

## PALABRAS CLAVE

Mujeres  
 Empleo de la mujer  
 Salarios  
 Discriminación basada en el género  
 Análisis de datos  
 Encuestas  
 Estadísticas del empleo  
 Chile

## Brechas salariales por género en Chile: un nuevo enfoque

*Marcela Peticar e Ivonne Bueno*

**E**l proposito de este trabajo es estudiar las brechas salariales por genero existentes en Chile a partir de una nueva base de datos, la Encuesta de Proteccion Social (EPS) 2002-2006, que permite controlar por medio de la experiencia laboral efectiva y su temporalidad. Las variables de experiencia laboral potencial no reflejan el patron de participacion intermitente y poco continuo que las mujeres tienen en el mercado de trabajo en Chile. Se introducen tambien correcciones por seleccion ocupacional y se instrumentan dos variables clave: educacion y experiencia laboral. Aun cuando subsisten diferencias salariales entre hombres y mujeres, la introduccion de controles de experiencia laboral efectiva y la instrumentacion de esa experiencia laboral y de la educacion ubican a la brecha salarial horaria en torno del 11% al 18%, guarismos muy inferiores a los reportados en estudios anteriores para Chile. Contrariamente a lo esperado, esta brecha se ha ampliado en los ultimos anos.

Marcela Peticara  
 Profesora auxiliar, Facultad de Economa  
 y Negocios, ILADES-Universidad

Alberto Hurtado

✉ [mpeticara@uahurtado.cl](mailto:mpeticara@uahurtado.cl)

Ivonne Bueno  
 Analista del Departamento de Estudios  
 Laborales, Instituto Nacional de  
 Estadsticas de Chile

✉ [ivonne.bueno@gmail.com](mailto:ivonne.bueno@gmail.com)

# I

## Introducción

Tanto en Chile como en otros países latinoamericanos se ha estudiado la discriminación salarial en desmedro de la mujer en el mercado laboral. Según numerosos reportes, Chile registra una de las tasas más bajas de participación laboral de la mujer en la región y una gran brecha salarial de género, con un salario mensual femenino que representa apenas un 67% del salario mensual masculino.<sup>1</sup>

Existen numerosos estudios, incluso algunos muy recientes, en que se trata de evaluar la brecha salarial existente entre hombres y mujeres en Chile (Bravo, Sanhueza y Urzúa, 2008a y 2008c; Gill, 1992; Gill y Montenegro, 2002; Montenegro, 2001; Paredes, 1982; Paredes y Riveros, 1994). En estos estudios se efectúan distintas estimaciones en relación con la importancia de la discriminación salarial en perjuicio de la mujer en Chile. En la mayoría de ellos se concluye que las mujeres perciben salarios notoriamente inferiores a los de los hombres. Ahora bien, resulta complicado establecer si las brechas salariales obedecen efectivamente a diferenciales de productividad (hombres y mujeres son diferentes en características observables y no observables) o se deben a “discriminación”.

El propósito del presente trabajo es estudiar estas brechas salariales usando una nueva base de datos: el panel de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006, que permite controlar por medio de la experiencia laboral efectiva de hombres y mujeres, y de su temporalidad (qué tan recientemente fue adquirida la experiencia laboral). En estudios previos no se contaba con esta información y solo se controlaba utilizando una medida de experiencia laboral potencial cuyas variables no reflejan el patrón de participación laboral intermitente y poco continuo que tienen las mujeres en Chile. También se introducen correcciones por no participación y selección ocupacional y se instrumentan dos variables clave: educación y experiencia laboral. Con excepción del trabajo de Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a), en la literatura previa no se abordaba este problema de endogeneidad.

La estructura del trabajo es la siguiente. A continuación, en la sección II se presenta evidencia empírica sobre la brecha salarial existente en desmedro de la mujer para el caso de Chile. En la sección III se describe la metodología aplicada. En la sección IV se exponen los datos y modelos a estimar. En la sección V se plantean los resultados y la interpretación de las estimaciones. Por último, en la sección VI se entregan las conclusiones.

# II

## La literatura sobre brechas salariales por género en Chile

Existe una vasta literatura en que se estudian las brechas de salario entre hombres y mujeres en Chile. Sus resultados divergen según la especificación del modelo y las bases de datos utilizadas. La mayoría de los estudios tienen en común el uso de medidas estándar de

experiencia real acumulada y experiencia potencial. En general, se reportan brechas de salarios por género más pronunciadas en los deciles más altos o entre personas con mayor nivel educativo. En estudios pioneros realizados por Paredes (1982) y Paredes y Riveros (1994) se estima que en promedio la brecha salarial encontrada oscila entre un 20% y un 30%, según los controles y especificación utilizados.

Más recientemente han aparecido cinco nuevos trabajos sobre brechas salariales por género en Chile: Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a, 2008b y 2008c), Ñopo (2007); Perticará (2007); Perticará y Astudillo (2008).

□ Las autoras agradecen el financiamiento para esta investigación obtenido por medio del proyecto del Fondo de Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDECYT) 11060204, “Evaluación de las brechas salariales entre hombres y mujeres en Chile”.

<sup>1</sup> Consultar SERNAM (2007) y Acosta, Perticará y Ramos (2007).

En Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a) se modelan simultáneamente segregación salarial, ocupacional y educacional. Utilizando datos de corte transversal (*cross-section*) contenidos en la EPS de 2002, los autores advierten la existencia de importantes brechas de salarios horarios entre hombres y mujeres en Chile, pero que estas dependen críticamente del nivel de experiencia acumulada y el nivel de escolaridad. Respecto de individuos con bajo nivel educativo (educación media incompleta), las brechas salariales no son estadísticamente significativas, pero son sobre todo relevantes para individuos con alta escolaridad. En Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008c), los autores examinan las brechas salariales entre hombres y mujeres en tres profesiones: ingenieros comerciales, médicos y abogados, utilizando una base de datos de alumnos de la Universidad de Chile que contiene historias familiares detalladas e incluso una medida de autoestima. Los autores solo encuentran diferencias salariales significativas entre los abogados.

Perticará y Astudillo (2008) emplean las técnicas de regresiones por cuantiles y la técnica de descomposición sugerida por Machado y Mata (2005) para evaluar la brecha salarial no explicada a lo largo de la distribución condicional de salarios, y en particular introducen controles por experiencia laboral efectiva. Los autores estiman un efecto “características” —brecha salarial atribuible a diferencias en características de hombres y mujeres— pequeño y estadísticamente no significativo hasta cerca del percentil 50 (mediana), donde se hace positivo (favorable a las mujeres) y crece monótonicamente hasta llegar a un 7% en el percentil 90. El efecto “parámetro” es siempre negativo a lo largo de toda la distribución, pero tiende a magnificarse en percentiles superiores. En la cola superior de la distribución de salarios, las mujeres compensan la “discriminación” con mejores atributos. Estos resultados son consistentes con los hallazgos de Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a) y Gill y Montenegro (2002) y Montenegro (2001).

Perticará (2007) realiza un análisis de sensibilidad para evaluar la brecha de salarios en Chile utilizando la EPS 2004 y empleando por primera vez controles por experiencia laboral efectiva. La autora encuentra que la inclusión de variables de experiencia laboral efectiva reduce la brecha salarial en aproximadamente un 50%, pero al controlar por sesgo de selección la brecha salarial no explicada tiende a incrementarse.

Quizás el estudio de Ñopo (2007) es uno de los más novedosos, puesto que utiliza técnicas de comparación (*matching*) para evaluar la brecha salarial por género en el período 1992-2003. Este autor para a hombres y mujeres de acuerdo con características demográficas y laborales e identifica que existe ostensible evidencia de un “efecto techo” para las mujeres en Chile.<sup>2</sup> Asimismo, observa 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 Gill y Montenegro (2002) y Montenegro (2001).

