

Entendiendo las brechas salariales por genero en Chile^ψ

Marcela Peticará e Ivonne Bueno^f

No citar sin previa autorización de los autores

First version: Julio 2008

This version: Septiembre 2008

Resumen

El propósito de este paper es estudiar las brechas salariales por género en Chile usando una nueva base de datos, la Encuesta de Protección Social 2002-2006, la que permite controlar por la experiencia laboral efectiva y el timing de dicha experiencia. Las variables de experiencia laboral potencial no reflejan el patrón de participación laboral intermitente y poco continuo que tienen las mujeres en Chile. Se introducen también correcciones por selección ocupacional y se instrumentan dos variables claves: educación y experiencia laboral. Aún cuando la brecha salarial continua siendo desfavorable a la mujer, la introducción de controles de experiencia laboral efectiva y la instrumentación de dicha experiencia laboral y de la educación, ubican a la brecha salarial horaria en torno al 11-18%, guarismos muy inferiores a los reportados en estudios anteriores para Chile. Contrariamente a lo esperado, esta brecha se ha ampliado en los últimos años.

Abstract

The purpose of this paper is to understand male-female wage gaps in Chile using a new data panel data, Social Protection Survey 2002-2006. This new data set allow us to control for actual labor market experience and its timing. Potential labor market experience does not reflect the fact that women in Chile do not hold continuous careers. We also introduce corrections for occupational selection, and instrument two key variables: education and actual labor market experience. We find that the female-male hourly wage gap is reduced to 11-18% once we account for differences in actual labor market experience and once we instrument both education and experience. Contrary to public wisdom, this gap has increased in the past years.

Keywords: wage gaps, female, occupational selection discrimination

Clasificación JEL: J31, J71

Palabras claves: brechas salariales por género; discriminación

^ψ Project FONDECY 11060204, “Evaluación de las Brechas Salariales entre Hombres y Mujeres en Chile”.

^f Marcela Peticara, Assistant professor, Facultad de Economía y Negocios, ILADES-Universidad Alberto Hurtado (mpeticara@uahurtado.cl). Ivonne Bueno, tesista, programa Master of Arts in Economics, ILADES-Georgetown University.

I. Introducción

En Chile como en otros países Latinoamericanos se ha estudiado la discriminación salarial de la mujer en el mercado laboral. Según numerosos reportes¹ Chile registra una de las tasas más bajas de participación laboral de la mujer en la región, una gran brecha salarial de género, con un salario mensual femenino que es apenas un 67% del salario mensual masculino.

Existen varios estudios, inclusive algunos muy recientes, que tratan de evaluar la brecha salarial que existe entre hombres y mujeres en Chile (Bravo *et al.*, 2008a, Bravo *et al.*, 2008b, 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. Pero la mayoría concluye que las mujeres perciben salarios claramente inferiores a los de los hombres. Ahora bien, lo complicado es establecer si las brechas salariales son efectivamente producto de diferenciales de productividad (hombres y mujeres son diferentes en características observables y no observables) o son producto de “discriminación”.

El propósito de este paper es estudiar estas brechas salariales usando una nueva base de datos, el panel de la Encuesta de Protección Social 2002-2006. Esta nueva base de datos nos permite controlar por la experiencia laboral efectiva de hombres y mujeres y su timing. Estudios previos no contaban con esta información y solo controlaban utilizando

¹ Consultar SERNAM (2007) y Acosta, et al. (2007).

una medida de experiencia laboral potencial. Las variables de experiencia laboral potencial no reflejan el patrón de participación laboral intermitente y poco continuo que tienen las mujeres en Chile. También introducimos correcciones por no participación, selección ocupacional e instrumentamos dos variables claves: educación y experiencia laboral. A excepción del paper de Bravo et al. (2007a) la literatura previa no se preocupaba de este problema de endogeneidad.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección II de este trabajo se presenta evidencia empírica sobre la brecha salarial en contra de la mujer existente para Chile. En la sección III se describe la metodología aplicada. La sección IV se presentan los datos y modelos a estimar. En la sección V se presentan los resultados e interpretación de las estimaciones. Por último en la sección VI se concluye.

II. Literatura sobre brechas salariales por género en Chile

Existe una vasta literatura que estudia las brechas de salario entre hombres y mujeres en Chile. Sus resultados divergen dependiendo de la especificación del modelo y las bases de datos utilizadas. En general la mayoría de los estudios tienen en común la utilización 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. Estudios pioneros realizados por Paredes (1982) y Paredes y Riveros (1982) estiman que en promedio la brecha salarial encontrada oscila entre un 20% a un 30%, según los controles y especificación utilizada.

