

DISCRIMINACIÓN SALARIAL POR GÉNERO EN CHILE: UNA MIRADA GLOBAL*

JEANETTE FUENTES
AMALIA PALMA
RODRIGO MONTERO

Resumen

En este trabajo se realiza un análisis de la evolución de la discriminación salarial por género en Chile para el período 1990 y 2003, utilizando las Encuestas CASEN. Se aplica primero el método Oaxaca-Blinder y luego el de Oaxaca y Ransom, para verificar si existe una brecha salarial, conocer su magnitud y descomponer sus causas. Se corrigen las estimaciones de salarios por sesgo de selección, y mediante bootstrapping se construyen intervalos de confianza para la discriminación observada.

Los resultados indican que la discriminación salarial por género ha disminuido durante el periodo, pero aún es positiva, situándose en el 2003 en 27,5%. Esto correspondería a un subpago promedio a las mujeres de 14,3% y un sobrepago promedio a los hombres de 13,2%.

Abstract

Using data from the CASEN survey, this paper analyzes the evolution of gender wage discrimination in Chile over the period 1990-2003. The methods of Oaxaca-Blinder and Oaxaca and Ransom were implemented to investigate whether there is wage discrimination. The estimations were corrected using selection bias and bootstrapping techniques were used to construct intervals of confidence. The results suggest that although gender wage discrimination decreased during the period, it still remained an issue. In fact, in 2003 this was around 27.5%, which corresponds to an average under-payment to women of 14.3%, and to an average over-payment to men of 13.2%.

Palabras clave: *Descomposición salarial, discriminación, género.*

Clasificación JEL: *J71, J78, J24, C15.*

* Se agradecen los comentarios entregados por el Departamento de Estudios del MINTRAB, Departamento de Estudios de DIPRES, José Miguel Benavente, Claudio Santibáñez, Iris Delgado, Germán Puentes, Álvaro Krausse, Rodrigo Díaz, Fernanda Melis y Valeria Salfate.

□ Ministerio de Planificación (MIDEPLAN). Documento elaborado como parte del trabajo desarrollado por la División Social.

I. INTRODUCCIÓN

Chile ha mantenido fuertes diferencias en el trato a la población femenina durante largos años. Es así como la mujer se ha visto afectada por la discriminación¹ en el plano político, económico, social y cultural. Sin embargo, desde 1990 las políticas públicas han intentado cambiar esta situación. El Servicio Nacional de la Mujer (SERNAM) ha jugado un importante rol en el establecimiento de metas que permitan incorporar el tema de la equidad de género en las políticas públicas. Es así como en el *Plan de Igualdad de oportunidades para las mujeres 1994-1999*² se incorporó la perspectiva de género al plan de acción de los principales temas de políticas.

En el contexto económico se han aprobado una serie de leyes que permiten incorporar a la mujer en el mercado del trabajo. Es importante destacar que este cambio ha generado que muchos hogares reduzcan sus niveles de pobreza, debido al incremento de la participación laboral femenina.³ En efecto, es precisamente en los hogares de los primeros deciles de ingresos donde se observan las menores tasas de participación laboral en las mujeres, lo que contribuye a que el hogar tenga un ingreso per cápita bajo y se mantenga en una situación económica precaria.

Sin embargo, aún persiste la discriminación de la mujer en el mercado laboral, lo que va en desmedro de las políticas de incentivo a la participación antes mencionadas. De acuerdo al nuevo plan de igualdad de oportunidades del Servicio Nacional de la Mujer (SERNAM), la mujer sufre de discriminación en el tipo de trabajo al cual puede acceder, la remuneración que obtiene, las oportunidades de capacitación y de promoción, entre otros.

En este contexto, es muy importante poder contar con una estimación de la magnitud de la discriminación salarial en Chile, con el fin de dirigir las políticas públicas en pos de mejorar dichos aspectos. En general, se observa que la mujer obtiene un salario promedio mucho menor al de la población masculina. Es importante, entonces, determinar qué factores se conjugan en la determinación de los salarios de cada grupo, de manera de poder clarificar el papel de la educación, la experiencia laboral u otros factores y establecer en forma fidedigna si es que existe discriminación salarial en el mercado laboral, o se trata de un salario promedio menor, producto de la realización de trabajos que en sí mismos son menos valorados en el mercado.

El estudio de la determinación de los salarios es abundante en investigaciones del área de economía laboral. En principio, sería posible establecer que los salarios de las personas debiesen ser determinados únicamente por la productividad de éstas. Un trabajador más productivo debiese percibir de la misma manera un mayor salario.⁴ Sin embargo, establecer cuál es la productividad de un traba-

¹ Se entiende por discriminación a aquella situación en que se observa un trato diferente hacia un cierto grupo debido a una determinada característica que posee, como, por ejemplo, su raza, edad, sexo, etc.

² Ver Servicio Nacional de la Mujer (2000).

³ Ver Ministerio del Trabajo y Previsión Social (2003).

⁴ Cada trabajador debe ser recompensado en función de su contribución marginal al proceso productivo.

jador particular en una determinada firma no es una tarea simple. En términos prácticos se observan características individuales que son entendidas como variables que aproximan la productividad laboral.