Finalmente, se encuentran los estudios de Montenegro (2001) y Gill y Montenegro (2002), quienes utilizan la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) y técnicas de regresiones de cuantiles para descomponer la brecha de salarios por género en un componente explicado (diferencias en atributos entre hombres y mujeres) y un componente no explicado (usual medida de discriminación) o efecto coeficientes. Estos autores hallan diferencias sistemáticas en los retornos a la educación y a la experiencia por género a lo largo de la distribución condicional de los salarios. 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.

<sup>2</sup> Se dice que existe un efecto “techo” o “techo de cristal” cuando el componente no explicado de la brecha de los salarios es proporcionalmente mayor en los deciles superiores de ingreso.

### III

## Consideraciones metodológicas

En la literatura se han utilizado numerosos enfoques metodológicos para evaluar las brechas salariales por género. Entre las revisiones bibliográficas más recientes pueden citarse los trabajos de Gunderson (2006),

Altonji y Blank (1999), Blau (1998), Blau y Kahn (2000), entre otros.

Uno de los procedimientos más usuales en la literatura sobre brechas salariales por género consiste

en estimar un modelo lineal que tiene como variable dependiente a alguna medida de ingreso laboral (salario mensual, horario), y como regresores a 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. En otro enfoque igualmente utilizado se propone evaluar la brecha de salarios a partir de la clásica descomposición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), posteriormente generalizada por Oaxaca y Ransom (1994) y Neumark (1988).

En este trabajo se opta por utilizar el enfoque tradicional y estimar el modelo<sup>3</sup>

$$\ln W_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \gamma G_i + \mu_i + u_{it} \quad (1)$$

donde  $\ln W_{it}$  se refiere al logaritmo del salario para el individuo  $i$  en el período  $t$ ; como variables explicativas se utiliza un conjunto de regresores que incluyen controles regionales, como por ejemplo, si el individuo tiene contrato de trabajo, variables de educación, experiencia laboral, estado civil y tamaño de la empresa. La variable  $G_i$  es una variable dicotómica o ficticia (*dummy*) que indica el género del individuo y toma el valor 1 si este es mujer. Por último, el término de error está compuesto por un efecto individual  $\mu_i$  y un término de error idiosincrásico  $u_{it}$ .

El coeficiente  $G_i$  se interpreta como la brecha de salarios entre hombres y mujeres; si tal coeficiente es negativo y estadísticamente distinto de cero, se interpreta que las mujeres reciben, en promedio, salarios inferiores a los hombres.

Nótese que para este modelo podría utilizarse el enfoque de efectos aleatorios y efectos fijos. El modelo de efectos aleatorios puede estimarse únicamente si es posible sostener que no existe correlación entre el efecto individual  $\mu_i$  y las variables explicativas del modelo. Si se sospecha que el efecto individual pudiera estar correlacionado con alguna variable en  $X$  (como por ejemplo, educación o experiencia laboral), el estimador de efectos aleatorios será inconsistente. Contrariamente, el método de efectos fijos no permite estimar el coeficiente de la brecha salarial por género, puesto que la variable  $G_i$  —que es invariante en el tiempo— es absorbida si se aplica este método.

Es importante aclarar que la base de datos utilizada en este estudio permitirá abordar simultáneamente los

problemas de endogeneidad y modelación del efecto individual, y posibilitará además emplear medidas de experiencia laboral efectiva, tan escasas en las bases de datos chilenas.

## 1. Experiencia potencial versus experiencia laboral efectiva

En la mayoría de los estudios de brechas salariales por género en Chile, con excepción de los trabajos de Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a y 2008b), se utilizan medidas de experiencia laboral potencial. La experiencia potencial se estima restándole a la edad los años de educación y la edad de inicio en el sistema escolar, que en Chile es a los seis años. Comparar hombres y mujeres de acuerdo con la “experiencia potencial” no es correcto, ya que las mujeres tienden a tener carreras laborales intermitentes, usualmente vinculadas al nacimiento y cuidado de los niños. Es decir, se podrían estar advirtiendo brechas de salarios en favor de los hombres, porque hombres y mujeres con igual experiencia potencial tienen distinta experiencia efectiva (en particular, las mujeres en promedio tienen menor experiencia efectiva que los hombres). Por consiguiente, la brecha de salarios podría explicarse por diferenciales de experiencia efectiva y no por discriminación.

Según lo anterior y para el análisis de las brechas salariales en este estudio, se contruyeron las variables de historia laboral y las variables de intermitencia laboral, de acuerdo con la idea desarrollada por Light y Ureta (1995), quienes construyeron variables que reflejan no solo la cantidad de años trabajados a lo largo de la carrera de un individuo, sino también la temporalidad de esta experiencia laboral. Estos autores proponen generar variables de cantidad y meses trabajados durante cada uno de los años que componen la historia laboral de los individuos. El propósito de este tipo de especificación es resaltar que la historia laboral de las mujeres tiene muchos más matices que la de los hombres y, por lo tanto, no basta con modelar los salarios como funciones de variables continuas de experiencia laboral, sino que es necesario medir dimensiones adicionales como la temporalidad de los episodios de empleo. Tal como lo notan Stanley y Jarrell (1998); Weichselbaumer y Winter-Ebmer (2005) y Gunderson (2006), en general, en los trabajos en que se reportan grandes brechas salariales entre hombres y mujeres no se controla adecuadamente por experiencia laboral o no se incluye un control por selección. Dada la disponibilidad de información en la base de datos que se va a utilizar y a objeto de establecer una comparación

<sup>3</sup> En Peticar y Bueno (2008) se utilizan ambos enfoques y se comparan los resultados obtenidos.

entre esta metodología y trabajos anteriores en que se incluye como medida la experiencia laboral potencial, se estimarán dos conjuntos de modelos: uno con las medidas de experiencia laboral efectiva, que permite construir variables que reflejan el grado de continuidad de la experiencia laboral de hombres y mujeres, y otro con la medida de experiencia laboral potencial.

## 2. Endogeneidad y selección muestral

En el modelo de salarios descrito anteriormente se observa que existe un problema de endogeneidad con dos de los regresores: educación y experiencia laboral. En particular, educación puede estar correlacionado con un componente habilidad (no observable); si este efecto habilidad se correlaciona positivamente con educación y además positivamente con salarios, entonces estaríamos subestimando el efecto de la variable educación. Además, la variable experiencia laboral puede estar correlacionada con el efecto individual, ya que individuos más "hábiles" o con mejores cualidades para mantenerse en el mercado laboral tendrían a su vez mayores salarios y mayor experiencia laboral.

En caso de sospechar correlación entre el efecto individual y variables explicativas, el estimador de efectos aleatorios no sería consistente. El estimador de efectos fijos no puede obtenerse, ya que junto con el efecto fijo se nos diluiría el efecto género y no podríamos evaluar el diferencial salarial por género.

