

Brechas salariales por Género en Chile: un análisis de sensibilidad ^Ψ

Marcela Peticar^f

Primer draft: no citar sin autorización del autor

Esta versión: Octubre 2007

Resumen

En este trabajo se realiza un análisis de sensibilidad sobre el tamaño de la brecha de salarios por género para Chile a partir de la introducción de medidas efectivas de experiencia laboral. A excepción del trabajo de Bravo et al. (2007a) el resto de literatura para Chile utiliza como variable de experiencia laboral una variable de experiencia potencial, sugerida inicialmente en el trabajo de Mincer (1974). Esta variable no refleja la norma de las historias laborales de las mujeres en Chile. Según los datos manejados en este trabajo, sólo el 26.6% de las mujeres con hasta 11 años de educación y con 40-49 años ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 años, mientras que el 55% ha trabajado menos del 10% en los últimos 5 años. Parecería que el empleo continuo está lejos de ser la norma entre las mujeres de nivel educativo bajo. Mujeres más educadas presentan patrones de empleo más continuos, pero aún están lejos de asemejarse a los patrones de empleo de los hombres.

El análisis de sensibilidad revela la necesidad de corregir por sesgo de selección y la importancia de utilizar variables de experiencia real e introducir controles por el timing de la adquisición de dicha experiencia. Cuando se introducen este tipo de controles, uno encuentra que el componente “discriminación” o brecha salarial no explicada se magnifica, reflejando el hecho de que hombres y mujeres son retribuidos en forma diferencial por sus años de experiencia efectivos. En estudios anteriores para Chile ya se había encontrado que la brecha atribuible a “discriminación” en general superaba la brecha promedio; nuestros resultados indican que en el modelo de salarios horarios, luego de controlar por selección, el componente “discriminación” tiene casi dos veces el tamaño de la brecha regular de salarios. En el modelo de salarios mensuales este efecto es levemente menor, pero aún superior a la brecha original.

Palabras claves: brechas salariales por género; descomposición; discriminación

Clasificación JEL: J31, J71

^Ψ Este trabajo es el primero de una serie de tres papers a realizarse en el marco del proyecto Proyecto FONDECYT 11060204, “Evaluación de las Brechas Salariales entre Hombres y Mujeres en Chile”.

^f Marcela Peticara, profesor asistente, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado (mpeticara@uahurtado.cl). Por comentarios/sugerencias contactar a Marcela Peticar^f. Este trabajo es parte del Proyecto FONDECYT 11060204.

I. Introducción

Según reportes del Ministerio del Trabajo y Previsión Social (2005) en el año 2003 existe una brecha salarial promedio entre hombres y mujeres asalariados del 5%. Según Montenegro (2001) esta brecha ha tendido a reducirse durante toda la década del 90, siendo 18%, 13%, 12%, 7% y 5% en los años 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998. Según Acosta, Peticará y Ramos (2007) esta brecha promedio se reduce al 2% cuando consideramos individuos en el tramo 25-55 años, y a medida que nos movemos hacia ocupaciones de menor calificación.

Existen varios estudios, inclusive algunos muy recientes que tratan de evaluar la brecha salarial que existe entre hombres y mujeres en Chile (David Bravo, Sanhueza y Urzúa, 2007a, David Bravo *et al.*, 2007b, Gill, 1992, Gill y Montenegro, 2002, Montenegro, 2001, Paredes, 1982, Paredes y Riveros, 1994). Estos estudios producen distintas estimaciones sobre la importancia de la discriminación salarial en contra de la mujer en Chile. El propósito de este trabajo es realizar un análisis de sensibilidad sobre la magnitud de la brecha salarial que existe entre hombres y mujeres en Chile utilizando distintas especificaciones de modelos de salarios y utilizando variables de historia laboral efectiva. Luego se buscará evaluar en qué medida las estimaciones de brechas salariales que se han presentado para Chile podrían estar contaminadas por mala especificación en dichos modelos. En particular, este trabajo utiliza como fuente de datos la Encuesta de Protección Social (2002 y 2004) que permite construir variables de historia laboral efectiva para hombres y mujeres y controlar por el timing en la adquisición de dicha experiencia. Así

se puede controlar por la usual intermitencia que está presente en las historias laborales de las mujeres y que puede ser particularmente perjudicial sobre su perfil de salarios.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección II se presenta una revisión los trabajos sobre discriminación salarial en contra de la mujer que existen para Chile. En la sección III se presenta la metodología de análisis y en la sección IV se describe los datos a utilizar. En la sección V se presentan los resultados de las estimaciones y estimaciones de brechas de salarios. Finalmente en la sección VI se concluye.

II. Evidencia previa sobre la brecha salarial entre hombres y mujeres en Chile

Existen varios estudios, inclusive algunos muy recientes que tratan de evaluar la brecha salarial que existe entre hombres y mujeres en Chile. Los distintos trabajos difieren en las bases de datos utilizadas (y los momentos de medición), la especificación de los modelos de salarios o el método de estimación utilizado. El Cuadro 1 presenta un resumen de los trabajos relevados para Chile.

Estudios pioneros como los de Paredes (1982) y Paredes y Rivero (1982) estudian las diferenciales salariales entre hombres y mujeres para el Gran Santiago, lo que implica en definitiva excluir importantes sectores económicos como agricultura y minería, entre otros. Paredes (1982) analiza las diferencias en los ingresos del trabajo de hombres y mujeres en los años 1969 y 1981, mediante el uso de la descomposición de Blinder-Oaxaca (Blinder, 1973, Oaxaca, 1973). Estiman regresiones de salarios por mínimos cuadrados ordinarios

para cada año utilizando la encuesta de Ocupación y Desocupación realizada por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Concluyen que el componente discriminatorio de la brecha salarial entre hombres y mujeres en Chile es de 24.6% en el año 1969 y de 16.5% en el año 1981. Al realizar ajustes por ocupación encuentran la discriminación salarial aumenta a 27.7% y 20.8% respectivamente.

Paredes y Rivero (1982) estiman las diferencias de salario por género en Chile para el período más prolongado, 1958-1990. Nuevamente, descomponen la brecha salarial en un componente discriminación y un componente dotación. Plantean que en los mercados laborales con bajo desempleo debería aumentar el costo de las prácticas discriminatorias y deberían encontrar menores brechas de salarios debidas a este motivo. En este trabajo se presentan ecuaciones de salarios corregidas por sesgo de selección. Para el año 1990 estiman que el 74% del la diferencial salarial entre hombres y mujeres puede atribuirse a un comportamiento discriminador. El componente discriminatorio ha tendido a reducirse a lo largo del tiempo. En el año 1959 era cercano al 95%.

Gill (1992) utiliza una muestra representativa nacional pero utiliza salarios mensuales al no contar con una medida de horas mensuales de trabajo. Más recientemente, Montenegro (2001) y Gill y Montenegro (2002) utilizan la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) y técnicas de regresiones de cuantiles y la descomposición de Oaxaca para dividir la brecha total en dos componentes: el explicado por diferencias en los atributos y el explicado por diferencias en los retornos de dichos atributos, o índice de discriminación. Los autores encuentran diferencias sistemáticas en los retornos a educación y a la experiencia por género a lo largo de la distribución condicional del salario. La brecha no

explicada (discriminación) aumenta del 10% al 40% a medida que uno se mueve hacia los percentiles más altos de la distribución condicional de ingresos.

En el último año, han aparecido tres trabajos nuevos sobre brechas salariales por género en Chile (David Bravo, Sanhueza y Urzúa, 2007a, b, Ñopo, 2006). En el primer estudio Bravo, Sanhueza y Urzúa (2007a) utilizan la Encuesta de Protección Social 2002 con el objeto de estudiar segregación salarial, ocupacional y educacional en forma simultánea. La base de datos utilizada contiene información del mercado laboral, niveles educativos, rendimiento escolar y un conjunto completo de variables que caracterizan los antecedentes familiares de los individuos en la muestra. Los autores encuentran que existen importantes brechas de salarios horarios entre hombres y mujeres en Chile, pero que éstas críticamente dependen del nivel de experiencia acumulada y nivel de escolaridad. Las brechas salariales no son estadísticamente significativas para individuos con bajo nivel educativo (media incompleta), pero son particularmente importantes para individuos con alta escolaridad. Por ejemplo las brechas de salarios entre hombres y mujeres con nivel universitario son de alrededor de 43%-45% según el nivel de experiencia acumulada¹. En el segundo escrito por estos mismos autores, se estudian las brechas salariales entre hombres y mujeres en tres profesiones, ingenieros comerciales, médicos y abogados, utilizando una data de alumnos de la Universidad de Chile que contiene historias familiares detalladas e inclusive una medida de autoestima. Los autores sólo encuentran diferencias salariales significativas entre los abogados.

¹ Tabla 9, página 33. En esta tabla se presentan los resultados en logs. Un coeficiente para la variable hombre de 0.36 equivale a un diferencial salarial de 43%.

Finalmente Ñopo (2007) utiliza técnicas de matching para evaluar la brecha salarial por género en Chile en el período 1992-2003. Ñopo pareo hombres y mujeres de acuerdo a características observables, como edad, años de educación, estado marital, tipo de empleo (full-time, part-time), ocupación y años en el empleo. Este enfoque permite medir la brecha salarial en forma más eficiente, permite obtener una medida del efecto *glass-ceiling* sobre la brecha de salarios total y permite explorar la distribución de la brecha salarial no explicada. El autor encuentra que existe una fuerte evidencia de un efecto *techo* para las mujeres en Chile: en ciertas combinaciones de ocupación, años de experiencia, edad, educación y estado marital no es posible comparar hombres y mujeres: simplemente no existen mujeres con estas características (hombres con más de 40 años y con más de 10 años de experiencia). El autor también encuentra que el componente no explicado de la brecha salarial es proporcionalmente mayor para individuos con altos salarios, con educación universitaria y en posiciones gerenciales, resultado cualitativamente similar al reportado por Gil y Montenegro (2002) y Montenegro (2001).

