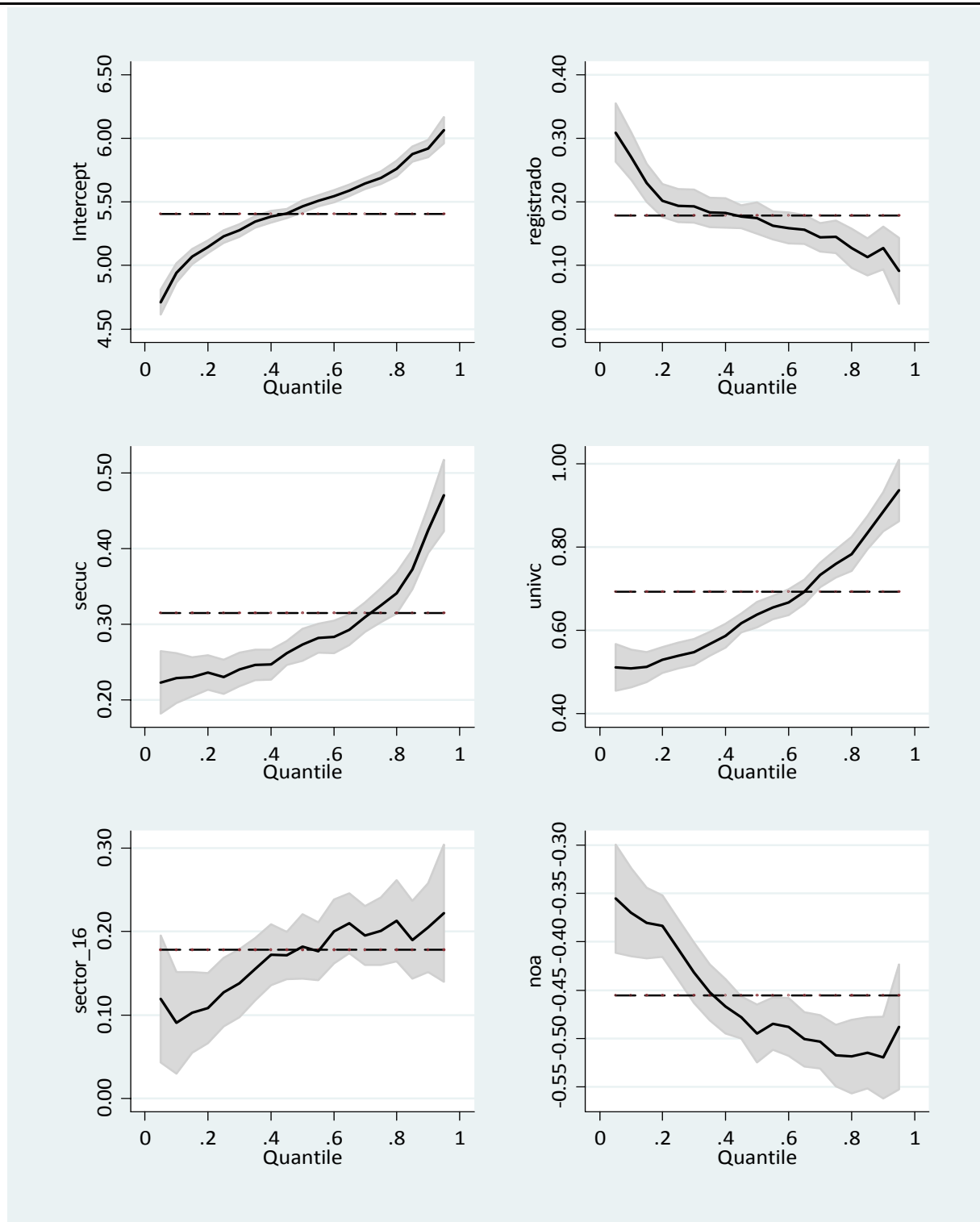
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH



Cuadro 7_a Regresiones por cuantiles condicionados para el año 1993. Cuantiles seleccionados : 0.10, 0.5 y 0.9

Variable dependiente : logaritmo del salario real						
Variables independientes	QR10_93		QR50_93		QR90_93	
	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.
hombre	0,0950	0,020	0,1097	0,013	0,1672	0,017
jefe	0,1259	0,018	0,1475	0,012	0,1549	0,016
tiempo completo	0,3028	0,020	0,3182	0,013	0,3295	0,018
registrado	0,2719	0,019	0,1747	0,013	0,1277	0,017
de 30 a 39 años	0,1412	0,018	0,1678	0,012	0,2392	0,017
de 40 a 49 años	0,1335	0,020	0,2476	0,013	0,3967	0,019
de 50 a 65 años	0,1035	0,024	0,1810	0,016	0,3110	0,023
h. sec. Compl.	0,2290	0,017	0,2731	0,011	0,4244	0,016
h. univ. Compl.	0,5090	0,023	0,6377	0,016	0,8852	0,024
1 Actividades Primarias	-0,0993	0,053 #	0,2444	0,034	0,4303	0,048
2 Alimentos, Bebidas y Tabaco.	-0,0582	0,042 #	-0,0110	0,028 #	0,0601	0,039 #
3 Textiles y Confecciones.	-0,0147	0,048 #	0,0088	0,031 #	-0,0201	0,044 #
4 Productos Químicos.	0,0893	0,057 #	0,1277	0,037	0,1646	0,051
5 Productos Metálicos,	0,0977	0,039	0,1670	0,026	0,1823	0,037
6 Otras IndustriasManufactureras.	-0,0211	0,045 #	0,0718	0,030	0,0232	0,041 #
7 Electricidad, Gas y Agua.	0,2308	0,057	0,2722	0,037	0,1648	0,052
8 Construcción.	-0,0993	0,039	-0,0136	0,026 #	-0,0114	0,036 #
9 Comercio al por Mayor.	0,0700	0,041 #	0,1266	0,027	0,1358	0,038
11 Restaurantes, Hoteles y Otros.	0,0108	0,050 #	-0,0285	0,033 #	-0,0178	0,046 #
12 Transporte.	0,2008	0,043	0,2731	0,028	0,2540	0,039
13 Servicios Transp. y otros.	0,0419	0,052 #	0,2751	0,034	0,2055	0,047
14 Est. Financieros y Seguros.	0,3490	0,048	0,3971	0,032	0,3471	0,045
15 Servicios a Empresas y Otros.	-0,0079	0,045 #	0,0943	0,029	0,0965	0,041
16 Adm. Publica y Defensa.	0,0907	0,031	0,1820	0,020	0,2048	0,027
17 Instrucción Publica.	-0,0564	0,036 #	-0,0279	0,023 #	-0,1189	0,033
18 Servicios Médicos y Otros	-0,0076	0,038 #	0,0192	0,025 #	0,0808	0,034
19 Otros Servicios	0,0379	0,038 #	0,0781	0,025	0,1547	0,035
20 Servicios Domésticos.	-0,1228	0,041	-0,1046	0,026	-0,0974	0,036
NOA	-0,3696	0,023	-0,4945	0,015	-0,5196	0,022
Cuyo	-0,2952	0,027	-0,3514	0,017	-0,3533	0,024
Pampeana	-0,2078	0,022	-0,3093	0,014	-0,3533	0,020
Patagonia	0,0488	0,023	0,0686	0,015	0,0554	0,021
Constante	4,9434	0,039	5,4662	0,024	5,9204	0,035
Pseudo R2	0,2538		0,2877		0,3099	
Observaciones			14352			
# : Coeficiente no significativo al nivel 5 %						
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH						

Cuadro 7_b Variación de los parámetros estimados mediante regresión por cuantiles condicionados para variables seleccionadas. (Año 1993)