Más recientemente, Montenegro (2001) y Gill y Montenegro (2002) 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 encuentran diferencias sistemáticas en los retornos a 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.

En el último año, han aparecido cinco nuevos trabajos nuevos sobre brechas salariales por género en Chile (Bravo, et al., 2008a, Bravo, et al., 2008b, Ñopo, 2006, Peticara).

Peticara (Peticara, 2007) realiza un análisis de sensibilidad para evaluar la brecha de salarios en Chile utilizando la EPS 2004 y en particular introduciendo por primera vez controles por experiencia laboral efectiva. 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. En Bravo et al (2008b), los autores 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. En Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a) se modela simultáneamente segregación salarial, ocupacional y educacional. Utilizando la EPS 2002 (cross-section), 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 el 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.

Quizás el estudio de Ñopo (2007) es uno de los más novedosos al utilizar técnicas de matching para evaluar la brecha salarial por género en el período 1992-2003. El autor, pareo hombres y mujeres de acuerdo a características demográficas y laborales. Al igual encuentra que existe una fuerte evidencia de un efecto *techo* para las mujeres en Chile. 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).

Finalmente Peticara (2008a) utilizan 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 luego de introducir controles por experiencia laboral efectiva. Los autores encuentran que el efecto características (brecha salarial atribuible a diferencias en características de hombres y mujeres) es pequeño y estadísticamente no significativo hasta aproximadamente el quintil 50 (mediana), donde se hace positivo (favorable a las mujeres) y crece monótonicamente hasta llegar a 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 Gil y Montenegro (2002) y Montenegro (2001).

III. Consideraciones metodológicas

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.

Uno de los procedimientos más usuales 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. Otro enfoque, propone evaluar la brecha de salarios a partir de la clásica descomposición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), posteriormente generalizada por Oaxaca y Ramson (1994) y Neumark (1988).

En este trabajo se opta por utilizar el enfoque tradicional y estimar el modelo²

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

² En la tesis de magíster de Ivonne Bueno (dirigida) por Marcela Peticara, se utilizan ambos enfoques y se comparan los resultados obtenidos.

Donde $\ln W_{it}$ se refiere al logaritmo del salario para el individuo i en el período t ; como variables explicativas utilizaremos un conjunto de regresores que incluyen controles regionales, si el individuo tiene contrato de trabajo, variables de educación, experiencia laboral, estado civil y tamaño de empresa. La variable G_i se refiere al género del individuo donde asume el valor 1 si el individuo es mujer, cero en otro caso. Por último el término de error está compuesto por un efecto individual μ_i y un término de error idiosincrásico u_{it} .

El coeficiente de la variable dummy 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 son subpagas, en promedio, con respecto a los hombres.

Nótese que el modelo puede estimarse por efectos aleatorios si uno puede sostener que no existe correlación entre el efecto individual μ_i y las variables explicativas del modelo. Si uno 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. El estimador de efectos fijos, no puede obtenerse ya que el efecto fijo absorbería la variable género que es invariante en el tiempo.

La base de datos con la que contamos nos permitirá atacar en forma simultánea estos dos problemas (endogeneidad y modelación del efecto individual) y adicionalmente nos permitirá utilizar medidas de experiencia laboral efectiva tan escasas en las bases de datos chilenas.

III.1. Experiencia potencial vs. experiencia laboral efectiva

La mayoría de los papers, a excepción de los trabajos de Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a, 2008b) utilizan medidas de experiencia laboral potencial. Comparar hombres y mujeres de acuerdo a “experiencia potencial” no es correcto ya que las mujeres tienden a tener carreras laborales intermitentes. Uno podría estar encontrando brechas de salarios a 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). Entonces, la brecha de salarios se explica por diferenciales de experiencia efectiva y no por discriminación.

Dada la disponibilidad de información en la base de datos que se va a utilizar, este trabajo usará medidas de experiencia laboral efectiva y adicionalmente se construirán variables que reflejen el grado de continuidad de la experiencia laboral de hombres y mujeres.

Para la construcción de variables de historia laboral y variables de intermitencia laboral se realizará siguiendo la idea desarrollada por Light y Ureta (1995), quienes construyeron variables que 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 y meses trabajados 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 laboral, sino que es necesario medir dimensiones adicionales como la

temporalidad de los episodios de empleo. 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.

III.2. Endogeneidad y selección muestral

Existe problema de endogeneidad en el modelo de salarios con dos de los regresores anteriormente nombrados: educación y experiencia laboral. En particular, educación puede estar correlacionada con un componente habilidad (no observable). Si este efecto habilidad está positivamente correlacionado con educación y además positivamente correlacionado con salarios, estaríamos subestimando el efecto de la variable educación. Adicionalmente, 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 casos 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.