Para resolver este problema de endogeneidad se utiliza el modelo de Hausman y Taylor (1981), en que se propone estimar los coeficientes del modelo usando un estimador de variables instrumentales. En particular, el modelo (1) puede ser escrito de la siguiente manera:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + Z_i\gamma + \mu_i + u_{it} \quad (2)$$

donde las variables X varían en el tiempo, mientras que las variables Z (entre ellas, el género de los individuos) son invariantes en el tiempo. El efecto individual puede estar correlacionado con algunas de las variables en X o en Z. En cada conjunto de variables hay variables exógenas ( $X_1, Z_1$ ) y variables endógenas ( $X_2, Z_2$ ). En particular, Hausman y Taylor proponen utilizar como instrumentos el siguiente set de variables  $A = [QX_1 \ QX_2 \ PX_1 \ Z_1]$ . Las variables QX son las variables X expresadas en desviaciones con respecto a su media; mientras que las variables PX<sub>1</sub> son las variables X<sub>1</sub> expresadas en promedios. Así, las variables variantes en el tiempo y exógenas pueden usarse dos veces como instrumentos. Las variables exógenas e invariantes en el tiempo ( $Z_1$ ,

en nuestro caso particular el género del individuo) se usan como instrumentos de sí mismas. La condición de orden para la identificación es que el número de variables en  $X_1$  tiene que ser tan grande como el número de variables en  $Z_2$ . Para que el estimador de Hausman y Taylor sea más eficiente que el estimador de efectos fijos, se necesita que el número de variables exógenas variantes en el tiempo sea mayor que el número de variables endógenas invariantes en el tiempo.

Una vez resuelto el problema vinculado a la endogeneidad de las variables educación y experiencia laboral, se encuentra que existen dos problemas adicionales a la hora de estimar una ecuación de salarios y comparar los salarios por género. El primer problema es el conocido sesgo de selección, ya que solo se observan los salarios de los individuos que trabajan. El segundo tiene que ver con los hombres y mujeres que no eligen exógenamente las ocupaciones en que se insertan y, por ende, aun cuando el diferencial salarial promedio entre hombres y mujeres se mantenga positivo, este puede estar relacionado con las decisiones de autoselección de las mujeres.

Similar a la corrección por sesgo de selección de Heckman (1979) es la idea desarrollada por Lee (1998), quien sugiere un modelo logit multinomial que es estimado para predecir la probabilidad de asignación ocupacional. El modelo ocupacional está dado por:

$$I_{ij}^* = Z_{ij}Y_{ij} + V_{ij} \quad (j = 1, 2, 3, 4, 5) \quad (3)$$

donde I es la variable latente (no observada) y Z es un vector de variables (características personales de los individuos y de sus familias) que determina la probabilidad de que un individuo trabaje en cada una de las ocupaciones; donde el subíndice i corresponde al individuo y j a las seis categorías ocupacionales utilizadas en este modelo: profesionales y directivos, técnicos profesionales, empleados administrativos, empleados de comercio, obreros calificados (agricultura e industria) y trabajadores no calificados; I es una variable que puede tomar los valores de 1 a 6. El individuo elige la alternativa que maximiza su utilidad  $P(y_i = j) = P_{ij} = \text{prob}(I_{ij}^* > I_{ik}^*)$ , para todo  $i \neq k$ .

Sobre la base de este modelo se construye un término de selectividad de cada observación ( $\lambda_{ij}$ ), que luego se introduce como una variable independiente para la regresión. Con respecto a este estudio, las regresiones se estiman por separado para cada ocupación (j) y así el coeficiente de la variable género en cada ocupación reflejará la brecha de salarios existente entre hombres y mujeres luego de controlar por la existencia de autoselección ocupacional.

La ecuación ocupación específica (para  $j = 1, 2, \dots, J$ ) estará dada por:

$$\ln W_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \gamma G_i + \lambda_{ij}\theta_j + \mu_i + u_{it} \quad (4)$$

donde nuevamente  $\ln W_{it}$  se refiere al logaritmo del salario para el individuo  $i$  en el período  $t$ ; en la matriz  $X_{it}$  se incluyen controles regionales, características del

empleo, variables de educación, experiencia laboral, y estado civil, entre otras. La variable  $G_i$  se refiere al género del individuo y la variable  $\lambda_{ij}$  es el coeficiente de selección o razón de Mills construida a partir de la estimación del modelo dado en (3).

## IV

### Datos y modelos a estimar

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta de Protección Social (EPS) cuyo objetivo es recopilar información sobre el mercado laboral y el sistema de protección social chileno. Es una encuesta de carácter longitudinal que hasta la fecha ha sido aplicada en tres rondas correspondientes a los años 2002, 2004 y 2006. La cuarta ronda recién se aplicará en diciembre de 2009.

En la EPS se incluye información de aproximadamente 17 mil individuos, de los cuales el 50% son mujeres. Se registra información general del entrevistado(a), información sobre su historia laboral, ingresos familiares, activos y patrimonio, protección social, salud, capacitaciones, historia personal, entre otros aspectos.

Las historias laborales autorreportadas de la EPS contienen información relativamente detallada (autorreportada) de los períodos de actividad (empleo y desempleo) e inactividad de los encuestados. Mediante este reporte pueden reconstruirse las historias laborales de hombres y mujeres cuyos trabajos reportados, entre enero de 2002 y la última encuesta, registran información de salarios. Las historias laborales autorreportadas solo se remontan al inicio del año 1980. Por esta razón, todas las estimaciones se presentan para hombres y mujeres menores de 50 años en el año 2006. Esta decisión se justifica al considerar que los entrevistados mayores de 50 años (al año 2006) tenían más de 24 años en 1980, lo que nos hace presumir que sus historiales laborales estarían subreportados.<sup>4</sup>

La muestra final contiene información sobre 26.655 eventos de empleo, correspondientes a 10.068 individuos. El 27% de las observaciones corresponden al año 2002, el 37% a 2004 y el 35% a 2006.

Los datos aportados en los cuadros 1 y 2 permiten 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 trabajado durante los últimos 5 y 10 años, respectivamente para hombres y mujeres, por nivel educativo y por tramos de edad. Si observamos a las mujeres con menos de 12 años de escolaridad formal y entre 40 y 49 años, solo un 16,3% ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 años, mientras que solo un 13,3% han trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 10 años. Aproximadamente, el 72,7% han 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. Las mujeres más educadas presentan patrones de empleo más continuos: el 66,1% (58,7%) de las mujeres con 16 años o más de educación han trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 o 10 años. Pero los patrones de empleo de las mujeres educadas 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, aproximadamente el 85% de los hombres han trabajado más del 90% en los últimos 5 o 10 años.

Existe clara evidencia respecto de la necesidad de introducir controles adecuados en la ecuación de salarios si se quieren comparar los salarios de hombres y mujeres. En particular, en los modelos que se presentan en la sección siguiente se controlará no solo por experiencia

<sup>4</sup> Es plausible considerar que —dado que los historiales laborales son autorreportados— eventos antiguos serán reportados menos fidedignamente, y este error de reporte podría ser mayor en los individuos de más edad (40-49 años). No obstante, existen dos razones para ignorar este problema en este trabajo: la primera es que se están instrumentando tanto las variables de educación como las de experiencia laboral (que potencialmente presentan error de medición). En segundo lugar, porque se ensayaron especificaciones con muestras de mujeres aún más jóvenes —por ejemplo, solo las menores de 40 años—. Así, los tamaños muestrales se reducen en

forma sustancial y algunos errores estándar se abultan, pero los resultados son cualitativamente similares.

