

C | E | D | L | A | S

Centro de Estudios
Distributivos, Laborales y Sociales

Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata



**Distribución de la Prima Salarial del Sector Público
en Argentina**

Rodrigo González

Documento de Trabajo Nro. 32
Enero, 2006

Distribución de la Prima Salarial del Sector Público en Argentina ¹

Rodrigo González

Resumen

El presente trabajo mide las diferencias en la distribución salarial de individuos ocupados en el sector público y privado de Argentina en los años 1993 y 2003.

Luego de analizar diversas alternativas metodológicas que permiten estimar la prima salarial del sector público se optó por utilizar el método de descomposición de Oaxaca Blinder ya que el mismo permite estimar la existencia de retornos diferentes para cada característica relevante en la determinación de ingresos. El método de descomposición se aplicó en la media y en diez cuantiles de la distribución salarial condicionada.

Los resultados obtenidos permiten constatar que el diferencial salarial del sector público no explicado por diferentes dotaciones de capital humano resulta positivo en el año 1993 y negativo en el año 2003 para ambos sexos. El premio salarial del sector público de 1993 resulta mayor para mujeres que para varones, en tanto que la penalización de 2003 resulta menor para el sexo femenino.

Se advierte que la prima salarial del sector público es sensible a la elección del cuantil analizado. La prima obtenida en varones se encuentra inversamente correlacionada con la distribución salarial condicionada; por lo tanto, existe un premio salarial en los cuantiles inferiores y una penalización en los cuantiles superiores de la distribución. Para mujeres, se advierte una prima directamente correlacionada con la distribución salarial condicionada; en este caso, los cuantiles superiores de la distribución muestran mayores retornos relativos para el sector público.

¹ Tesis de Maestría. Director: Gustavo Maradona.

I - Introducción

La política salarial del sector público ha sido elemento de estudio en numerosos trabajos teóricos y empíricos durante los últimos años. Muchos de ellos indagan acerca de las razones por las cuales podrían existir diferencias entre el salario público y privado.

En principio el Estado posee restricciones políticas antes que económicas, esto podría inducir a objetivos no compatibles entre ambos sectores. Por ejemplo, principios de equidad y justicia suelen estar presentes en el sector público y no en el ámbito privado.

El Estado podría perseguir objetivos redistributivos utilizando como instrumento de política el gasto en salarios. Si este fuera el caso, se verían perjudicados aquellos trabajadores del Estado con mayores habilidades ya que su mayor productividad relativa no sería retribuida. La compresión de la distribución salarial por parte del Estado tendería a premiar a los trabajadores con menores habilidades y a penalizar a aquellos que poseen mayor capital humano.

Otro punto destacado por la literatura es la existencia de diferentes condiciones de entorno en el mercado laboral del sector privado y público; estas desigualdades fomentarían un diferencial salarial favorable para los ocupados públicos. Hay autores que tratan este tema desde una perspectiva teórica; Ehrenberg y Schawarz (1986) establecen que el mayor nivel de sindicalización y la débil restricción presupuestaria que enfrenta el sector público son los principales factores que fomentan una prima salarial o una diferencia de salarios a favor del sector público.

Holmlund (1993) presenta un modelo donde la prima del sector público aparece debido a que los sindicatos del sector privado internalizan los costos de un aumento salarial a través de caídas en el nivel de empleo; mientras que los sindicatos del sector público son capaces de descargar los costos de un incremento salarial sobre el sector privado.

Ugo Panizza (1999) utiliza un modelo de salarios de eficiencia para explicar la diferencia salarial favorable para el sector público, en el mismo se destaca que la excesiva estabilidad laboral socava los incentivos al trabajo productivo y obliga al sector público a pagar mayores salarios. El autor también sugiere que la prima salarial del sector público puede ser utilizada como un indicador de la ineficiencia del Estado.

Numerosos trabajos empíricos también se ocuparon de la estimación del salario diferencial pagado por el sector público. Uno de los primeros estudios en analizar este tema fue realizado por Smith (1977) el cual estudia la prima salarial del sector público de Estados Unidos; el autor encuentra una prima positiva y significativa, siendo la misma mayor para mujeres.

Katz y Krueger (1991) analizan la evolución de los salarios relativos entre el sector público y privado en Estados Unidos durante la década del ochenta; el estudio concluye en la existencia de una prima salarial positiva y decreciente con el nivel educativo de los ocupados.

Poterba y Rueben (1995) aplican regresiones por cuantiles para analizar el salario diferencial del sector público de Estados Unidos. Los autores determinan que el sector público comprime la distribución salarial de sus empleados y advierten que la prima del sector público es sensible a la elección del cuantil analizado.

Blanchower David (1996) y Ugo Panizza (1999) estiman la prima salarial para 13 países de la OECD y 14 países Latinoamericanos (entre los cuales no figura Argentina). De los 13 países de la OECD la prima resulta positiva y estadísticamente significativa en 10. En estos países, los empleados en el sector público ganan entre 4% y 13% más que los empleados con similares características en el sector privado. De los 14 países de Latinoamérica 8 muestran una prima positiva y estadísticamente significativa y 4 muestran una penalidad por trabajar en el sector público (el resto no presenta coeficientes estadísticamente significativos). En esta región las primas y penalidades oscilan desde 24% hasta -15%.

Blaise Melly (2002) mide las diferencias salariales entre el sector público y privado de Alemania para el año 2000 utilizando regresiones por cuantiles. La investigación arroja la existencia de una prima salarial promedio negativa para varones y positiva para mujeres; también se destaca la existencia de mayores primas para los niveles más bajos de la distribución salarial.

La revisión bibliográfica podría resumirse brevemente en los siguientes puntos: a) Existen modelos teóricos que basan la existencia de una prima salarial en: el comportamiento de los sindicatos, la flexibilidad presupuestaria del Estado y la existencia de comportamientos de principal - agente; b) En la mayoría de los casos empíricos analizados existe un beneficio salarial para aquellos individuos ocupados en el sector público; c) La prima salarial suele resultar mayor para mujeres que para hombres; d) La prima salarial está inversamente correlacionada con la distribución condicionada del salario, por lo tanto suele convertirse en una penalidad para los niveles mayores de la distribución.

Los papers empíricos mencionados motivaron la presente investigación, la cual se centra en la estimación de la prima salarial del sector público de Argentina. El trabajo se organiza del siguiente modo: en la sección II se analizan estadísticos básicos que comparan características de los ocupados en el sector público y privado para ambos sexos; la sección III establece alternativas metodológicas para la estimación de la prima salarial; en la sección IV se establece el criterio metodológico adoptado y se muestran los resultados empíricos obtenidos. Finalmente, la sección V contiene las conclusiones del trabajo.

II – Análisis de Estadísticos Básicos

Los datos utilizados fueron obtenidos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) para un conjunto de aglomerados urbanos de Argentina durante la onda de octubre de 1993 y mayo de 2003.

Con el fin de homogeneizar territorialmente la muestra se trabajó solo con aquellos aglomerados cuyo relevamiento permitía comparación entre las ondas seleccionadas. De tal forma, la muestra se acotó a 20 aglomerados urbanos².

La muestra estudiada se restringe a todas aquellas personas que al momento en que fueron encuestados eran mayores de 18 años, se encontraban ocupadas y poseían un salario horario positivo.

Se quitó de la muestra analizada a las personas ocupadas en el servicio doméstico ya que en esta ocupación no se puede valorar beneficios adicionales que surgen de la relación laboral como el servicio doméstico cama adentro. También se eliminó de la muestra aquellos individuos que son cuenta-propistas ya que las bases de datos no permiten separar los retornos provenientes del trabajo y del capital. Tampoco se tuvieron en cuenta aquellos individuos que poseían planes sociales.

Con el fin de obtener mayor homogeneidad en la muestra también se quitaron los individuos ocupados menos de 25 horas semanales. Este criterio se adoptó teniendo en cuenta que el mínimo horario laboral observado en los empleados públicos se aproxima a 5 horas diarias (especialmente en el interior del país).

Las tablas A.1 y A.2 del anexo muestran la media de las principales variables utilizadas en el análisis. En las mismas se advierte que tanto en el año 1993 como en 2003, la proporción de mujeres ocupadas en establecimientos que dependen del sector público resulta mayor que la proporción de hombres. En ambos cortes analizados, aproximadamente la mitad de las mujeres se ocupaban en el sector público, mientras que en el caso de hombres esta cifra alcanza proporciones cercanas al 30%.

Por otro lado, en ambos sexos se advierte un ingreso medio por hora trabajada³ mayor para los trabajadores que se encuentran en el sector público. En 1993 los individuos (varones y mujeres) ocupados en el sector público muestran un ingreso horario que supera en un 30% al ingreso horario de los ocupados en el sector privado, durante el año 2003 el ingreso horario medio del sector público supera en un 60% al del sector privado.

En todos los casos se advierte una mayor edad promedio en los individuos ocupados en el sector público. En el año 2003, los varones ocupados en el sector público tenían 41 años en promedio versus 36 años en el sector privado; para mujeres el promedio de edad resulta de 42 años en el sector público y 34 años en el privado.

² Los aglomerados que forman la muestra son: La Plata, Rosario, Santa Fe, Paraná, Comodoro Rivadavia, Mendoza, Córdoba, Neuquén, Santiago, Jujuy, Río Gallegos, Catamarca, Salta, San Luis, San Juan, Tucumán, Santa Rosa, Tierra del Fuego, Capital y Conurbano.

³ En lo sucesivo, el concepto de salario se referirá al ingreso por hora trabaja que obtienen los individuos ocupados.

Otro aspecto destacable es el mayor nivel de educación relativo que poseen los individuos que se encuentran en el Estado. En ambos cortes analizados el sector público presenta una mayor concentración de varones y mujeres con niveles educativos igual o mayor a superior completo. Esta concentración se hace más sensible durante el año 2003 y para el caso de mujeres.

Los ocupados en el sector público también muestran mayor nivel de experiencia. Durante el año 2003, el 54,5% de los hombres ocupados en el Estado poseía más de 10 años en su ocupación mientras que en el sector privado sólo el 17% mostraba esa experiencia. Para el caso de mujeres ocupadas en el sector público, el 53% muestra una experiencia mayor a 10 años en su puesto de trabajo, mientras que en el sector privado dicha proporción asciende al 18%.

El mayor salario horario que paga el Estado se explica, en parte, por las diferencias observadas en los niveles educativos y experiencia entre ocupados de ambos sectores. Otro aspecto que podría contribuir a explicar esta diferencia salarial promedio es la mayor concentración relativa de individuos profesionales y calificados en el Estado.

La tabla A.4 del anexo permite comparar los niveles promedios de salarios en ambos sectores por nivel educativo y tipo de tarea realizada para el año 2003. En el caso de **varones** se advierte que el ingreso horario promedio en el sector público resulta mayor en todos los niveles educativos. Las mayores diferencias entre el ingreso horario público y privado se dan en los menores niveles educativos y decrecen hacia los niveles superiores. Respecto del tipo de tarea realizada, el Estado paga salarios mayores en las categorías calificado y no calificado, mientras que en las tareas profesionales el Estado paga menos que el sector privado.

De lo comentado en el párrafo anterior se deduce que el sector público posee una brecha salarial entre el menor y mayor nivel educativo inferior al sector privado. Para el año 2003, en el sector público el promedio de educados con nivel superior completo gana por hora trabajada un 200% más que los individuos con menor nivel educativo, mientras que en el sector privado este grupo gana un 385% más.

Por el lado de las **mujeres**, el Estado paga mayores ingresos horarios en todos los niveles educativos y tipos de ocupaciones (tabla A.4). Los niveles de educación extremos muestran similares diferencias absolutas; por lo tanto, la brecha salarial entre el mayor y menor nivel de educación resulta similar en ambos sectores. Respecto del tipo de tarea realizada, el Estado paga salarios mayores en todas las categorías, existiendo mayor diferencia en las tareas no calificadas.

Es importante destacar que este análisis no controla por otros determinantes del salario; se ignora la posibilidad que los trabajadores en el sector público posean diferentes cualidades adicionales a la categoría observada.

Los estadísticos observados sugerirían una menor desigualdad en la distribución del ingreso horario del sector público. Para analizar este punto, en las tablas A.5 y A.6 se estimaron indicadores de desigualdad como el coeficiente de Gini, Atkinson ($\epsilon=0,5$, $\epsilon=1$, $\epsilon=2$) y Theil por sexo y sector. Los índices permiten advertir una mayor desigualdad en el ingreso horario del sector privado, especialmente durante el último año analizado. Para el total de la muestra seleccionada durante el año 2003, el coeficiente de Gini resulta de 0.38 para el sector privado y 0.33 para el sector público, el índice de Atkinson ($\epsilon=1$) resulta de 0.22 (sector privado) y 0.16 (sector público).

Las figuras A.1 y A.2 permiten visualizar la distribución del logaritmo del ingreso horario para ambos sexos en el sector público y privado. Las funciones de densidad fueron obtenidas utilizando el estimador de Kernel Epanechnikov con un ancho de banda óptimo. En las figuras puede

observarse que las funciones de distribución son diferentes entre sectores. Para ambos sexos, el sector público se caracteriza por tener una mayor función de densidad alrededor de la moda y una menor dispersión. Las colas de las funciones de densidad en el sector privado son más largas que las del sector público, en especial las colas inferiores de la distribución. Las formas de las distribuciones poseen claras implicancias ya destacadas en términos de desigualdad; para ambos sexos el sector público experimenta una distribución salarial sesgada hacia la derecha respecto del sector privado, este hecho refleja un mayor salario medio de los ocupados en el Estado. Por otro lado, el mayor aplastamiento en las funciones de densidad del sector privado sugiere un mayor nivel de desigualdad del ingreso horario.

Como se mencionó antes, el análisis realizado hasta aquí no permite determinar si las diferencias en la distribución del salario horario sectorial (o los diferentes niveles de desigualdad) surgen de distintas distribuciones en las características que influyen en la determinación salarial de los empleados en cada sector; o de diferentes retornos que cada sector otorga a individuos con idénticas características.

III – Alternativas Metodológicas de Estimación

La estimación econométrica de la prima salarial del sector público que permite controlar por las diferentes características observables de los individuos puede realizarse bajo diversas premisas metodológicas. La revisión bibliográfica tomada como referencia para este estudio propone al menos tres métodos distintos para estimar la prima.