El Cuadro 1 presenta un resumen de los estudios evaluados para Chile, años de referencia, bases de datos utilizadas y principales conclusiones. Independientemente del período de análisis, base de datos utilizada y método de estimación, los estudios concluyen que existe una importante brecha salarial en contra de la mujer. La brecha promedio estimada es de aproximadamente un 20%-30% en promedio, aún cuando estudios como el de Bravo et al. Y (2007a), Ñopo (2006) y Montenegro (2001) revelan que existe una enorme varianza alrededor de este valor medio. En la sección V se comparan los resultados encontrados en este paper con los reportados en la literatura.

III. Sobre el análisis de sensibilidad: metodología

Numerosos enfoques metodológicos se han utilizado en la literatura para evaluar las brechas salariales por género. Entre las revisiones bibliográficas más recientes pueden citarse los trabajos de Gunderson (2006), Altonji (1999), Blau (1998), Blau y Kahn (2000), entre otros.

El procedimiento usual (ET)² que se ha utilizado en la literatura sobre brechas salariales por género consiste en estimar un modelo lineal que tiene como variable dependiente alguna medida de ingreso laboral (salario mensual, horario) y como regresores numerosos controles y una variable dummy que captura el género del individuo. Luego el coeficiente de esta variable dummy se interpreta como la brecha de salarios entre hombres y mujeres. Así,

$$(1) \ln Y_i = \Psi(X_i\beta) + \delta \text{ Genero} + \varepsilon_i$$

donde la variable dummy Género asume el valor 1 si el individuo es mujer, cero en cualquier otro caso. La matriz X contiene variables que caracterizan al individuo, su patrón de adquisición de capital humano, como escolaridad y experiencia laboral. Si el coeficiente de la variable Género es negativo y estadísticamente distinto de cero, se interpreta que las mujeres son subpagadas, en promedio, con respecto a los hombres. Una desventaja de este método es que no permite evaluar las razones por las que las mujeres y hombres son

² En adelante me referiré a él como enfoque tradicional (ET).

pagados en forma diferencial condicional en un conjunto de características. Así en este modelo hombres y mujeres reciben iguales retornos a sus variables de capital humano.

Otra metodología igualmente de popular es la descomposición de Oaxaca³ (1973) y Blinder (1973), posteriormente generalizada por Oaxaca y Ramson (1994) y Neumark (1988). Esta descomposición involucra la estimación de regresiones de salarios a la Mincer para hombres y mujeres por separado.

$$(2) \ln Y_{ij} = \Psi(X_{ij} \beta_j) + \varepsilon_{ij}$$

A partir de estas regresiones se descompone la diferencial salarial promedio en dos partes: un componente que refleja diferencias en atributos y un componente que refleja diferencias en los retornos de dichos atributos. Este segundo componente se utiliza comúnmente como medida de discriminación salarial. Las generalizaciones de Oaxaca y Ramson (1994) y Neumark (1988) involucran definir distintos escenarios de no-discriminación⁴.

Ignorando el problema usual de selección, la clásica descomposición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), involucra, entonces, comparar para hombres y mujeres

$$\bar{Y}_M = \beta_0^M + \sum_{k=1}^K \bar{X}_k^M \beta_k^M$$

$$\bar{Y}_H = \beta_0^H + \sum_{k=1}^K \bar{X}_k^H \beta_k^H$$

³ En adelante me referiré a ella como enfoque Blinder-Oaxaca (B-O).

⁴ En definitiva, se debe tomar una decisión de cuál hubiera sido el salario de las mujeres en ausencia de discriminación. En los enfoques pioneros se consideraba que el escenario sin discriminación estaba dado por la distribución de salarios de los hombres. Si existe tanto discriminación como favoritismo, no necesariamente este será el contrafactual relevante.

$$\bar{Y}_H - \bar{Y}_M = \underbrace{\left[(\beta_0^H - \beta_0^M) + \sum_{k=1}^K \bar{X}_k^M \Delta\beta_k \right]}_{\text{Discriminación}} + \underbrace{\sum_{k=1}^K \Delta\bar{X}_k \beta_k^M}_{\text{Efecto características}}$$

donde aquí M, H se refieren a las estimaciones y data para mujeres y hombres respectivamente. El primer término del lado derecho se interpreta como la diferencial salarial atribuible a que hombres y mujeres tienen retornos distintos para iguales características. El segundo término se interpreta como la diferencial salarial atribuible a que hombres y mujeres tienen características distintas.

Como Oaxaca y Ramson (1999, 1994) y Neumark (1988) reconocen, existen un problema de identificación, en el sentido que hay que hacer supuestos acerca de cuál es la estructura salarial imperante en ausencia de discriminación. La descomposición presentada en (5) asume que existe discriminación en contra de las mujeres por lo que la estructura salarial en ausencia de discriminación es nada más y nada menos que la estructura salarial de los hombres. Oaxaca (1973) en su versión inicial propone utilizar también como categoría base las mujeres.

Oaxaca y Ramson (1994) muestran que una representación flexible de la estructura salarial en ausencia de discriminación está dada por

$$\beta^* = \Omega\beta^H + (I - \Omega)\beta^M$$

donde la matriz Ω es una matriz de ponderadores. La matriz Ω propuesta por estos autores estaría dada por

$$\Omega_0 = (X'X)^{-1} X_H' X_H$$

donde X es la matriz de variables explicativas para toda la muestra y X_H es la matriz sólo para los hombres. Neumark (1988) había propuesto unos años antes utilizar como estructura salarial no-discriminatoria

$$\beta = (X'X)^{-1} XY$$

esto es, el vector estimado en la muestra conjunta de hombres y mujeres. Se puede demostrar ambos enfoques son equivalentes. Oaxaca y Ramson (1994) presentan otras opciones de ponderadores. Silber y Weber (1999) evalúan mediante técnicas de bootstrapping qué diferencias existen entre las distintas descomposiciones sugeridas.

En presencia de selección, la descomposición debe también involucrar un componente que de cuenta de que parte de la brecha salarial observada entre hombres y mujeres se debe a un problema de selección. El enfoque más simple es hacer

$$\bar{Y}_H - \bar{Y}_M = \underbrace{\left[(\beta_0^H - \beta_0^M) + \sum_{k=1}^K \bar{X}_k^M \Delta \hat{\beta}_k \right]}_{\text{Discriminación}} + \underbrace{\sum_{k=1}^K \Delta \bar{X}_k \hat{\beta}_k^M}_{\text{Efecto características}} + \underbrace{\left(\hat{\theta}_H \hat{\lambda}_H - \hat{\theta}_M \hat{\lambda}_M \right)}_{\text{Efecto Selección}}$$

donde θ y λ son el estimador del coeficiente de la razón inversa de mills en la ecuación de salarios y la razón inversa de mills promedio para cada grupo.

De acuerdo al enfoque tradicional y al de Blinder-Oaxaca, optaremos por estimar distintos modelos de tal manera de evaluar en qué medida la especificación del modelo y/o método

de descomposición pueden hacernos estimar medidas distintas de brechas salariales (discriminación) entre géneros.

Un punto controversial en la comparación de los salarios entre hombres y mujeres tiene que ver con cómo comparar sus historias laborales. En general en los modelos de salarios estimados con encuestas de hogares uno no cuenta con variables reales de historia laboral; a lo más uno puede saber el tiempo que esta persona ha permanecido con su empleador actual. Lo usual, entonces, es que uno utilice la usual medida de experiencia potencial sugerida por Mincer (1974) que se construye restando a la edad los años de escolaridad y los años al que usualmente los individuos acceden al sistema escolar formal (seis años). Dada la disponibilidad de información en la base de datos que se va a utilizar, en este trabajo se utilizarán medidas de experiencia laboral efectiva y adicionalmente se construirán variables que reflejen el grado de continuidad de la experiencia laboral de hombres y mujeres.

La construcción de variables de historia laboral y variables de intermitencia laboral se realizará siguiendo la idea desarrollada por Ureta y Light (1995), quienes construyen variables no sólo que reflejan la cantidad de años trabajados a lo largo de la carrera, sino también la temporalidad de esta experiencia laboral. Los autores proponen generar variables de cantidad e meses trabajadores durante cada uno de los años que componen la historia laboral de los individuos. La idea detrás de este tipo de especificación es resaltar que la historia laboral de las mujeres tiene mucho más matices que la de los hombres y por lo tanto no es suficiente modelar los salarios como funciones de variables continuas de experiencia y antigüedad en el empleo, sino que es necesario medir dimensiones

adicionales como la temporalidad de los episodios de empleo, desempleo e inactividad. Se espera que la inclusión de todo este conjunto de variables permita evaluar con mayor exactitud cuánto de la brecha salarial puede atribuirse al componente discriminación. Tal como lo nota Stanley y Jarrell (1998), Weichselbaumer y Winter-Ebmer (2005) y Gunderson (2006), en general los trabajos que reportan grandes brechas salariales entre hombres y mujeres no controlan adecuadamente por experiencia laboral o no incluyen un control por selección. Con el objeto de establecer una comparación entre esta metodología y trabajos anteriores (que incluyen como medida de la experiencia laboral, la medida de experiencia laboral potencial “edad-años de educación-6), estimaremos dos conjuntos de modelos: uno con las medidas de experiencia laboral efectiva y otro con la medida de experiencia laboral potencial.

Las ecuaciones de salarios a la Mincer para las mujeres también se estimarán con y sin controles de selección, con el objeto de evaluar cómo la existencia de un efecto selección (usualmente ignorado en la literatura para Chile) puede estar contaminando las estimaciones de discriminación encontradas en estudios anteriores.

Finalmente, la estimación de las ecuaciones de salarios se realizará tanto incluyendo controles de ocupación como excluyéndolos. La inclusión de variables de ocupación permitirá evaluar en qué medida existe discriminación salarial intra-ocupaciones, o en qué medida la discriminación se produce porque las mujeres no acceden a ciertos puestos. Potencialmente las variables de ocupación pueden ser variables endógenas. Solberg (2005, 1999), con datos del NLSY, propone instrumentar la variable ocupación con una variable que registra las preferencias de los individuos cuando jóvenes. No tenemos tal riqueza de

información en nuestra base de datos. En ausencia de instrumentos adecuados, esta posibilidad se tendrá en cuenta a la hora de interpretar los resultados.