No obstante lo anterior, existe otra línea de pensamiento que establece que los salarios son en realidad un reflejo del capital humano, no por una cuestión de productividad, sino más bien por un asunto de señalización. En otras palabras, las personas al adquirir un mayor nivel de escolaridad, señalizan al mercado laboral indicando que son capaces y que, por lo tanto, merecen recibir un mayor salario.

Sin importar cuál de las dos ideas enunciadas anteriormente sea la correcta, el capital humano⁵ de las personas juega un rol fundamental en la determinación de sus salarios.⁶

Cabe mencionar que los estudios permiten concluir que los salarios de las personas debiesen diferir por dos razones principales: diferencias en la productividad de los trabajadores, es decir, en la “capacidad” de generar producto en un determinado tiempo, y diferencias en las características de los trabajos. Por ejemplo, por un trabajo más riesgoso sería necesario compensar al trabajador por tener que asumir ese mayor nivel de riesgo. Esto es precisamente lo que establece la teoría de las diferencias igualizantes.

Sin embargo, se ha observado que existen razones adicionales de por qué difieren los salarios en la economía, las cuales *no corresponden a capacidades de las personas relacionadas directamente con el trabajo que realizan*. Este fenómeno es conocido como **discriminación salarial**, puesto que se castiga o premia a un determinado grupo con un menor o un mayor salario.

Cabe señalar que la discriminación como concepto puede surgir por diversas razones, sea por su origen social,⁷ raza, idioma u otros. En Chile, el fenómeno que ha cautivado más atención es sin lugar a dudas el de discriminación salarial por género, aun cuando el tema acerca del origen social ha sido citado recurrentemente durante el último tiempo. La evidencia empírica muestra que existe un premio salarial por el género de la persona, en particular, por el hecho de ser hombre. En otras palabras, un hombre con características similares a las de una mujer, en términos de capital humano, percibirá un mayor salario que ésta.

En el presente estudio se utiliza el método de descomposición de Oaxaca-Blinder y de Oaxaca y Ransom para obtener la magnitud de la brecha salarial explicada por discriminación. Dado que se utilizarán ecuaciones de salarios, se podría incurrir en sesgo de selección, ya que el grupo de la población que no trabaja y no recibe un salario no estaría siendo considerado en la estimación, perdiéndose parte importante de la información de la distribución de ingresos.

Un segundo tipo de sesgo al que se ve enfrentada esta forma de modelar el fenómeno se genera debido a que las ocupaciones difieren en sus tasas medias salariales y hay barreras a la entrada a determinadas ocupaciones para ciertos grupos.

⁵ Se entiende por capital humano al conjunto de características y habilidades que posee una persona.

⁶ Ver Mincer (1974).

⁷ Ver Núñez y Gutiérrez (2004).

Sea cual fuere el sesgo de selección en el que se está incurriendo, las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios serán sesgadas e inconsistentes.⁸

Este trabajo se hace cargo del primer tipo de sesgo de selección, a través del método desarrollado por Heckman (1979), sin perjuicio de la importancia que reviste también el segundo tipo.

Mediante la aplicación de la metodología desarrollada por Oaxaca y Ransom, corrigiendo por sesgo de selección y utilizando las técnicas de *bootstrapping* para construir intervalos de confianza para el estimador de discriminación obtenido, se concluye que efectivamente existe un premio salarial por género, el cual además es estadísticamente significativo y que, si bien ha ido disminuyendo en el tiempo, se encuentra en 27,5% (2003). A su vez, esta discriminación total se descompone en un sobrepago a los hombres de un 13,2% (favoritismo) y un subpago a las mujeres de un 14,3% (discriminación pura).

El documento se organiza de la siguiente forma. Luego de esta breve introducción, en la sección II se hace una breve revisión bibliográfica. La sección III desarrolla la metodología que se empleará para cuantificar la discriminación salarial. La sección IV presenta y describe la fuente de información que se utilizará para realizar las estimaciones y la sección V analiza los resultados. Finalmente, la sección VI presenta las principales conclusiones.

II. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Paredes y Riveros (1994) utilizan la información proveniente de la *Encuesta de Empleo y Desempleo* de la Universidad de Chile para el período comprendido entre los años 1958-1990 y aplican la metodología desarrollada por Oaxaca (1973) para estudiar la brecha salarial por género en el Gran Santiago, pero corrigiendo por sesgo de selección. En primer lugar, los autores siguiendo la metodología desarrollada por Heckman estiman la probabilidad de observar salarios positivos para hombres y mujeres (ecuación de participación),⁹ obteniendo de esta manera estimaciones mejoradas para los determinantes de los salarios. Los resultados muestran la presencia de discriminación en contra de la mujer en el mercado laboral. En efecto, encuentran que la discriminación salarial por género para el Gran Santiago en 1958, corrigiendo por sesgo de selección, era de un 91%, mientras que para el año 1990 alcanzó el 74%. Otro resultado que destaca en su trabajo es la importancia de corregir por sesgo de selección las estimaciones de las ecuaciones de salarios, sobre todo para el caso de las mujeres, pues los coeficientes estimados para el cálculo de la discriminación salarial variaron ostensiblemente al introducir la corrección por la presencia de sesgo de selección. Un aspecto interesante de sus conclusiones es que dicha discriminación correlaciona negativamente con el ciclo económico. Sin embargo, no se analiza la significancia estadística de la discriminación salarial observada.