Metodología 1: Estimación por MCO

Uno de los primeros trabajos que obtuvo la prima salarial del sector público fue realizado por Smith (1977), el autor calculó la prima para Estados Unidos bajo estimaciones de MCO. Desde entonces numerosos estudios han adoptado similar metodología para obtener el diferencial salarial. Estos modelos proponen diversas ecuaciones de salarios detalladas a continuación.

A. Prima agregada

El cálculo de la prima salarial agregada del sector público se realiza estimando una ecuación convencional de salarios⁴. Al utilizar una base de datos en la cual se puede identificar los empleados del sector público y privado, se incorpora una variable dummy que indique el sector de actividad en el cual se encuentra ocupado el individuo.

$$\ln(\text{inghora}_i) = X_i\beta + sp_i\delta + \mu_i \quad (1)$$

La ecuación de salarios relaciona el logaritmo del ingreso laboral por hora trabajada [$\ln(\text{inghora})$], con un conjunto de características individuales que podrían afectar la productividad marginal (X_i : nivel educativo, tipo de tarea realizada, edad, estado civil, experiencia, región geográfica, entre otras) y con una variable dummy que identifica los trabajadores que se encuentran en el sector público (sp_i). El coeficiente δ representa el diferencial salarial de los individuos ocupados en el sector público.

B. Prima Salarial por nivel educativo

Katz y Krueger (1991) encuentran diferencias sustanciales en la prima salarial del sector público entre individuos con niveles educativos altos y bajos. A partir de entonces, diversos estudios se han ocupado en medir la prima del sector público desagregada por nivel de educación. De tal forma se analiza la relación entre los atributos educativos de los individuos y el salario diferencial que paga el Estado.

Para estimar este punto, la variable dummy de sector de actividad en la ecuación (1) es separada en tantas dummies como niveles educativos analizados (en este caso se definen 6 niveles educativos); el resto de las variables explicativas son iguales a las utilizadas anteriormente.

⁴ Se toma como referencia la ecuación propuesta inicialmente por Smith (1977), luego utilizada por Poterba y Rueben (1994), y Blaise Melly (2000) entre otros.

$$\ln(\text{inghora}_i) = X_i\beta + \sum_{j=1}^6 sp_i \cdot educ_j \cdot \delta + \mu_i \quad (2)$$

C. Prima por nivel de experiencia

La prima del sector público también podría variar entre diferentes niveles de experiencia. Por tal razón existe evidencia que utiliza variables dummies para captar la prima a la experiencia del sector público.

Por ejemplo, podría desagregarse la experiencia laboral en cinco rangos: trabajadores con menos de un año de experiencia, entre 1 y 5 años, entre 5 y 10 años, entre 10 y 20 años, y más de 20 años. De tal modo se deja interactuar los cinco niveles de experiencia (*exper*) con el indicador de trabajo público y privado (*sp*). Nuevamente en este caso quedarán definidas tantas variables dummies como niveles de experiencia analizados.

$$\ln(\text{inghora}_i) = X_i\beta + \sum_{j=1}^5 sp_i \cdot exper_j \cdot \delta + \mu_i \quad (3)$$

D. Prima según tipo de tarea realizada

Hasta aquí se contempló la posibilidad que exista un salario horario diferencial entre individuos con similar capital humano, pero no se consideró la posibilidad que la prima del sector público varíe entre diferentes tipos de tareas realizadas. Para captar estas diferencias diversos estudios proponen completar la ecuación de salarios (1) con variables dummies que combinen diferentes tipos de ocupación (ejemplo: profesional, calificado y no calificado) con el sector en el cual se realizan.

$$\ln(\text{inghora}_i) = X_i\beta + \sum_{j=1}^3 sp_i \cdot tarea_j \cdot \delta + \mu_i \quad (4)$$

Metodología 2: Estimación de Regresiones por Cuantiles

Poterba y Ruben (1995) destacan que analizar la prima salarial solo en el nivel medio de la distribución resulta limitante en términos analíticos debido a que podrían existir diferentes niveles de varianza a lo largo de las distribuciones salariales del sector público y privado.

Por ejemplo, podría suceder que la media y la mediana condicionada de los salarios sean idénticas en ambos sectores pero que el sector privado experimente mayor dispersión salarial. En este caso, la comparación de las medias y medianas del salario condicionado no mostraría prima salarial en el sector público, sin embargo la comparación de los cuantiles superiores mostraría una prima negativa mientras que en los cuantiles inferiores se advertiría una prima positiva.

Por otro lado, la evidencia empírica sugiere que existe información que las encuestas no recogen, la cual resulta relevante para explicar la variabilidad en el salario. Ejemplos de estos factores no

observables podrían ser: contactos en el mercado laboral, habilidades naturales, calidad de la educación recibida, entre otros. Los modelos tradicionales de MCO estiman una función única para la variable dependiente, buscando una relación entre las covarianzas observadas y la media de la distribución condicional de la variable explicada. De este modo, el método de MCO estima una única prima salarial del sector público para toda la muestra, sin embargo, la prima salarial podría depender también de factores no observables como por ejemplo el talento personal. Las regresiones por cuantiles pueden utilizarse como herramienta para analizar la heterogeneidad no observada ya que modelan la distribución condicional de salarios permitiendo que los componentes no observables interactúen con las habilidades observables, de este modo se obtiene una caracterización más profunda de la distribución.

Se puede suponer que una vez controlado el salario por todos los factores observables, una de las principales fuentes que genera diferencias en el salario es el talento personal. Ese talento podría pensarse como un conjunto de factores no observables que elevan el capital humano de una persona; la mayor habilidad resultaría recompensada en el mercado laboral a través de mayores salarios. Bajo este supuesto, al analizar la prima salarial por cuantiles se observaría como varía la intensidad de la misma para distintos niveles de talento de los ocupados.

Partiendo de la ecuación lineal propuesta en el modelo original (ecuación (1)), las regresiones por cuantiles serían una alternativa a MCO en el caso que el término de error no sea independiente e idénticamente distribuido; de este modo el θ –ésimo cuantil condicional del logaritmo del salario horario puede expresarse:

$$\text{Cuant}_{\theta} [\ln(\text{inghora}_i) / X_i] = X_i \beta_{\theta} + \text{sp}_i \delta_{\theta} \quad (5)$$

Se podrían analizar un conjunto de cuantiles que provean una caracterización más detallada de la relación entre la variable explicada y sus regresores. El caso de mayor interés resulta cuando los coeficientes β_{θ} difieren entre cuantiles, este hecho sugiere que el efecto marginal de una determinada variable explicativa no es el mismo en los diversos cuantiles de la distribución condicionada. Las ecuaciones de salario por cuantil de ingreso pueden utilizarse para estimar la prima salarial del sector público agregada, por nivel educativo, por rango de experiencia laboral, por tipo de tara realizada, etc.

Metodología 3: Método de descomposición

En los modelos utilizados hasta aquí se incorporaron variables dummies para captar el retorno marginal del sector público en determinados grupos de variables explicativas (variables educativas, de ocupación y de experiencia laboral).

Sin embargo, sería válido indagar sobre la posibilidad de que exista una prima salarial para cada una de las características relevantes en la determinación de ingresos. Podría suceder que cada característica observable de los individuos posea diferentes retornos en ambos sectores. De ser este el caso, el primer modelo utilizado (1) otorgaría una prima sesgada ya que estaría forzando iguales retornos a la productividad entre sectores para cada característica incorporada en el modelo. El efecto marginal por estar empleado en el sector público estaría limitado a una variación en el intercepto. Por otro lado, los modelos como el (2), (3) ó (4) también otorgarían resultados sesgados porque solo permiten que varíe la prima salarial para un grupo específico de características.

Una alternativa para tratar este problema es estimar funciones de ingreso separadas para cada sector, de este modo se permite que entre ambos sectores varíen los retornos de todas las variables utilizadas en el modelo.

Siguiendo a Blinder (1973) y Oaxaca (1973), las diferencias en el ingreso promedio de cada sector pueden descomponerse en: a) diferencias en características personales y atributos del trabajo; b) diferencias en coeficientes. El primer término indica la desigualdad salarial justificada a partir de características diferentes en los empleados de cada sector; el segundo establece la desigualdad salarial resultante de aspectos discriminatorios.

El primer paso para obtener la descomposición consiste en estimar:

$$\ln(\text{inghora})_i^j = X_i \beta^j + \mu_i \quad j = \text{sector público, sector privado} \quad (6)$$

Donde X_i podrían ser las variables explicativas detalladas en la tabla A.7. El segundo paso es calcular:

$$\overline{\ln(\text{inghora})}^{pub} - \overline{\ln(\text{inghora})}^{priv} = (\bar{X}^{pub} - \bar{X}^{priv}) \hat{\beta}^{priv} + \bar{X}^{pub} (\hat{\beta}^{pub} - \hat{\beta}^{priv}) \quad (7)$$

Donde $\overline{\ln(\text{inghora})}^j$ y \bar{X}^j representan la media del logaritmo del ingreso horario y la media de cada variable que caracteriza a los empleados en el sector j . β^j es el vector estimado de retornos de las características de los empleados en el sector j . El primer término del lado derecho de la ecuación (7) es el componente del ingreso diferencial que responde a diferencias entre las cualidades de los empleados del sector público y privado. El segundo término muestra diferencias en el retorno de esas cualidades; sin discriminación entre ambos sectores este último término debería desaparecer.

Este método solo se centra en las diferencias estimadas en la media de ambas distribuciones de salario. Sin embargo Mueller (1998), García (2001) y Blaise Melly (2002) combinan la técnica de descomposición con regresiones por cuantiles para descomponer el diferencial salarial en varios puntos de la distribución. La diferencia en cada cuantil la descomponen del siguiente modo⁵:

$$\begin{aligned} & \text{Cuant}_\theta \left[\ln(\text{inghora})^{pub} / \bar{X}^{pub} \right] - \text{Cuant}_\theta \left[\ln(\text{inghora})^{priv} / \bar{X}^{priv} \right] = \\ & (\bar{X}^{pub} - \bar{X}^{priv}) \hat{\beta}_\theta^{priv} + \bar{X}^{pub} (\hat{\beta}_\theta^{pub} - \hat{\beta}_\theta^{priv}) \end{aligned} \quad (8)$$

⁵ El método de descomposición por cuantil posee la siguiente limitación: al utilizar la media total de cada variable explicativa para obtener la desagregación en cada cuantil se podrían perder factores que expliquen las diferencias entre ambas distribuciones. Podría suceder que la media de una variable explicativa sea la misma en ambos sectores pero que uno de los sectores (por ejemplo: el privado) experimente una mayor varianza. Entonces, ceteris paribus, la distribución de la variable dependiente también tendrá una mayor varianza en el sector privado, sin embargo este hecho no es captado por el método de descomposición utilizado.

IV – Evidencia Empírica

A- Selección del método de estimación

Para seleccionar el enfoque metodológico utilizado en la estimación de la prima salarial, se analizó la diferencia estadística que existe en los retornos de las variables explicativas entre ambos sectores.

Como primer paso, se estimaron funciones de salario separadas según sexo y sector de actividad (público / privado) utilizando MCO y regresiones por cuantil (El vector de regresores X_i incluye las mismas variables detalladas en la tabla A.7).

Luego se realizaron test de hipótesis para cada variable explicativa con el fin de analizar si los retornos observados entre ambos sectores resultan estadísticamente diferentes. Como se observa en las tablas A.8 y A.9, el test rechaza la hipótesis de retornos homogéneos por sectores para un importante número de variables explicativas a un nivel de significación del 5%. Por ejemplo, para el caso de varones durante el año 2003, existe un diferencial salarial estadísticamente significativo entre sectores según condición de formalidad, nivel educativo, para las ocupaciones profesionales, para determinadas regiones geográficas, etc.

El test permite afirmar que la prima salarial actúa sobre un conjunto de características observables difícil de preestablecer. Por lo tanto, la especificación aditiva de la prima presentada en los modelos (1), (2), (3) y (4) podría resultar incorrecta; por tal razón se decidió trabajar con la metodología de descomposición de Oaxaca – Blinder. Se estimó la prima salarial por sexo en la media y en 10 cuantiles de la distribución salarial condicionada.

A continuación se comparan los retornos relativos entre sectores de las variables relacionadas con la educación, la experiencia y el tipo de tarea realizada. Luego se presentan los resultados agregados obtenidos mediante la aplicación del método de descomposición.

B. Estimación de Retornos Marginales entre Sectores

- Retorno por Nivel Educativo

La ecuación de salarios utilizada en el análisis relaciona el logaritmo del ingreso laboral por hora trabajada [$\ln(\text{inghora})$], con un conjunto de características individuales que podrían afectar la productividad marginal del individuo. Entre dichas variables se encuentran las relacionadas con el nivel educativo alcanzado y la experiencia potencial.

Se evaluaron ecuaciones de salarios, para varones y mujeres, y dentro de cada sexo se realizaron estimaciones para el sector público y privado. En cada caso se estimó la siguiente ecuación:

$$\ln(\text{inghora}) = \beta_j \cdot \sum_{j=1}^5 \text{educ}_j + \beta_6 \cdot (\text{exp pot}) + \beta_7 (\text{exp pot})^2 + \sum_{k=8}^n X_k \beta_k \quad (9)$$

Donde:

$educ_j$ = nivel educativo alcanzado. Se estimaron seis niveles educativos, la categoría excluida es el nivel primario incompleto.

$exp\ pot$ = experiencia potencial. Dicha experiencia se estima como la edad menos los años de educación menos seis.

X_k = representa al resto de las variables explicativas detalladas en la tabla A.7.

$$\ln(inghora) = \beta_j \cdot \sum_{j=1}^5 educ_j + \beta_6 \cdot (edad - añoseduc - 6) + \beta_7 \cdot (edad - añoseduc - 6)^2 + \sum_{k=8}^n X_k \beta_k \quad (10)$$

Para analizar este punto debe considerarse la formulación del modelo considerado, el cual se basa en la teoría del capital humano. La cantidad de años de educación de un trabajador afecta de dos maneras el salario del mismo. Por un lado, la mayor educación genera un retorno marginal positivo al incrementar el capital humano del trabajador. Por otro lado, la inversión en educación posee un efecto indirecto negativo al reducir la cantidad de experiencia potencial que posee un trabajador.

Por lo tanto, el retorno marginal de pasar de un determinado nivel educativo a otro está dado por:

$$\partial \ln(inghora) / \partial educ_j = \beta_j - \beta_6 (dif. añoseduc) - 2\beta_7 (edad - añoseduc - 6)(dif. añoseduc) \quad (11)$$

La ecuación (11) capta el efecto directo e indirecto mencionado anteriormente. El coeficiente β_j mide el efecto marginal de incrementar el nivel educativo, los coeficientes β_6 y β_7 miden el efecto que implica perder años de experiencia potencial en el mercado laboral y dedicarlos a la educación.