IV. Datos utilizados y definición de las variables utilizadas

En este trabajo se utilizan datos de la Encuesta de Protección Social 2002-2004 la cual contiene historias laborales autorreportadas desde 1980. La muestra inicial de la encuesta contenía sólo individuos que alguna vez hubieran estado afiliados Sistema Previsional Chileno. En el año 2004 se rediseñó la muestra para incluir trabajadores informales e inactivos. La muestra al año 2004 contiene 16727 individuos, de los que 8343 son mujeres. Una descripción detallada de los módulos de la encuesta e información relevada puede consultarse en Bravo(2004) y Bravo et al. (2006). La Encuesta de Protección Social es la primera encuesta que contiene información (autoreportada) sobre eventos de empleo, desempleo e inactividad. La muestra al año 2004 es representativa a nivel nacional⁵.

Para la construcción de las variables de historia laboral, se cuentan los meses en los que cada individuo reporta haber estado trabajando. En el espíritu de lo sugerido por Ureta y Light (1995) y a partir de esta variable de experiencia laboral total, se construyen tres variables alternativas. Estas variables registran la fracción de esta experiencia total que fue adquirida en los últimos cinco años, en los últimos 5-10 años y en los últimos 10-15 años respectivamente. La inclusión de estas variables alternativas permitiría evaluar qué tanto

⁵ A los fines de comparar las EPS con la Encuesta CASEN, uno puede reportar estadísticas básicas del mercado laboral. Ver Cuadro 3.

más el mercado laboral paga por años de experiencia recientes versus años de experiencia acumulados en cualquier momento de la carrera laboral.

La encuesta sólo recaba información de períodos de actividad/inactividad desde el año 1980. Para ciertos individuos, entonces, tendremos historias laborales censuradas. Por esta razón definimos dos muestras distintas. Por un lado tomamos todos los individuos entre 20 y 60 años en el año 2004, notando que los individuos con edades en el extremo de la muestra deberían haber tenido sus historias laborales relativamente avanzadas en el año 1980. Las variables de historia laboral para estos individuos están potencialmente censuradas. Por esta razón defino una muestra más restringida, que contiene sólo individuos entre 26 y 50 años (54,6% de las mujeres, 53,7% de los hombres). Algunas estimaciones se presentan para ambas muestras, otras sólo para la muestra con historias laborales relativamente más completas.

Para información del lector, el Cuadro 3 presenta algunas estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en las estimaciones. Los hombres y mujeres difieren en forma sustancial en sus niveles de experiencia efectivos y en su distribución ocupacional. Las mujeres tienen por supuesto tasas menores de empleo, y condicional en estar ocupadas tienen mayor propensión a ocuparse como asalariadas. Una proporción similar de hombres y mujeres trabaja como obreros no calificados (incluye servicio doméstico); pero una proporción mayor de mujeres son profesionales calificados y/o técnicos medios. Las mujeres no se emplean como obreros calificados, sino en empleos administrativos y en atención al público (ventas).

El Cuadro 4 permite apreciar cómo hombres y mujeres presentan patrones distintos de empleo. Mientras que hombres y mujeres tienen un promedio similar de años fuera del sistema escolar (experiencia potencial), existen importantes diferencias en el promedio de años efectivamente trabajados. Para la muestra de individuos con 26-50 años de edad, los hombres tienen en promedio 16.7 años de experiencia real, con una desviación estándar de 7.4 años. Las mujeres, por el contrario tienen una experiencia promedio de 9.3 años y una desviación estándar aún mayor.

Los Cuadros 5 y 6 permiten al lector evaluar en mejor medida hasta qué punto difieren los patrones de acumulación de experiencia efectiva entre hombres y mujeres. En estos cuadros se presentan las distribuciones empíricas de la fracción del tiempo trabajada durante los últimos 5 y 10 años respectivamente para hombres y mujeres por nivel educativo y por tramos de edad. Si miramos a las mujeres con menos de 12 años de escolaridad formal y entre 40 y 49 años, sólo el 26.6% ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 años, mientras que sólo el 22.6% ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 10 años. Aproximadamente el 55% ha trabajado menos del 10% en los últimos 5 o 10 años. Parecería que el empleo continuo está lejos de ser la norma entre las mujeres de nivel educativo bajo. Mujeres más educadas presentan patrones de empleo más continuos. El 73.3% (70.6%) de las mujeres con 16 o más años de educación ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 (10) años. Pero los patrones de empleo de las mujeres educadas pero siguen estando muy lejos de la norma de los hombres. En el grupo con 16 años o más de escolaridad y con 40-49 años, el 92.3% de los hombres ha trabajado más del 90% en

los últimos cinco años, mientras que casi el 96% ha trabajado más del 90% en los últimos diez años.

Claramente existe evidencia fuerte de que es necesario introducir controles adecuados en la ecuación de salarios si uno quiere comparar los salarios de hombres y mujeres. En particular en los modelos que se presentan en la sección siguiente, se controlará no sólo por experiencia laboral efectiva, sino también por la temporalidad en la adquisición de dicha experiencia.

V. Estimando las brechas salariales entre hombres y mujeres

El Cuadro 7 presenta el valor del coeficiente estimado para una variable que asume el valor uno si el individuo es mujer en distintas especificaciones de una ecuación de salarios *a la mincer*. Tal como se presentara en el Cuadro 2 las distintas especificaciones seleccionadas responden a considerar distintas medidas de experiencia laboral, los tipos de controles introducidos, las muestras seleccionadas y la introducción de correcciones por sesgo de selección. Por simplicidad de exposición sólo se presentan los valores puntuales de los coeficientes obtenidos; todos los coeficientes presentados son estadísticamente distintos de cero al 1% de significancia, excepto aquellos en negritas.

En el Cuadro 7 se pueden identificar algunos patrones en los tamaños de las brechas estimadas a lo largo de las distintas especificaciones. El Cuadro 8 presenta estos coeficientes exponenciados, y permite evaluar el grado de discordancia entre los salarios

horarios (o mensuales) condicionales de hombres y mujeres. Primero, nótese que independientemente de la especificación seleccionada, el introducir un control adecuado por experiencia laboral permite reducir en forma importante la magnitud de la brecha de salarios estimada. Segundo, el tamaño de la brecha estimada no cambia en forma sustancial al agregar controles por la continuidad de la experiencia efectiva. Tercero, los tamaños de las brechas salariales estimadas en la población asalariada son claramente menores, independientemente de la especificación seleccionada. Cuarto, las estimaciones con control por sesgo de selección no arrojan un tamaño de brecha sustancialmente distinto que las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios. Quinto, del cuadro se desprende lo importante que es el evaluar diferencias en salario horario y no diferencias en salario mensual. Las brechas de salarios mensuales son claramente mayores, ya que, en promedio las mujeres trabajan menos horas que los hombres.

Si bien este enfoque tradicional ha sido ampliamente utilizado en la literatura, la estimación de estas ecuaciones de salarios comunes para hombres y mujeres no permite apreciar cuánto en estas diferencias promedio pueden deberse a hombres y mujeres difieren en sus características promedio (efecto dotación) y cuánto a que hombres y mujeres perciben retribuciones distintas aún teniendo iguales atributos (efecto coeficiente o discriminación). Los Cuadros 9, 10, 11 y 12 presentan estimaciones separadas para hombres y mujeres para un subgrupo de las especificaciones sugeridas en el Cuadro 2. En particular hemos dejado de lado la especificación base (sin controles por nivel educativo). Las estimaciones sólo se presentan para la muestra de individuos con 26-50 años. Sólo se comentarán las estimaciones realizadas utilizando el salario horario como variable dependiente (Cuadros 9

y 11), pero más adelante se presenta la descomposición de Blinder-Oaxaca (modificada) para todas las especificaciones reportadas.

De la inspección del Cuadro 9 (modelos con experiencia potencial) no se vislumbran diferencias sustanciales en los coeficientes estimados para las variables de experiencia laboral potencial para hombres y mujeres. El coeficiente de la variable experiencia potencial se reduce en magnitud a medida que uno incorpora controles de ocupación y características del empleo. En general los signos de todos los controles son los esperados: los salarios son crecientes en el nivel educativo alcanzado y en el nivel de calificación en el empleo.

El Cuadro 11 presenta los resultados para los modelos con experiencia laboral efectiva y controles por la continuidad de dicha experiencia. Es de interés el estimar modelos por separado para hombres y mujeres, lo que dificulta comparar los valores de los coeficientes entre estos dos modelos no anidados. Para establecer un benchmark se estimó en forma separada modelos en los que se iteró todas las variables por la variable género. Y de esta manera se evaluaron si existían diferencias significativas entre los coeficientes estimados para hombres y mujeres en cada una de las especificaciones. En general no se encontraron diferencias sustanciales en los coeficientes de las variables de empleo, excepto en las variables dummy para individuos que trabajan en forma independiente y aquellos con contrato. Tampoco se encontraron diferencias significativas en los coeficientes asociados a los distintos niveles educativos. Pero si se encontraron diferencias significativas en los coeficientes asociados a las variables de experiencia efectiva.

Tal como se desprende el Cuadro 10 hombres y mujeres reciben premios distintos por sus años de experiencia laboral efectivamente acumulada. Si bien la especificación incluye un término cuadrático, es posible sólo interpretar la diferencial de perfiles basándonos en el coeficiente de la variable original (el coeficiente de la variable al cuadrado es muy pequeño, ver Gráfico 1). La diferencia en el gradiente del perfil de salarios de hombres y mujeres es muy importante y muestra cómo hombres y mujeres perciben retornos distintos por los mismos años de experiencia laboral. Este diferencial es aún mayor cuando nos movemos hacia el modelo que incluye controles de ocupación.