La línea punteada indica el valor estimado por OLS. La zona sombreada señala una banda de confianza al 5 %

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH



Cuadro 8_a Regresiones por cuantiles no condicionados para el año 1993. Cuantiles seleccionados : 0.10 , 0.5 y 0.9						
Variable dependiente : logaritmo del salario real						
Variables independientes	UQR10_93		UQR50_93		UQR90_93	
	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.
hombre	0,0594	0,024272	0,1053	0,017	0,2378	0,028
jefe	0,0878	0,02308	0,1768	0,016	0,2153	0,025
tiempo completo	0,4782	0,030602	0,3510	0,016	0,2912	0,025
registrado	0,4214	0,028696	0,2053	0,017	0,0685	0,024
de 30 a 39 años	0,1483	0,022486	0,1839	0,016	0,2711	0,026
de 40 a 49 años	0,1602	0,024443	0,2248	0,017	0,5053	0,032
de 50 a 65 años	0,1299	0,029744	0,1600	0,021	0,3818	0,038
h. sec. Compl.	0,1855	0,019045	0,3104	0,014	0,5339	0,028
h. univ. Compl.	0,3058	0,023395	0,6116	0,019	1,4295	0,053
1 Actividades Primarias	-0,1140	0,058557 #	0,1834	0,043	0,6465	0,113
2 Alimentos, Bebidas y Tabaco.	-0,1135	0,055954	0,0177	0,039 #	0,0257	0,050 #
3 Textiles y Confecciones.	-0,0703	0,063488 #	-0,0420	0,043 #	0,1299	0,056
4 Productos Químicos.	0,0022	0,05224 #	0,1659	0,050	0,2866	0,101
5 Productos Metálicos,	0,0260	0,039 #	0,1958	0,035	0,1800	0,063
6 Otras IndustriasManufactureras.	-0,0254	0,057 #	0,0731	0,041 #	0,0607	0,058 #
7 Electricidad, Gas y Agua.	0,0483	0,049 #	0,4360	0,044	0,2494	0,108
8 Construcción.	-0,0532	0,054 #	-0,0372	0,035 #	-0,0277	0,047 #
9 Comercio al por Mayor.	0,0968	0,044	0,1406	0,038	0,1439	0,061
11 Restaurantes, Hoteles y Otros.	0,0193	0,065611 #	-0,0748	0,044 #	0,0373	0,057 #
12 Transporte.	0,1041	0,045161	0,4674	0,037	0,1367	0,064
13 Servicios Transp. y otros.	-0,0306	0,054935 #	0,3651	0,044	0,2187	0,088
14 Est. Financieros y Seguros.	0,0883	0,039189	0,5154	0,036	0,6282	0,103
15 Servicios a Empresas y Otros.	-0,0430	0,05666 #	0,1085	0,040	0,1276	0,068 #
16 Adm. Publica y Defensa.	0,0844	0,03481	0,2419	0,027	0,1746	0,042
17 Instrucción Publica.	0,0785	0,044872 #	0,0347	0,031 #	-0,3581	0,050
18 Servicios Médicos y Otros	0,0116	0,04461 #	0,0278	0,034 #	0,0437	0,055 #
19 Otros Servicios	-0,0065	0,04849 #	0,1385	0,034	0,1173	0,052
20 Servicios Domésticos.	-0,7477	0,070799	-0,0517	0,031 #	0,3166	0,038
NOA	-0,5372	0,030448	-0,5456	0,020	-0,3830	0,036
Cuyo	-0,3436	0,032897	-0,3961	0,024	-0,3223	0,040
Pampeana	-0,1840	0,024	-0,3643	0,019	-0,3588	0,035
Patagonia	-0,0732	0,023	0,0543	0,020	0,2172	0,042
Constante	4,6846	0,054	5,3824	0,033	6,0134	0,050
R2 ajustado	0,2156		0,3235		0,189	
Observaciones	14352					
# : Coeficiente no significativo al nivel 5 %						
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH						



Cuadro 8 _a Fórmulas para el cálculo de las Funciones de Influencia Recentradas (RIF) para algunos estadísticos.