Con las ecuaciones estimadas para la media de la distribución y para cada cuantil de ingreso se obtuvieron los retornos a la educación diferenciales entre el sector público y el sector privado para cada nivel educativo.

En las figuras A.3 y A.5 se pueden observar los retornos diferenciales a la educación **para varones** entre el sector público y privado para los años 1993 y 2003. El retorno diferencial está estimado como la diferencia entre el retorno marginal a la educación del sector público y del retorno marginal a la educación del sector privado.

En la media de la distribución se observa una penalización en el retorno a la educación del sector público prácticamente en todos los niveles educativos tanto en el año 1993 como en el año 2003. Dicha penalización resulta creciente para los mayores niveles educativos⁶. Por otro lado, para un mismo nivel educativo la penalización resulta mayor en el año 2003 respecto de 1993.

⁶ El máximo nivel educativo analizado es superior completo. La comparación de los retornos de este nivel educativo posee cierta limitación relacionada con la diferente ponderación que cada carrera universitaria y terciaria posee dentro de cada sector. Por ejemplo, docentes, profesionales de la salud, efectivos de seguridad, poseen una elevada ponderación dentro de los ocupados del sector público y baja ponderación en el sector privado. Por lo tanto, la diferencia de retornos para este

Otro punto importante para analizar es la tendencia observada en la penalización a lo largo de la distribución salarial condicionada. Para un nivel educativo dado, las estimaciones muestran una penalización creciente en los cuantiles superiores de la distribución salarial condicionada. Por lo tanto, la penalización resulta mayor en aquellos individuos que poseen mayor nivel de capital humano no observado.

Los resultados observados para **mujeres** (figuras A.4 y A6) difieren significativamente respecto de los resultados obtenidos para varones. En este caso, en la media de la distribución se advierten mayores retornos a la educación en el sector público respecto del sector privado para todos los niveles educativos en los dos períodos analizados (la única excepción es el nivel educativo superior completo para el año 1993). En el año 2003 se observa un retorno diferencial mayor para los niveles educativos más bajos. Otro aspecto a destacar es la tendencia creciente en el retorno diferencial hacia los cuantiles superiores de la distribución salarial condicionada para un nivel educativo dado. En este caso, de manera contraria a lo observado para varones, el sector público tiende a otorgar mayores retornos a la educación de mujeres con mejores niveles de habilidades no observables.

- Retorno Marginal a la Experiencia

La teoría de capital humano establece que el ingreso horario podría seguir una relación cuadrática con la edad o experiencia potencial. Por lo tanto, la experiencia laboral obtenida a lo largo del tiempo posee procesos de acumulación y destrucción de capital humano.

Dicha relación se presenta en las ecuaciones de salario estimadas mediante los coeficientes β_6 y β_7 ; los cuales resultan positivos y negativos respectivamente.

En las ecuaciones siguientes (estimadas por sexo y sector) se observa el efecto marginal de incrementar la experiencia potencial.

$$\ln(\text{inghora}) = \beta_j \cdot \sum_{j=1}^5 \text{educ}_j + \beta_6 \cdot (\text{exp pot}) + \beta_7 (\text{exp pot})^2 + \sum_{k=8}^n X_k \beta_k \quad (12)$$

$$\partial \ln(\text{inghora}) / \partial \text{exp pot} = \beta_6 + 2\beta_7 (\text{exp pot}) \quad (13)$$

$$\partial^2 \ln(\text{inghora}) / \partial^2 \text{exp pot} = 2\beta_7 \quad (14)$$

Los signos de los coeficientes son: $\beta_6 > 0$; y $\beta_7 < 0$; por lo tanto:

$$\partial^2 \ln(\text{inghora}) / \partial^2 \text{exp pot} = 2\beta_7 < 0$$

La función que muestra la experiencia potencial posee un máximo. El efecto de la experiencia sobre el ingreso es positivo sólo hasta un determinado valor, a partir de entonces un año adicional de experiencia se traduce en una variación negativa del ingreso horario.

nivel educativo podría no obedecer a aspectos discriminatorios sino a diferentes niveles de productividad de los distintos perfiles profesionales de cada sector.

En el caso de **varones**, la función de retornos en la media de la distribución durante el año 2003 (Figura A.7) muestra una mayor pendiente en el retorno a la experiencia del sector público respecto del sector privado. Por lo tanto, durante el proceso de acumulación de capital humano el sector público otorga mayores retornos a la experiencia que el sector privado.

Anteriormente se mencionó que existía un punto en el cual cada año de experiencia potencial comienza a generar un proceso de destrucción de capital humano. Los resultados obtenidos indican que el efecto de la experiencia sobre el ingreso horario es positivo (por lo tanto se acumula capital humano) solo hasta los 37 años de experiencia potencial en el sector privado, versus los 43 años de experiencia en el sector público.

Para el caso de **mujeres** (Figura A.8), la función de retornos en la media de la distribución durante el año 2003 muestra una mayor pendiente en el retorno a la experiencia otorgada por el sector público, mientras que el máximo de la función se alcanza para 37 años de experiencia potencial en el sector público y para 42 años en el sector privado.

El mismo análisis no cambia significativamente si se realiza para el año 1993 y para diferentes cuantiles de la distribución salarial condicionada.

- Retorno Marginal según Tipo de Ocupación

Otra alternativa de medición de la prima utilizada en trabajos empíricos consiste en analizar el diferencial salarial por tipo de tarea realizada. Hasta aquí se contempló la posibilidad que exista un salario horario diferencial entre individuos con similar capital humano, pero no se consideró la posibilidad que la prima del sector público varíe entre diferentes tipos de ocupaciones.

El clasificador nacional de ocupaciones establecido por el Indec articula y desagrega los grupos ocupacionales en función de la división singular del trabajo existente al interior de las unidades económicas en la esfera pública y privada.

Las dimensiones ocupacionales seleccionadas se refieren a la complejidad ocupacional o calificación. Estas dimensiones se determinan mediante los conocimientos y habilidades requeridas a las personas que ejercen la ocupación; por ende califica el grado de complejidad de las ocupaciones y no de las personas. En definitiva, la calificación ocupacional determina la complejidad de las tareas desarrolladas, no la formación educativa o experiencia laboral de las personas que la desarrollan.

Las categorías ocupacionales definidas son las siguientes:

- Ocupación profesional: son las que por las actividades o acciones que se realizan (fundamentalmente múltiples, de secuencia cambiante e innovadora) y por los instrumentos que se utilizan (centralmente procesos intelectuales) requieren de conocimientos teóricos de orden general y específico adquiridos por capacitación formal específica o eventualmente por experiencia laboral equivalente.
- Ocupación calificada: son las que por las actividades o acciones que se realizan (generalmente múltiples) y los instrumentos que se utilizan (procesos intelectuales, herramientas, máquinas y equipos) requieren de habilidades manipulativas, atención y

rapidez respecto de los objetos e instrumentos de trabajo y las reglas que rigen tales procesos.

- Ocupación no calificada: son las que por las acciones que se realizan (simples, reiterativas y de poca diversidad) y por los instrumentos que se utilizan (instrumentos simples y el propio cuerpo) no requieren de habilites o conocimientos previos, sino sólo los provistos por una breve instrucción inicial.

En este punto se estimó el retorno marginal, por sexo y sector de actividad sobre la misma ecuación de salarios mencionada anteriormente:

$$\ln(\text{inghora}) = \beta_1 \cdot \text{profesio} + \beta_2 \cdot \text{califica} + \sum_{k=3}^n X_k \beta_k \quad (15)$$

Donde:

profesio: ocupaciones profesionales

califica: ocupaciones calificadas

nocalifica (*variable dummy omitida*): ocupaciones no calificadas

Si se observa la media de la distribución para **varones** (Figuras A.9 y A.11), tanto en el sector público como privado, el retorno marginal al pasar de una ocupación no calificada a una ocupación calificada resulta similar en ambos sectores durante el año 2003. En el año 1993 se observa una penalización del sector público hacia los individuos que desarrollan tareas calificadas. El comportamiento en los cuantiles de la distribución condicionada no difiere significativamente de los valores observados en la media de la distribución.

En las tareas de calificación profesional se observa una significativa penalización en el retorno otorgado por el sector público respecto del sector privado. En la media de la distribución la penalización alcanza valores cercanos al -25% durante 1993 y -40% en el año 2003. A lo largo de la distribución salarial condicionada del año 2003 se observa una tendencia decreciente en el nivel de penalización hacia los cuantiles superiores.

Para el caso de **mujeres** (Figuras A.10 y A.12), el retorno relativo medio que otorga el sector público al pasar de una tarea no calificada a calificada muestra una prima positiva en el año 1993 (4%) y negativa en el año 2003 (-16%). A lo largo de los cuantiles de la distribución analizados este comportamiento no varía considerablemente.

En las tareas de calificación profesional la penalización en la media de la distribución se aproxima al -25% tanto en 1993 como en 2003. Dicho comportamiento se acentúa en los cuantiles más altos de la distribución durante el año 2003.

C- Método de Oaxaca-Blinder

Hasta aquí se analizó el retorno diferencial sólo para características observables específicas. En este punto, aplicando las ecuaciones (6) y (7), se obtiene el diferencial salarial total del sector público según sexo y se desagrega el mismo en: diferencias en características personales y diferencias en coeficientes.

Las tablas A.10 y A.11 muestran la descomposición del diferencial salarial entre el sector público y privado para varones y mujeres durante los años 1993 y 2003 respectivamente. En las primeras tres filas de cada tabla se descompone la diferencia total en el logaritmo del ingreso horario en: a) Diferencia en características (diferencia salarial justificada a partir de distintas cualidades entre los empleados en ambos sectores), b) Diferencia en coeficiente o retorno adicional (diferencia de retorno salarial para individuos con iguales características e igual puesto de trabajo).

El segundo bloque de la tabla muestra el aporte que realizan conjuntos específicos de variables a la diferencia en características. Finalmente, el tercer bloque de la tabla muestra el aporte que realizan conjuntos específicos de variables a la diferencia en coeficientes.

La diferencia salarial total del logaritmo del ingreso horario para **varones** resulta favorable para el sector público en ambos períodos analizados, tanto en la media como en los 10 cuantiles analizados de la distribución. La tendencia de la diferencia salarial total decrece en los cuantiles superiores de la distribución salarial condicionada.

El principal componente que explica la diferencia favorable en el ingreso horario del sector público es la diferencia en características. Respecto de los empleados del sector privado, los empleados públicos están mejor educados, poseen mayor experiencia en su trabajo y poseen tipos de ocupaciones mejores remuneradas. Las dotaciones de capital humano resultan mayores en el sector público, aspecto que fomenta un mayor ingreso horario a lo largo de la distribución condicionada.

Sin embargo, el componente que presenta el retorno adicional no explicado por diferentes dotaciones de capital humano (diferencia en coeficientes) muestra que en la media de la distribución existió una prima salarial positiva para el sector público en el año 1993 (4%) y negativa durante el año 2003 (-11%). La tendencia de la prima a lo largo de la distribución salarial condicionada resulta similar en ambos períodos analizados. Se observa una diferencia en coeficientes del sector público decreciente hacia los cuantiles superiores (Figura A.13). Por lo tanto, la diferencia salarial del sector público se convierte en un premio en los primeros cuantiles y una penalización en los niveles superiores de la distribución salarial condicionada. Un incremento en el nivel de capital humano no observado generaría menores retornos en el sector público respecto del sector privado.

En el caso de **mujeres**, la diferencia salarial total en el logaritmo del ingreso horario entre el sector público y privado resulta positiva tanto en la media como en los todos los cuantiles analizados en ambos períodos (la única excepción es el cuantil 0,10 del año 2003).

En este caso, la tendencia observada en la diferencia salarial total muestra un comportamiento creciente hacia los cuantiles superiores de la distribución condicionada de salarios. El retorno adicional del sector público obedece en gran parte a una diferencia en las características observadas en las mujeres ocupadas en el sector público; el mayor capital humano relativo de estas mujeres es una variable que explica su mayor ingreso horario.

El componente que presenta el retorno adicional no explicado por diferentes dotaciones de capital humano (diferencia en coeficientes) muestra que en la media de la distribución existió una

diferencia salarial positiva para mujeres ocupadas en el sector público durante el año 1993 (16%) y negativa durante el año 2003 (-4%). No obstante, la tendencia de la prima salarial del sector público resulta similar en ambos períodos analizados y contraria a la observada en el caso de varones. La diferencia salarial del sector público no explicada por el efecto características se intensifica en los niveles superiores de la distribución salarial condicionada (Figura A.14). Por lo tanto, un incremento en el nivel de capital humano no observado generaría mayores retornos en las mujeres ocupadas en el sector público respecto del sector privado.

Como se mencionó anteriormente, el tercer bloque de las tablas A.10 y A.11 muestra el aporte que realizan conjuntos específicos de variables a la diferencia en coeficientes (variables de educación, experiencia potencial y tipo de ocupación).

La diferencia en coeficientes analizada solo para variables relacionadas con la educación presenta para **varones** una prima negativa en la media y se torna más intensa en los niveles superiores de la distribución salarial condicionada. Por otro lado, para **mujeres** se observa una prima positiva en el comportamiento agregado de las variables relacionadas con la educación. Dicho retorno diferencial (premio a la educación) resulta creciente para los cuantiles superiores de la distribución, siendo la intensidad de dicho crecimiento significativamente mayor durante el año 2003.

La diferencia en coeficientes para variables de experiencia analizada en los valores promedios de experiencia potencial muestra para **varones** un mayor retorno a la experiencia en el sector público respecto del sector privado, dicha diferencia resulta mayor en el año 2003. Este mayor retorno relativo se advierte tanto en la media de la distribución condicionada como en todos los cuantiles analizados. En el caso de **mujeres**, el retorno diferencial para los años promedios de experiencia potencial resulta levemente negativo para el sector público en el año 1993, mientras que el año 2003 el retorno diferencial se convierte favorable para el sector público. En ambos casos, no se advierte una tendencia definida de la prima a lo largo de los cuantiles de la distribución.

La diferencia en coeficientes para variables de ocupación ratifica para ambos sexos lo mencionado anteriormente, el sector público tiende a mostrar menores retornos respecto del sector privado en las tareas calificadas y profesionales, sin poder establecerse un comportamiento definido de la prima a lo largo de la distribución salarial condicionada.