CUADRO 1

**Continuidad en las historias laborales de hombres y mujeres,  
por tramos de edad y nivel educativo al año 2006**

Género y años de educación	Tiempo trabajado en los últimos cinco años (En porcentajes)				
	Más del 10%	Más del 30%	Más del 50%	Más del 70%	Más del 90%
<b>Hombres</b>					
0-11 años educ.					
20-29	91,7	69,5	56,6	41,7	16,5
30-39	95,1	90,9	84,3	72,7	48,1
40-49	96,7	91,6	84,2	70,3	47,5
12 años educ.					
20-29	93,1	62,9	48,9	33,1	13,1
30-39	97,7	94,7	90,2	82,3	59,5
40-49	99,0	98,5	94,4	88,1	66,7
12-15 años educ.					
20-29	70,3	40,7	28,4	21,3	9,4
30-39	98,9	96,3	89,8	81,7	61,6
40-49	99,3	98,5	93,5	87,7	72,8
16 años educ.					
20-29	66,2	24,9	13,7	9,2	5,7
30-39	92,3	83,4	78,6	69,8	52,8
40-49	99,0	97,3	95,2	92,4	84,0
<b>Mujeres</b>					
0-11 años educ.					
20-29	61,9	39,1	19,6	10,8	3,3
30-39	75,4	50,0	35,0	24,6	12,9
40-49	72,7	52,6	40,6	28,3	16,3
12 años educ.					
20-29	81,5	44,0	28,6	15,8	6,9
30-39	78,4	58,2	45,2	33,5	22,5
40-49	81,1	62,7	49,9	38,4	26,1
12-15 años educ.					
20-29	79,5	41,3	31,9	16,2	5,0
30-39	86,4	76,4	65,5	53,8	36,1
40-49	85,9	73,6	63,5	55,4	43,0
16 años educ.					
20-29	54,1	20,6	10,5	5,5	2,0
30-39	89,5	71,0	64,5	57,4	44,6
40-49	95,0	88,3	83,7	74,7	66,1

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

laboral efectiva, sino también por la temporalidad en la adquisición de esa experiencia.

En el cuadro 3 se aprecian los promedios y las desviaciones estándar para hombres y mujeres de las principales variables utilizadas en este estudio. Como se puede observar, los hombres y las mujeres difieren en forma sustancial en sus niveles de experiencia laboral efectivos. Encontramos que el salario horario promedio para los hombres es significativamente mayor: está en \$ 6.019, mientras que el de las mujeres está en \$ 5.277, con una desviación estándar de \$ 17.781 para los hombres, en comparación con una desviación estándar de \$ 9.487 para las mujeres. Con respecto al promedio educativo de los padres, tanto para hombres

y mujeres observamos que no existe alguna diferencia significativa.

Se presentan tres conjuntos de resultados. Primero se estima el modelo (1) como un modelo de efectos aleatorios, desestimando el hecho de que las variables educación y experiencia laboral pudieran estar correlacionadas con el término de error. Se presentan tres versiones de esta estimación: con experiencia potencial, con experiencia real y con variables que reflejan la temporalidad de la experiencia laboral. Se construyen tres variables continuas: meses trabajados en los últimos cinco años, meses trabajados en los últimos diez años y meses trabajados en los últimos quince años. Así, el coeficiente de la variable meses

CUADRO 2

**Continuidad en las historias laborales de hombres y mujeres,  
por tramos de edad y nivel educativo al año 2006**

Género y años de educación	Tiempo trabajado en los últimos 10 años (En porcentajes)				
	Más del 10%	Más del 30%	Más del 50%	Más del 70%	Más del 90%
<b>Hombres</b>					
0-11 años educ.					
20-29	90,1	62,3	44,2	21,6	3,8
30-39	95,5	92,8	88,3	76,9	44,6
40-49	96,6	91,9	87,7	80,4	48,5
12 años educ.					
20-29	89,9	70,2	51,5	38,1	31,5
30-39	97,9	94,4	90,5	83,6	53,9
40-49	99,1	98,8	96,6	91,8	67,8
12-15 años educ.					
20-29	66,2	27,2	11,7	4,4	0,7
30-39	99,2	95,6	88,2	74,9	47,7
40-49	99,3	95,3	94,4	89,1	71,3
16 años educ.					
20-29	56,5	10,9	6,2	3,0	0,3
30-39	94,0	79,3	68,9	51,0	29,0
40-49	99,6	98,4	96,8	95,2	85,2
<b>Mujeres</b>					
0-11 años educ.					
20-29	64,4	28,4	12,4	3,5	0,7
30-39	79,2	49,4	36,4	22,6	9,2
40-49	73,3	51,7	39,2	26,1	13,3
12 años educ.					
20-29	73,1	54,5	42,0	34,8	31,1
30-39	83,8	59,3	48,7	31,2	15,9
40-49	83,7	58,6	47,5	33,5	20,9
12-15 años educ.					
20-29	67,	27,0	7,9	3,6	0,8
30-39	93,1	79,6	62,6	49,1	29,8
40-49	88,6	74,3	68,2	58,6	38,1
16 años educ.					
20-29	49,4	7,2	4,0	1,8	0,6
30-39	90,9	70,2	59,6	45,7	26,4
40-49	96,0	87,6	82,0	72,4	58,7

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

trabajados en los últimos cinco años más el coeficiente de la variable meses trabajados en los últimos años indican los retornos adicionales que tienen los meses trabajados en años más recientes. En el segundo conjunto de estimaciones se utiliza el método de Hausman y Taylor para corregir por la endogeneidad en educación y experiencia laboral. Nuevamente se estiman tres versiones con distintas medidas de experiencia

laboral. En ninguno de estos modelos se introduce corrección por selección ocupacional.

En tercer lugar, las observaciones se agrupan en seis ocupaciones (profesionales y directivos, técnicos profesionales, empleados administrativos, empleados de comercio, obreros calificados y trabajadores no calificados) y se estiman modelos de salarios ocupación-específicos que corrigen por selección muestral.

CUADRO 3

**Promedios y desviaciones estándar de las principales variables para hombre y mujer**

	Hombre		Mujer	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Norte	0,13	0,33	0,11	0,31
Sur	0,49	0,50	0,45	0,50
Empresa pequeña	0,53	0,50	0,56	0,50
Empresa mediana	0,15	0,36	0,12	0,32
Empresa grande	0,25	0,44	0,27	0,44
Casado (a)	0,73	0,44	0,50	0,50
Separado (a)	0,07	0,25	0,17	0,37
Años de educación	10,3	3,5	11,7	3,5
Tiene contrato	0,65	0,48	0,68	0,47
Experiencia real	18,8	6,2	15,1	6,7
Experiencia potencial	23,5	9,3	21,4	9,1
Madre sabe leer	0,84	0,36	0,90	0,30
Padre sabe leer	0,87	0,33	0,92	0,28
Madre sin educación	0,20	0,40	0,14	0,35
Madre con educación básica	0,49	0,50	0,52	0,50
Madre con educación media	0,28	0,45	0,31	0,46
Madre con educación superior	0,03	0,18	0,03	0,18
Padre sin educación	0,20	0,40	0,18	0,38
Padre con educación básica	0,43	0,50	0,43	0,50
Padre con educación media	0,31	0,46	0,33	0,47
Padre con educación superior	0,06	0,23	0,06	0,24
Salario mensual	294 847	747 040	215 895	368 050
Salario horario	6 021	17 819	5 293	9 527
Año 2002	0,25	0,43	0,25	0,43
Año 2003	0,04	0,20	0,04	0,20
Año 2004	0,19	0,39	0,19	0,39
Año 2005	0,18	0,38	0,18	0,39
Año 2006	0,20	0,40	0,21	0,41
Año 2007	0,13	0,34	0,13	0,33
Meses trabajados en últimos 5 años	56,0	8,5	51,6	14,1
Meses trabajados en últimos 10 años	110,2	18,8	97,6	29,8
Meses trabajados en últimos 15 años	158,7	34,6	135,2	47,5

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

## V

### Resultados

Las estimaciones se realizan utilizando la muestra de individuos entre 18 y 49 años. En todos los casos se usan salarios mensuales y salarios horarios en la ocupación principal. Los salarios horarios se estiman dividiendo el salario mensual por el número de horas trabajadas al mes, autorreportadas por el individuo. Los salarios son deflactados por el índice del precios al consumidor (IPC) del mes en que se reporta el salario.<sup>5</sup> En todas las regresiones se agregan *dummies*

anuales para controlar por el crecimiento en el salario real y además se agregan estas mismas *dummies* interactuadas por género, a fin de observar el comportamiento de la brecha salarial en el tiempo.