RIF del cuantil tau-ésimo Q_τ con $\tau \in (0,1)$

$$RIF(y, Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - \mathbf{I}(y \leq Q_\tau)}{f_Y(Q_\tau)}$$

Donde $\mathbf{I}(y \leq Q_\tau)$ es una función indicadora que vale 1 si la observación de la variable de interés y está por debajo del valor del cuantil tau-esimo no condicional de la misma y $f_Y(Q_\tau)$ es el valor de la función de densidad de la distribución de dicha variable evaluada en Q_τ

RIF de la varianza

$$RIF(y, F) = (y - \mu_F)^2$$

Donde μ_F es la media de la distribución de la variable de interés.

RIF del Gini

$$RIF_G(y, F) = -\frac{y}{\mu_F} G_F + 1 - \frac{y}{\mu_F} + \frac{2}{\mu_F} \int_0^y F(y) dy$$

Fuente : Nssa y Lambert(2011)



Cuadro _9 Diferencias en los coeficientes de las regresiones por cuantiles condicionados y no condicionados. Año 1993

Regresion	Variable	Cuantiles		
		q_10	q_50	q_90
cqr	tiempo completo	0,3028	0,3182	0,3295
uqr	tiempo completo	0,4782	0,3510	0,2912
cqr	registrado	0,2719	0,1747	0,1277
uqr	registrado	0,4214	0,2053	0,0685
cqr	hombre	0,0950	0,1097	0,1672
uqr	hombre	0,0594	0,1053	0,2378
cqr	h. univ. Compl.	0,5090	0,6377	0,8852
uqr	h. univ. Compl.	0,3058	0,6116	1,4295
cqr	16 Adm. Publica y Defensa.	0,0907	0,1820	0,2048
uqr	16 Adm. Publica y Defensa.	0,0844	0,2419	0,1746
cqr	14 Est. Financieros y Seguros.	0,3490	0,3971	0,3471
uqr	14 Est. Financieros y Seguros.	0,0883	0,5154	0,6282
cqr	12 Transporte.	0,2008	0,2731	0,2540
uqr	12 Transporte.	0,1041	0,4674	0,1367

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH



Cuadro 10 _ a Regresiones sobre indicadores de desigualdad para el año 1993 (Modelos RIF)				
Variable dependiente : RIF del logaritmo del salario				
Variab	Año 1993			
	Var. log. Sal		Gini	
	Coef	Std. Err.	Coef	Std. Err.
hombre	0,0634	0,016	0,0032	0,001
jefe	0,0794	0,015	0,0044	0,001
tiempo completo	-0,1099	0,016	-0,0098	0,001
registrado	-0,1765	0,016	-0,0138	0,001
de 30 a 39 años	0,0447	0,015	0,0021	0,001
de 40 a 49 años	0,1386	0,017	0,0077	0,001
de 50 a 65 años	0,1112	0,020	0,0063	0,001
h. sec. Compl.	0,1390	0,014	0,0076	0,001
h. univ. Compl.	0,5109	0,020	0,0290	0,001
1 Actividades Primarias	0,3119	0,045	0,0223	0,003
2 Alimentos, Bebidas y Tabaco.	0,0028	0,036 #	0,0024	0,002 #
3 Textiles y Confecciones.	0,0523	0,041 #	0,0052	0,003
4 Productos Químicos.	0,1129	0,049	0,0085	0,003
5 Productos Metálicos,	0,0531	0,034 #	0,0044	0,002
6 Otras IndustriasManufactureras.	0,0064	0,039 #	0,0011	0,002 #
7 Electricidad, Gas y Agua.	0,0009	0,048 #	0,0017	0,003 #
8 Construcción.	-0,0374	0,033 #	0,0001	0,002 #
9 Comercio al por Mayor.	-0,0205	0,035 #	-0,0003	0,002 #
11 Restaurantes, Hoteles y Otros.	-0,0436	0,043 #	-0,0007	0,003 #
12 Transporte.	-0,0630	0,036 #	-0,0040	0,002 #
13 Servicios Transp. y otros.	0,0740	0,044 #	0,0060	0,003
14 Est. Financieros y Seguros.	0,1647	0,041	0,0109	0,003
15 Servicios a Empresas y Otros.	0,0229	0,038 #	0,0033	0,002 #
16 Adm. Publica y Defensa.	-0,0069	0,026 #	0,0006	0,002 #
17 Instrucción Publica.	-0,2573	0,030	-0,0142	0,002
18 Servicios Médicos y Otros	-0,0169	0,032 #	0,0004	0,002 #
19 Otros Servicios	0,0251	0,032 #	0,0030	0,002 #
20 Servicios Domésticos.	0,3488	0,034	0,0288	0,002
NOA	0,0633	0,020	0,0087	0,001
Cuyo	0,0156	0,023 #	0,0032	0,001
Pampeana	-0,0723	0,018	-0,0028	0,001
Patagonia	0,1111	0,020	0,0084	0,001
Constante	0,3728	0,032	0,0580	0,002
R2 ajustado	0,0879		0,1012	
Observaciones	14352			
# : Coeficiente no significativo al nivel 5 %				
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH				