V - Conclusiones

La elección metodológica para estimar la prima salarial determina el resultado empírico obtenido; existe significativa heterogeneidad en los resultados alcanzados bajo los diferentes métodos de estimación presentados. Dicha diversidad de resultados podría generarse a partir de errores de especificación en los modelos utilizados para medir la retribución salarial, aspecto que no permitiría obtener estimadores insesgados.

La revisión bibliográfica considerada muestra que los modelos más utilizados para estimar la prima salarial del sector público son aquellos que incorporan, en una única ecuación, variables dummies para determinar el sector en el cual se emplea el individuo. Luego se desagrega la prima obtenida en función a ciertas características observables (educación, experiencia, tipo de tarea realizada) y no observables (parte de las cuales se intentan captar mediante regresiones por cuantiles). Sin embargo, como se advirtió la existencia de retornos desiguales entre sectores para un significativo grupo de características individuales; se aplicó el método de descomposición de Blinder (1973) y Oaxaca (1973), el cual desagrega la diferencia en el logaritmo del salario de cada sector en: a) diferencia en características personales y atributos del trabajo, b) diferencia en coeficientes. La descomposición se aplicó en la media y en diez cuantiles de la distribución salarial condicionada con el fin de estudiar el comportamiento de la prima salarial ante cambios en habilidades no observadas.

Los principales resultados obtenidos en el estudio podrían sintetizarse en los siguientes puntos:

- ❑ En ambos períodos analizados, la diferencia en el logaritmo del ingreso horario total resultó favorable para el sector público. El principal componente que explica esta diferencia es el efecto características; esto implica que tanto hombres como mujeres ocupados en el Estado poseen mejores dotaciones de capital humano observado respecto del sector privado. En los empleados del sector público pueden observarse mejores niveles educativos, mayor experiencia potencial y realización de tipos de tareas que demandan mayores capacidades. Por lo tanto, estas características que incrementan la productividad de los individuos ocupados en el Estado explican gran parte del diferencial salarial positivo observado en este sector.
- ❑ En la media de la distribución, el componente que presenta el diferencial salarial del sector público no explicado por diferentes dotaciones de capital humano muestra un premio salarial en el año 1993 y una penalización en el año 2003 para ambos sexos. En ambos períodos se observa una prima salarial favorable para mujeres; existe un mayor premio salarial para el sexo femenino en 1993 y una menor penalización en el año 2003.
- ❑ En varones, la interacción de la prima salarial con los niveles de capital humano no observado permite advertir la existencia de un premio salarial en los cuantiles inferiores y una penalización en los cuantiles superiores de la distribución. Esto indicaría que un incremento en el nivel de capital humano no observado generaría menores retornos en el sector público respecto del sector privado. Para el caso de mujeres, el retorno diferencial del sector público no explicado por el efecto características se intensifica en los niveles superiores de la distribución salarial; en este caso, mayores niveles de capital humano no observado generarían mayores retornos en las mujeres ocupadas en el sector público.
- ❑ No podría afirmarse con generalidad la hipótesis inicial que establecía una compresión salarial por parte del sector público. Dicha compresión se observa sólo para varones, en el caso de mujeres la política salarial del sector público incrementaría la concentración salarial en aquellas ocupadas con mayores niveles de habilidades no observables.

Referencia Bibliográfica

Albrecht James, Björklund Anders, Vroman Susan (2001), "Is There a Glass Ceiling in Sweden", Department of Economics, Georgetown University.

Blanchflower, David (1996), "The Role and Influence of Trade Unions in the OECD", mimeo, Dartmouth College.

Blinder, A. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.

Bourguignon François, Ferreira Francisco H. G. and Leite Phillippe G., "Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distributions Across Countries"

Contreras Dante, Puentes Esteban (2001), "Is gender wage discrimination decreasing in Chile?", Department of Economics Universidad de Chile.

Ehrenberg, Roland and Joshua Schwarz (1986), "Public Sector Labor Markets", in O. Ashenfelter and R. Layard, eds. *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, North Holland.

García J., P. J. Hernández and A. López-Nicolás (2001), "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression", *Empirical Economics*, 26, 146-167.

Gelbach Jonah B., (2002), "Identified Heterogeneity in Detailed Wage Decompositions", Department of Economics, University of Maryland at College Park.

Hirschberg J. G., Slottje D. J. (2002), "Bounding Estimates of Wage Discrimination" Department of Economics Southern Methodist University, Dallas.

Holmud, B. (1993), "Wage Setting in Private and Public Sectors in a Model with Endogenous Government Behavior", *European Journal of Political Economy*, 9:149-162.

Ingrid Woolard (2001), "An investigation of wage levels and wage inequality in the South African public sector: findings from the Labour Force Survey".

Jonah B. Gelbach (2002), "Identified Heterogeneity in Detailed Wage Decompositions", Department of Economics, University of Maryland at College Park, School of Public Health, University of California at Berkeley.

Lawrence Katz and Alan Krueger (1991), "Changes in the Structure of Wages in the Public and Private Sector", in R. Ehrenberg (ed.) *Research in Labor Economics*, Greenwich CN, JAI Press.

Melly Blaise (2002), "Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regression", University of St. Gallen, Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW).

Mueller, R. (1998), "Public-private sector wage differentials in Canada: evidence from quantile regressions", *Economics Letters*, 60, 229-235.

Oxaca, R. (1973), "Male- female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14, 693-709.

Omar Arias, Kevin F. Hallock, Walter Sosa Escudero, "Individual heterogeneity in the returns to schooling: instrumental variables quantile regression using twins data", *Empirical Economics* (2001).

Panizza, Ugo (1998), "Why Do Lazy People Make More Money? The Strange Case of the Public Sector Wage Premium". Office of the Chief Economist. Inter- American Development Bank.

Poterba, James M. And Rueben, Kim S. (1994), "The distribution of public sector wage premia: new evidence using quantile regression methods", National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Richard Disney and Amanda Gosling, "Does It Pay to Work in the Public Sector?", *Fiscal Studies* (1998), vol. 19, no 4. pp.347-374.

Roger Koenker and Stephen Portnoy (1996), "Quantile Regression"

Smith, S. (1977), "Equal Pay in the Public Sector: Fact of Fantasy". Industrial Relations Section, Princeton.

Anexo de Tablas y Figuras

Tabla A.1

**Descripción Estadística.
Medias de Variables Relevantes por Sexo.
Aglomerados seleccionados. Año 1993**

Variables	Media			
	Varones		Mujeres	
	Sector Privado	Sector Público	Sector Privado	Sector Público
Proporción de empleados	75%	25%	45%	55%
Ingreso horario	3,10	3,96	2,83	3,68
Edad	35	38	33	38
Formal	76%	96%	80%	95%
<i>Nivel Educativo</i>				
Primaria Incompleta	11%	7%	4%	3%
Primaria Completa	31,3%	23,4%	21,4%	15,6%
Secundaria Incompleta	26,1%	22,1%	23,0%	14,0%
Secundaria Completa	18,8%	20,0%	30,7%	23,8%
Superior Incompleto	8,0%	11,1%	13,7%	11,6%
Superior Completo	4,2%	16,6%	6,7%	32,3%
<i>Experiencia Potencial</i>				
Años	19	21	17	20
<i>Experiencia en rangos</i>				
Menos de 1 año	16%	6%	19%	6%
Entre 1 y 5 años	40%	28%	44%	32%
Entre 5 y 10 años	18%	22%	17%	25%
Entre 10 y 20 años	17%	26%	15%	27%
Más de 20 años	9%	17%	5%	11%
<i>Tipo de Tarea</i>				
Profesional	5%	16%	3%	18%
Calificado	67%	60%	54%	52%
No calificado	28%	24%	43%	31%
<i>Regiones</i>				
Gran Buenos Aires	19%	8%	22%	11%
Pampeana	30%	33%	29%	33%
Cuyo	12%	10%	11%	11%
Norte	18%	19%	15%	21%
Patagonia	21%	30%	22%	25%

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.2

**Descripción Estadística.
Medias de Variables Relevantes por Sexo.
Aglomerados seleccionados. Año 2003**

Variables	Media			
	Varones		Mujeres	
	Sector Privado	Sector Público	Sector Privado	Sector Público
Proporción de empleados	71,4%	28,6%	52,4%	47,6%
Ingreso horario	3,15	5,17	3,10	4,90
Edad	36	41	34	42
Formal	63%	95%	69%	94%
<i>Nivel Educativo</i>				
Primaria Incompleta	6%	4%	1%	1%
Primaria Completa	25%	20%	13%	10%
Secundaria Incompleta	26%	15%	13%	11%
Secundaria Completa	23%	27%	32%	25%
Superior Incompleto	13%	13%	19%	16%
Superior Completo	7%	21%	22%	38%
<i>Experiencia Potencial</i>				
Años	20	24	16	23
<i>Experiencia en rangos</i>				
Menos de 1 año	31%	8%	27%	8%
Entre 1 y 5 años	34%	19%	38%	19%
Entre 5 y 10 años	18%	18%	17%	21%
Entre 10 y 20 años	12%	33%	13%	36%
Más de 20 años	5%	22%	5%	17%
<i>Tipo de Tarea</i>				
Profesional	4%	13%	5%	14%
Calificado	71%	75%	63%	76%
No calificado	25%	12%	32%	9%
<i>Regiones</i>				
Gran Buenos Aires	18%	6%	24%	11%
Pampeana	20%	21%	23%	20%
Cuyo	15%	13%	14%	12%
Norte	24%	31%	23%	28%
Patagonia	22%	29%	16%	28%

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.3

Descripción Estadística.
Ingreso Horario por Nivel Educativo y Tipo de Ocupación según Sexo.
Aglomerados Seleccionados. Año 1993

	Media Ingreso Horario					
	Varones			Mujeres		
	Sector Privado	Sector Público	(S.Pub - S.Priv)/S.Privado	Sector Privado	Sector Público	(S.Pub - S.Priv)/S.Privado
<i>Nivel Educativo</i>						
Primaria Incompleta	2,01	2,82	40%	1,94	2,31	19%
Primaria Completa	2,55	3,10	22%	2,27	2,56	13%
Secundaria Incompleta	2,78	3,49	26%	2,37	3,01	27%
Secundaria Completa	3,55	3,99	12%	3,09	3,55	15%
Superior Incompleto	4,37	4,25	-3%	3,05	3,78	24%
Superior Completo	7,66	6,05	-21%	5,24	4,70	-10%
<i>Tipo de Tarea</i>						
Profesional	8,21	6,65	-19%	6,88	5,62	-18%
Calificado	3,09	3,60	16%	2,87	3,56	24%
No calificado	2,30	3,10	35%	2,50	2,77	10%

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.4

Descripción Estadística.
Ingreso Horario por Nivel Educativo y Tipo de Ocupación según Sexo.
Aglomerados Seleccionados. Año 2003

	Media Ingreso Horario					
	Varones			Mujeres		
	Sector Privado	Sector Público	(S.Pub - S.Priv)/S.Priv	Sector Privado	Sector Público	(S.Pub - S.Priv)
<i>Nivel Educativo</i>						
Primaria Incompleta	2,05	3,94	92%	2,14	2,74	28%
Primaria Completa	2,40	3,80	58%	2,07	3,52	70%
Secundaria Incompleta	2,53	4,31	70%	2,23	3,83	72%
Secundaria Completa	3,22	4,65	45%	2,79	4,37	56%
Superior Incompleto	3,81	4,86	28%	3,03	4,75	57%
Superior Completo	7,90	8,13	3%	4,82	6,27	30%
<i>Tipo de Tarea</i>						
Profesional	10,65	8,91	-16%	7,04	8,02	14%
Calificado	3,08	4,84	57%	3,32	4,60	38%
No calificado	2,09	3,19	53%	2,09	3,58	71%

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.5

Distribución del Salario Horario por Sexo y Sector.
Aglomerados Seleccionados. Año 1993

		Coef. De Gini	Atkinson (e=0.5)	Atkinson (e=1)	Atkinson (e=2)	Theil
Total	Sector Público	0,345	0,096	0,177	0,307	0,198
	Sector Privado	0,361	0,107	0,194	0,331	0,255
Mujeres	Sector Público	0,333	0,089	0,164	0,288	0,160
	Sector Privado	0,333	0,090	0,166	0,293	0,201
Hombre	Sector Público	0,356	0,102	0,188	0,325	0,235
	Sector Privado	0,367	0,112	0,200	0,341	0,269

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.6

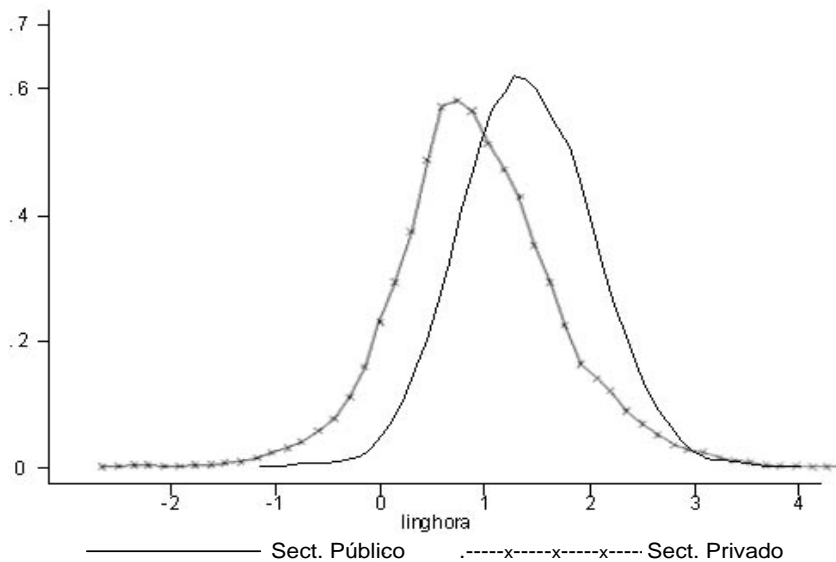
Distribución del Salario Horario por Sexo y Sector.
Aglomerados Seleccionados. Año 2003