En primer término, veremos los resultados obtenidos mediante las estimaciones con cada una de las medidas de experiencia laboral (experiencia potencial, experiencia real y experiencia alternativa), sin corregir por sesgo de selección.

En especial, para la medida de experiencia alternativa se contruyen tres variables continuas: meses trabajados en los últimos cinco años, meses trabajados

<sup>5</sup> Si el trabajo estaba en curso en el momento de la entrevista, se utiliza el mismo mes y año de esta. Si el trabajo ya había concluido, se utiliza el mes y año en que se terminó el trabajo.

en los últimos diez años y meses trabajados en los últimos quince años. Así, un coeficiente positivo para la variable meses trabajados en los últimos cinco años es indicio de que meses de experiencia laboral más reciente son mejor retribuidos en el mercado laboral.

En todas las especificaciones ensayadas, la brecha salarial entre hombres y mujeres es claramente negativa. Esto es, las mujeres tienen salarios menores que los de los hombres. Las brechas más grandes se obtienen con el modelo en que se controla solo por experiencia potencial, y en el cual la brecha en el salario mensual es de aproximadamente 32%,<sup>6</sup> y la brecha en salarios

horarios es claramente inferior: de aproximadamente 21% (véanse los cuadros 4, 5, 6).

En el segundo conjunto de estimaciones presentadas se utiliza el método de Hausman y Taylor para corregir la endogeneidad en educación y experiencia laboral. Nuevamente se entregan tres versiones con distintas medidas de experiencia laboral.

La menor brecha de salarios se obtiene en los modelos de Hausman y Taylor (véanse los cuadros 7 y 8), cuando la brecha de salarios encontrada es del orden del 12% en salarios horarios y del 19% en salarios mensuales.

Merecen particular atención tres resultados. Primero, existe una notoria tendencia creciente en los salarios reales, que han estado aumentando considerablemente en el período 2002-2006. La brecha salarial entre hombres y mujeres, sin embargo, ha tendido a acentuarse; en general, se encuentra que esta brecha es mayor en los años 2005 y 2006, pasando de un 12% a un 16% (salario horario, véase el cuadro 9). Esto evidencia que el crecimiento del salario real no fue parejo para hombres y mujeres.

<sup>6</sup> Cabe notar que el coeficiente de la variable *dummy* es  $\hat{\beta}_1 = -0,381$ . Por otra parte, el diferencial de salarios entre hombres y mujeres se calcula mediante la expresión  $100[\exp(\hat{\beta}_1) - 1]$ . Reemplazando por el valor de  $\hat{\beta}_1$  se obtiene una brecha de aproximadamente 32% en desmedro de la mujer.

CUADRO 4

**Modelo I, experiencia potencial, modelo en salario mensual y horario**  
(En logaritmos naturales)

Género	Salario mensual			Salario horario		
	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar
Mujer	-0,381	***	0,0134	-0,238	***	0,013
Norte	-0,063	***	0,0165	-0,073	***	0,016
Sur	-0,183	***	0,0108	-0,166	***	0,010
Casada	0,074	***	0,0100	0,077	***	0,010
Separada	0,069	***	0,0156	0,058	***	0,016
Años de educación	0,038	***	0,0050	0,011	***	0,005
Años de educación <sup>2</sup>	0,002	***	0,0002	0,004	***	0,000
Experiencia potencial	0,026	***	0,0016	0,020	***	0,002
Exper. potencial <sup>2</sup>	0,000	***	0,0000	0,000	***	0,000
Tiene contrato	0,218	***	0,0076	0,116	***	0,008
<i>Dummy</i> año 2003	0,066	***	0,0095	0,061	***	0,010
<i>Dummy</i> año 2004	0,099	***	0,0098	0,121	***	0,010
<i>Dummy</i> año 2005	0,110	***	0,0100	0,164	***	0,011
<i>Dummy</i> año 2006	0,178	***	0,0118	0,223	***	0,013
<i>Dummy</i> año 2003*mujer	0,012		0,0151	0,007		0,016
<i>Dummy</i> año 2004*mujer	0,006		0,0156	0,007		0,017
<i>Dummy</i> año 2005*mujer	-0,003		0,0154	-0,005		0,016
<i>Dummy</i> año 2006*mujer	0,009		0,0189	-0,004		0,020
Constante	10,895	***	0,0516	7,312	***	0,061
Número de observaciones		26 655			26 655	
R <sup>2</sup>		0,3614			0,3516	
Test $\chi^2$		7 481,65			7 335,09	
p-value Test $\chi^2$		0,000			0,000	

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

CUADRO 5

**Modelo I, experiencia real acumulada, modelo en salario mensual y horario**  
(En logaritmos naturales)

Género	Salario mensual			Salario horario		
	Coficiente	Significancia estadística	Error estándar	Coficiente	Significancia estadística	Error estándar
Mujer	-0,307	***	0,014	-0,187	***	0,013
Norte	-0,055	***	0,016	-0,067	***	0,016
Sur	-0,170	***	0,011	-0,155	***	0,010
Casada	0,067	***	0,010	0,078	***	0,010
Separada	0,066	***	0,015	0,062	***	0,016
Años de educación	0,028	***	0,005	0,000		0,005
Años de educación <sup>2</sup>	0,002	***	0,000	0,004	***	0,000
Experiencia real	0,046	***	0,002	0,033	***	0,002
Experiencia real <sup>2</sup>	-0,001	***	0,000	-0,001	***	0,000
Tiene contrato	0,208	***	0,008	0,107	***	0,008
Dummy año 2003	0,064	***	0,009	0,064	***	0,010
Dummy año 2004	0,092	***	0,010	0,121	***	0,010
Dummy año 2005	0,101	***	0,010	0,166	***	0,011
Dummy año 2006	0,169	***	0,012	0,224	***	0,013
Dummy año 2003*mujer	0,003		0,015	-0,001		0,016
Dummy año 2004*mujer	-0,003		0,016	-0,001		0,017
Dummy año 2005*mujer	-0,014		0,016	-0,014		0,017
Dummy año 2006*mujer	-0,013		0,019	-0,022		0,020
Constante	10,933	***	0,048	7,384	***	0,058
Número de observaciones		26 655			26 655	
R <sup>2</sup>		0,3713			0,3545	
Test $\chi^2$		7 907,06			7 459,46	
p-value Test $\chi^2$		0,000			0,000	