Cuadro 10 _ c Regresiones sobre indicadores de desigualdad para el año 1993 (Modelos RIF) -				
Coeficientes normalizados a suma cero de acuerdo al procedimiento de Suits (1984)				
Variable dependiente : RIF del logaritmo del salario				
Variables independientes	Año 1993			
	Var. log. Sal		Gini	
	Coef	Std. Err.	Coef	Std. Err.
hombre	0,0317	0,008	0,0016	0,001
mujer	-0,0317	0,008	-0,0016	0,001
jefe	0,0397	0,008	0,0022	0,000
no jefe	-0,0397	0,008	-0,0022	0,000
tiempo completo	-0,0550	0,008	-0,0049	0,001
tiempo parcial	0,0550	0,008	0,0049	0,001
registrado	-0,0882	0,008	-0,0069	0,001
no registrado	0,0882	0,008	0,0069	0,001
de 18 a 29 años	-0,0736	0,011	-0,0040	0,001
de 30 a 39 años	-0,0289	0,010	-0,0019	0,001
de 40 a 49 años	0,0650	0,011	0,0036	0,001
de 50 a 65 años	0,0376	0,013	0,0023	0,001
h. primaria completa	-0,2166	0,010	-0,0122	0,001
h. secundaria completa	-0,0776	0,009	-0,0046	0,001
h. universitaria Completa	0,2943	0,013	0,0168	0,001
1 Actividades Primarias	0,2753	0,038	0,0183	0,002
2 Alimentos, Bebidas y Tabaco.	-0,0337	0,029 #	-0,0016	0,002 #
3 Textiles y Confecciones.	0,0158	0,034 #	0,0013	0,002 #
4 Productos Químicos.	0,0764	0,042 #	0,0045	0,003 #
5 Productos Metálicos,	0,0166	0,026 #	0,0004	0,002 #
6 Otras IndustriasManufactureras.	-0,0301	0,032 #	-0,0029	0,002 #
7 Electricidad, Gas y Agua.	-0,0357	0,042 #	-0,0023	0,003 #
8 Construcción.	-0,0739	0,025	-0,0039	0,002
9 Comercio al por Mayor.	-0,0570	0,028	-0,0043	0,002
10 Comercio al por Menor	-0,0365	0,021 #	-0,0040	0,001
11 Restaurantes, Hoteles y Otros.	-0,0802	0,036	-0,0047	0,002
12 Transporte.	-0,0995	0,029	-0,0079	0,002
13 Servicios Transp. y otros.	0,0375	0,038 #	0,0020	0,002 #
14 Est. Financieros y Seguros.	0,1282	0,034	0,0069	0,002
15 Servicios a Empresas y Otros.	-0,0136	0,031 #	-0,0007	0,002 #
16 Adm. Publica y Defensa.	-0,0434	0,015	-0,0034	0,001
17 Instrucción Publica.	-0,2938	0,022	-0,0181	0,001
18 Servicios Médicos y Otros	-0,0534	0,024	-0,0036	0,002
19 Otros Servicios	-0,0114	0,024 #	-0,0010	0,002 #
20 Servicios Domésticos.	0,3123	0,027	0,0249	0,002
GBA	-0,0235	0,013 #	-0,0035	0,001
NOA	0,0398	0,012	0,0052	0,001
Cuyo	-0,0079	0,015 #	-0,0003	0,001 #
Pampeana	-0,0958	0,010	-0,0063	0,001
Patagonia	0,0875	0,011	0,0049	0,001
Constante	0,6513	0,011	0,0737	0,001
R2 ajustado	0,0879		0,1012	
Observaciones	14352			
# : Coeficiente no significativo al nivel 5 %				
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH				