		Coef. De Gini	Atkinson (e=0.5)	Atkinson (e=1)	Atkinson (e=2)	Theil
Total	Sector Público	0,330	0,088	0,165	0,301	0,208
	Sector Privado	0,382	0,121	0,220	0,381	0,318
Mujeres	Sector Público	0,312	0,080	0,151	0,285	0,168
	Sector Privado	0,341	0,094	0,176	0,316	0,228
Hombre	Sector Público	0,344	0,095	0,177	0,315	0,253
	Sector Privado	0,398	0,132	0,236	0,404	0,367

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.1

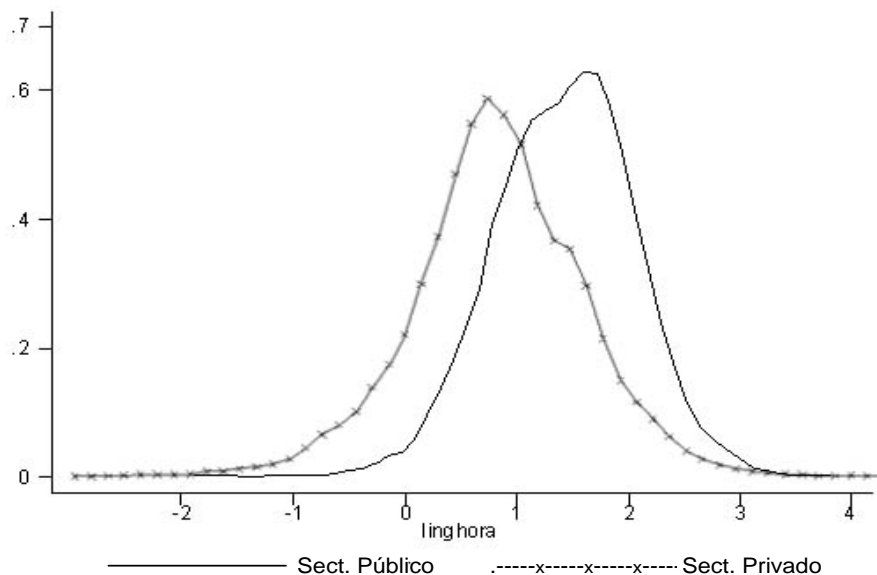
Ocupados de Sexo Masculino en el Sector Público y Privado.
Función de Densidad del Logaritmo del Salario Horario.
Muestra Seleccionada, Mayo de 2003



Función de densidad de Kernel Epanechnikov. Se utilizó el ancho de banda ótimo que aplica el soft Stata.
Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.2

Ocupados de Sexo Femenino en el Sector Público y Privado.
Función de Densidad del Logaritmo del Salario Horario.
Muestra Seleccionada, Mayo de 2003



Función de densidad de Kernel Epanechnikov. Se utilizó el ancho de banda ótimo que aplica el soft Stata.
Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.7**Variables Explicativas Utilizadas en las Regresiones**

Variable	Descripción
eduprii	Dummy; 1 si el individuo posee educación primaria incompleta.
edupric	Dummy; 1 si el individuo posee educación primaria completa.
eduseci	Dummy; 1 si el individuo posee educación secundaria incompleta.
edusecc	Dummy; 1 si el individuo posee educación secundaria completa.
edusupi	Dummy; 1 si el individuo posee educación superior incompleta.
edusupc	Dummy; 1 si el individuo posee educación superior completa.
formal	Dummy; 1 si el individuo posee alguno de los beneficios otorgados por la ley laboral.
profesio	Dummy; 1 si la ocupación es profesional.
califica	Dummy; 1 si la ocupación es calificada.
nocalifi	Dummy; 1 si la ocupación es no calificada.
estcivil	Dummy; 1 si el individuo es casado.
exp	Experiencia potencial del individuo
exp2	Experiencia potencial al cuadrado
gba	Dummy, 1 si el individuo se encuentra empleado en Buenos Aires.
pampa	Dummy, 1 si el individuo se encuentra empleado en la región pampeana
cuyo	Dummy, 1 si el individuo se encuentra empleado en la región de Cuyo
norte	Dummy, 1 si el individuo se encuentra empleado en la región Norte
patag	Dummy, 1 si el individuo se encuentra empleado en la región de Patagónica

Tabla A.8

**Test de Desigualdad de Retornos entre el Sector Público y Privado
en la Media de la Distribución.
Aglomerados Seleccionados. Año 1993**

Variables	Año 1993. P-value	
	Hombres	Mujeres
edupc	0.8598	0.2018
eduseci	0.0723	0.1106
edusecc	0.0508	0.0230
edusupi	0.0203	0.0478
edusupc	0.0000	0.0436
formal	0.0000	0.0066
profesio	0.0000	0.0038
califica	0.0000	0.0864
exp	0.3738	0.4968
exp2	0.0000	0.1926
estcivil	0.4869	0.1935
pampa	0.0000	0.0000
cuyo	0.0000	0.0000
norte	0.0000	0.0000
patag	0.0000	0.0000

Nota: la tabla muestra test de hipótesis para establecer si las diferencias en los retornos obtenidos entre ambos sectores son estadísticamente significativas.

Retornos obtenidos por MCO.

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.9

**Test de Desigualdad de Retornos entre el Sector Público y Privado
en la Media de la Distribución.
Aglomerados Seleccionados. Año 2003**

Variables	Año 2003. P-value	
	Hombres	Mujeres
edupc	0.0002	0.0904
eduseci	0.0001	0.0023
edusecc	0.0000	0.0211
edusupi	0.0005	0.0310
edusupc	0.0004	0.0706
formal	0.0047	0.0000
profesio	0.0000	0.0002
califica	0.8093	0.0000
exp	0.0541	0.0042
exp2	0.5173	0.0390
estcivil	0.3687	0.3744
pampa	0.5664	0.0129
cuyo	0.1176	0.0285
norte	0.0208	0.3547
patag	0.0000	0.0076

Nota: la tabla muestra test de hipótesis para establecer si las diferencias en los retornos obtenidos entre ambos sectores son estadísticamente significativas.

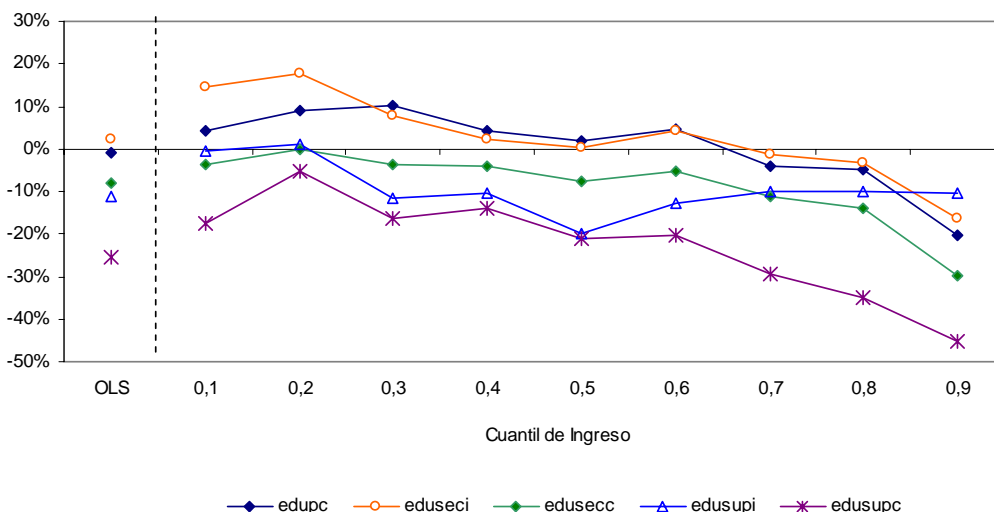
Retornos obtenidos por MCO.

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.3

Varones

Retorno Diferencial a la Educación entre el Sector Público y Privado según Cuantil de Ingreso. Año 1993. Aglomerados Seleccionados; (retorno sector público - retorno sector privado)

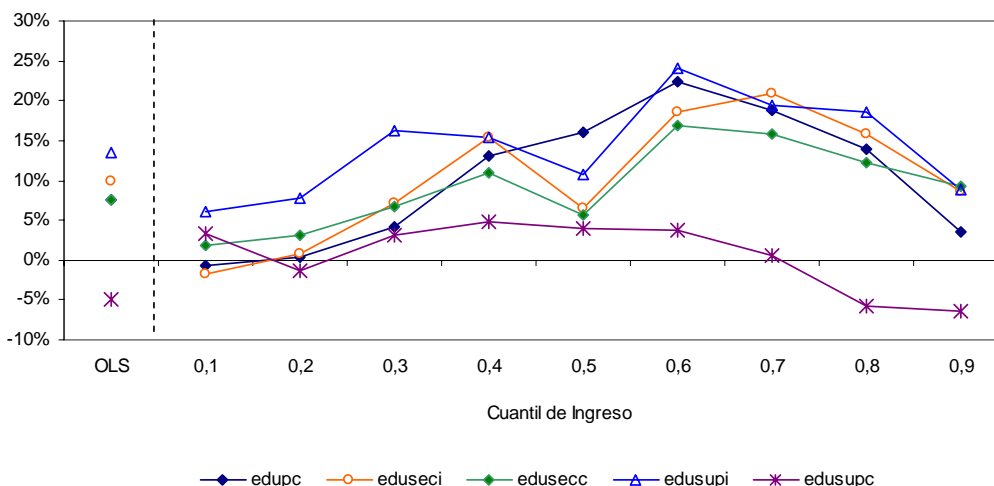


Nota: Prima basada en estimaciones por MCO y regresiones por cuantiles. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.
Fuente: estimación propia en base a EPH, Indec.

Figura A.4

Mujeres

Retorno Diferencial a la Educación entre el Sector Público y Privado según Cuantil de Ingreso. Año 1993. Aglomerados Seleccionados; (retorno sector público - retorno sector privado)

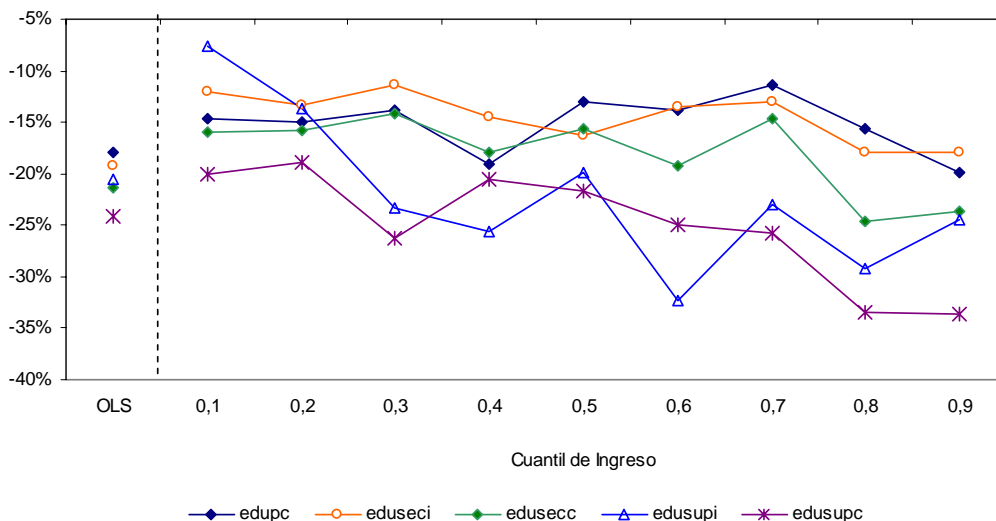


Nota: Prima basada en estimaciones por MCO y regresiones por cuantiles. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.
Fuente: estimación propia en base a EPH, Indec.

Figura A.5

Varones

Retorno Diferencial a la Educación entre el Sector Público y Privado según Cuantil de Ingreso Año 2003. Aglomerados Seleccionados; (retorno sector público - retorno sector privado).

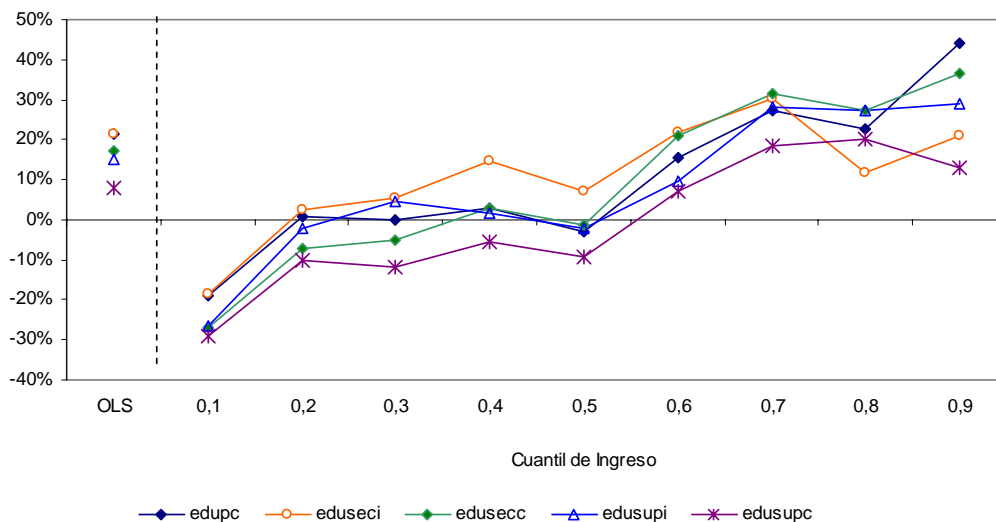


Nota: Prima basada en estimaciones por MCO y regresiones por cuantiles. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.
Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.6

Mujeres

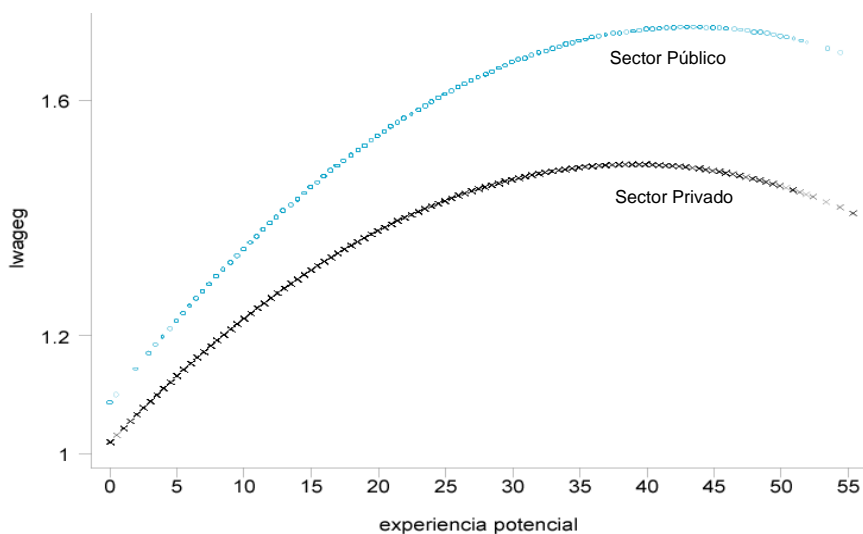
Retorno Diferencial a la Educación entre el Sector Público y Privado según Cuantil de Ingreso Año 2003. Aglomerados Seleccionados; (retorno sector público - retorno sector privado).