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

CUADRO 6

**Modelo I, alternativa, modelo en salario mensual y horario experiencia**  
(En logaritmos naturales)

Género	Salario mensual			Salario horario		
	Coficiente	Significancia estadística	Error estándar	Coficiente	Significancia estadística	Error estándar
Mujer	-0,283	***	0,014	-0,170	***	0,013
Norte	-0,056	***	0,016	-0,067	***	0,016
Sur	-0,168	***	0,011	-0,154	***	0,010
Casada	0,070	***	0,010	0,080	***	0,010
Separada	0,070	***	0,015	0,065	***	0,015
Años de educación	0,023	***	0,005	-0,003		0,005
Años de educación <sup>2</sup>	0,002	***	0,000	0,004	***	0,000
Experiencia real	-0,011	***	0,005	-0,007		0,005
Experiencia real <sup>2</sup>	0,000	***	0,000	0,000		0,000
Meses trab. últimos 5 años	0,003	***	0,000	0,002	***	0,000
Meses trab. últimos 10 años	0,002	***	0,000	0,001	***	0,000
Meses trab. últimos 15 años	0,001	***	0,000	0,001	***	0,000
Tiene contrato	0,202	***	0,008	0,101	***	0,008
Dummy Año 2003	0,068	***	0,009	0,068	***	0,010
Dummy Año 2004	0,097	***	0,010	0,124	***	0,010
Dummy Año 2005	0,107	***	0,010	0,170	***	0,011
Dummy Año 2006	0,169	***	0,012	0,225	***	0,013
Dummy Año 2003*mujer	0,007		0,015	0,002		0,016
Dummy Año 2004*mujer	-0,004		0,016	-0,002		0,016
Dummy Año 2005*mujer	-0,011		0,015	-0,011		0,017
Dummy Año 2006*mujer	-0,007		0,019	-0,017		0,020
Constante	10,934	***	0,048	7,376	***	0,058
Número de observaciones		26 655			26 655	
R <sup>2</sup>		0,3813			0,3596	
Test $\chi^2$		8 323,10			7 665,08	
p-value Test $\chi^2$		0,000			0,000	

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

CUADRO 7

**Modelo Hausman y Taylor, corrigiendo por endogeneidad en experiencia real y años de educación, modelo en salario mensual y horario**  
(En logaritmos naturales)

Género	Salario mensual			Salario horario		
	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar
Mujer	-0,273	***	0,019	-0,187	***	0,018
Sur	-0,164	***	0,013	-0,155	***	0,013
Casada	0,024	***	0,012	0,059	***	0,013
Separada	0,038	***	0,017	0,060	***	0,018
Años de educación	0,032	***	0,005	0,013	***	0,005
Años de educación <sup>2</sup>	0,001	***	0,000	0,003	***	0,000
Tiene contrato	0,187	***	0,007	0,095	***	0,008
Dummy Año 2003	0,066	***	0,010	0,082	***	0,010
Dummy Año 2004	0,093	***	0,010	0,138	***	0,011
Dummy Año 2005	0,107	***	0,013	0,199	***	0,013
Dummy Año 2006	0,163	***	0,015	0,254	***	0,016
Dummy Año 2003*mujer	-0,005		0,014	-0,012		0,015
Dummy Año 2004*mujer	-0,016		0,015	-0,017		0,016
Dummy Año 2005*mujer	-0,028	*	0,015	-0,033	***	0,016
Dummy Año 2006*mujer	-0,029		0,018	-0,047	***	0,019
Experiencia real	0,057	***	0,004	0,038	***	0,004
Experiencia real <sup>2</sup>	-0,001	***	0,000	-0,001	***	0,000
Constante	10,988	***	0,062	7,383	***	0,072
Núm.de observaciones		26 535			26.092	
Test $\chi^2$		4 822,83			4 716,23	
p-value Test $\chi^2$		0,00			0,00	

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

CUADRO 8

**Modelo III, modelo Hausman y Taylor, corrigiendo por endogeneidad en experiencia real, experiencia alternativa y años de educación, modelo en salario mensual y horario**  
(En logaritmos naturales)

Género	Salario mensual			Salario horario		
	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar
Mujer	-0,207	***	0,019	-0,127	***	0,019
Sur	-0,191	***	0,013	-0,187	***	0,013
Casada	-0,008		0,012	0,024	*	0,013
Separada	0,002		0,017	0,020		0,018
Tiene contrato	0,198	***	0,008	0,108	***	0,008
Dummy Año 2003	0,049	***	0,010	0,067	***	0,010
Dummy Año 2004	0,074	***	0,011	0,122	***	0,011
Dummy Año 2005	0,078	***	0,013	0,178	***	0,014
Dummy Año 2006	0,137	***	0,015	0,239	***	0,016
Dummy Año 2003*mujer	-0,007		0,014	-0,015		0,015
Dummy Año 2004*mujer	-0,019		0,015	-0,022		0,016
Dummy Año 2005*mujer	-0,028	*	0,015	-0,035	***	0,016
Dummy Año 2006*mujer	-0,031	*	0,018	-0,050	***	0,020
Experiencia real	0,064	***	0,004	0,044	***	0,004
Experiencia real <sup>2</sup>	-0,001	***	0,000	-0,001	***	0,000
Años de educación	0,019	***	0,006	0,014	***	0,007
Años de educación <sup>2</sup>	0,000		0,000	0,001	***	0,000
Constante	11,223	***	0,066	7,625	***	0,077
Número de observaciones		26 535			26 092	
Test $\chi^2$		3 361,25			2 583,83	
p-value Test $\chi^2$		0,00			0,00	

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

CUADRO 9

**Modelo III, estimación por variables instrumentales (método de Hausman y Taylor); variables endógenas: experiencia real, experiencia alternativa y años de educación, modelo en salario mensual y horario**  
(En logaritmos naturales)

Género	Salario mensual			Salario horario		
	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar
Mujer	-0,208	***	0,019	-0,126	***	0,019
Sur	-0,190	***	0,013	-0,185	***	0,013
Casada	-0,001		0,012	0,031	***	0,013
Separada	0,010		0,018	0,028		0,018
Tiene contrato	0,196	***	0,008	0,105	***	0,008
Dummy Año 2003	0,056	***	0,010	0,072	***	0,010
Dummy Año 2004	0,082	***	0,011	0,128	***	0,011
Dummy Año 2005	0,090	***	0,013	0,185	***	0,014
Dummy Año 2006	0,149	***	0,015	0,247	***	0,016
Dummy Año 2003*mujer	-0,006		0,014	-0,014		0,015
Dummy Año 2004*mujer	-0,019		0,015	-0,022		0,016
Dummy Año 2005*mujer	-0,028	*	0,015	-0,035	***	0,016
Dummy Año 2006*mujer	-0,029		0,018	-0,049	***	0,020
Experiencia real	0,032	***	0,010	0,018	*	0,011
Experiencia real <sup>2</sup>	-0,001	***	0,000	-0,001	***	0,000
Meses trab. últimos 5 años	0,002	***	0,000	0,001	***	0,001
Meses trab. últimos 10 años	0,001	***	0,000	0,001	***	0,001
Meses trab. últimos 15 años	0,000		0,000	0,000		0,001
Años de educación	0,018	***	0,006	0,013	*	0,007
Años de educación <sup>2</sup>	0,000		0,000	0,001	***	0,000
Constante	11,238	***	0,066	7,631	***	0,078
Número de observaciones		26 535			26 092	
Test $\chi^2$		34 46,14			2 622,75	
p-value Test $\chi^2$		0,00			0,00	

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

Segundo, la introducción de variables para controlar no solo por la cantidad de años de experiencia laboral sino también por la oportunidad (*timing*) de esa experiencia, revela que los años de experiencia laboral reciente tienen un mayor retorno. Sobre todo al analizar los resultados del cuadro 9 se advierte que los años recientes de experiencia laboral tienen tasas de retorno que duplican la tasa de retorno normal.

Tercero, los resultados de los distintos métodos de estimación revelan la importancia de tomar en cuenta la potencial endogeneidad de las variables educación y experiencia laboral cuya evaluación se realiza mediante un test de Hausman. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de estas variables exógenas. Si se instrumentan las variables de experiencia laboral y educación, se tiende a subestimar el efecto de la experiencia laboral y a sobrestimar el efecto de la educación en los salarios (véase el gráfico 1).