Hausman y Taylor (1981) propone estimar los coeficientes del modelo utilizando un estimador de variables instrumentales. En particular el modelo (1) puede ser escrito de la siguiente manera:

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

Donde las variables X varían en el tiempo, mientras que las variables Z 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_1 son las variables X_1 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 HT sea más eficiente que el estimador de efectos fijos uno 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 salvado el problema asociado a endogeneidad de las variables de educación y experiencia laboral, uno aún tiene a la hora de estimar una ecuación de salarios y comparar salarios por género dos problemas adicionales.

El primer problema es el conocido sesgo de selección, ya que uno sólo observa los salarios de los individuos que trabajan. El segundo, tiene que ver con que hombres y mujeres que no eligen exógenamente las ocupaciones en las que se insertan. Y por ende, aún cuando el diferencial salarial promedio entre hombres y mujeres se mantenga positivo, éste puede estar asociado a las decisiones de autoselección de las mujeres.

Similar a la corrección por sesgo de selección de Heckam (1979), Lee (1998) sugiere un modelo logit multinomial que es estimado para predecir la probabilidad de asignación ocupacional:

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

Donde I es la variable latente y Z es un vector de variables (características personales, background familiar), que determina la probabilidad de que un individuo trabaje en cada una de las ocupaciones, donde j son las 5 categorías ocupacionales: (profesionales y directivos, técnicos profesionales, empleados administrativos, empleados de comercio, obreros calificados (agricultura e industria) y trabajadores no calificados). Siendo I una variable politómica que puede tomar los valores de 1 a 5. $I=j$ si la j ocupación es elegida.

Mediante este tipo de estimación se puede construir un término de selectividad de cada observación (λ_{ij}), que luego se convierte en una variable independiente para nuestra

regresión. Las regresiones se estiman por separado para cada ocupación 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.

$$\ln W_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \gamma G_i + \lambda_{ij}\theta_j + \mu_i + u_{it} \quad (6)$$

Para $j=1,2,\dots,J$.

θ_j es un parámetro adicional a ser estimado. La variable λ_{ij} (corrige el posible error de selección) es análoga al radio de la inversa de Mills en el modelo de Heckman.

IV. Datos y modelos a estimar

Este trabajo utiliza la Encuesta de Protección Social de los años 2002, 2004 y 2006³, realizada por la Subsecretaría de Previsión Social y el Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. La primera encuesta, se aplicó entre Junio de 2002 y Enero de 2003 a una muestra de 17 mil individuos afiliados al sistema previsional, como característica importante de esta encuesta es que se reportan datos tales como: composición del hogar del individuo y principales características de cada uno de los miembros del hogar actual; nivel y características de la educación del individuo; características del hogar donde el afiliado se ha desarrollado y de los familiares (descendientes y ascendientes); y características del empleo actual y de los empleos anteriores, entre otras.

³ Ver anexo 1 - cuadro A1.1

La segunda encuesta se desarrolló específicamente entre los meses de Noviembre de 2004 y Mayo de 2005 para una muestra también de 17.000 individuos de los cuales 940 eran nuevos afiliados, 2860 no afiliados y 13.200 entrevistados encuestados del año 2002, esta encuesta contiene importantes innovaciones como por ejemplo: Se amplió su marco muestral, adicionando una muestra representativa de personas no afiliadas al sistema de pensiones. De esta manera, sus resultados permiten, a partir de la versión 2004, obtener conclusiones relevantes para el total de la población nacional. La Encuesta se volvió a aplicar a los individuos entrevistados el año 2002. De esta manera, la EPS se constituye en la primera encuesta longitudinal o de panel de envergadura que se realiza en el país. La tercera encuesta se desarrollo específicamente entre los meses de septiembre de 2006 y Junio de 2007 con una muestra de 16.484 individuos, en este última solo se incorporan otras preguntas adicionales. La Encuesta de Protección Social es la primera encuesta que contiene información (autoreportada) sobre eventos de empleo, desempleo e inactividad.

El cruce de estas tres encuestas nos permite construir un panel desbalanceado. Para armar este panel fue necesario realizar una limpieza de las bases de datos⁴. Las historias laborales autoreportadas sólo se remontan a enero de 1980. Por esta razón se optó por restringir la muestra de estimación a mujeres menores a 23 años al año 1980 (con menos de 50 años en el año 2006). Para mujeres mayores, las historias laborales autoreportadas están censuradas, lo que puede sesgar la estimación.

Los Cuadros 1 y 2, permiten al lector evaluar en mejor medida hasta que 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 miramos a las mujeres con menos de 12 años de escolaridad formal y entre 40 y 49 años, sólo el 16.3% ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 años, mientras que sólo el 13.3% ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 10 años. Aproximadamente el 72.7% 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 66.1% (58.7%) 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 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 ha trabajado más del 90% en los últimos cinco o 10 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.