Nota: Prima basada en estimaciones por MCO y regresiones por cuantiles. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.
Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.7

Varones
Retornos a la Experiencia Potencial en el Sector Público y Privado.
Aglomerados Seleccionados. Año 2003

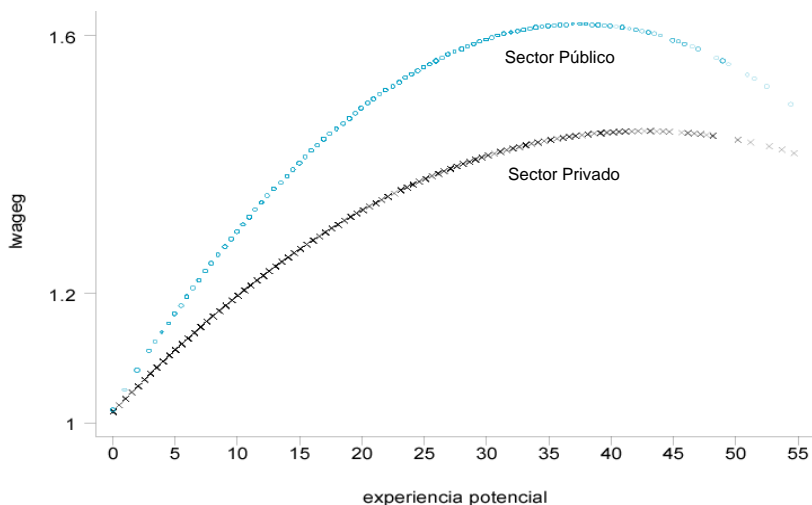


Nota: Retornos basados en estimaciones por MCO. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.8

Mujeres
Retornos a la Experiencia Potencial en el sector Público y Privado.
Aglomerados Seleccionados. Año 2003



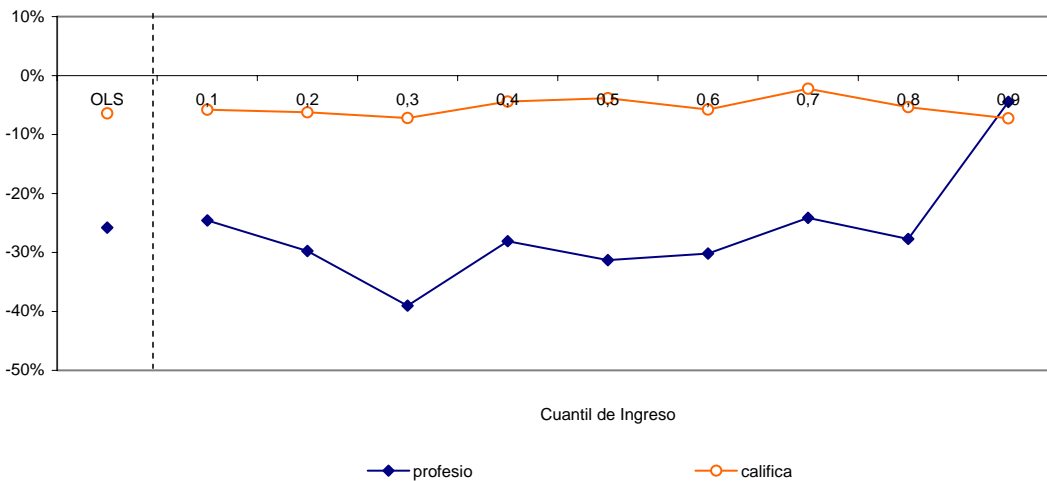
Nota: Retornos basados en estimaciones por MCO. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.9

Varones

Retorno Diferencial entre el Sector Público y Privado por Tipo de Tarea Realizada según Cuantil de Ingreso Año 1993. Aglomerados Seleccionados; (retorno sector público - retorno sector privado).

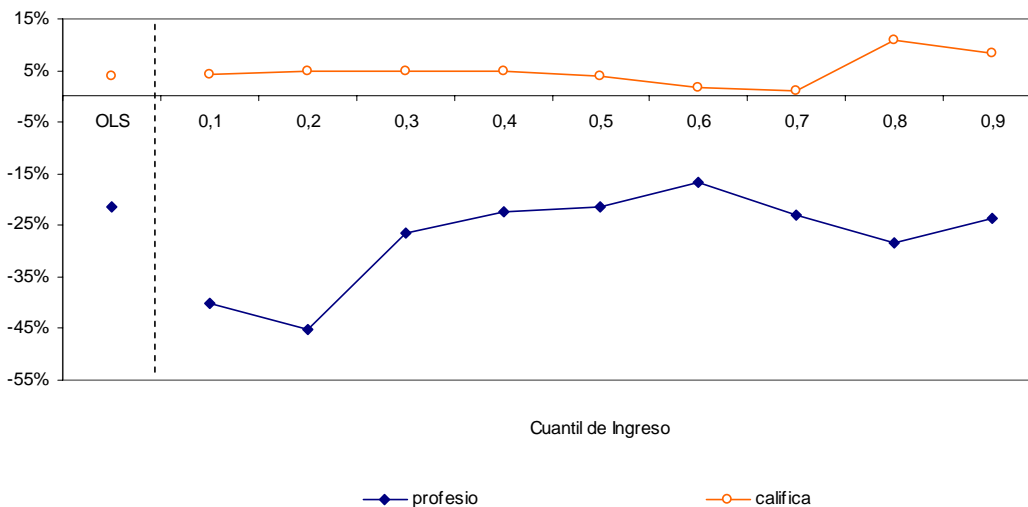


Nota: Prima basada en estimaciones por MCO y regresiones por cuantiles. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.
Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.10

Mujeres

Retorno Diferencial entre el Sector Público y Privado por Tipo de Tarea Realizada según Cuantil de Ingreso Año 1993. Aglomerados Seleccionados; (retorno sector público - retorno sector privado).

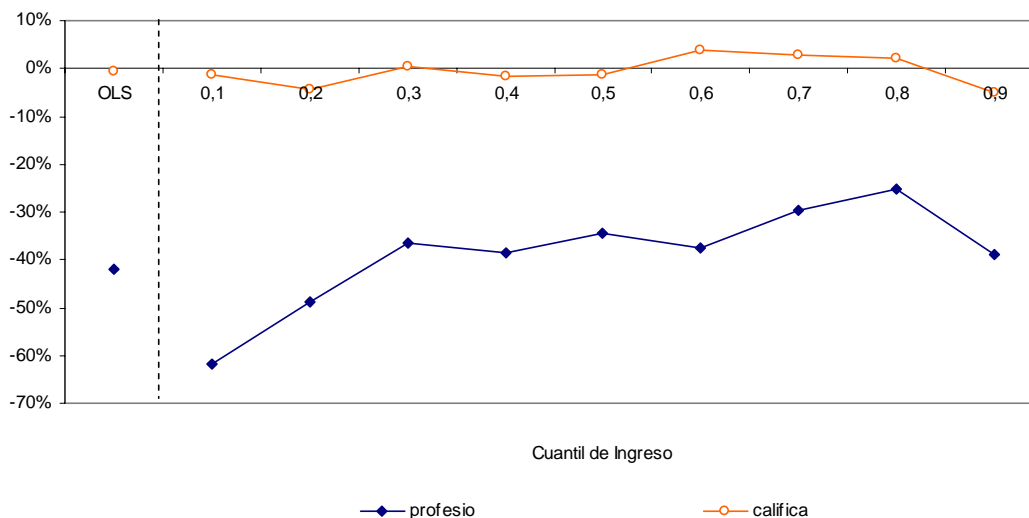


Nota: Prima basada en estimaciones por MCO y regresiones por cuantiles. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.
Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.11

Varones

Retorno Diferencial entre el Sector Público y Privado por Tipo de Tarea Realizada según Cuantil de Ingreso Año 2003. Aglomerados Seleccionados; (retorno sector público - retorno sector privado).

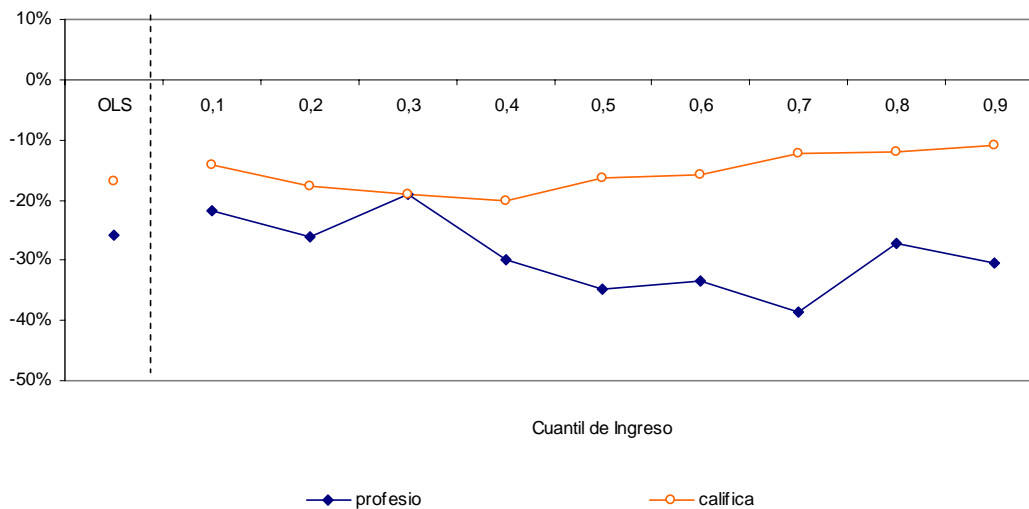


Nota: Prima basada en estimaciones por MCO y regresiones por cuantiles. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.
Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Figura A.12

Mujeres

Retorno Diferencial entre el Sector Público y Privado por Tipo de Tarea Realizada según Cuantil de Ingreso Año 2003. Aglomerados Seleccionados; (retorno sector público - retorno sector privado).



Nota: Prima basada en estimaciones por MCO y regresiones por cuantiles. Las variables de control utilizadas son: educación (6 niveles de educación), experiencia potencial, experiencia potencial al cuadrado, estado civil, región geográfica (5 regiones), tipo de ocupación (3 tipos de tareas realizadas), sector formal/informal.
Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

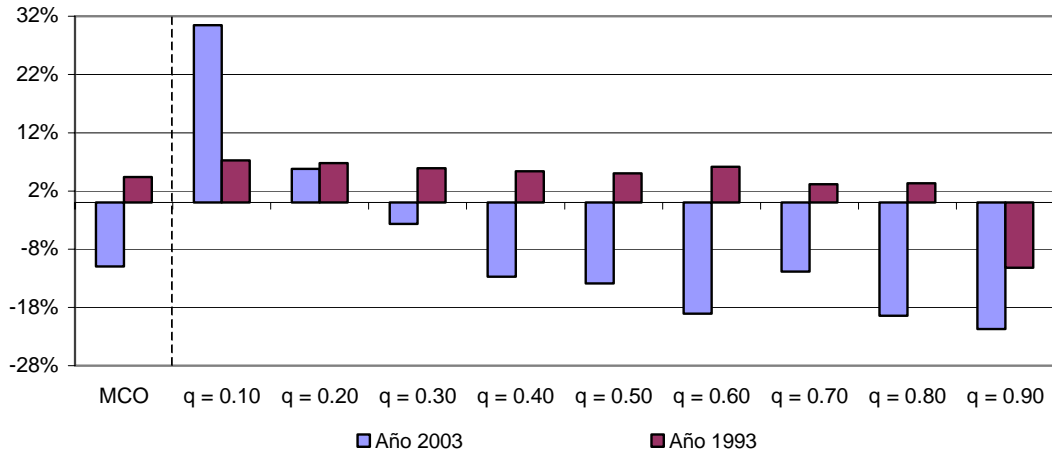
Figura A.13

Varones

Descomposición de la Diferencia Salarial entre el Sector Público y Privado.

Diferencia en Coeficientes según Cuantil de Ingreso.

Aglomerados Seleccionados. Años 1993 y 2003



Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

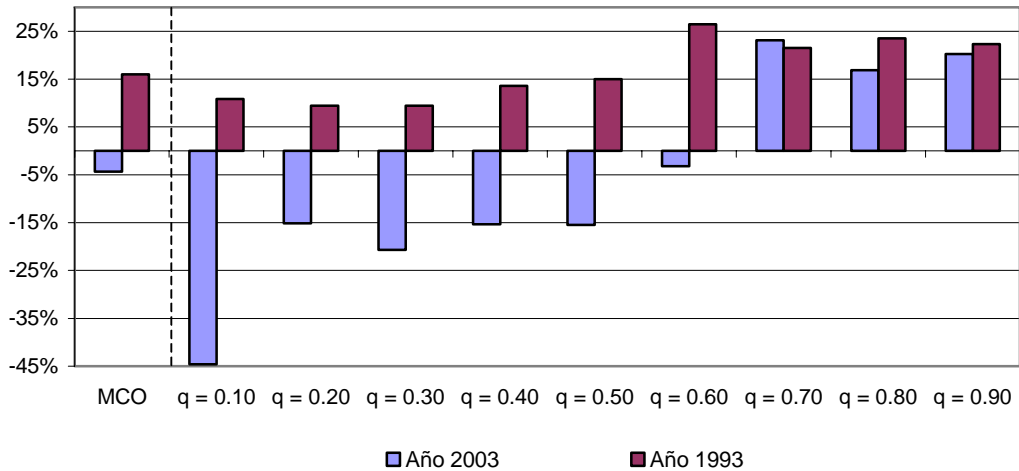
Figura A.14

Mujeres

Descomposición de la Diferencia Salarial entre el Sector Público y Privado.

Diferencia en Coeficientes según Cuantil de Ingreso.