En cuarto lugar, se presentan modelos específicos para cada grupo ocupacional que además corrigen por

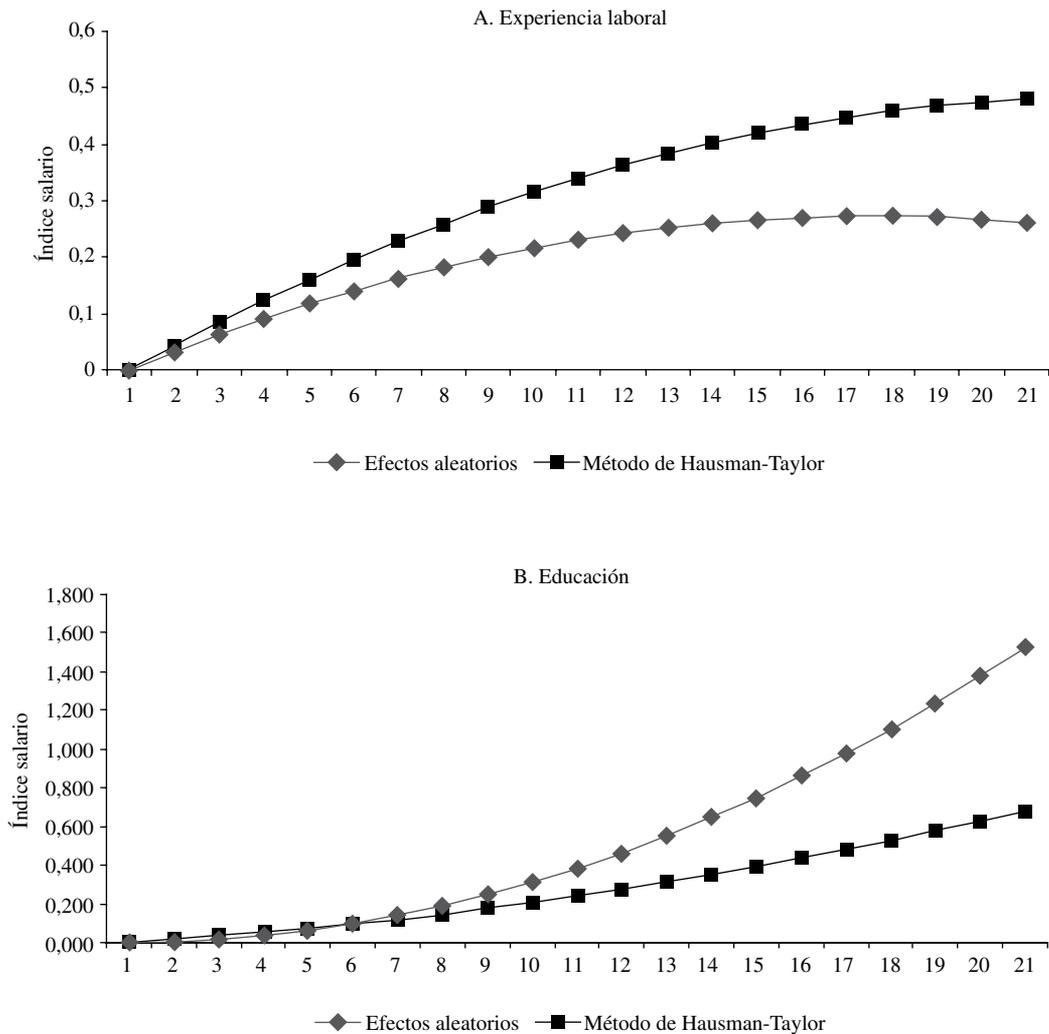
selección muestral. En el cuadro 8 se resumen los coeficientes encontrados para la variable mujer en estas estimaciones.<sup>7</sup> Nuevamente, en todas las especificaciones la brecha salarial continúa siendo desfavorable para la mujer. Sin embargo, el análisis intraocupación revela importantes diferencias.

— Las menores brechas en salario horario se encuentran entre los profesionales técnicos y los trabajadores administrativos (10% y 6%, respectivamente). Las mayores brechas se encuentran entre los trabajadores del comercio (23%) y los trabajadores agrícolas y los operarios calificados (17%). La brecha de

<sup>7</sup> En las estimaciones hechas con la metodología de Hausman y Taylor solo se presenta el coeficiente de la variable mujer. Tal como sucedía en los modelos anteriores, controlar por experiencia efectiva reduce de manera considerable el componente potencialmente atribuible a "discriminación". Estas estimaciones pueden ser consultadas en Peticarà y Bueno, 2008.

GRÁFICO 1

**Efecto de la educación y experiencia laboral en modelos alternativos:  
modelo de efectos aleatorios versus estimación a la Hausman-Taylor**



Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

salarios entre los profesionales, aun cuando es negativa y alta (33%), no es estadísticamente significativa, ya que los tamaños muestrales en este grupo son más reducidos. La brecha de salarios entre los trabajadores no calificados es de aproximadamente un 13%.

- En algunas especificaciones, el coeficiente de la razón de Mills no es estadísticamente distinto de cero, excepto en las siguientes especificaciones: profesionales, salario horario, empleados de comercio y obreros no calificados. En estos grupos

no habría evidencia de sesgo ocupacional (véase cuadro 10).

- La brecha para empleados de comercio y trabajadores obreros calificados no solo es alta, sino que tiende a ampliarse en el período considerado. Mientras que esta brecha se ubica en torno del 26% y el 16% en el año base, para el año 2006 es del orden del 30% para ambos grupos. La brecha de salario entre el personal no calificado casi se duplica, alcanzando cerca del 22% en el año 2006 (véase cuadro 11).

CUADRO 10

**Modelo Hausman y Taylor. Coeficientes de la variable mujer en regresiones de salario ocupación-específicas, con control por sesgo ocupacional, modelo en salario mensual y horario**  
(En logaritmos naturales)

	Salario mensual			Salario horario		
	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar	Coefficiente	Significancia estadística	Error estándar
Profesionales y directivos	-0.140		0.186	-0.333		0.212
Profesionales técnicos medios	-0.223	***	0.041	-0.105	***	0.042
Empleados administrativos	-0.146	***	0.039	-0.067	*	0.039
Empleados de comercio	-0.303	***	0.042	-0.261	***	0.042
Obreros y trabajadores agrícolas calificados	-0.271	***	0.041	-0.188	***	0.042
Obreros no calificados	-0.264	***	0.038	-0.146	***	0.038

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

Nota: Los coeficientes de las razones de Mills son todos estadísticamente significativos al 1%, excepto en las siguientes especificaciones: profesionales, salario horario; empleados de comercio, salario horario y mensual; obreros no calificados (véase explicación en texto de página 146). En todos los casos los test  $\chi^2$  presentan valores altos, llevando a rechazar la hipótesis nula de que todos los coeficientes son cero.

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

CUADRO 11

**Evolución de las brechas de salario ocupación-específicas para ocupaciones seleccionadas, años 2002 y 2006**  
(En porcentajes)

	Mensual		Horario	
	Brecha 2002	Brecha 2006	Brecha 2002	Brecha 2006
Empleados de comercio	-26,1	-32,6	-23,0	-30,0
Obreros calificados	-23,7	-31,9	-17,2	-27,6
Obreros no calificados	-23,2	-28,5	-13,6	-22,3

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006.

Nota: La brecha se estima como  $100[\exp(\hat{\beta}_1) - 1]$ , donde  $\beta$  es el coeficiente de la variable mujer en la regresión ocupación-específica.