Por otro lado, Contreras y Puentes (2001) utilizan también la *Encuesta de Empleo y Desempleo* de la Universidad de Chile para el período comprendido

⁸ Ver Heckman (1979).

⁹ Ecuación de participación.

entre los años 1958-1996 y aplican la metodología desarrollada por Blinder-Oaxaca (1973), extendida posteriormente por Oaxaca y Ransom (1994), para analizar la evolución de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en el Gran Santiago. Los autores concluyen que las mujeres han sido discriminadas en el mercado laboral durante este período. Ciertamente, a pesar de presentar en promedio mayores niveles de capital humano, tienen un menor salario asociado. Además, dicha discriminación es estadísticamente significativa y la tendencia de la discriminación es decreciente en el tiempo, pero tiende a repuntar durante los años noventa. Cabe señalar que los autores no realizan una corrección por sesgo de selección, lo cual debe tenerse presente al momento de querer realizar comparaciones con los resultados que aquí se mostrarán.

Finalmente, Montenegro (2001) realiza un análisis más detallado del fenómeno de la discriminación salarial por género en Chile. Con datos provenientes de las encuestas CASEN para los años 1990, 1992, 1994 y 1996 aplica el método de regresiones de cuantiles y descompone la brecha salarial por género para toda la distribución de salarios, no centrándose únicamente en el valor medio, que es lo que se hace cuando se aplica la descomposición de Oaxaca-Blinder y de Oaxaca y Ransom. De esta manera, logra caracterizar completamente la distribución condicional de ingresos. El autor encuentra una sistemática diferencia en los retornos a la educación y a la experiencia laboral¹⁰ por género. Otro aspecto importante se refiere al hecho que el diferencial salarial no explicado es mayor en los cuantiles superiores de la distribución, lo que sugiere una mayor discriminación en contra de la mujer a medida que éstas tienen más años de escolaridad y de experiencia laboral.

Como es posible apreciar, existe abundante evidencia para Chile respecto de la existencia de discriminación laboral por género en contra de las mujeres. No obstante lo anterior, el presente trabajo realiza un aporte en esta materia. Por un lado, utiliza la información proveniente de las encuestas CASEN para los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003, proporcionando una perspectiva global y de mediano plazo de la evolución de la discriminación salarial en Chile. Por otro lado, utiliza la metodología desarrollada por Oaxaca y Ransom pero corrigiendo por sesgo de selección para realizar una cuantificación más precisa de la evolución de la discriminación salarial en Chile. Adicionalmente, se construyeron intervalos de confianza para evaluar la significancia estadística de la discriminación salarial encontrada. A continuación se discute la metodología a emplear.¹¹

III. DESCOMPOSICIÓN DE SALARIOS

El método de Oaxaca-Blinder (1973) es utilizado ampliamente en economía para realizar descomposiciones salariales y determinar de esa forma qué parte del diferencial se debe a discriminación y qué parte se debe a diferencias en dotación. Un aspecto esencial de este método consiste en determinar qué grupo representará la estructura salarial libre de discriminación.

¹⁰ Experiencia laboral potencial.

¹¹ Se hará una descripción resumida del modelo aplicado. Para más detalles ver anexo.

En primer lugar, se deben modelar los salarios de las personas en función de su capital humano, para luego descomponer la diferencia salarial promedio en dos elementos: uno que representa diferencias en la dotación de capital humano de ambos grupos (es decir, variables que explican la productividad del trabajo), y otro que indica una diferencia en el pago que hace el mercado por la posesión de dicha dotación (diferencias en el retorno o premio al capital humano). En un mercado laboral libre de discriminación, este último elemento debiese ser idéntico para hombres y mujeres. Es decir, las diferencias salariales existentes obedecerían únicamente a diferencias en la dotación de capital humano de los trabajadores.

En caso que exista discriminación, el premio o retorno de un año adicional de escolaridad es mayor o menor para distintos tipos de personas, siendo la diferencia el factor de discriminación. Existiría discriminación salarial si los hombres, por cada año adicional de escolaridad adquirido, fueran premiados en el mercado laboral en una magnitud mayor que las mujeres, sólo por el hecho de ser hombres, es decir, para un mismo activo (igual cantidad de años de escolaridad), el pago (salario) a los hombres fuera mayor.

Sin embargo, la estimación de los determinantes de los salarios, insumo esencial para la implementación del método de Oaxaca-Blinder y de Oaxaca y Ransom, no está ajena de problemas econométricos. Por una parte, al estimar la ecuación de salarios se está incurriendo en un sesgo de selección, ya que la muestra utilizada para ello se encuentra constituida únicamente por personas que al momento de la encuesta se encontraban trabajando y, por lo tanto, es posible observar su salario.