Cuadro 10 _ d Variables más influyentes sobre indicadores de desigualdad para el año 1993 (Modelos RIF) _ Coeficientes no normalizados

Variable dependiente			
Var. log. sal real		Gini del salario real	
Variables independientes	Coef	Variables independientes	Coef
17 Instrucción Publica.	-0,2573	17 Instrucción Publica.	-0,0142
registrado	-0,1765	registrado	-0,0138
tiempo completo	-0,1099	tiempo completo	-0,0098
Pampeana	-0,0723	12 Transporte.	-0,0040 #
12 Transporte.	-0,0630 #	Pampeana	-0,0028
...
14 Est. Financieros y Seguros.	0,1647	14 Est. Financieros y Seguros.	0,0109
1 Actividades Primarias	0,3119	1 Actividades Primarias	0,0223
20 Servicios Domésticos.	0,3488	20 Servicios Domésticos.	0,0288
Constante	0,3728	h. univ. Compl.	0,0290
h. univ. Compl.	0,5109	Constante	0,0580

: Coeficiente no significativo al nivel 5 %

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH

Cuadro 10 _ e Variables más influyentes sobre indicadores de desigualdad para el año 1993 (Modelos RIF) _ Coeficientes normalizados a la Suits

Variable dependiente			
Var. log. sal real		Gini del salario real	
Variables independientes	Coef	Variables independientes	Coef
17 Instrucción Publica.	-0,2938	17 Instrucción Publica.	-0,0181
h. primaria completa	-0,2166	h. primaria completa	-0,0122
12 Transporte.	-0,0995	12 Transporte.	-0,0079
Pampeana	-0,0958	registrado	-0,0069
registrado	-0,0882	Pampeana	-0,0063
...
14 Est. Financieros y Seguros.	0,1282	14 Est. Financieros y Seguros.	0,0069
1 Actividades Primarias	0,2753	h. universitaria Completa	0,0168
h. universitaria Completa	0,2943	1 Actividades Primarias	0,0183
20 Servicios Domésticos.	0,3123	20 Servicios Domésticos.	0,0249
Constante	0,6513	Constante	0,0737

: Coeficiente no significativo al nivel 5 %

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH

Cuadro 11 _ a Descomposición de Oaxaca - Blinder de cambio en la media del logaritmo del salario real entre 1993 y 1998