## VI

### Conclusiones

El propósito de este trabajo ha sido estudiar las brechas salariales usando una nueva base de datos en Chile: el panel de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002-2006, que permite controlar por la experiencia laboral efectiva de hombres y mujeres y su historial de trabajo (*timing*). En estudios previos no se contaba con esta información y solo se controlaba utilizando una medida de experiencia laboral potencial; sin embargo, esa medida

no refleja el patrón de participación laboral intermitente y poco continuo que tienen las mujeres en Chile. También se han introducido correcciones por no participación y selección ocupacional, y asimismo se han instrumentado dos variables clave: educación y experiencia laboral.

En el trabajo se provee un detallado análisis de sensibilidad. Se observa que la brecha salarial entre hombres y mujeres es claramente negativa en todas las

especificaciones ensayadas (modelo base, variables instrumentales, control por selección). Esto es, las mujeres tienen salarios menores que los hombres. Las brechas más pronunciadas se obtienen en el modelo en que se controla únicamente por experiencia potencial.

Entre las principales conclusiones merecen destacarse: primero, los datos evidencian un notable aumento en los salarios reales en el período 2002-2006. Segundo, son los años más recientes de experiencia laboral los que presentan una mayor tasa de retorno. Tercero, las distintas especificaciones ensayadas obligan a reconocer la enorme importancia que tiene el controlar por la potencial endogeneidad de las variables de experiencia laboral y educación. Al instrumentar educación y experiencia, se observa que las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) o una estimación por datos de panel que no tengan en cuenta esta endogeneidad, tienden a sobrestimar el efecto de la educación (a asignarle demasiado valor) y a subestimar el efecto de la experiencia laboral.

En este trabajo se evalúan brechas ocupación-específica e incluso se introducen correcciones por autoselección ocupacional, según la metodología propuesta por Lee (1998). Aun luego de limpiar las estimaciones de endogeneidad e introducir el control por selección, las brechas de ocupación específica son más altas entre obreros especializados y empleados que trabajan en ventas (26% y 16%, respectivamente), y más bajas entre técnicos profesionales y trabajadores administrativos (10% y 6%, respectivamente). La brecha de salarios para trabajadores no calificados es de 13%. Más aún, para empleados de comercio y trabajadores obreros calificados la brecha no solo es alta, sino que tiende a ampliarse en el período considerado, ubicándose en torno de 26% y 16% en el año base, para alcanzar al 30% en 2006 en ambos grupos. La brecha de salario entre el personal no calificado casi se duplica, llegando aproximadamente al 22% en el año 2006.

#### Bibliografía

- Acosta, E., M. Perticará y C. Ramos (2007), "Oferta laboral femenina y cuidado infantil", *Desafíos al desarrollo de Chile: elementos para el diálogo de políticas*, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.
- Altonji, J. y R. Blank (1999), "Race and gender in the labor market", *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter, R. Layard y D. Card (comps.), Amsterdam, Elsevier.
- Blau, F.D. (1998), "Trends in the well-being of American women, 1970-1995", *Journal of Economic Literature*, vol. 36, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Blau, F.D. y L. Kahn (2000), "Gender differences in pay", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Blinder, A. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, vol. 8, N° 4, Madison, University of Wisconsin Press.
- Bravo, D., C. Sanhueza y S. Urzúa (2008a), "Ability, schooling choices and gender labor market discrimination: evidence for Chile", *Research Network Working Paper*, N° R-558, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.
- \_\_\_\_\_ (2008b), "An experimental study about labor market discrimination: gender, social and neighborhood", *Research Network Working Paper*, N° R-541, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.
- \_\_\_\_\_ (2008c), "Is there labor discrimination among professionals in Chile? Lawyers, doctors and business-people", *Research Network Working Paper*, N° R-545, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.
- Gill, I. (1992), "Is there sex discrimination in Chile? Evidence from the CASEN survey", *Case Studies on Women's Employment and Pay in Latin America*, G. Psacharopoulos y Z. Tzannatos (comps.), Washington, D.C., Banco Mundial.
- Gill, I. y C. Montenegro (2002), "Responding to earning differentials in Chile", *Crafting Labor Policy: Techniques and Lessons from Latin America*, I. Gill, C. Montenegro y D. Dormeland (comps.), Washington, D.C., Banco Mundial.
- Gunderson, M. (2006), "Viewpoint: male-female wage differentials: how can that be?", *Canadian Journal of Economics*, vol. 39, N° 1, Quebec, Canadian Economics Association.
- Hausman, J.A. y W.E. Taylor (1981), "Panel data and unobservable individual effects", *Econometrica*, vol. 49, N° 6, Princeton, Econometric Society.
- Heckman, J. (1979), "Detecting discrimination", *Econometrica*, vol. 47, N° 1, Princeton, Econometric Society.
- Lee, W.K.M. (1998), "Gender inequality and discrimination in Singapore", *Journal of Contemporary Asia*, vol. 28, N° 4, Londres, Routledge.
- Light, A. y M. Ureta (1995), "Early-career work experience and gender wage differentials", *Journal of Labor Economics*, vol. 13, N° 1, Chicago, University of Chicago Press.
- Machado, J. y J. Mata (2005), "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, N° 4, New Jersey, John Wiley & Sons.
- Montenegro, C. (2001), "Wage distribution in Chile: does gender matter? A quantile regression approach", *Working Paper Series*, N° 20, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Neumark, D. (1988), "Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, vol. 23, N° 3, Madison, University of Wisconsin Press.
- Ñopo, H. (2007), "The gender wage gap in Chile 1992-2003 from a matching comparisons perspective", *IZA Discussion Papers*, N° 2698, Bonn, Institute for the Study of Labor.
- Oaxaca, R.L. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, N° 3, Philadelphia, University of Pennsylvania/Osaka University.
- Oaxaca, R.L. y M.R. Ransom (1994), "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, vol. 61, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Paredes, R. (1982), "Diferencias de ingreso entre hombres y mujeres en el Gran Santiago, 1969 y 1981", *Estudios de economía*, N° 18, Santiago de Chile, Universidad de Chile.

- Paredes, R. y L. Riveros (1994), "Gender wage gaps in Chile. A long-term review: 1958-1990", *Estudios de economía*, Santiago de Chile, Universidad de Chile.
- Perticará, M. (2007), "Brechas salariales por género en Chile: un análisis de sensibilidad", Santiago de Chile, ILADES-Georgetown University/Universidad Alberto Hurtado.
- Perticará, M. e I. Bueno (2008), "Entendiendo las brechas salariales por género en Chile", *Working Papers Economic Series*, N° I-212, Santiago de Chile, ILADES-Georgetown University/Universidad Alberto Hurtado.
- Perticará, M. y A. Astudillo (2008), "¿Qué tan alta puede ser la brecha de salarios en Chile? Investigando diferencias salariales entre hombres y mujeres a partir de regresiones de cuantiles", *Working Papers Economic Series*, N° I-211, Santiago de Chile, ILADES-Georgetown University/Universidad Alberto Hurtado.
- SERNAM (Servicio Nacional de la Mujer) (2007), *Cómo capitalizar el potencial económico de Chile ampliando las opciones laborales de la mujer: diagnóstico de género-Chile*, Santiago de Chile, Servicio Nacional de la Mujer (SERNAM)/ Banco Mundial/Banco Interamericano de Desarrollo.
- Stanley, T.D. y S.B. Jarrell (1998), "Gender wage discrimination bias? A meta-regression analysis", *Journal of Human Resources*, vol. 33, N° 4, Madison, University of Wisconsin Press.
- Weichselbaumer, D. y R. Winter-Ebmer (2005), "A meta-analysis of the international gender wage gap", *Journal of Economic Surveys*, vol. 19, N° 3, Oxford, Blackwell Publishing.