En segundo lugar está el sesgo de selección generado por la segregación ocupacional, es decir, por la elección de una determinada ocupación. Este sesgo ocupacional afecta también los diferenciales salariales, ya que las ocupaciones difieren en sus tasas de salario promedio y, además, porque existen barreras a la entrada a una determinada ocupación para un cierto grupo (en este caso, el de las mujeres). Si por alguna razón las mujeres están siendo mayormente empleadas en ocupaciones que presentan en promedio salarios menores, al momento de compararlos se podría concluir equivocadamente que se está en presencia de un fenómeno de discriminación salarial, cuando en realidad lo que está ocurriendo es que las mujeres se están seleccionando, talvez por la existencia de alguna barrera cultural, a un determinado tipo de ocupación.

Las estimaciones necesarias para la implementación del método de Oaxaca y Ransom tienen como insumo las ecuaciones de Mincer, las que se fundamentan en dos supuestos. En primer lugar, se asume que todos los individuos tienen iguales habilidades y, segundo, se asume que enfrentan similares oportunidades. Esto implica que un año de educación es rentable para todos los trabajadores y en todas las ocupaciones en la misma magnitud.

Por otro lado, habitualmente no es posible controlar en la estimación por la habilidad del individuo, pues el investigador usualmente no la observa. Aun cuando se dispusiera de la información, la forma de incorporarla al modelo no es inocua.¹²

¹² Griliches (1977).

A continuación se presenta el modelo econométrico a estimar:

$$(1) \quad P_i^* = H_i' \gamma + \varepsilon_i$$

$$(2) \quad Y_i = X_i' \beta + \mu_i$$

donde P_i^* es una variable latente asociada a la decisión de participación de la persona y H_i' es un vector de variables determinantes de dicha decisión,¹³ Y_i corresponde al logaritmo del salario por hora, y X_i' es un conjunto de variables determinantes del salario del trabajador. Finalmente, γ y β son vectores de parámetros poblacionales a estimar; ε_i y μ_i son términos de error que siguen una distribución normal bivariada con media cero y varianzas σ_ε y σ_μ , respectivamente, con una correlación de ρ .

En primer lugar se estima la ecuación (1), y luego se deben ajustar las ecuaciones de salarios para hombres y mujeres, por separado. Estas ecuaciones vienen dadas por:

$$(3) \quad Y_h = X_h' \beta_h + \mu_h$$

$$(4) \quad Y_m = X_m' \beta_m + \mu_m$$

donde la variable Y corresponde al logaritmo del salario por hora, X es un vector de variables independientes que son determinantes de los salarios de las personas (escolaridad, experiencia laboral, capacitación, etc.), β denota el vector de parámetros a estimar y, finalmente, μ es un término de error que tiene media cero y varianza constante. De esta forma, se tiene una ecuación de salarios para hombres (h) y otra para mujeres (m).

Por otro lado, se cumple lo siguiente:

$$(5) \quad \bar{Y}_h = \bar{X}_h' \hat{\beta}_h$$

$$(6) \quad \bar{Y}_m = \bar{X}_m' \hat{\beta}_m$$

Restando (6) de (5) se obtiene:

$$(7) \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = \bar{X}_h' \hat{\beta}_h - \bar{X}_m' \hat{\beta}_m$$

¹³ Siguiendo a Heckman (1979) en realidad se trata de una ecuación que explica la probabilidad de observar salarios positivos. De esta manera, la variable dependiente toma el valor uno si el salario del individuo es positivo, y cero si no.

A continuación se suma y resta al derecho de la ecuación (7) el término $\bar{X}'_m \hat{\beta}_h$. Agrupando términos se llega a la siguiente expresión:

$$(8) \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = (\bar{X}'_h - \bar{X}'_m) \hat{\beta}_h + (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_m) \bar{X}'_m$$

que corresponde a la ecuación de descomposición de Oaxaca-Blinder, cuya diferencia salarial corresponde a un componente de discriminación total y al componente de diferencias en dotación. Esta es la estimación básica que puede realizarse al investigar la discriminación salarial. La metodología desarrollada por Oaxaca y Ransom mejora la anterior en el sentido de que descompone la discriminación total en: discriminación pura y favoritismo. Para este caso, la ecuación de descomposición para la brecha salarial viene dada por (la derivación se encuentra en el anexo):

$$(9) \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = \bar{X}'_h (\hat{\beta}_h - \beta_*) + \bar{X}'_m (\beta_* - \hat{\beta}_m) + (\bar{X}'_h - \bar{X}'_m) \beta_* + (\hat{\theta}_h \hat{\lambda}_h - \hat{\theta}_m \hat{\lambda}_m)$$

Los primeros tres términos del lado derecho de la ecuación (9) representan la discriminación salarial y las diferencias en dotación. Sin embargo, no es clara la interpretación que se le pueda dar al último término. En Oaxaca y Neuman (2003) se realiza un detallado análisis de este punto y se muestran distintos enfoques para tratar con este elemento. Para efectos del presente estudio se asumirá el enfoque más simple de todos que consiste en considerar a este último componente aisladamente de la descomposición salarial.