El timing de la adquisición de la experiencia también parecer ser crucial, dados los patrones de trabajo diferenciados que presentan hombres y mujeres. Los años de experiencia laboral reciente tienen un valor particularmente alto. Dos mujeres con igual experiencia laboral efectiva tendrán salarios muy distintos de acuerdo a cuál hubiera sido su patrón de acumulación. Mientras más reciente sea esta experiencia laboral, mayor retribución recibirá esta mujer. Igual patrón se encuentra para los hombres, con la diferencia que la tasa de depreciación de la experiencia laboral de las mujeres es muy alta. En el modelo ampliado con control de selección, una mujer que tiene cinco años de experiencia laboral y que los ha ganado a todos en los últimos 5 años, recibe un salario un 50% superior a una mujer con igual experiencia pero que la adquirió 15 o más años antes. Los coeficientes de estas variables revelan que existe una alta penalidad por carreras interrumpidas y experiencias laborales más antiguas. Esta es una importante característica del modelo presentado, que flexibiliza las formas funcionales usuales permitiendo controlar diferencias en la continuidad de las historias laborales entre hombres y mujeres.

El Cuadro 13 presenta la descomposición de la brecha de salarios por componente: dotación, coeficientes, selección (si corresponde). Nótese que la brecha salarial horario promedio entre hombres y mujeres es de 0.11 puntos porcentuales (casi un 12% a favor de los hombres), mientras que la brecha salarial mensual promedio es de 0.25 puntos porcentuales (28%). Nuevamente el análisis de sensibilidad revela algunos patrones muy interesantes.

Primero, las estimaciones de las magnitudes de los efectos coeficientes y dotación varían en forma sustancial entre los modelos con experiencia potencial según incluyamos o no controles por selección, aún cuando el efecto selección es en general no estadísticamente significativo.

Segundo, la estimación del efecto “discriminación” (% de la brecha explicada por diferencias en coeficientes) es importante y estable a través de las distintas especificaciones en los modelos con experiencia efectiva. La magnitud de esta brecha es claramente menor en el modelo de experiencia potencial; el modelo con experiencia laboral efectiva efectivamente revela tasas de retorno distintas para hombres y mujeres y revela patrones de pagos diferenciados según el timing de la adquisición de la experiencia laboral.

Tercero, no se encuentra un efecto selección que sea estadísticamente distinto de cero en el modelo con experiencia laboral efectiva. En estos modelos los efectos interacción no son tampoco estadísticamente distintos de cero⁶.

⁶ El efecto interacción está dado por $(X_h - X_m)'(b_h - b_m)$.

Cuarto, en todos los modelos, se encuentra un efecto dotación claramente negativo, aún en aquellos con control de selección. Si sólo tuviéramos diferenciales en dotaciones, las mujeres deberían tener salarios claramente superiores a los de los hombres. ¿Qué tan superiores? Deberían estar percibiendo salarios entre un 5%-15% superiores según el modelo seleccionado. Este efecto dotación es siempre mayor (más negativo) en los modelos con experiencia laboral potencial que en los modelos con experiencia laboral efectiva.

Para resumir. Los resultados encontrados hasta el momento están en línea con lo reportado por otros trabajos para Chile. La brecha de salarios promedio entre hombres y mujeres es relativamente importante. Los hombres reciben salarios horarios promedio un 12% superiores a los de las mujeres. Las brechas promedio en salarios mensual es aún mayor (28%) reflejando un hecho conocido de que las mujeres trabajan menos intensivamente que los hombres.

El análisis de sensibilidad la necesidad de corregir por sesgo de selección y la importancia de utilizar variables de experiencia real e introducir controles por el timing de la adquisición de dicha experiencia. Cuando se introducen este tipo de controles, uno encuentra que el componente “discriminación” o brecha salarial no explicada se magnifica, reflejando el hecho de que hombres y mujeres son retribuidos en forma diferencial por sus años de experiencia efectivos. En estudios anteriores para Chile ya se había encontrado que la brecha atribuible a “discriminación” en general superaba la brecha promedio; nuestros resultados indican que en el modelo de salarios horarios, luego de controlar por selección, el componente “discriminación” tiene casi dos veces el tamaño de la brecha regular de

salarios. En el modelo de salarios mensuales este efecto es levemente menor, pero aún superior a la brecha original.

VI. Conclusiones

En este trabajo se realiza un análisis de sensibilidad sobre el tamaño de la brecha de salarios por género para Chile a partir de la introducción de medidas efectivas de experiencia laboral. A excepción del trabajo de Bravo et al. (2007a) el resto de literatura para Chile utiliza como variable de experiencia laboral una variable de experiencia potencial, sugerida inicialmente en el trabajo de Mincer (1974). Esta variable no refleja la norma de las historias laborales de las mujeres en Chile. Según los datos manejados en este paper, sólo el 26.6% de las mujeres con hasta 11 años de educación y con 40-49 años ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 años, mientras que el 55% ha trabajado menos del 10% en los últimos 5 años. Parecería que el empleo continuo está lejos de ser la norma entre las mujeres de nivel educativo bajo. Mujeres más educadas presentan patrones de empleo más continuos. El 73.3% de las mujeres con 16 o más años de educación ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 años. Pero los patrones de empleo de las mujeres educadas pero siguen estando muy lejos de la norma de los hombres. En el grupo con 16 años o más de escolaridad y con 40-49 años, el 92.3% de los hombres ha trabajado más del 90% en los últimos cinco años, mientras que casi el 96% ha trabajado más del 90% en los últimos diez años.

Este hecho pone como evidencia la necesidad de controlar adecuadamente por el nivel de experiencia de hombres y mujeres y el timing en la adquisición de dicha experiencia a la hora de evaluar la magnitud de las brechas salariales entre hombres y mujeres en Chile.

Los resultados encontrados hasta el momento están en línea con lo reportado por otros trabajos para Chile. La brecha de salarios promedio entre hombres y mujeres es relativamente importante. Los hombres reciben salarios horarios promedios un 12% superiores a los de las mujeres. Las brechas promedio en salarios mensual es aún mayor (28%) reflejando un hecho conocido de que las mujeres trabajan menos intensivamente que los hombres.

El análisis de sensibilidad revela la necesidad de corregir por sesgo de selección y la importancia de utilizar variables de experiencia real e introducir controles por el timing de la adquisición de dicha experiencia. Cuando se introducen este tipo de controles, uno encuentra que el componente “discriminación” o brecha salarial no explicada se magnifica, reflejando el hecho de que hombres y mujeres son retribuidos en forma diferencial por sus años de experiencia efectivos. En estudios anteriores para Chile ya se había encontrado que la brecha atribuible a “discriminación” en general superaba la brecha promedio; nuestros resultados indican que en el modelo de salarios horarios, luego de controlar por selección, el componente “discriminación” tiene casi dos veces el tamaño de la brecha regular de salarios. En el modelo de salarios mensuales este efecto es levemente menor, pero aún superior a la brecha original.

En general las brechas promedio (sin condicionar) estimadas en este trabajo (11% en salarios horarios, 24% en salario mensual) son sustancialmente menores a las reportadas en trabajos previos para Chile (más cerca del 20%). En general todos estos trabajos utilizan la Encuesta de Caracterización Económica (CASEN) para distintos años. Pero nuestros resultados son consistentes con los reportados por Bravo et al. (2007) y cualitativamente similares a los encontrados por Ñopo (2007) y Montenegro (2001).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Acosta, E.; Peticara, M. y Ramos, C. "Oferta Laboral Femenina y Cuidado Infantil," Interamerican Development Bank, *Desafíos al Desarrollo de Chile: Elementos para el Diálogo de Políticas*. Washington: 2007,

Altonji, J. y Blank, R. "Race and gender in the labor market," O. Ashenfelter y D. Card, *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North-Holland, 1999, 3143-259.

Blau, F. D. "Trends in the well-being of American women, 1970-1995." *Journal of Economic Literature*, 1998, 36(1), pp. 112-65.

Blau, F. D. y Kahn, L. M. "Gender differences in pay." *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(4), pp. 75-99.

Blinder, A. S. "Wage Discrimination - Reduced Form and Structural Estimates." *Journal of Human Resources*, 1973, 8(4), pp. 436-55.

Bravo, D. "Análisis y principales resultados. Primera Encuesta de Protección Social," Santiago: Subsecretaría de Previsión Social, Ministerio del Trabajo y Previsión Social y

Centro de Microdatos, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 2004.

Bravo, D.; J.Behrman; O.Mitchell y P.Todd. "Encuesta de Protección Social 2004: Presentación General y Principales Resultados," Santiago: Subsecretaría de Previsión Social, Ministerio del Trabajo y Previsión Social y

Centro de Microdatos, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 2006.

Bravo, D.; Sanhueza, C. y Urzúa, S. "Ability, Schooling Choices and Gender Labor Market Discrimination: Evidence for Chile," Santiago, Chile: Departamento de Economía de la Universidad de Chile, N° 265, 2007a, 43.

_____. "Is There Labor Discrimination Among Professionals in Chile? Lawyers, Doctors and Business-people," Santiago: Departamento de Economía de la Universidad de Chile, N° 264, 2007b, 34.

Gill, I. "Is there sex discrimination in Chile? Evidence from the CASEN survey.," G. P. a. Z. Txannatos, *Case studies in women's employment and pay in Latin America*. Washington D.C.: The World Bank, 1992,

Gill, I. y Montenegro, C. "Responding to Earning Differentials in Chile," C. E. M. a. D. D. Indermit Gill, *Crafting Labor Policy: Techniques and Lessons from Latin America*. Washington D.C.: The World Bank, 2002, 300.

Gunderson, M. "Viewpoint: Male-female wage differentials: how can that be?" *Canadian Journal of Economics-Revue Canadienne D Economique*, 2006, 39(1), pp. 1-21.

Light, A. y Ureta, M. "Early-Career Work Experience and Gender Wage Differentials." *Journal of Labor Economics*, 1995, 13(1), pp. 121-54.

Mincer, J. *Schooling, experience and earnings*. New York: The National Bureau of Economic Research, 1974.