Aglomerados Seleccionados. Años 1993 y 2003



Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.10

Descomposición de la Diferencia Salarial entre el Sector Público y Privado para Varones.
Aglomerados seleccionados. Año 1993

	MCO	$\theta = 0.10$	$\theta = 0.20$	$\theta = 0.30$	$\theta = 0.40$	$\theta = 0.50$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.70$	$\theta = 0.80$	$\theta = 0.90$
Diferencia total del ln(inghora)	30%	30%	30%	30%	30%	30%	33%	31%	32%	17%
Diferencia en Características	26%	23%	23%	24%	24%	25%	27%	27%	28%	29%
Diferencia en Coeficientes	4%	7%	7%	6%	5%	5%	6%	3%	3%	-11%

Características Diferenciales en:

Educación	12%	11%	10%	10%	11%	11%	12%	13%	13%	14%
Experiencia	2%	2%	2%	2%	2%	2%	3%	3%	3%	3%
Tipo de Ocupación	6%	4%	5%	6%	6%	6%	7%	6%	6%	6%

Coeficientes Diferenciales en:

Educación	-4%	4%	8%	3%	-1%	-5%	-3%	-7%	-9%	-21%
Experiencia	4%	5%	1%	4%	1%	1%	-1%	6%	9%	10%
Tipo de Ocupación	-8%	-7%	-8%	-11%	-7%	-7%	-8%	-5%	-8%	-5%

Descomposición de la Diferencia Salarial entre el Sector Público y Privado para Mujeres.
Aglomerados seleccionados. Año 1993

	MCO	$\theta = 0.1$	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.3$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.6$	$\theta = 0.7$	$\theta = 0.8$	$\theta = 0.9$
Diferencia total del ln(inghora)	42%	31%	32%	22%	38%	41%	52%	49%	53%	54%
Diferencia en Características	26,0%	20%	22%	13%	24%	26%	26%	28%	29%	32%
Diferencia en Coeficientes	16,0%	11%	9%	9%	14%	15%	26%	22%	24%	22%

Características Diferenciales en:

Educación	13%	7%	9%	10%	11%	13%	14%	15%	15%	15%
Experiencia	3%	1%	1%	3%	3%	3%	4%	4%	4%	5%
Tipo de Ocupación	8%	9%	9%	9%	9%	9%	8%	9%	10%	10%

Coeficientes Diferenciales en:

Educación	4%	3%	2%	3%	8%	5%	13%	11%	6%	4%
Experiencia	-1%	-3%	-3%	-7%	-5%	-3%	-4%	-1%	-3%	7%
Tipo de Ocupación	-2%	-5%	-5%	-2%	-2%	-2%	-2%	-3%	1%	0%

Fuente: elaboración propia en base a datos de EPH, Indec.

Tabla A.11

**Descomposición de la Diferencia Salarial entre el Sector Público y Privado para Varones.
Aglomerados seleccionados. Año 2003**

	MCO	$\theta = 0.10$	$\theta = 0.20$	$\theta = 0.30$	$\theta = 0.40$	$\theta = 0.50$	$\theta = 0.60$	$\theta = 0.70$	$\theta = 0.80$	$\theta = 0.90$
Diferencia total del ln(inghora)	25%	66%	40%	30%	21%	21%	16%	24%	18%	19%
Diferencia en Características	36%	36%	34%	34%	34%	35%	35%	36%	38%	41%
Diferencia en Coeficientes	-11%	30%	6%	-4%	-13%	-14%	-19%	-12%	-19%	-22%

Características Diferenciales en:

Educación	10%	7%	8%	9%	9%	9%	9%	10%	13%	14%
Experiencia	4%	2%	3%	4%	4%	4%	5%	5%	5%	5%
Tipo de Ocupación	8%	9%	8%	8%	7%	8%	8%	8%	7%	8%

Coeficientes Diferenciales en:

Educación	-19%	-6%	-10%	-16%	-16%	-16%	-19%	-17%	-22%	-22%
Experiencia	12%	32%	20%	9%	13%	11%	11%	11%	16%	15%
Tipo de Ocupación	-6%	-9%	-10%	-4%	-6%	-5%	-2%	-2%	-2%	-9%

**Descomposición de la Diferencia Salarial entre el Sector Público y Privado para Mujeres.
Aglomerados seleccionados. Año 2003**

	MCO	$\theta = 0.1$	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.3$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.6$	$\theta = 0.7$	$\theta = 0.8$	$\theta = 0.9$
Diferencia total del ln(inghora)	32%	-9%	18%	13%	20%	20%	31%	58%	51%	57%
Diferencia en Características	36%	36%	34%	34%	35%	35%	34%	35%	34%	37%
Diferencia en Coeficientes	-4%	-45%	-15%	-21%	-15%	-15%	-3%	23%	17%	20%

Características Diferenciales en:

Educación	8%	6%	7%	7%	7%	7%	7%	8%	7%	10%
Experiencia	8%	6%	6%	6%	7%	7%	7%	8%	9%	9%
Tipo de Ocupación	10%	9%	9%	9%	10%	10%	10%	10%	9%	9%

Coeficientes Diferenciales en:

Educación	12%	-27%	-6%	-3%	-1%	-4%	12%	25%	20%	24%
Experiencia	12%	12%	16%	13%	8%	9%	8%	15%	14%	18%
Tipo de Ocupación	-17%	-14%	-17%	-17%	-20%	-17%	-17%	-15%	-13%	-13%

Fuente: elaboración propia en base a EPH, Indec.

Tabla A.12

Retornos Estimados para Varones del Sector Privado.
Año 1993. Aglomerados Seleccionados.

VARIABLES	MCO	q = 0,1	q = 0,2	q = 0,3	q = 0,4	q = 0,5	q = 0,6	q = 0,7	q = 0,8	q = 0,9
edupc	0,153	0,159	0,117	0,101	0,115	0,136	0,135	0,137	0,147	0,200
eduseci	0,296	0,251	0,228	0,214	0,261	0,280	0,290	0,306	0,332	0,378
edusecc	0,504	0,422	0,400	0,412	0,442	0,475	0,511	0,531	0,564	0,628
edusupi	0,759	0,621	0,622	0,657	0,738	0,785	0,791	0,803	0,810	0,874
edusupc	0,911	0,846	0,745	0,771	0,808	0,815	0,865	0,972	1,036	1,142
formal	0,200	0,266	0,218	0,194	0,190	0,191	0,193	0,174	0,172	0,150
profesio	0,596	0,459	0,551	0,628	0,583	0,627	0,655	0,611	0,633	0,598
califica	0,123	0,101	0,109	0,119	0,107	0,101	0,119	0,111	0,123	0,147
exp	0,033	0,023	0,024	0,030	0,030	0,033	0,034	0,036	0,039	0,041
exp2	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0005	-0,0005	-0,0005	-0,0005	-0,0006	-0,0006	-0,0006
estcivil	0,121	0,091	0,118	0,103	0,115	0,104	0,106	0,111	0,104	0,127
pampa	-0,234	-0,189	-0,188	-0,208	-0,220	-0,216	-0,227	-0,251	-0,263	-0,276
cuyo	-0,329	-0,339	-0,285	-0,316	-0,316	-0,313	-0,343	-0,358	-0,318	-0,288
norte	-0,394	-0,322	-0,347	-0,376	-0,392	-0,398	-0,415	-0,438	-0,437	-0,407
patag	0,120	*0,056	0,076	0,085	0,097	0,143	0,155	0,181	0,190	0,187

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH (Indec).

Nota: Los errores estándar de las regresiones por cuantil se obtuvieron mediante bootstrap con 200 repeticiones. Las regresiones se estimaron con el soft stata.

Nota 2: Los coeficientes de la regresión resultan estadísticamente significativos para un intervalo del 95% de confianza a excepción de los indicados con *.

Tabla A.13

Retornos Estimados para Varones del Sector Público.
Año 1993. Aglomerados Seleccionados.

VARIABLES	MCO	q = 0,1	q = 0,2	q = 0,3	q = 0,4	q = 0,5	q = 0,6	q = 0,7	q = 0,8	q = 0,9
edupc	0,157	0,221	*0,220	0,221	0,165	0,165	0,188	0,109	0,109	*0,006
eduseci	0,338	0,430	0,430	0,321	0,297	0,297	0,343	0,315	0,315	0,233
edusecc	0,455	0,432	0,432	0,413	0,419	0,419	0,469	0,449	0,449	0,353
edusupi	0,687	0,673	0,673	0,591	0,657	0,615	0,681	0,742	0,742	0,802
edusupc	0,703	0,742	0,742	0,668	0,694	0,638	0,681	0,725	0,725	0,726
formal	0,155	*0,105	0,105	0,097	0,131	0,155	0,175	0,159	*0,155	*0,083
profesio	0,338	0,214	0,253	0,238	0,302	0,314	0,354	0,370	0,356	0,553
califica	0,058	*0,042	*0,046	*0,046	0,063	0,063	0,061	0,089	0,069	0,074
exp	0,031	*0,020	0,019	0,028	0,028	0,029	0,029	0,036	0,043	0,045
exp2	-0,0003	-0,0002	-0,0002	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0004	-0,0006	-0,0006
estcivil	0,111	0,057	0,093	0,106	0,117	0,118	0,143	0,124	0,149	0,101
pampa	*-0,023	*0,061	*0,030	*0,002	*-0,016	*-0,006	*-0,025	*-0,113	*-0,113	*-0,088
cuyo	-0,213	-0,137	-0,189	-0,175	-0,183	-0,182	-0,220	-0,297	-0,297	-0,224
norte	-0,290	-0,186	-0,228	-0,258	-0,276	-0,256	-0,305	-0,420	-0,420	-0,382
patag	0,370	0,389	0,360	0,354	0,352	0,392	0,401	0,320	0,320	0,366

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH (Indec).

Nota: Los errores estándar de las regresiones por cuantil se obtuvieron mediante bootstrap con 200 repeticiones. Las regresiones se estimaron con el soft stata.

Nota 2: Los coeficientes de la regresión resultan estadísticamente significativos para un intervalo del 95% de confianza a excepción de los indicados con *.

Tabla A.14

Retornos Estimados para Mujeres del Sector Privado.
Año 1993. Aglomerados Seleccionados.

Variables	MCO	q = 0,1	q = 0,2	q = 0,3	q = 0,4	q = 0,5	q = 0,6	q = 0,7	q = 0,8	q = 0,9
edupc	0,128	*0,143	*0,134	*0,128	*0,054	*0,070	*0,003	*0,030	*0,086	*0,132
eduseci	0,238	0,241	0,216	0,223	0,190	0,227	0,155	0,165	0,240	0,279
edusecc	0,476	0,387	0,376	0,421	0,402	0,420	0,398	0,436	0,526	0,577
edusupi	0,612	0,509	0,496	0,530	0,553	0,571	0,576	0,624	0,683	0,766
edusupc	0,792	0,548	0,599	0,675	0,673	0,765	0,755	0,814	0,905	0,940
formal	0,239	0,281	0,258	0,248	0,245	0,195	0,191	0,161	0,129	0,139
profesio	0,573	0,596	0,647	0,599	0,608	0,607	0,564	0,604	0,700	0,693
califica	0,068	*0,045	*0,054	*0,043	*0,040	0,065	0,053	*0,054	0,082	0,107
exp	0,024	*0,014	0,020	0,025	0,025	0,027	0,030	0,030	*0,031	0,030
exp2	-0,0004	-0,0003	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0005	-0,0005	-0,0005	-0,0004
estcivil	0,069	0,025	0,085	0,085	0,053	0,066	0,056	0,093	0,053	0,107
pampa	-0,258	*-0,102	-0,189	-0,228	-0,276	-0,304	-0,374	-0,351	-0,303	-0,232
cuyo	-0,440	-0,378	-0,382	-0,365	-0,408	-0,422	-0,493	-0,487	-0,495	-0,458
norte	-0,448	-0,370	-0,397	-0,435	-0,492	-0,496	-0,501	-0,528	-0,498	-0,425
patag	0,151	*0,097	*0,064	*0,079	0,100	0,149	0,140	0,182	0,257	0,291

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH (Indec).

Nota: Los errores estándar de las regresiones por cuantil se obtuvieron mediante bootstrap con 200 repeticiones. Las regresiones se estimaron con el soft stata.

Nota 2: Los coeficientes de la regresión resultan estadísticamente significativos para un intervalo del 95% de confianza a excepción de los indicados con *.

Tabla A.15

Retornos Estimados para Mujeres del Sector Público.
Año 1993. Aglomerados Seleccionados.

Variables	MCO	q = 0,1	q = 0,2	q = 0,3	q = 0,4	q = 0,5	q = 0,6	q = 0,7	q = 0,8	q = 0,9
edupc	0,202	0,141	0,141	0,159	0,176	0,223	0,223	0,213	0,218	0,170
eduseci	0,334	0,230	0,230	0,277	0,328	0,278	0,332	0,367	0,386	0,370
edusecc	0,548	0,416	0,416	0,461	0,490	0,457	0,555	0,584	0,633	0,676
edusupi	0,740	0,584	0,584	0,658	0,680	0,653	0,800	0,807	0,847	0,862
edusupc	0,734	0,598	0,598	0,662	0,686	0,773	0,773	0,805	0,821	0,885
formal	0,164	0,247	0,247	0,247	0,113	0,120	0,132	*0,092	*0,104	*0,089
profesio	0,359	0,195	0,195	0,334	0,383	0,391	0,397	0,374	0,417	0,455
califica	0,107	0,088	0,103	0,092	0,088	0,104	0,068	0,066	0,190	0,190
exp	0,022	0,009	0,014	0,019	0,021	0,024	0,024	0,027	0,027	0,035
exp2	-0,0003	-0,0001	-0,0002	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0004	-0,0004	-0,0004
estcivil	0,099	0,060	0,060	0,072	0,093	0,098	0,082	0,097	0,132	0,112
pampa	*-0,032	*0,036	*-0,013	*-0,023	*-0,017	*-0,050	*-0,051	-0,072	*-0,070	*-0,077
cuyo	-0,149	-0,162	-0,162	-0,181	-0,164	-0,203	-0,166	-0,182	-0,167	*-0,153
norte	-0,256	-0,181	-0,230	-0,242	-0,243	-0,259	-0,286	-0,311	-0,315	-0,309
patag	0,372	0,343	0,309	0,347	0,352	0,318	0,362	0,365	0,390	0,496

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH (Indec).

Nota: Los errores estándar de las regresiones por cuantil se obtuvieron mediante bootstrap con 200 repeticiones. Las regresiones se estimaron con el soft stata.