El cuadro 3 permite apreciar los promedios y las desviaciones estándar para hombres y mujeres de las principales variables que utilizamos para este estudio. Como podemos observar los hombres y las mujeres difieren en forma sustancial en sus niveles de

⁴ Ver anexo 1- cuadro A1.2

experiencia laboral efectivos. Claramente encontramos que el salario horario promedio para los hombres es significativamente mayor ya esta en \$6.019 y el de las mujeres en \$5.277, con una desviación estándar de \$17.781 para hombres, frente a una desviación estándar de \$9.487 de las mujeres. Respecto al promedio educativo de los padres tanto para hombres y mujeres observamos que no existe alguna diferencia significativa.

Se agrupan las observaciones en cinco ocupaciones: profesionales y directivos, técnicos profesionales, empleados administrativos, empleados de comercio, obreros calificados (agricultura e industria) y trabajadores no calificados.

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. En particular se construyen tres variables continuas: meses trabajados en los últimos 5 años, meses trabajados en los últimos 10 años y meses trabajados en los últimos 15 años. Así el coeficiente de la variable meses trabajados en los últimos 5 años más el coeficiente de la variable meses trabajados en los últimos años me indican los retornos adicionales que tienen los meses trabajados en años más recientes.

El segundo conjunto de estimaciones, utilizan el método de Hausman y Taylor para corregir por la endogeneidad en educación y experiencia laboral. Nuevamente se presentan tres

versiones con distintas medidas de experiencia laboral. En tercer lugar se presentan los modelos de salarios ocupación-específicos que corrigen por selección muestral.

V. Resultados

Las estimaciones presentadas a continuación se realizan utilizando sólo la muestra de individuos entre 18 y 49 años. En todos los casos se presentan estimaciones con salarios mensuales y con salarios horarios en la ocupación principal. Los salarios horarios se estiman dividiendo el salario mensual por el número de horas trabajadas al mes, autoreportadas por el individuo. Los salarios son deflactados por el índice del precios al consumidor del mes en el que se reporta el salario⁵. 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, con el fin de observar el comportamiento de la brecha salarial en el tiempo.

En primer lugar veremos los resultados arrojados de las estimaciones con cada una de las medidas de experiencia laboral sin corregir por sesgo de selección.

En todas las especificaciones ensayadas la brecha salarial entre hombres y mujeres es claramente negativa. Esto es, las mujeres tienen salarios menores a los de los hombres. Las brechas más grandes se obtienen en el modelo donde se controla sólo por experiencia

⁵ Si el trabajo estaba en curso al momento de la entrevista, se utiliza el mes y año de la misma. Si el trabajo ya había concluido se utiliza el mes y año en el que el trabajo terminó.

potencial. En este modelo la brecha en el salario mensual es de aproximadamente 31%⁶. La brecha en salarios horarios es claramente inferior, de aproximadamente 21% (Cuadro 4).

La menor brecha de salarios se obtiene en los modelos de Hausman y Taylor (Cuadros 6 y 7), cuando la brecha de salarios encontrada es del orden del 12% en salarios horarios y del 19% en salarios mensuales.

Tres resultados merecen particular atención. Primero, existe una notable tendencia creciente en los salarios reales, los que han estado creciendo en forma importante en el período 2002-2006. La brecha salarial entre hombres y mujeres, sin embargo, ha tendido a acentuarse. En general se encuentra que la brecha de salarios entre hombres y mujeres es más grande en el año 2005 y 2006. Estos cambios no son muy grandes; la brecha pasa de, por ejemplo, de un 12% a un 16% (salario horario, Cuadro 7), pero son estadísticamente significativos. Esto pone en evidencia de que el crecimiento del salario real no fue parejo para hombres y mujeres.

Segundo, la introducción de variables para controlar no sólo por la cantidad de años de experiencia laboral sino también por el timing de dicha experiencia (que tan recientemente la experiencia laboral fue adquirida) revelan que los años de experiencia laboral reciente tienen un mayor retorno. En particular, analizando los resultados del

⁶ Notar que el coeficiente de la variable dummy es 0.38, entonces el diferencial de salarios entre hombres y mujeres es $\% \Delta y = 100[\exp(\hat{\beta}_1) - 1] = 31\%$

Cuadro 7, encontramos que los años recientes de experiencia laboral tienen tasas de retorno que duplican la tasa de retorno normal⁷.