Ministerio de Trabajo. "Discriminación salarial contra la mujer: ¿un problema de segregación ocupacional y sectorial?" *Observatorio Laboral*, 2005, pp. 11-15.

Montenegro, C. "Wage distribution in Chile: does gender matter? A quantile regression approach," Washington D.C.: The World Bank, 2001, 35.

Neumark, D. "Employers Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources*, 1988, 23(3), pp. 279-95.

Ñopo, H. "The Gender Wage Gap in Chile 1992-2003 from a Matching Comparisons Perspective," Interamerican Development Bank N° 2698 2006.

Oaxaca, R. L. "Male-female wage differentials in urban labor markets." *International Economic Review*, 1973, 14, pp. 693-709.

Oaxaca, R. L. y Ransom, M. R. "Identification in detailed wage decompositions." *Review of Economics and Statistics*, 1999, 81(1), pp. 154-57.

_____. "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics*, 1994, 61(1), pp. 5-21.

Paredes, R. "Diferencias de ingreso entre hombres y mujeres en el Gran Santiago, 1969 y 1981." *Estudios de Economía*, 1982, 18, pp. 99-121.

Paredes, R. y Riveros, L. "Gender Wage Gaps in Chile. A long-term review: 1958-1990." *Estudios de Economía*, 1994.

Silber, J. y Weber, M. "Labour market discrimination: are there significant differences between the various decomposition procedures?" *Applied Economics*, 1999, 31(3), pp. 359-65.

Solberg, E. J. "The gender pay gap by occupation: A test of the crowding hypothesis." *Contemporary Economic Policy*, 2005, 23(1), pp. 129-48.

____. "Using occupational preference in estimating market wage discrimination: the case of the gender pay gap - Decomposition of a reduced-form wage equation." *American Journal of Economics and Sociology*, 1999, 58(1), pp. 85-113.

Stanley, T. D. y Jarrell, S. B. "Gender wage discrimination bias? A meta-regression analysis." *Journal of Human Resources*, 1998, 33(4), pp. 947-73.

Weichselbaumer, D. y Winter-Ebmer, R. "A meta-analysis of the International gender wage gap." *Journal of Economic Surveys*, 2005, 19(3), pp. 479-511.

CUADROS Y GRAFICOS

Cuadro 1
Chile: estimación de brechas de salarios entre hombres y mujeres

Período Análisis	Año publicación	Autor	Fuente de Información	Principales Resultados	Tipo de Estimación	Tipo de Salario
1969-1981	1982	Ricardo Paredes	Encuesta de Ocupación y Desocupación (U. de Chile); sólo Gran Santiago	Efecto discriminación: 24,6% en 1969; 16,4% en 1981; Ajustando por ocupación: 27,7% y 20,1% respectivamente	Mínimos Cuadros Ordinarios	Salario horario
1958-1990	1994	Ricardo Paredes; Luis A. Riveros C.	Encuesta de Ocupación y Desocupación (U. de Chile); sólo Gran Santiago	La discriminación salarial por género en el Gran Santiago para 1958 corrigiendo por sesgo de selección fue de 91%, mientras que para el año 1990 fue de 74%.	Utiliza la función de salarios de Mincer, Mínimos cuadros ordinarios, corrigen por sesgo de selección, metodología de Heckman, descomposición Oaxaca	Salario horario
1990-1998	2001	Claudio Montenegro	CASEN	Mediante las medidas de la brecha salarial total estandarizada de Oaxaca encuentran una brecha total en los salarios de 12%, 11%, 4% y 3% para los años 1990,1992,1994, 1996 y 1998 ; la brecha ajustada como porcentaje de los salarios de las mujeres fue de 25%,25%,24%,23,20% correspondiente para cada año; la diferencia debido a retornos en el salario es 3 veces mayor en los deciles altos que en los deciles bajos.	Ecuación salarial de Mincer (mediante el método de estimación mínima de desviación absoluta y mco), utilizan método de regresión por cuantiles y el método de descomposición de Oaxaca	Salario horario
1980-2004	2005	Solange Bernstein; Andrea Tokman	EPS 2002 e Historias Previsionales	El ingreso promedio de las mujeres empeoran al envejecer y esto ocurre con mas fuerza en las más educadas: la brecha de ingreso es un 52% mas grande en la vejez en el grupo de las más educadas, 18% para las medianamente educadas y 4% para las menos educadas.	Remuneraciones promedio	
1990-2003	2005	Jeanette Fuentes; Amalia Palma; Rodrigo Montero	CASEN	Las mujeres reciben 27% menos salario que los hombres, y encuentran una discriminación total de 13,2%.	Método Oaxaca Blinder, Oaxaca Ransom, bootstrapping	Salario horario
1992-2003	2006	Hugo Ñopo	CASEN	Diferencial promedio: los hombres ganan entre 22% y 35% mas que las mujeres; el porcentaje de discriminación es mayor en los deciles mas altos que en los deciles bajos de 10% a 20%, durante el periodo de 1992-2003.	El análisis se hace mediante comparaciones matching	Salario horario
2002	2007	David Bravo, Claudia Sanhueza, Sergio Urzúa	EPS 2002	Encuentran una brecha salarial entre 19% y 35% para los que tienen estudios primarios, entre 15% y 23% estudios secundarios y entre 36% y 38% a nivel universitario, dependiendo de los niveles de experiencia laboral	Modelo Probit Multinomial	Salario horario
2002	2007	David Bravo, Claudia Sanhueza, Sergio Urzúa	Encuesta egresados Universidad de Chile + test individual de habilidades no cognitivas	No encuentran discriminación en contra de las mujeres en las carreras de ingeniería comercial y medicina. En leyes, las mujeres perciben en promedio un salario 25% menor que los hombres.	Mínimos Cuadros Ordinarios, Modelo Probit Ordenado	Salario horario

Fuente: ver Referencias Bibliográficas

Cuadro 2: Especificaciones adoptadas en el análisis

	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>IV</i>	<i>V</i>	<i>VI</i>	<i>VII</i>	<i>VIII</i>	<i>IX</i>
Zona Geográfica									
Norte (I-IV)	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Sur (VII a XII)	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Nivel Educativo									
Media completa		X	X		X	X		X	X
Técnica prof. Incompleta		X	X		X	X		X	X
Técnica prof. Completa		X	X		X	X		X	X
Superior Incompleta		X	X		X	X		X	X
Superior Completa		X	X		X	X		X	X
Experiencia potencial	X	X	X						
Experiencia potencial al cuadrado	X	X	X						
Experiencia efectiva				X	X	X	X	X	X
Experiencia efectiva cuadrado				X	X	X	X	X	X
% Experiencia total adquirida									
Últimos cinco años							X	X	X
5-10 años antes							X	X	X
10-15 años antes							X	X	X
Ocupación									
Gerentes y profesionales			X			X			X
Prof. Técnicos medios			X			X			X
Empleados Oficina			X			X			X
Empleados Ventas			X			X			X
Obreros calificados			X			X			X
Si el trabajador es independiente			X			X			X
Si el trabajador tiene contrato			X		X	X		X	X
Constante	X	X	X		X	X		X	X

Cuadro 3: Tasas de Participación y Empleo. EPS 2002 Y 2004 vs. CASEN 2003

Edad	Mujeres						Hombres					
	Participación			Empleo			Participación			Empleo		
	CASEN 2003	EPS 2002	EPS 2004									
20-29	52.4	73.5	63.0	42.8	58.9	46.8	77.3	90.4	82.2	67.0	77.1	71.6
30-39	56.5	71.9	67.1	50.9	60.8	53.5	95.7	97.6	95.3	89.4	88.1	86.9
40-49	55.7	75.4	62.7	50.4	64.5	49.1	95.9	96.5	96.4	91.0	88.5	87.6
50-59	46.2	67.3	53.2	42.8	59.7	44.6	87.9	87.6	88.4	82.4	79.2	79.4

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004 y CASEN 2003.

Cuadro 4: Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en la estimación

	Individuos 20-59				Individuos 26-50			
	Prom.	D. Std	Prom.	D. Std	Prom.	D. Std	Prom.	D. Std
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
Zona Geográfica								
Norte (I-IV)	0.312	0.463	0.273	0.445	0.318	0.466	0.282	0.450
Centro (V, VI, R.M.)	0.562	0.496	0.612	0.487	0.554	0.497	0.600	0.490
Sur (VII a XII)	0.126	0.331	0.115	0.319	0.128	0.334	0.118	0.323
Nivel Educativo								
Sin Educación	0.013	0.112	0.011	0.104	0.011	0.104	0.008	0.088
Básica Incompleta	0.158	0.364	0.164	0.371	0.154	0.361	0.147	0.355
Básica Completa	0.129	0.335	0.112	0.315	0.133	0.340	0.117	0.322
Media Incompleta	0.177	0.382	0.174	0.379	0.183	0.387	0.171	0.377
Media completa	0.282	0.450	0.310	0.463	0.286	0.452	0.333	0.471
Técnica prof. Incompleta	0.068	0.251	0.070	0.255	0.069	0.254	0.074	0.263
Técnica prof. Completa	0.030	0.169	0.029	0.167	0.035	0.185	0.034	0.182
Superior Incompleta	0.076	0.265	0.067	0.250	0.057	0.233	0.050	0.219
Superior Completa	0.064	0.245	0.061	0.240	0.066	0.248	0.063	0.242
Experiencia Potencial	22.668	12.510	23.229	12.347	21.499	8.781	21.739	8.568
Experiencia Efectiva	15.987	8.555	8.979	8.530	16.696	7.421	9.339	7.945
% Experiencia total adquirida								
Últimos cinco años	0.354	0.261	0.371	0.316	0.319	0.199	0.339	0.279
5-10 años antes	0.241	0.134	0.239	0.210	0.268	0.124	0.256	0.204
10-15 años antes	0.303	0.187	0.285	0.257	0.324	0.173	0.310	0.261
Ocupación								
Gerentes y profesionales	0.110	0.312	0.157	0.364	0.108	0.310	0.153	0.360
Prof. Técnicos medios	0.079	0.270	0.105	0.306	0.081	0.273	0.109	0.311
Empleados Oficina	0.075	0.263	0.160	0.366	0.073	0.260	0.163	0.370
Empleados Ventas	0.097	0.296	0.225	0.417	0.095	0.293	0.226	0.418
Obreros calificados	0.370	0.483	0.075	0.263	0.382	0.486	0.074	0.261
Obreros no calificados	0.260	0.439	0.272	0.445	0.252	0.434	0.268	0.443
Si el trabajador es independiente	0.281	0.450	0.166	0.372	0.274	0.446	0.167	0.373
Si el trabajador tiene contrato	0.600	0.490	0.633	0.482	0.613	0.487	0.638	0.481
Si el trabajador está ocupado	0.819	0.385	0.488	0.500	0.863	0.343	0.514	0.500
Edad	39.177	10.827	39.798	10.641	38.083	7.095	38.524	6.990
Ln salario horario	6.888	0.753	6.787	0.742	6.905	0.738	6.798	0.739
Ln salario mensual	12.166	0.747	11.934	0.771	12.193	0.729	11.947	0.772

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.