Variable dependiente : logaritmo del salario real		
	Coef.	Std. Err.
General		
Año 1993	6,1835	0,005
Año 1998	6,1507	0,006
Diferencia	0,0328	0,008
Características (composición)	-0,0156	0,006
Coeficientes e interacción (estructura)	0,0484	0,006
Características		
Genero	0,0013	0,001 #
Jefe de hogar	-0,0003	0,001 #
Tiempo de trabajo	0,0086	0,002
Registración	0,0110	0,001
Edad	0,0006	0,001 #
Educacion	-0,0198	0,003
Sector	0,0042	0,002
Region	-0,0212	0,003
Coeficientes		
Genero	-0,0272	0,010
Jefe de hogar	0,0117	0,008 #
Tiempo de trabajo	-0,0456	0,012
Registración	-0,1348	0,011
Edad	-0,0020	0,009 #
Educacion	-0,0083	0,007 #
Sector	-0,0546	0,020
Region	-0,0221	0,012 #
constante	0,3312	0,031
Grupos de variables en el reporte : Genero: hombre Jefe de hogar: jefe Tiempo de trabajo : tc Experiencia: edad2 edad3 edad4 Registración: registrado Educacion: secuc univc Sector: sector_1 a sector_20, salvo sector_10 Region: noa cuyo pamp patag Nota : Por convención los cambios en la descomposición se reportan como : valor inicial menos valor final		
# : Coeficiente no significativo al nivel 5 %		
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH		



CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO
EL MUNDO DEL TRABAJO EN DISCUSIÓN
AVANCES Y TEMAS PENDIENTES
BUENOS AIRES 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2013

aset ASOCIACIÓN ARGENTINA
DE ESPECIALISTAS EN
ESTUDIOS DEL TRABAJO
30º ANIVERSARIO



Cuadro 11 _ b Descomposición de Oaxaca - Blinder de cambio en la media del logaritmo del salario real entre 1993 y 1998		
Variable dependiente : logaritmo del salario real		
	Coef.	Std. Err.
General		
Año 1993	6,1835	0,005
Año 1998	6,1507	0,006
Diferencia	0,0328	0,008
Características (composición)	-0,0156	0,006
Coeficientes e interacción (estructura)	0,0484	0,006
Características		
hombre	0,0013	0,001 #
jefe	-0,0003	0,001 #
tiempo completo	0,0086	0,002
registrado	0,0110	0,001
de 30 a 39 años	0,0030	0,001
de 40 a 49 años	-0,0003	0,001 #
de 50 a 65 años	-0,0021	0,001
h. secundaria completa	-0,0087	0,002
h. universitaria Completa	-0,0111	0,003
1 Actividades Primarias	0,0006	0,000 #
2 Alimentos, Bebidas y Tabaco.	0,0000	0,000 #
3 Textiles y Confecciones.	0,0001	0,000 #
4 Productos Químicos.	-0,0004	0,000 #
5 Productos Metálicos,	0,0012	0,000
6 Otras Industrias Manufactureras.	0,0001	0,000 #
7 Electricidad, Gas y Agua.	0,0011	0,000
8 Construcción.	0,0007	0,000 #
9 Comercio al por Mayor.	0,0003	0,000 #
11 Restaurantes, Hoteles y Otros.	0,0000	0,000 #
12 Transporte.	-0,0020	0,001
13 Servicios Transp. y otros.	-0,0002	0,000 #
14 Est. Financieros y Seguros.	0,0014	0,001 #
15 Servicios a Empresas y Otros.	-0,0007	0,000
16 Adm. Publica y Defensa.	0,0028	0,001
17 Instrucción Publica.	-0,0003	0,000 #
18 Servicios Médicos y Otros	-0,0001	0,000 #
19 Otros Servicios	-0,0003	0,000 #
20 Servicios Domésticos.	-0,0001	0,000 #
NOA	-0,0154	0,002
Cuyo	0,0083	0,001
Pampeana	-0,0134	0,002
Patagonia	-0,0007	0,000 #
# : Coeficiente no significativo al nivel 5 %		
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH		