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. Se realiza un test de Hausman, y se rechaza en todas las especificaciones en las que no existen correlación entre el efecto individual y estas variables. En particular, uno tiende a subestimar el efecto de la experiencia laboral y a sobre estimar el efecto de la educación sobre los salarios (ver Gráfico 1).

El Cuadro 8⁸ resume los coeficientes encontrados para la variable Mujer en las estimaciones ocupación-específicas que incluyen controles de selección. Nuevamente en todas las especificaciones la brecha salarial continúan siendo desfavorable para la mujer. Sin embargo, el análisis intra-ocupación revela importantes diferencias.

Primero, las menores brechas en salario horario⁹ se encuentran entre los profesionales técnicos y trabajadores administrativos (10% y 6% respectivamente). Las mayores brechas se encuentran entre los trabajadores del comercio y trabajadores agrícolas y operarios calificados (26% y 16% respectivamente). La brecha de salarios entre los profesionales, aún cuando es negativa y alta (33%) no es estadísticamente significativa, ya que los tamaños

⁷ La variable experiencia laboral está medida en años. Las variables de experiencia reciente están medidas en meses, por lo que para conseguir el retorno por 12 meses, debe multiplicar este coeficiente por 12.

⁸ Se presentan sólo el coeficiente de la variable Mujer. En la tesis de Ivonne Bueno se pueden consultar en detalle las estimaciones.

⁹ Se presentan estimaciones por salario horario y sólo bajo la especificación de Hausman y Taylor. El resto de las variantes están disponibles a través de los autores.

muestrales en este grupo son más reducidos. La brecha de salarios entre los trabajadores no calificados es de aproximadamente 13%.

Para empleados de comercio y trabajadores obreros calificados, no sólo la brecha es alta sino que tiende a ampliarse en el período considerado. Mientras que la brecha se ubica en torno al 26% y 16% en el año base, para el año 2006 ésta es del orden del 30% para ambos grupos. La brecha de salario entre el personal no calificado casi se duplica, pasando a ser de aproximadamente 22% en el año 2006.

VI. Conclusiones

El propósito de este paper es estudiar las brechas salariales usando una nueva base de datos en Chile, el panel de la Encuesta de Protección Social 2002-2006. Esta nueva base de datos nos permite controlar por la experiencia laboral efectiva de hombres y mujeres y su timing. Estudios previos no contaban con esta información y solo controlaban utilizando una medida de experiencia laboral potencial, dicha medida no refleja el patrón de participación laboral intermitente y poco continuo que tienen las mujeres en Chile. También introducimos correcciones por no participación, selección ocupacional e instrumentamos dos variables claves: educación y experiencia laboral.

En el trabajo proveemos un detallado análisis de sensibilidad. Observamos en todas las especificaciones ensayadas (modelo base, variables instrumentales, control por selección), que la brecha salarial entre hombres y mujeres es claramente negativa. Esto es, las mujeres

tienen salarios menores a los de los hombres. Las brechas más grandes se obtienen en el modelo donde se controla sólo por experiencia potencial.

Los resultados encontrados utilizando los anteriores tipos de especificación merecen particular atención. Primero, existe una notable tendencia creciente en los salarios reales, los que han estado creciendo en forma importante en el período 2002-2006. Segundo, la introducción de variables para controlar no sólo por la cantidad de años de experiencia laboral sino también por el timing de dicha experiencia revelan que los años de experiencia laboral reciente tienen un mayor retorno. 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. Al instrumentar educación y experiencia, uno encuentra que MCO o una estimación por datos de panel que no tenga en cuenta esta endogeneidad tiende a sobreestimar el efecto de la educación (asignarle demasiado valor) y a subestimar el efecto de la experiencia laboral.

Mucho se comenta en la prensa sobre cómo los salarios de las mujeres son bajos en promedio por que se ubican en ciertas ocupaciones de bajos salarios. Se sostiene que las mujeres son “discriminadas” y no entran en ocupaciones donde les van a pagar salarios por debajo de su productividad marginal. En este paper se evalúan brechas ocupación-específica e inclusive se introducen correcciones por autoselección ocupacional según la metodología propuesta por Lee (1998). Se encuentra, que aún luego de limpiar las estimaciones de endogeneidad y introduciendo el control por selección, las brechas ocupación específica son más altas entre obreros especializados y empleados que trabajan en ventas (26% y 16% respectivamente), y son 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, no sólo la brecha es alta sino que tiende a ampliarse en el período considerado. Mientras que la brecha se ubica en torno al 26% y 16% en el año base, para el año 2006 ésta es del orden del 30% para ambos grupos. La brecha de salario entre el personal no calificado casi se duplica, pasando a ser de aproximadamente 22% en el año 2006.