Cuadro 5: Continuidad en las historias laborales. Hombres y Mujeres. Por tramos de edad y nivel educativo – Período 2000-2004 (últimos 5 años)

	% tiempo trabajado en los últimos 5 años				
	Más del 10	Más del 30	Más del 50	Más del 70	Más del 90
Hombres					
0-11 años educ					
20-29	94.7%	90.7%	83.6%	63.5%	53.4%
30-39	96.0%	94.8%	92.0%	77.4%	70.6%
40-49	95.3%	93.8%	91.7%	80.8%	75.4%
12 años educ					
20-29	94.3%	86.1%	74.7%	55.1%	46.2%
30-39	98.1%	97.3%	96.1%	87.8%	83.8%
40-49	97.2%	95.9%	95.9%	87.8%	85.2%
12-15 años educ					
20-29	67.9%	58.2%	48.0%	31.1%	26.6%
30-39	97.2%	95.5%	92.5%	84.3%	79.5%
40-49	99.0%	99.0%	97.8%	92.6%	89.2%
16 años educ					
20-29	74.8%	62.8%	43.8%	25.1%	15.8%
30-39	95.2%	91.4%	86.9%	82.3%	75.3%
40-49	99.0%	99.0%	98.2%	95.7%	92.3%
Mujeres					
0-11 años educ					
20-29	58.8%	48.1%	35.2%	17.5%	12.2%
30-39	58.0%	46.5%	37.7%	23.4%	19.4%
40-49	55.3%	48.6%	41.3%	29.0%	26.6%
12 años educ					
20-29	81.2%	69.0%	53.4%	33.4%	27.8%
30-39	72.5%	65.4%	57.4%	43.4%	39.3%
40-49	70.5%	64.3%	60.1%	46.8%	43.0%
12-15 años educ					
20-29	63.0%	47.7%	37.7%	23.3%	19.1%
30-39	87.1%	80.8%	71.9%	58.3%	55.2%
40-49	80.4%	73.7%	69.1%	56.2%	55.8%
16 años educ					
20-29	72.2%	58.1%	43.5%	25.4%	18.0%
30-39	89.6%	84.9%	81.8%	70.7%	66.8%
40-49	92.1%	87.8%	83.2%	79.1%	73.3%

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.

Cuadro 6: Continuidad en las historias laborales. Hombres y Mujeres. Por tramos de edad y nivel educativo – Período 2000-2004 (últimos 10 años)

	% tiempo trabajado en los últimos 5 años				
	Más del 10	Más del 30	Más del 50	Más del 70	Más del 90
Hombres					
0-11 años educ	93.8%	86.3%	71.5%	40.7%	29.0%
20-29	96.4%	95.9%	93.6%	84.5%	72.8%
30-39	96.0%	95.0%	91.5%	85.2%	78.5%
40-49					
12 años educ	93.1%	76.2%	53.2%	24.5%	16.5%
20-29	98.3%	97.3%	96.4%	88.6%	82.1%
30-39	97.4%	96.9%	95.5%	91.0%	87.0%
40-49					
12-15 años educ	66.8%	52.2%	35.4%	12.7%	9.1%
20-29	98.8%	96.3%	91.3%	80.9%	73.1%
30-39	99.5%	99.0%	98.3%	94.4%	89.9%
40-49					
16 años educ	77.1%	45.1%	27.1%	7.8%	3.8%
20-29	96.2%	88.7%	82.5%	66.9%	58.3%
30-39	100.0%	99.2%	98.2%	97.6%	95.7%
40-49					
Mujeres					
0-11 años educ	66.8%	47.9%	29.7%	11.7%	7.4%
20-29	62.4%	47.6%	34.7%	21.4%	16.9%
30-39	57.0%	46.9%	40.1%	27.9%	22.6%
40-49					
12 años educ	82.1%	61.3%	37.4%	12.6%	8.1%
20-29	82.4%	70.1%	58.2%	41.5%	33.1%
30-39	74.3%	65.3%	56.4%	45.4%	40.5%
40-49					
12-15 años educ	58.4%	39.5%	26.4%	9.9%	3.6%
20-29	92.0%	84.1%	75.5%	54.3%	46.7%
30-39	83.6%	78.6%	69.9%	<u>59.5%</u>	53.2%
40-49					
16 años educ	70.3%	45.8%	24.8%	6.0%	3.0%
20-29	93.5%	86.2%	76.0%	60.1%	49.6%
30-39	94.3%	91.0%	86.7%	77.2%	70.6%
40-49					

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.

Cuadro 7: Coeficiente de la Variable Género (Mujer=1) en la ecuación de salarios

	Medidas de Experiencia					
	Potencial	Real	Real + vbles exper rec.	Potencial	Real	Real + vbles exper rec.
	Salario Horario (en logaritmo)			Salario Mensual (en logaritmo)		
Individuos 20-59 años						
Especificación base	-0.1266	-0.1079	-0.0733	-0.2738	-0.2243	-0.1869
Especificación base + controles educación	-0.2304	-0.1903	-0.1771	-0.3676	-0.3070	-0.2851
Especificación base + controles educación/empleo	-0.2309	-0.1944	-0.1879	-0.3551	-0.3005	-0.2867
Individuos 20-59 años, asalariados						
Especificación base	-0.0190	0.0277	0.0577	-0.0205	0.0360	0.0633
Especificación base + controles educación	-0.1919	-0.1413	-0.1262	-0.1897	-0.1371	-0.1218
Especificación base + controles educación/empleo	-0.2136	-0.1732	-0.1641	-0.2132	-0.1715	-0.1624
Individuos con 26-50 años						
Especificación base	-0.1421	-0.1324	-0.0939	-0.2823	-0.2530	-0.2078
Especificación base + controles educación	-0.2374	-0.1998	-0.1877	-0.3764	-0.3208	-0.2981
Especificación base + controles educación/empleo	-0.2349	-0.2030	-0.1961	-0.3543	-0.3081	-0.2926
Individuos con 26-50 años y asalariados						
Especificación base	-0.0449	-0.0095	0.0225	-0.1576	-0.1058	-0.0711
Especificación base + controles educación	-0.2002	-0.1543	-0.1406	-0.3031	-0.2430	-0.2215
Especificación base + controles educación/empleo	-0.2167	-0.1827	-0.1740	-0.2997	-0.2536	-0.2373
Individuos 20-59 años; control p/selec						
Especificación base	0.2111	-0.0241	-0.0369	0.1156	-0.1474	-0.1636
Especificación base + controles educación	-0.3674	-0.1714	-0.1968	-0.3826	-0.2805	-0.2917
Especificación base + controles educación/empleo	-0.3848	-0.1904	-0.2070	-0.3823	-0.2888	-0.2933
Individuos 26-50 años; control p/selec						
Especificación base	0.1916	-0.0404	-0.0422	0.0842	-0.1513	-0.1492
Especificación base + controles educación	-0.0484	-0.1769	-0.2075	-0.3733	-0.2754	-0.3091
Especificación base + controles educación/empleo	-0.3588	-0.1942	-0.2148	-0.3990	-0.2882	-0.3030

Fuente: Elaboración en base a Encuesta de Protección Social 2002 y 2004.

Nota: Las estimaciones en negritas no son estadísticamente distintas de cero al 5% de significancia.

La brecha de salarios se estima a partir del coeficiente de la variable sexo en distintos modelos de regresión. En este cuadro se presenta la brecha promedio (en % del salario de los hombres). Estimación base: controles por zona geográfica, experiencia y experiencia cuadrado; En la especificación con controles del tipo de empleo se incluyen: dummies por oficio; tipo de trabajador (independiente o asalariado); si tiene contrato y si trabaja menos de 30 horas semanales. La ecuación de selección incluye número total del hijos; si la madre del entrevistado trabajaba cuando este era niño; si hay niños pequeños en el hogar (0-1 años y 1-2 años).