Nota 2: Los coeficientes de la regresión resultan estadísticamente significativos para un intervalo del 95% de confianza a excepción de los indicados con *.

Tabla A.16

Retornos Estimados para Varones del Sector Privado.
Año 2003. Aglomerados Seleccionados.

Variables	MCO	q = 0,1	q = 0,2	q = 0,3	q = 0,4	q = 0,5	q = 0,6	q = 0,7	q = 0,8	q = 0,9
edupc	0,154	*0,090	0,110	0,118	0,141	0,126	0,151	0,126	0,136	0,185
eduseci	0,275	0,148	0,189	0,203	0,214	0,244	0,312	0,307	0,325	0,301
edusecc	0,415	0,284	0,321	0,353	0,357	0,368	0,410	0,420	0,472	0,533
edusupi	0,594	0,286	0,396	0,500	0,570	0,592	0,703	0,699	0,716	0,677
edusupc	0,840	0,589	0,625	0,707	0,739	0,791	0,851	0,898	1,060	1,154
formal	0,450	0,548	0,474	0,436	0,438	0,416	0,399	0,389	0,402	0,409
profesio	0,856	0,939	0,882	0,823	0,776	0,794	0,835	0,831	0,779	0,896
califica	0,143	0,159	0,164	0,155	0,133	0,147	0,105	0,104	0,123	0,153
estcivil	0,075	*0,050	0,076	0,051	0,067	0,069	0,069	0,066	*0,055	0,107
exp	0,024	0,018	0,020	0,025	0,025	0,024	0,026	0,027	0,025	0,027
exp2	-0,00030	-0,00031	-0,00029	-0,00037	-0,00036	-0,00030	-0,00032	-0,00031	-0,00026	-0,00031
pampa	-0,175	-0,144	-0,193	-0,163	-0,147	-0,121	-0,141	-0,178	-0,215	-0,244
cuyo	-0,314	-0,277	-0,287	-0,268	-0,269	-0,264	-0,294	-0,316	-0,350	-0,413
norte	-0,417	-0,379	-0,355	-0,352	-0,379	-0,364	-0,402	-0,425	-0,475	-0,511
patag	0,099	0,111	*0,067	0,115	0,112	0,137	0,144	0,123	0,093	*0,081

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH (Indec).

Nota 1: Los errores estándar de las regresiones por cuantil se obtuvieron mediante bootstrap con 200 repeticiones. Las regresiones se estimaron con el soft stata.

Nota 2: Los coeficientes de la regresión resultan estadísticamente significativos para un intervalo del 95% de confianza a excepción de los indicados con *.

Tabla A.17

Retornos Estimados para Varones del Sector Público.
Año 2003. Aglomerados Seleccionados.

Variables	MCO	q = 0,1	q = 0,2	q = 0,3	q = 0,4	q = 0,5	q = 0,6	q = 0,7	q = 0,8	q = 0,9
edupc	*-0,019	*-0,019	*-0,019	*-0,019	*-0,039	*-0,002	*0,012	*0,012	*-0,015	*-0,008
eduseci	0,092	0,092	0,092	0,092	0,087	0,082	0,178	0,178	0,154	0,131
edusecc	0,215	0,215	0,215	0,215	0,203	0,213	0,218	0,274	0,236	0,310
edusupi	0,406	0,327	0,327	0,272	0,347	0,394	0,379	0,469	0,439	0,449
edusupc	0,619	0,531	0,519	0,450	0,575	0,577	0,602	0,641	0,743	0,839
formal	0,390	0,703	0,487	0,386	0,297	0,254	0,277	0,277	0,184	*0,184
profesio	0,437	0,320	0,394	0,460	0,392	0,450	0,460	0,534	0,526	0,508
califica	0,137	0,147	0,121	0,158	0,116	0,133	0,142	0,132	0,143	*0,104
estcivil	0,095	*0,017	*0,071	0,132	0,086	0,120	0,111	0,129	*0,057	0,079
exp	0,029	0,032	0,028	0,029	0,030	0,030	0,033	0,033	0,035	0,035
exp2	-0,00034	-0,00031	-0,00027	-0,00038	-0,00034	-0,00038	-0,00041	-0,00039	-0,00039	-0,00040
pampa	-0,193	*-0,272	*-0,166	-0,163	-0,146	*-0,134	-0,215	-0,215	-0,165	*-0,171
cuyo	-0,262	-0,327	-0,255	-0,217	-0,204	-0,191	-0,319	-0,316	-0,250	-0,235
norte	-0,348	-0,320	-0,352	-0,275	-0,272	-0,261	-0,393	-0,392	-0,403	-0,287
patag	0,223	*0,188	0,196	0,265	0,255	0,319	0,185	0,186	0,254	0,319

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH (Indec).

Nota: Los errores estándar de las regresiones por cuantil se obtuvieron mediante bootstrap con 200 repeticiones. Las regresiones se estimaron con el soft stata.

Nota 2: Los coeficientes de la regresión resultan estadísticamente significativos para un intervalo del 95% de confianza a excepción de los indicados con *.

Tabla A.18

Retornos Estimados para Mujeres del Sector Privado.
Año 2003. Aglomerados Seleccionados.

Variables	MCO	q = 0,1	q = 0,2	q = 0,3	q = 0,4	q = 0,5	q = 0,6	q = 0,7	q = 0,8	q = 0,9
edupc	*-0,037	*0,288	*-0,033	*0,116	*0,116	*0,114	*-0,011	*-0,134	*-0,095	*-0,095
eduseci	0,057	*0,331	*-0,021	*0,117	*0,117	*0,139	*0,067	*-0,046	*0,113	*0,113
edusecc	0,292	0,543	0,204	0,360	0,360	0,368	0,253	0,170	0,170	0,288
edusupi	0,451	0,646	0,314	0,381	0,497	0,531	0,483	0,346	0,346	0,461
edusupc	0,685	0,823	0,536	0,714	0,714	0,731	0,649	0,575	0,575	0,798
formal	0,378	0,538	0,429	0,405	0,380	0,363	0,337	0,318	0,290	0,290
profesio	0,701	0,713	0,660	0,605	0,720	0,769	0,753	0,786	0,653	0,653
califica	0,232	0,192	0,221	0,227	0,255	0,223	0,219	0,203	0,189	0,189
estcivil	0,056	*0,036	0,091	0,094	0,067	0,064	*0,051	*0,060	*0,038	*0,038
exp	0,020	0,023	0,017	0,016	0,019	0,019	0,019	0,025	0,024	0,024
exp2	-0,00024	-0,00036	*-0,0002301	-0,00020	-0,00022	-0,00022	-0,00022	-0,00036	-0,00026	-0,00026
pampa	-0,185	-0,217	-0,163	-0,177	-0,150	-0,132	-0,139	-0,157	-0,221	-0,221
cuyo	-0,320	-0,351	-0,320	-0,298	-0,282	-0,277	-0,280	-0,298	-0,293	-0,293
norte	-0,328	-0,313	-0,297	-0,317	-0,327	-0,318	-0,323	-0,351	-0,362	-0,362
patag	0,099	*0,002	*0,051	*0,085	*0,094	0,136	0,145	0,101	0,152	*0,152

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH (Indec).

Nota: Los errores estándar de las regresiones por cuantil se obtuvieron mediante bootstrap con 200 repeticiones. Las regresiones se estimaron con el soft stata.

Nota 2: Los coeficientes de la regresión resultan estadísticamente significativos para un intervalo del 95% de confianza a excepción de los indicados con *.

Tabla A.19

Retornos Estimados para Mujeres del Sector Público.
Año 2003. Aglomerados Seleccionados.

Variables	MCO	q = 0,1	q = 0,2	q = 0,3	q = 0,4	q = 0,5	q = 0,6	q = 0,7	q = 0,8	q = 0,9
edupc	*0,167	*0,093	*-0,025	*0,121	*0,139	*0,083	*0,141	*0,138	*0,122	0,339
eduseci	0,259	*0,137	*0,003	*0,177	0,253	0,210	0,279	0,253	0,216	0,315
edusecc	0,445	0,260	0,133	0,320	0,373	0,352	0,456	0,481	0,424	0,642
edusupi	0,579	0,364	0,296	0,441	0,495	0,509	0,568	0,619	0,595	0,737
edusupc	0,732	0,514	0,437	0,612	0,635	0,635	0,706	0,752	0,744	0,910
formal	0,198	0,295	0,273	0,252	0,308	0,308	0,221	0,221	*0,164	*0,220
profesio	0,443	0,495	0,401	0,415	0,420	0,422	0,418	0,400	0,381	0,349
califica	*0,063	*0,049	*0,044	*0,035	*0,053	*0,060	*0,060	*0,080	*0,067	*0,080
estcivil	0,082	*0,055	0,076	0,101	0,078	0,075	0,064	*0,048	*0,051	*0,075
exp	0,030	0,030	0,028	0,024	0,025	0,024	0,023	0,033	0,035	0,037
exp2	-0,00043	-0,00044	-0,00039	-0,00027	-0,00032	-0,00027	-0,00027	-0,00044	-0,00047	-0,00050
pampa	-0,280	-0,251	-0,194	-0,285	-0,251	-0,238	-0,222	-0,184	-0,209	-0,342
cuyo	-0,224	-0,309	-0,186	-0,215	-0,191	-0,201	-0,181	-0,176	-0,212	-0,365
norte	-0,292	-0,316	-0,265	-0,318	-0,263	-0,274	-0,258	-0,248	-0,264	-0,352
patag	0,214	0,242	0,232	0,162	0,191	0,177	0,240	0,261	0,268	*0,101

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPH (Indec).

Nota: Los errores estándar de las regresiones por cuantil se obtuvieron mediante bootstrap con 200 repeticiones. Las regresiones se estimaron con el soft stata.

Nota 2: Los coeficientes de la regresión resultan estadísticamente significativos para un intervalo del 95% de confianza a excepción de los indicados con *.

SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL CEDLAS

Todos los Documentos de Trabajo del CEDLAS están disponibles en formato electrónico en www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas.

- Nro. 32 (Enero, 2006). Rodrigo González. "Distribución de la Prima Salarial del Sector Público en Argentina".
- Nro. 31 (Enero, 2006). Luis Casanova. "Análisis estático y dinámico de la pobreza en Argentina: Evidencia Empírica para el Periodo 1998-2002".
- Nro. 30 (Diciembre, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
- Nro. 29 (Noviembre, 2005). Mariana Marchionni. "Labor Participation and Earnings for Young Women in Argentina".
- Nro. 28 (Octubre, 2005). Martín Tetaz. "Educación y Mercado de Trabajo".
- Nro. 27 (Septiembre, 2005). Matías Busso, Martín Cicowiez y Leonardo Gasparini. "Ethnicity and the Millennium Development Goals in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 26 (Agosto, 2005). Hernán Winkler. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Uruguay".
- Nro. 25 (Julio, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Guido G. Porto. "Trade and Labor Outcomes in Latin America's Rural Areas: A Cross-Household Surveys Approach".
- Nro. 24 (Junio, 2005). Francisco Haimovich y Hernán Winkler. "Pobreza Rural y Urbana en Argentina: Un Análisis de Descomposiciones".
- Nro. 23 (Mayo, 2005). Leonardo Gasparini y Martín Cicowiez. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 22 (Abril, 2005). Leonardo Gasparini y Santiago Pinto. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 21 (Abril, 2005). Matías Busso, Federico Cerimedo y Martín Cicowiez. "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Descifrando la Última Década en Argentina".
- Nro. 20 (Marzo, 2005). Georgina Pizzolitto. "Poverty and Inequality in Chile: Methodological Issues and a Literature Review".
- Nro. 19 (Marzo, 2005). Paula Giovagnoli, Georgina Pizzolitto y Julieta Trías. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Chile".

- Nro. 18 (Febrero, 2005). Leonardo Gasparini. "Assessing Benefit-Incidence Results Using Decompositions: The Case of Health Policy in Argentina".
- Nro. 17 (Enero, 2005). Leonardo Gasparini. "Protección Social y Empleo en América Latina: Estudio sobre la Base de Encuestas de Hogares".
- Nro. 16 (Diciembre, 2004). Evelyn Vezza. "Poder de Mercado en las Profesiones Autorreguladas: El Desempeño Médico en Argentina".
- Nro. 15 (Noviembre, 2004). Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Polarización del Ingreso en la Argentina: Teoría y Aplicación de la Polarización Pura del Ingreso".
- Nro. 14 (Octubre, 2004). Leonardo Gasparini y Walter Sosa Escudero. "Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution: Econometric Estimates for Greater Buenos Aires".
- Nro. 13 (Septiembre, 2004). Monserrat Bustelo. "Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina Haciendo Uso de Técnicas de Descomposiciones Microeconómicas (1992-2001)".
- Nro. 12 (Agosto, 2004). Leonardo Gasparini, Martín Cicowiez, Federico Gutiérrez y Mariana Marchionni. "Simulating Income Distribution Changes in Bolivia: a Microeconomic Approach".
- Nro. 11 (Julio, 2004). Federico H. Gutierrez. "Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel para Argentina 1998-2002".
- Nro. 10 (Junio, 2004). María Victoria Fazio. "Incidencia de las Horas Trabajadas en el Rendimiento Académico de Estudiantes Universitarios Argentinos".
- Nro. 9 (Mayo, 2004). Julieta Trías. "Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El Caso de los Niños en la Argentina".
- Nro. 8 (Abril, 2004). Federico Cerimedo. "Duración del Desempleo y Ciclo Económico en la Argentina".
- Nro. 7 (Marzo, 2004). Monserrat Bustelo y Leonardo Lucchetti. "La Pobreza en Argentina: Perfil, Evolución y Determinantes Profundos (1996, 1998 Y 2001)".
- Nro. 6 (Febrero, 2004). Hernán Winkler. "Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina".
- Nro. 5 (Enero, 2004). Pablo Acosta y Leonardo Gasparini. "Capital Accumulation, Trade Liberalization and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina".
- Nro. 4 (Diciembre, 2003). Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini. "Tracing Out the Effects of Demographic Changes on the Income Distribution. The Case of Greater Buenos Aires".
- Nro. 3 (Noviembre, 2003). Martín Cicowiez. "Comercio y Desigualdad Salarial en Argentina: Un Enfoque de Equilibrio General Computado".

- Nro. 2 (Octubre, 2003). Leonardo Gasparini. "Income Inequality in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
 - Nro. 1 (Septiembre, 2003). Leonardo Gasparini. "Argentina's Distributional Failure: The Role of Integration and Public Policies".
-