VII. Referencias Bibliograficas

- Acosta, E., et al.** "Oferta laboral femenina y cuidado infanti," I. D. Bank, *Desafíos al desarrollo de Chile: Elementos para el diálogo de políticas*. Washington: 2007,
- Blinder, A. S.** "Wage discrimination - reduced form and structural estimates." *Journal of Human Resources*, 1973, 8(4), pp. 436-55.
- Bravo, D., et al.** "Ability, schooling choices and gender labor market discrimination: Evidence for Chile," Washington, D.C.: IADB, Research Network Working Paper #R-558, 2008a, 42.
- Bravo, D., et al.** "Is there labor discrimination among professionals in Chile? Lawyers, doctors and business-people," Washington, D.C.: IADB, Research Network Working Paper # R-545, 2008b, 32.
- 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.
- Hausman, J. A. y Taylor, W. E.** "Panel data and unobservable individual effects." *Econometrica*, 1981, 49(6), pp. 1377-98.
- Heckman, J.** "Detecting discrimination." *Econometrica*, 1979, 47(1), pp. 153-62.
- Lee, W. K. M.** "Gender inequality and discrimination in Singapore." *Journal of Contemporary Asia*, 1998, 28(4), pp. 484-97.
- Light, A. y Ureta, M.** "Early-career work experience and gender wage differentials." *Journal of Labor Economics*, 1995, 13(1), pp. 121-54.
- Machado, J. A. F. y Mata, J.** "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression." *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(4), pp. 445-65.
- Montenegro, C.** "Wage distribution in Chile: Does gender matter? A quantile regression approach," Washington D.C.: The World Bank, 2001, 35.

- Mujer, S. N. d. I.** "Cómo capitalizar el potencial económico de Chile ampliando las opciones laborales de la mujer - diagnóstico de género-Chile," Santiago: Documento conjunto SERNAM, Banco Mundial y Banco Interamericano de Desarrollo, 2007.
- 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.** "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.
- Perticara, M.** "Brechas salariales por género en Chile: Un análisis de sensibilidad," *ILADES-Georgetown University Working Paper. Trabajo financiado por Proyecto FONDECYT 11060204*. Santiago, 2007, 43.
- 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.

Cuadro 1: Continuidad en las historias laborales. Hombres y Mujeres. Por tramos de edad y nivel educativo – Al año 2006 (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	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%
Mujeres					
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 en base a EPS 2002-2006.

Cuadro 2: Continuidad en las historias laborales. Hombres y Mujeres. Por tramos de edad y nivel educativo – Al año 2006 (últimos 10 años)

	% tiempo trabajado en los últimos 10 años				
	Más del 10	Más del 30	Más del 50	Más del 70	Más del 90
Hombres					
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%
Mujeres					
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	67.9%	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 en base a EPS 2002-2006.

Cuadro 3: Promedios y desviaciones estándares de las principales variables para Hombre y Mujer

Variable	Hombre		Mujer	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Norte	0,104	0,305	0,079	0,270
Sur	0,398	0,489	0,320	0,466
Empresa pequeña	0,440	0,496	0,406	0,491
Empresa mediana	0,140	0,347	0,101	0,302
Empresa grande	0,348	0,476	0,386	0,487
Casado	0,714	0,452	0,539	0,498
Separado	0,069	0,253	0,163	0,369
Años de educacion	10,065	3,565	11,248	3,572
Años de educacion2	114,013	72,824	139,270	79,960
Tiene contrato	0,557	0,497	0,506	0,500
Exp Real	16,515	6,903	12,781	6,825
Exp Potenciall	22,789	8,901	21,189	8,672
Casado	0,714	0,452	0,539	0,498
Separado	0,069	0,253	0,163	0,369
sabe_l~madre	0,833	0,373	0,886	0,318
sabe_l~padre	0,866	0,341	0,899	0,301
dummy_educ~2	0,480	0,500	0,529	0,499
dummy~madre3	0,221	0,415	0,262	0,440
dummy~madre4	0,009	0,096	0,013	0,114
dummy~madre5	0,008	0,089	0,015	0,122
dummy_educ~1	0,285	0,451	0,210	0,408
dummy~padre3	0,244	0,429	0,307	0,461
dummy~padre4	0,014	0,117	0,025	0,155
dummy~padre5	0,014	0,119	0,033	0,179
salario_def	294.640	1.742.724	215.126	366.328
salario_ho~f	6019	17781	5277	9487

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006.