Cuadro 13 _ Descomposición detallada (por grupos) del cambio en la varianza y en el coeficiente de Gini del logaritmo del salario entre 1993 y 1998. Método RIF						
	Varianza			Gini		
	Estadístico	Std. Err.		Estadístico	Std. Err.	
Total						
Año 1993	0,40942	0,0108		0,05611	0,0007	
Año 1998	0,50177	0,0123		0,06259	0,0007	
Diferencia	-0,09235	0,0164		-0,00648	0,0010	
Características	-0,02581	0,0055		-0,00172	0,0003	
Coefficientes	-0,06654	0,0166		-0,00476	0,0010	
Características						
Genero	0,00146	0,0009	#	0,00008	0,0001	#
Jefe_hogar	0,00015	0,0009	#	0,00001	0,0000	#
tiempo de trabajo	-0,00433	0,0016		-0,00038	0,0001	
Registación	-0,00460	0,0015		-0,00038	0,0001	
Edad	0,00033	0,0013	#	0,00002	0,0001	#
Educacion	-0,02131	0,0048		-0,00125	0,0003	
Sector	0,00326	0,0030	#	0,00022	0,0002	#
Region	-0,00077	0,0005	#	-0,00005	0,0000	#
Coefficientes						
Genero	0,00265	0,0046	#	0,00018	0,0003	#
Jefe_hogar	0,00025	0,0004	#	0,00002	0,0000	#
tiempo de trabajo	0,03758	0,0145		0,00265	0,0009	
Registación	0,02670	0,0067		0,00195	0,0004	
Edad	0,00754	0,0053	#	0,00023	0,0003	#
Educacion	0,02006	0,0155	#	0,00070	0,0008	#
Sector	0,01860	0,0124	#	0,00092	0,0007	#
Region	-0,01130	0,0136	#	-0,00098	0,0008	#
_cons	-0,16862	0,0360		-0,01043	0,0021	
Nota : Por convención los cambios en la descomposición O-B se reportan como : valor inicial menos valor final						
# : Coeficiente no significativo al nivel 5 %						
Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH						



Cuadro 14 _ Descomposición detallada del cambio en la varianza y en el coeficiente de Gini del logaritmo del salario entre 1993 y 1998. Método RIF _ Solo variables significativas

	Varianza		Gini	
	Estadístico	Std. Err.	Estadístico	Std. Err.
Total				
Año 1993	0,40942	0,0108	0,05611	0,0007
Año 1998	0,50177	0,0123	0,06259	0,0007
Diferencia	-0,09235	0,0164	-0,00648	0,0010
Características	-0,02581	0,0055	-0,00172	0,0003
Coeficientes	-0,06654	0,0166	-0,00476	0,0010
Características				
tiempo completo	-0,00433	0,0016	-0,00038	0,0001
registrado	-0,00460	0,0015	-0,00038	0,0001
h. primaria completa	-0,01425	0,0030	-0,00084	0,0002
h. secundaria completa	0,00331	0,0013	0,00018	0,0001
h. universitaria Completa	-0,01037	0,0029	-0,00060	0,0002
Coeficientes				
tiempo completo	0,03758	0,0145	0,00265	0,0009
registrado	0,02670	0,0067	0,00195	0,0004
16 Adm. Publica y Defensa.	-	-	-0,00059	0,0003
17 Instrucción Publica.	0,02089	0,0060	0,00129	0,0004
18 Servicios Médicos y Otros	0,01126	0,0048	0,00071	0,0003
NOA	0,00583	0,0021	0,00046	0,0001
Patagonia	-	-	-0,00010	0,0000
Constante	-0,16862	0,0360	-0,01043	0,0021

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH



Cuadro 15 _ Valores del coeficiente constante en la descomposición Oaxaca - Blinder del cambio en los indicadores de desigualdad (Método RIF)

	Varianza	Gini
Coefficientes no normalizados		
1993	0,37283	0,05795
1998	0,70049	0,08238
Diferencia	-0,32767	-0,02443
Coefficientes normalizados a la Suits		
1993	0,65133	0,07366
1998	0,81676	0,08402
Diferencia	-0,16862	-0,01043

Fuente : Elaboración propia con datos de la EPH