En palabras, la diferencia salarial se descompone en favoritismo (sobrepago a un grupo respecto al otro), discriminación pura (subpago a un grupo respecto al otro), diferencias en dotación y un cuarto elemento que representa la corrección que se debe hacer por la presencia de sesgo de selección.

IV. DATOS Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

La Encuesta de Caracterización Socio Económica Nacional (CASEN) es realizada periódicamente por el Ministerio de Planificación (MIDEPLAN) de Chile. Esta encuesta se ha llevado a cabo a partir del año 1985, siendo el año 2003 su más reciente versión. Su principal objetivo es realizar un diagnóstico de la situación socioeconómica de los hogares y de la población del país. Este trabajo aprovecha la riqueza de la información proporcionada por las encuestas CASEN, para evaluar la evolución de la discriminación salarial por género para el período comprendido entre los años 1990 y 2003.

Como una manera de trabajar con una población homogénea se decidió incluir en la muestra a todos aquellos individuos de entre 18 y 65 años de edad,¹⁴

¹⁴ Se debe señalar que el análisis se realizó también para el grupo de trabajadores de entre 25 y 65 años de edad, no encontrándose diferencias significativas en los principales resultados.

dependientes, que se encuentran en la categoría de empleados y obreros, y que además trabajan jornada completa.

El Cuadro 1 presenta estadísticas descriptivas para los trabajadores considerados para la estimación, los cuales representan el 68% del total de trabajadores en CASEN 2003. Es posible apreciar que el número de años de escolaridad promedio ha experimentado un importante incremento durante los últimos años. En particular es interesante observar que durante todos los años bajo análisis el promedio de escolaridad de la población femenina es mayor a la de los hombres. Por ejemplo, para el año 2003 ésta alcanzó 12,7 años para las mujeres, mientras que los hombres tenían 11 años de escolaridad promedio.

CUADRO 1
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA POR GÉNERO, EMPLEADOS Y OBREROS DE
ENTRE 18 Y 65 AÑOS DE EDAD Y QUE TRABAJAN JORNADA COMPLETA
(1990-2003)

	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003
Todos							
Años de escolaridad	10,2	10,2	10,6	10,8	11,1	11,1	11,5
Experiencia laboral							
Potencial	18,3	18,6	18,7	18,5	18,9	19,6	19,5
Salario promedio (1)	\$ 174.921	\$ 187.324	\$ 220.415	\$ 226.915	\$ 253.606	\$ 255.284	\$ 258.666
Hombres							
Años de escolaridad	9,6	9,7	10,0	10,3	10,5	10,6	11,0
Experiencia laboral							
Potencial	19,4	19,7	19,9	19,6	20,1	20,8	20,6
Salario promedio (1)	\$ 182.419	\$ 195.540	\$ 230.348	\$ 236.154	\$ 262.069	\$ 266.039	\$ 267.378
Mujeres							
Años de escolaridad	11,9	11,5	12,1	12,1	12,3	12,3	12,7
Experiencia laboral							
Potencial	15,2	15,6	15,6	16,0	16,2	16,9	17,2
Salario promedio (1)	\$ 155.109	\$ 165.730	\$ 195.178	\$ 205.055	\$ 235.145	\$ 231.608	\$ 240.300

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

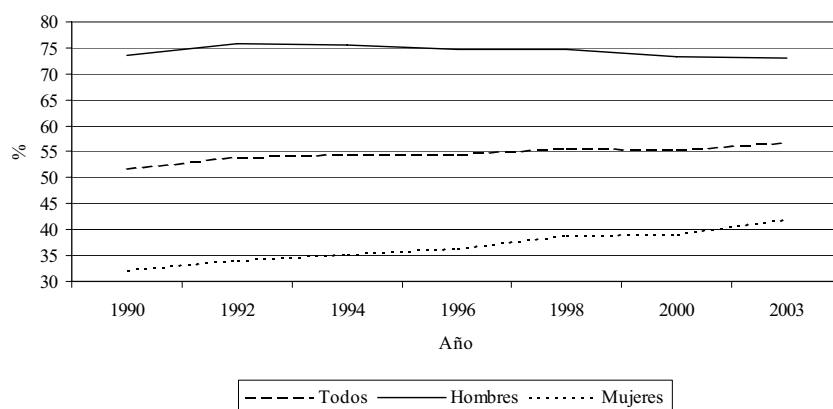
Nota: (1) En pesos de 2004.

La evolución de los salarios reales es consistente con una década de sostenido crecimiento económico (salvo el período de la denominada *Crisis Asiática*) y de aumentos en productividad. Además, cabe destacar que el salario promedio es significativamente más alto para los hombres que para las mujeres. Este es un comportamiento que se ha mantenido en todos los años en análisis, donde el salario de la población femenina ha estado por debajo del promedio del salario de la población masculina.