**Cuadro 8: Brechas salariales estimadas por género.
Razón Salario Promedio Mujeres/Salario Promedio Hombres**

	Medidas de Experiencia					
	Potencial	Real	Real + vbles exper rec.	Potencial	Real	Real + vbles exper rec.
	Salario Horario			Salario Mensual		
Individuos 20-59 años						
Especificación base	88.1%	89.8%	92.9%	76.0%	79.9%	83.0%
Especificación base + controles educación	79.4%	82.7%	83.8%	69.2%	73.6%	75.2%
Especificación base + controles educación/empleo	79.4%	82.3%	82.9%	70.1%	74.0%	75.1%
Individuos 20-59 años, asalariados						
Especificación base	98.1%	102.8%	105.9%	98.0%	103.7%	106.5%
Especificación base + controles educación	82.5%	86.8%	88.1%	82.7%	87.2%	88.5%
Especificación base + controles educación/empleo	80.8%	84.1%	84.9%	80.8%	84.2%	85.0%
Individuos con 26-50 años						
Especificación base	86.7%	87.6%	91.0%	75.4%	77.6%	81.2%
Especificación base + controles educación	78.9%	81.9%	82.9%	68.6%	72.6%	74.2%
Especificación base + controles educación/empleo	79.1%	81.6%	82.2%	70.2%	73.5%	74.6%
Individuos con 26-50 años y asalariados						
Especificación base	95.6%	99.1%	102.3%	85.4%	90.0%	93.1%
Especificación base + controles educación	81.9%	85.7%	86.9%	73.8%	78.4%	80.1%
Especificación base + controles educación/empleo	80.5%	83.3%	84.0%	74.1%	77.6%	78.9%
Individuos 20-59 años; control p/selec						
Especificación base	123.5%	97.6%	96.4%	112.3%	86.3%	84.9%
Especificación base + controles educación	69.3%	84.3%	82.1%	68.2%	75.5%	74.7%
Especificación base + controles educación/empleo	68.1%	82.7%	81.3%	68.2%	74.9%	74.6%
Individuos 26-50 años; control p/selec						
Especificación base	121.1%	96.0%	95.9%	108.8%	86.0%	86.1%
Especificación base + controles educación	95.3%	83.8%	81.3%	68.8%	75.9%	73.4%
Especificación base + controles educación/empleo	69.9%	82.4%	80.7%	67.1%	75.0%	73.9%

Fuente: Elaboración en base a Encuesta de Protección Social 2002 y 2004.

Nota: Las estimaciones en negritas no son estadísticamente distintas de cero al 5% de significancia.

La brecha de salarios se estima a partir del coeficiente de la variable sexo en distintos modelos de regresión. En este cuadro se presenta la brecha promedio (en % del salario de los hombres). Estimación base: controles por zona geográfica, experiencia y experiencia cuadrado; En la especificación con controles del tipo de empleo se incluyen: dummies por oficio; tipo de trabajador (independiente o asalariado); si tiene contrato y si trabaja menos de 30 horas semanales. La ecuación de selección incluye número total del hijos; si la madre del entrevistado trabajaba cuando este era niño; si hay niños pequeños en el hogar (0-1 años y 1-2 años).

Cuadro 9: Modelos separados para hombres y mujeres. Salario horario (en logaritmo) y experiencia potencial

	Modelo base						Modelo Ampliado												
	Hombres			Mujeres			Hombres			Mujeres									
	Coef	Std		Coef	Std		Coef	Std		Coef	Std								
Zona Geográfica																			
Norte (I-IV)	-0.233	***	0.023	-0.156	***	0.028	-0.131	***	0.031	***	0.021	-0.176	***	0.027	***	0.027	-0.152	***	0.042
Sur (VII a XII)	-0.043		0.037	-0.086	**	0.039	-0.102	***	0.042	***	0.035	0.011		**	0.037	-0.104	***	0.041	
Nivel Educativo																			
Media completa	0.362	**	0.025	0.381	***	0.034	0.279		0.048		0.024	0.246	***	0.036	0.233	0.178	***	0.132	
Técnica prof. Incompleta	0.696	***	0.063	0.801	***	0.050	0.621		0.072		0.058	0.417	***	0.057	0.486	0.389	***	0.223	
Técnica prof. Completa	0.754	***	0.059	0.992	***	0.072	0.835		0.088		0.058	0.459	***	0.071	0.626	0.541		0.205	
Superior Incompleta	1.027	***	0.060	1.142	***	0.062	0.935		0.087		0.061	0.607	***	0.063	0.705	0.592	*	0.264	
Superior Completa	1.589	***	0.065	1.548	***	0.062	1.316		0.097		0.079	1.035	***	0.079	1.004	0.878		0.300	
Experiencia	0.040	***	0.007	0.040	***	0.007	0.034	**	0.008	**	0.007	0.037	***	0.007	0.035	0.032	**	0.010	
Experiencia Cuadrado	-0.001	***	0.000	-0.001	***	0.000	-0.001	***	0.000	***	0.000	-0.001	***	0.000	-0.001	-0.001	***	0.000	
Ocupación																			
Gerentes y profesionales																			
Prof. Técnicos medios																			
Empleados Oficina																			
Empleados Ventas																			
Obreros calificados																			
Si el trabajador es independiente																			
Si el trabajador tiene contrato																			
Constante	6.255	***	0.077	5.965	***	0.078	6.387		0.155		0.080	5.974	***	0.074	5.906	6.141	***	0.534	

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.

Notas: Categoría base: asalariados, sin contrato, obreros no calificados, con a lo más educación media incompleta, residentes en la zona centro. *** Estadísticamente significativo al 1%; ** Estadísticamente significativo al 5%; * Estadísticamente significativo al 10%.

Cuadro 10: Modelos separados para hombres y mujeres. Salario mensual (en logaritmo) y experiencia potencial

	Modelo base						Modelo Ampliado											
	Hombres		Mujeres		Mujeres - selección		Hombres		Mujeres		Mujeres - selección							
	Coef	Std	Coef	Std	Coef	Std	Coef	Std	Coef	Std	Coef	Std						
Zona Geográfica																		
Norte (I-IV)	-0.260	***	0.024	-0.182	***	0.030	-0.139	***	0.035	-0.198	***	0.022	-0.197	***	0.027	-0.157	***	0.031
Sur (VII a XII)	-0.071	**	0.034	-0.108	**	0.045	-0.137	***	0.052	-0.020		0.031	-0.115	***	0.041	-0.138	***	0.047
Nivel Educativo																		
Media completa	0.391	***	0.025	0.395	***	0.037	0.207		0.044	0.266	***	0.024	0.187	***	0.037	0.035	***	0.044
Técnica prof. Incompleta	0.637	***	0.048	0.848	***	0.052	0.509		0.061	0.373	***	0.046	0.425	***	0.060	0.158	**	0.068
Técnica prof. Completa	0.760	***	0.054	1.006	***	0.074	0.710		0.088	0.477	***	0.052	0.531	***	0.078	0.293		0.089
Superior Incompleta	0.946	***	0.061	1.119	***	0.060	0.732		0.071	0.551	***	0.062	0.556	***	0.062	0.241	*	0.074
Superior Completa	1.505	***	0.066	1.482	***	0.065	1.048		0.076	0.973	***	0.074	0.802	***	0.080	0.452		0.089
Experiencia	0.059	***	0.007	0.034	***	0.008	0.024	***	0.009	0.055	***	0.007	0.027	***	0.007	0.019	***	0.008
Experiencia Cuadrado	-0.001	***	0.000	-0.001	***	0.000	-0.001	***	0.000	-0.001	***	0.000	-0.001	***	0.000	0.000	***	0.000
Ocupación																		
Gerentes y profesionales										0.825	***	0.057	0.704	***	0.063	0.704		0.060
Prof. Técnicos medios										0.649	***	0.048	0.624	***	0.059	0.645		0.057
Empleados Oficina										0.306	***	0.039	0.344	***	0.042	0.341		0.042
Empleados Ventas										0.264	***	0.037	0.202	***	0.038	0.197		0.036
Obreros calificados										0.330	***	0.024	0.178	***	0.047	0.159	*	0.043
Si el trabajador es independiente										-0.008		0.038	-0.080		0.057	-0.022	***	0.053
Si el trabajador tiene contrato										0.252	***	0.030	0.371	***	0.034	0.328		0.030
Constante	11.375	***	0.080	11.187	***	0.083	11.955		0.109	11.019	***	0.079	10.962	***	0.084	11.619		0.109

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.

Notas: Categoría base: asalariados, sin contrato, obreros no calificados, con a lo más educación media incompleta, residentes en la zona centro.

*** Estadísticamente significativo al 1%; ** Estadísticamente significativo al 5%; * Estadísticamente significativo al 10%.

Cuadro 11: Modelos separados para hombres y mujeres. Salario horario (en logaritmo) y experiencia efectiva (real)

	Modelo base						Modelo Ampliado											
	Coef		Std		Coef		Std		Coef		Std							
	Hombres		Mujeres		Mujeres - selección		Hombres		Mujeres		Mujeres - selección							
Zona Geográfica																		
Norte (I-IV)	-0.225	***	0.023	-0.149	***	0.028	-0.150	***	0.028	-0.171	***	0.022	-0.159	***	0.027	-0.159	***	0.027
Sur (VII a XII)	-0.033		0.036	-0.072	*	0.040	-0.070	***	0.040	0.020		0.035	-0.083	**	0.037	-0.082	***	0.037
Nivel Educativo																		
Media completa	0.355	***	0.024	0.371	***	0.031	0.374		0.032	0.241	***	0.023	0.226	***	0.035	0.227		0.036
Técnica prof. Incompleta	0.680	***	0.063	0.763	***	0.048	0.768		0.048	0.402	***	0.058	0.458	***	0.057	0.460		0.057
Técnica prof. Completa	0.716	***	0.056	0.923	***	0.069	0.924		0.069	0.422	***	0.056	0.569	***	0.069	0.570		0.069
Superior Incompleta	1.016	***	0.059	1.100	***	0.060	1.107		0.060	0.598	***	0.061	0.665	***	0.062	0.667		0.063
Superior Completa	1.559	***	0.065	1.465	***	0.058	1.471		0.059	1.003	***	0.079	0.923	***	0.076	0.925		0.076
Experiencia	0.076	***	0.015	0.031	***	0.010	0.041	***	0.019	0.045	***	0.013	0.020	**	0.010	0.022	***	0.018
Experiencia Cuadrado	-0.002	***	0.000	-0.001		0.000	-0.001	***	0.000	-0.001	**	0.000	0.000		0.000	0.000	***	0.000
% exp total adquirida																		
Últimos cinco años	0.765	***	0.196	0.304	**	0.141	0.420	***	0.244	0.365	*	0.187	0.174		0.131	0.206	***	0.228
5-10 años antes	0.385	*	0.200	0.102		0.140	0.118	***	0.146	0.213		0.191	0.044		0.132	0.049	***	0.137
10-15 años antes	0.075		0.222	0.171		0.141	0.166	***	0.144	0.025		0.204	0.098		0.133	0.097	***	0.133
Ocupación																		
Gerentes y profesionales										0.797	***	0.067	0.608	***	0.067	0.608		0.067
Prof. Técnicos medios										0.676	***	0.051	0.505	***	0.054	0.505		0.054
Empleados Oficina										0.301	***	0.038	0.289	***	0.045	0.288		0.045
Empleados Ventas										0.170	***	0.037	0.107	***	0.039	0.107	**	0.039
Obreros calificados										0.256	***	0.025	0.092	**	0.045	0.092	***	0.044
Si trab es independiente										-0.042		0.040	-0.179	***	0.058	-0.179	***	0.058
Si tiene contrato										0.168	***	0.032	0.088	***	0.032	0.087	**	0.032
Constante	5.519	***	0.194	5.898	***	0.135	5.737		0.301	5.752	***	0.179	6.000	***	0.123	5.955		0.283

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.