Cuadro 4: Modelo I, Experiencia Potencial, Modelo en salario mensual y horario (en log)

	Salario Mensual		Salario Horario	
	Coef,	Std, Err,	Coef,	Std, Err,
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
Casado	0,074 ***	0,0100	0,077 ***	0,010
Separado	0,069 ***	0,0156	0,058 ***	0,016
Años de educacion	0,038 ***	0,0050	0,011 ***	0,005
Años de educacion2	0,002 ***	0,0002	0,004 ***	0,000
Exp potencial	0,026 ***	0,0016	0,020 ***	0,002
Exp potencial2	0,000 ***	0,0000	0,000 ***	0,000
Tiene contrato	0,218 ***	0,0076	0,116 ***	0,008
Dummy Año 2003	0,066 ***	0,0095	0,061 ***	0,010
Dummy Año 2004	0,099 ***	0,0098	0,121 ***	0,010
Dummy Año 2005	0,110 ***	0,0100	0,164 ***	0,011
Dummy Año 2006	0,178 ***	0,0118	0,223 ***	0,013
Dummy Año 2003*Mujer	0,012	0,0151	0,007	0,016
Dummy Año 2004*Mujer	0,006	0,0156	0,007	0,017
Dummy Año 2005*Mujer	-0,003	0,0154	-0,005	0,016
Dummy 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		26.219

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006

*** Estadísticamente significativo al 1%, ** Estadísticamente significativo al 5%,

*Estadísticamente significativo al 10%

Cuadro 5: Modelo I, Experiencia Real Acumulada, Modelo en salario mensual y horario
(en log)

	Salario Mensual		Salario Horario		
	Coef,	Std, Err,	Coef,	Std, Err,	
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	
Casado	0,067 ***	0,010	0,078 ***	0,010	
Separado	0,066 ***	0,015	0,062 ***	0,016	
Años de educacion	0,028 ***	0,005	0,000	0,005	
Años de educacion2	0,002 ***	0,000	0,004 ***	0,000	
Exp Real	0,046 ***	0,002	0,033 ***	0,002	
Exp Real2	-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		26.535		26.092	

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006

*** Estadísticamente significativo al 1%, ** Estadísticamente significativo al 5%,

*Estadísticamente significativo al 10%

Cuadro 6: Modelo I, Experiencia Alternativa, Modelo en salario mensual y horario (en log)

	Salario Mensual		Salario Horario		Std, Err,
	Coef,	Std, Err,	Coef,		
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	
Casado	0,070 ***	0,010	0,080 ***	0,010	
Separado	0,070 ***	0,015	0,065 ***	0,015	
Años de educacion	0,023 ***	0,005	-0,003	0,005	
Años de educacion2	0,002 ***	0,000	0,004 ***	0,000	
Exp Real	-0,011 ***	0,005	-0,007	0,005	
Exp Real2	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		26.535		26.092	

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006

*** Estadísticamente significativo al 1%, ** Estadísticamente significativo al 5%,

*Estadísticamente significativo al 10%

Cuadro 7: Hausman y Taylor, Corrigiendo por Endogeneidad en Experiencia Real y Años de Educación, Modelo en salario mensual y horario (en log)

	Salario Mensual		Salario Horario	
	Coef,	Std, Err,	Coef,	Std, Err,
Norte	-0,048 ***	0,020	-0,081 ***	0,020
Sur	-0,191 ***	0,013	-0,187 ***	0,013
Casado	-0,008	0,012	0,024 *	0,013
Separado	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
Exp Real	0,064 ***	0,004	0,044 ***	0,004
Exp Real2	-0,001 ***	0,000	-0,001 ***	0,000
Años de educacion	0,019 ***	0,006	0,014 ***	0,007
Años de educacion2	0,000	0,000	0,001 ***	0,000
Mujer	-0,207 ***	0,019	-0,127 ***	0,019
Constante	11,223 ***	0,066	7,625 ***	0,077
Número de observaciones		26.535		26.092

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006

*** Estadísticamente significativo al 1%, ** Estadísticamente significativo al 5%,

*Estadísticamente significativo al 10%

**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 log)**

	Salario Mensual		Salario Horario	
	Coef,	Std, Err,	Coef,	Std, Err,
Norte	-0,049 ***	0,020	-0,081 ***	0,020
Sur	-0,190 ***	0,013	-0,185 ***	0,013
Casado	-0,001	0,012	0,031 ***	0,013
Separado	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
Exp Real	0,032 ***	0,010	0,018 *	0,011
Exp Real2	-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 educacion	0,018 ***	0,006	0,013 *	0,007
Años de educacion2	0,000	0,000	0,001 ***	0,000
Mujer	-0,208 ***	0,019	-0,126 ***	0,019
Constante	11,238 ***	0,066	7,631 ***	0,078
Número de observaciones		26.535		26.092

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006*** Estadísticamente significativo al 1%, ** Estadísticamente significativo al 5%, *Estadísticamente significativo al 10%