Se puede observar que para el año 2003 la experiencia laboral potencial de las mujeres era de 17,2 años, mientras que para los hombres alcanzaba 20,6 años.¹⁵

El Gráfico 1 presenta la evolución de la tasa de participación por género para el período comprendido entre los años 1990 y 2003. Se aprecia que existen diferencias significativas en las tasas de participación de hombres y mujeres. En efecto, mientras para el año 2003 la de los hombres se encuentra en torno al 75%, la de las mujeres apenas sobrepasa el 40%. Sin embargo, mientras la tasa de participación laboral masculina muestra un cierto estancamiento en el período, la tasa de participación laboral femenina ha experimentado un sostenido crecimiento.¹⁶ En el último tiempo se ha señalado que son elementos como el “conservadurismo” y el “machismo” de las propias mujeres los principales factores detrás de la baja participación femenina en el mercado laboral chileno.¹⁷

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE PARTICIPACIÓN LABORAL POR GÉNERO
PERSONAS MAYORES A 15 AÑOS DE EDAD
(1990-2003)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

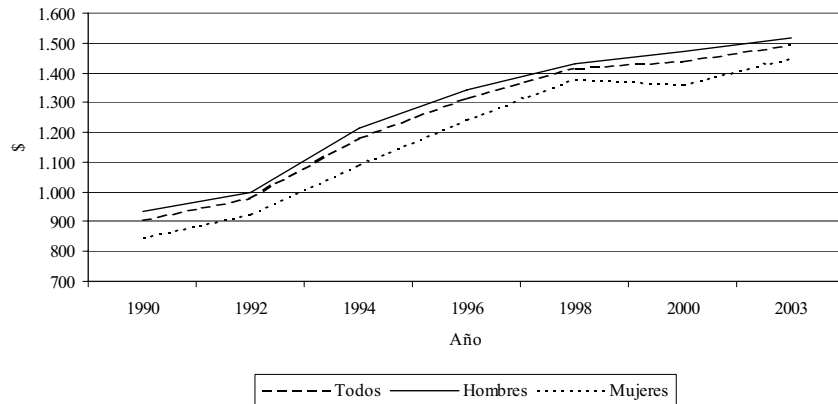
El Gráfico 2 presenta la evolución del salario real por hora por género. Como ya se mencionó anteriormente, el perfil creciente que exhiben los salarios se debe al incremento sostenido en la productividad de los trabajadores.

¹⁵ La variable experiencia laboral potencial equivale a la edad de la persona menos los años de escolaridad menos seis. Debido a que la educación formal del individuo se inicia a los seis años en promedio, el supuesto detrás de esta variable es que la experiencia de las personas es continua y que todo el tiempo lo han dedicado a estudiar o a trabajar, excepto sus primeros 6 años de vida. Se sigue esta estrategia pues no se cuenta con información de la experiencia laboral real de las personas.

¹⁶ Mientras que en el año 1990 la tasa de participación laboral masculina era ya de un 74%, la de las mujeres apenas alcanzaba el 32%.

¹⁷ Ver Contreras y Plaza (2004).

GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN DEL SALARIO POR HORA (EN PESOS DEL 2004)
(1990-2003)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

La siguiente sección presenta la evolución de la discriminación salarial en Chile para el período comprendido entre los años 1990 y 2003.

V. ESTIMACIONES Y RESULTADOS

En primer lugar, se estima una ecuación para modelar la probabilidad de observar salarios positivos, separada para hombres y mujeres, que tiene la siguiente forma:

$$(10) \quad P_i^* = H_i' \gamma + \varepsilon_i$$

donde P_i^* es una variable latente, que no es posible de observar, pero sí se puede observar la variable P_i , la cual toma el valor uno si $P_i^* > 0$, y toma el valor cero si no. Por lo tanto, P_i es una variable dicotómica que toma el valor uno si la persona tiene un salario positivo y cero si no. Por otro lado, H_i es un vector de variables que determinan la probabilidad de observar salarios positivos, γ es el vector de parámetros a estimar, y ε_i es un término de error bien comportado. Para este caso particular, se asumirá que éste sigue una distribución normal y, por lo tanto, se estimará un modelo *probit*.

Para la estimación del modelo *probit* se consideraron las siguientes variables: escolaridad, edad y su cuadrado, variable dicotómica para la persona que es casada, variable dicotómica para la persona que es jefe de hogar, número de personas del hogar, una variable dicotómica para la persona que vive en zona rural, variables dicotómicas por región, ingreso monetario per cápita del hogar

(excluyendo el ingreso de la ocupación principal del individuo) y el número de personas menores a seis años en el hogar.¹⁸ Las variables a utilizar, si bien presentan algún grado de endogeneidad en el modelo, son las usualmente utilizadas para este fin y las que mejor modelan el fenómeno, siendo sus resultados robustos. Posibles problemas de endogeneidad en estas variables no son posibles de aislar y corregir con los datos de la Encuesta CASEN. Por similar motivo se ha trabajado sólo con el ingreso del trabajo, excluyendo los ingresos monetarios no laborales, provenientes de transferencias y de rentas, ganancias u otros, debido a que las transferencias monetarias están constituidas mayoritariamente por subsidios estatales, los cuales dependen directamente del ingreso familiar, y los ingresos monetarios provenientes de rentas y ganancias se concentran mayoritariamente en los dos deciles de mayores ingresos.