Notas: Categoría base: asalariados, sin contrato, obreros no calificados, con a lo más educación media incompleta, residentes en la zona centro.

*** Estadísticamente significativo al 1%; ** Estadísticamente significativo al 5%; * Estadísticamente significativo al 10%.

Cuadro 12: Modelos separados para hombres y mujeres. Salario mensual (en logaritmo) y experiencia efectiva (real)

	Modelo base						Modelo Ampliado											
	Hombres			Mujeres			Hombres			Mujeres								
	Coef	Std		Coef	Std		Coef	Std		Coef	Std							
Zona Geográfica																		
Norte (I-IV)	-0.249	***	0.024	-0.171	***	0.029	-0.172	***	0.029	-0.192	***	0.022	-0.185	***	0.027	-0.186	***	0.027
Sur (VII a XII)	-0.055	*	0.033	-0.076	*	0.041	-0.073	***	0.041	-0.006		0.031	-0.085	**	0.038	-0.083	***	0.038
Nivel Educativo																		
Media completa	0.389	***	0.024	0.370	***	0.033	0.373	0.033	0.033	0.264	***	0.023	0.171	***	0.034	0.173	0.034	0.034
Técnica prof. Incompleta	0.627	***	0.046	0.792	***	0.051	0.797	0.050	0.050	0.364	***	0.045	0.394	***	0.059	0.397	0.058	0.058
Técnica prof. Completa	0.722	***	0.051	0.923	***	0.069	0.925	0.069	0.069	0.440	***	0.051	0.473	***	0.075	0.475	0.075	0.075
Superior Incompleta	0.947	***	0.060	1.057	***	0.058	1.064	0.058	0.058	0.552	***	0.062	0.510	***	0.059	0.515	0.059	0.059
Superior Completa	1.495	***	0.065	1.395	***	0.057	1.401	0.056	0.056	0.958	***	0.074	0.733	***	0.072	0.736	0.071	0.071
Experiencia	0.104	***	0.016	0.054	***	0.011	0.065	**	0.012	0.070	***	0.014	0.036	***	0.010	0.042	**	0.013
Experiencia Cuadrado	-0.002	***	0.000	-0.001	***	0.000	-0.001	***	0.000	-0.002	***	0.000	-0.001	*	0.000	-0.001	***	0.000
% exp total adquirida																		
Últimos cinco años	0.739	***	0.254	0.393	***	0.147	0.517	0.168	0.168	0.335	***	0.227	0.154	***	0.141	0.224	***	0.169
5-10 años antes	0.483	**	0.244	0.267	*	0.147	0.284	***	0.150	0.326	***	0.224	0.131	***	0.140	0.141	***	0.141
10-15 años antes	-0.069		0.243	-0.024		0.154	-0.029	***	0.157	-0.103	***	0.221	-0.159	***	0.142	-0.162	***	0.142
Ocupación																		
Gerentes y profesionales										0.807	***	0.057	0.687	***	0.061	0.687	0.060	0.060
Prof. Técnicos medios										0.622	***	0.048	0.589	***	0.057	0.589	0.057	0.057
Empleados Oficina										0.293	***	0.039	0.307	***	0.041	0.306	0.040	0.040
Empleados Ventas										0.238	***	0.037	0.174	***	0.037	0.173	0.037	0.037
Obreros calificados										0.319	***	0.024	0.158	***	0.046	0.158	*	0.046
Si trab es independiente										-0.039	***	0.039	-0.123	**	0.055	-0.123	***	0.055
Si tiene contrato										0.226	***	0.031	0.325	***	0.033	0.325	0.033	0.033
Constante	10.592	***	0.249	10.832	***	0.143	10.659	0.176	0.176	10.778	***	0.219	10.921	***	0.136	10.824	0.184	0.184

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.

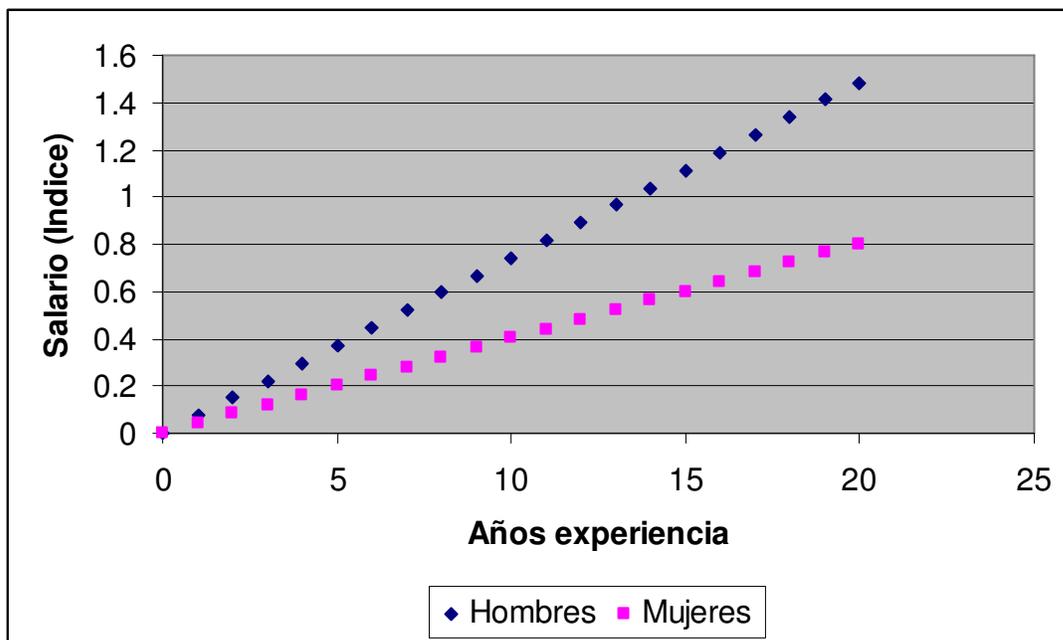
Notas: Categoría base: asalariados, sin contrato, obreros no calificados, con a lo más educación media incompleta, residentes en la zona centro. *** Estadísticamente significativo al 1%; ** Estadísticamente significativo al 5%; * Estadísticamente significativo al 10%.

Cuadro 13: Descomposición a la Oaxaca-Blinder. Efecto regresores, efecto coeficientes y efecto selección. Varias especificaciones.

	Medidas de Experiencia											
	Potencial			Real			Potencial			Real		
	Salario Horario (en logaritmo)						Salario Mensual (en logaritmo)					
	Coef	Std	p-val	Coef	Std	p-val	Coef	Std	p-val	Coef	Std	p-val
Diferencias en promedios	0.11	0.02	0.00	0.10	0.02	0.00	0.25	0.02	0.00	0.24	0.02	0.00
Especificaciones sin control por selección												
<i>Especificación base + controles educación</i>												
Diferencias en características	-0.13	0.02	0.00	-0.08	0.02	0.00	-0.13	0.01	0.00	-0.06	0.02	0.00
Diferencia en coeficientes (D)	0.24	0.02	0.00	0.17	0.02	0.00	0.37	0.02	0.00	0.28	0.02	0.00
Interacción	0.00	0.01	0.84	0.01	0.01	0.49	0.01	0.01	0.36	0.02	0.02	0.28
<i>Especificación base + controles educación/empleo</i>												
Diferencias en características	-0.16	0.02	0.00	-0.11	0.02	0.00	-0.15	0.02	0.00	-0.08	0.02	0.00
Diferencia en coeficientes (D)	0.23	0.02	0.00	0.18	0.02	0.00	0.35	0.02	0.00	0.28	0.02	0.00
Interacción	0.04	0.02	0.01	0.04	0.02	0.05	0.04	0.02	0.02	0.05	0.02	0.03
Especificaciones con control por selección												
<i>Especificación base + controles educación</i>												
Efecto selección	0.28	0.09	0.00	-0.02	0.05	0.66	0.50	0.12	0.00	-0.02	0.01	0.00
Diferencias en características	-0.11	0.02	0.00	-0.07	0.02	0.00	-0.09	0.01	0.00	-0.05	0.02	0.00
Diferencia en coeficientes (D)	-0.04	0.09	0.65	0.20	0.04	0.00	-0.13	0.03	0.00	0.31	0.02	0.00
Interacción	-0.02	0.01	0.03	0.01	0.02	0.78	-0.04	0.01	0.00	0.01	0.02	0.47
<i>Especificación base + controles educación/empleo</i>												
Efecto selección	0.15	0.31	0.62	-0.01	0.03	0.84	0.42	0.22	0.05	-0.01	0.02	0.39
Diferencias en características	-0.15	0.04	0.00	-0.11	0.02	0.00	-0.11	0.02	0.00	-0.08	0.02	0.00
Diferencia en coeficientes (D)	0.07	0.34	0.83	0.19	0.04	0.00	-0.07	0.04	0.07	0.29	0.03	0.00
Interacción	0.03	0.04	0.45	0.04	0.02	0.10	0.00	0.02	0.90	0.04	0.02	0.05

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.

Gráfico 1: Perfiles de Salarios de Hombres y Mujeres. Especificación sin controles de empleo, con control por selección



Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2004.