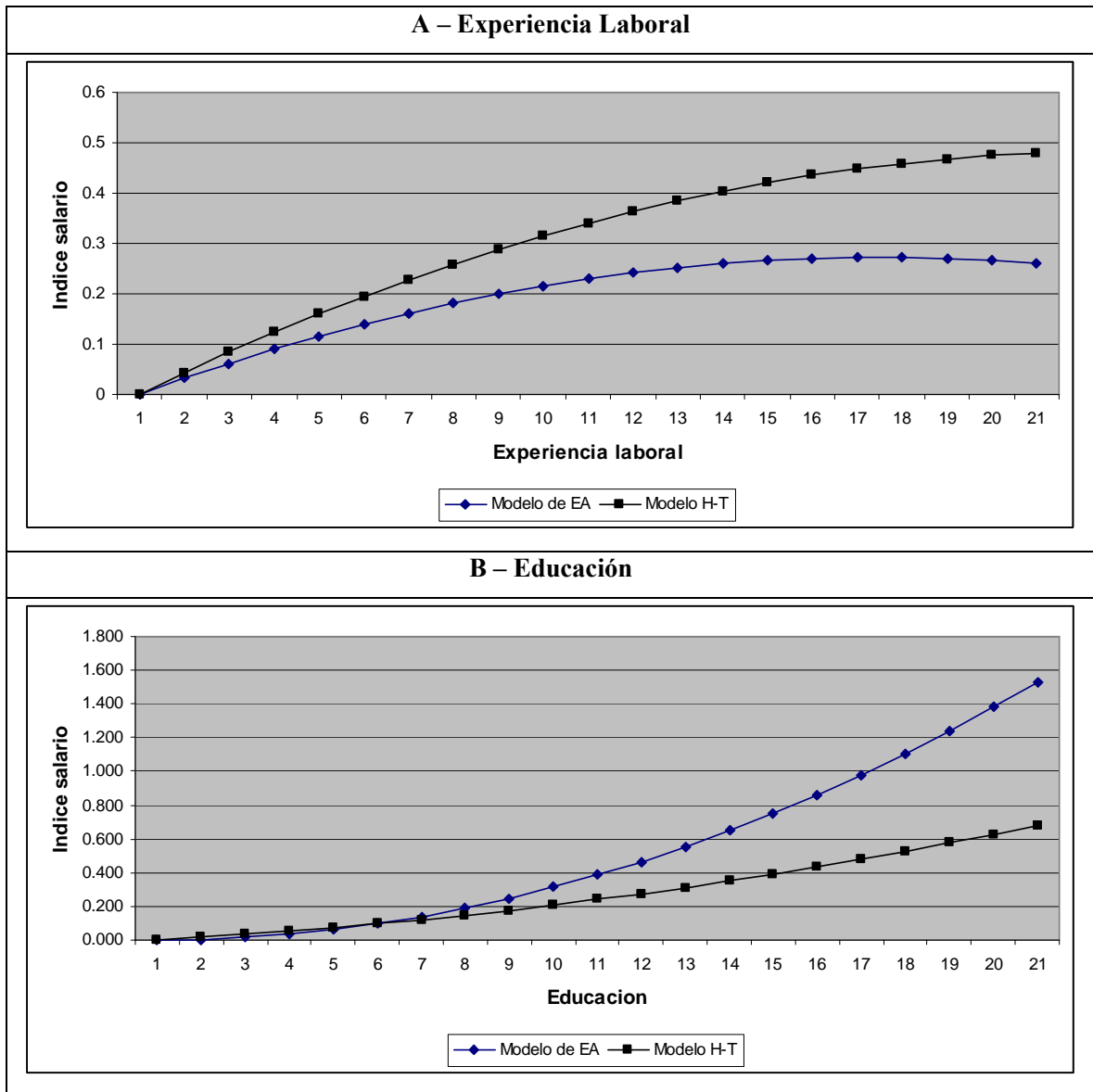
Cuadro 9: Modelo Hausman y Taylor. Coeficientes de la variable Mujer en regresiones de salario ocupación-específicas

Modelos en salario mensual y horario (en log)

	Salario Mensual			Salario Horario		
	Coef,		Std, Err,	Coef,		Std, Err,
Profesionales y Directivos	-0.140		0.186	-0.333		0.212
Profesionaes 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 agríc. Calif	-0.271	***	0.041	-0.188	***	0.042
Obreros no calificados	-0.264	***	0.038	-0.146	***	0.038

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006*** Estadísticamente significativo al 1%, ** Estadísticamente significativo al 5%, *Estadísticamente significativo al 10%

Gráfico 1
Efecto de la educación y experiencia laboral en modelos alternativos
RE vs. HT



Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006