La variable escolaridad se incorpora en la ecuación, pues es esperable que mientras mayor educación tenga la persona, más probable es que decida participar en el mercado laboral, y por ende, más probable sea observar un salario positivo para ella. Por otro lado, bajo la concepción del jefe de hogar como “proveedor” es posible que éste tenga mayores incentivos de entrar a trabajar y, por lo tanto, de tener un salario. Se incluyen variables dicotómicas para región y zona para capturar diferencias por áreas geográficas.

Dentro del modelo se incluye además el ingreso monetario per cápita del hogar (sin considerar el ingreso que aporta la persona al hogar) como una manera de incorporar el efecto ingreso en la decisión de participación.¹⁹ Finalmente, el número de niños presentes en el hogar menores a seis años trata de capturar posibles obstáculos en la decisión de incorporarse al mercado laboral, sobre todo en el caso de las mujeres y, por ende, de observar un salario positivo.

Para ambos grupos los signos de los coeficientes son los esperados (ver Cuadros 2 y 3).

Mas allá de la magnitud de los factores, es importante ver si son éstos estadísticamente significativos o no, y el signo que presentan, para saber si el efecto en el salario es positivo o negativo. De los Cuadros 2 y 3 se observa que la escolaridad afecta positivamente la probabilidad de observar salarios para ambos grupos. En cuanto a la edad se aprecia que los hombres tienen una mayor participación entre los 26 y 35 años de edad. La variable ingreso monetario per cápita del hogar (excluyendo el ingreso de la ocupación principal del individuo) afecta negativamente la probabilidad de observar salarios, ya que representa un efecto ingreso puro, es decir, a mayor ingreso, la probabilidad de participar en el mercado laboral disminuye.

Para las mujeres, el número de niños menores de seis años en el hogar afecta negativamente la probabilidad de observar salarios positivos, no así para los hombres donde esta variable tiene asociado un coeficiente positivo. Las perso-

¹⁸ Se probaron otras especificaciones, usando la variable “pareja” en vez de “casados”, y “número de hijos menores a seis años” en vez de “niños menores a seis años”, encontrándose robustez en los resultados.

¹⁹ El efecto ingreso implica que a mayor ingreso no proveniente del trabajo, menor probabilidad de ingresar al mercado laboral, pues mayor es el salario de reserva, es decir, el menor salario que estoy dispuesto a recibir para aceptar un trabajo.

CUADRO 2
DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE OBSERVAR SALARIOS POSITIVOS
HOMBRES (1990-2003)

	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003
Escolaridad	0,004 *	0,002 *	0,009 *	0,006 *	0,011 *	0,012 *	0,010 *
Edad 18-25	-0,158 *	-0,140 *	-0,212 *	-0,186 *	-0,216 *	-0,270 *	-0,294 *
Edad 26-35	0,040 *	0,037 *	0,002 *	0,048 *	0,017	0,030 *	0,009
Edad 46-55	-0,162 *	-0,167 *	-0,162 *	-0,139 *	-0,094 *	-0,133 *	-0,107 *
Edad 56-65	-0,486 *	-0,483 *	-0,464 *	-0,434 *	-0,366 *	-0,381 *	-0,402 *
Casado (a)	0,159 *	0,123 *	0,130 *	0,123 *	0,116 *	0,112 *	0,101 *
Jefe (a) de hogar	0,138 *	0,160 *	0,146 *	0,167 *	0,185 *	0,231 *	0,203 *
Zona rural	0,116 *	0,075 *	0,052 *	0,056 *	0,061 *	0,069 *	0,053 *
Número de niños < 6 años	0,021 *	0,022 *	0,025 *	0,037 *	0,034 *	0,037 *	0,039 *
Ingreso monetario per cápita del hogar (1)	-6,83e-07 *	-4,70e-07 *	-6,55e-07 *	-4,47e-07 *	-3,34e-07 *	-2,10e-07 *	-2,88e-07 *

Fuente: MIDEPLAN, División Social, a partir de Encuesta CASEN para cada año.

Nota: Los coeficientes corresponden al cambio en la probabilidad dF/dX .

Se incluyeron además variables dicotómicas por región.

(1) Excluye el ingreso de la ocupación principal de la persona.

*: significativo al 1%; **: significativo al 5%.

CUADRO 3
DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE OBSERVAR SALARIOS POSITIVOS
MUJERES (1990-2003)

	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003
Escolaridad	0,030 *	0,029 *	0,035 *	0,037 *	0,037 *	0,037*	0,040 *
Edad 18-25	-0,104 *	-0,104 *	-0,127 *	-0,135 *	-0,137 *	0,151*	-0,166 *
Edad 26-35	-0,006	0,0005	-0,016**	-0,001	0,020 **	0,004	0,012
Edad 46-55	-0,053 *	-0,055 *	-0,059 *	-0,050 *	-0,037 *	-0,029*	-0,027 *
Edad 56-65	-0,151 *	-0,175 *	-0,170 *	-0,175 *	-0,172 *	-0,156*	-0,150 *
Casado (a)	-0,130 *	-0,151 *	-0,144 *	-0,132 *	-0,119 *	-0,114*	-0,100 *
Jefe (a) de hogar	0,070 *	0,101 *	0,133 *	0,138 *	0,141 *	0,141*	0,129 *
Zona rural	-0,038 *	-0,043 *	-0,068 *	-0,044 *	-0,051 *	-0,055*	-0,043 *
Número de niños < 6 años	-0,030 *	-0,032 *	-0,029 *	-0,028 *	-0,029 *	-0,024*	-0,031 *
Ingreso monetario per cápita del hogar (1)	-3,98e-07 *	-1,68e-07 *	-1,75e-08	-7,84e-08 ***	-1,47e-07 *	-9,82e-08*	-1,41e-07 *

Fuente: MIDEPLAN, División Social, a partir de Encuesta CASEN para cada año.

Nota: Los coeficientes corresponden al cambio en la probabilidad dF/dX .

Se incluyeron además variables dicotómicas por región.

(1) Excluye el ingreso de la ocupación principal de la persona.

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

nas que son jefes de hogar también tienen una mayor probabilidad de tener un salario positivo, tanto si son hombres o mujeres. Los hombres casados presentan una mayor probabilidad de tener un salario positivo, contrario a lo que ocurre con las mujeres.

Una vez que se ha estimado el modelo *probit*, se construye el inverso del ratio de Mills (Ver ecuación 12A del anexo) y se estima en una segunda etapa la ecuación de salarios. La variable dependiente corresponde al logaritmo del salario por hora y en las variables independientes se incluye sólo la escolaridad.²⁰ Una vez estimadas las ecuaciones de salarios corregidas por sesgo de selección es posible realizar la descomposición de Oaxaca-Blinder primero, y de Oaxaca y Ransom, después (ecuaciones 8 y 9, respectivamente).²¹

En los Cuadros 4 y 5 se observan los resultados de estas estimaciones. Tanto para hombres como para mujeres la variable escolaridad tiene un impacto positivo en los salarios. Es decir, a mayor cantidad de años de escolaridad, mayor es el salario que se recibe.

CUADRO 4
ESTIMACIONES DE LOS DETERMINANTES DE LOS SALARIOS: HOMBRES
Variable dependiente: Logaritmo del salario por hora
(1990-2003)

	Escolaridad	Inversa del ratio de Mills	Constante	N	R ²
1990	0,092*	-1,114*	5,019*	15.376	0,26
1992	0,098*	-1,007*	5,259*	21.697	0,28
1994	0,101*	-1,124*	5,641*	25.796	0,30
1996	0,111*	-1,239*	5,787*	19.366	0,35
1998	0,105*	-1,260*	6,043*	26.892	0,37
2000	0,110*	-1,129*	6,017*	33.321	0,37
2003	0,107*	-1,324*	6,184*	34.239	0,37

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

Nota: *: significativo al 1%; **: significativo al 5%; ***: significativo al 10%.

²⁰ Siguiendo con el razonamiento presentado en Contreras y Puentes (2000) se decidió dejar fuera de los determinantes de los salarios la experiencia laboral potencial (variable que se construye a partir de la información reportada: edad menos años de escolaridad menos seis) de las personas, ya que las mujeres presentan mayores períodos de inactividad en el mercado laboral y, por lo tanto, su inclusión podría afectar los resultados de la descomposición.

²¹ Respecto a los retornos a la escolaridad es importante señalar que, al igual que en Paredes y Riveros (1994), al corregir por sesgo de selección (fundamental para el caso de las mujeres) el retorno asociado a las mujeres es mayor que para los hombres. En otras palabras, la inversión en capital humano de las mujeres es mucho más rentable que la inversión en hombres.

CUADRO 5
ESTIMACIONES DE LOS DETERMINANTES DE LOS SALARIOS: MUJERES
Variable dependiente: Logaritmo del salario por hora
(1990-2003)

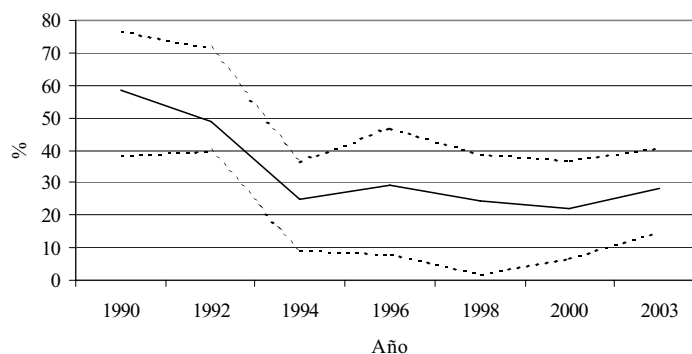
	Escolaridad	Inversa del ratio de Mills	Constante	N	R ²
1990	0,098*	-0,0921	4,370*	5.078	0,27
1992	0,094*	-0,038	4,756*	6.965	0,24
1994	0,095*	-0,703 *	5,487*	8.138	0,30
1996	0,102*	-0,658 *	5,611*	7.003	0,31
1998	0,104*	-0,837 *	5,861*	10.546	0,35
2000	0,108*	-0,712 *	5,824*	11.722	0,36
2003	0,112*	-0,679 *	5,848*	12.974	0,37

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

Nota: *: significativo al 1%; **: significativo al 5%; ***: significativo al 10%.

El Gráfico 3 presenta en primer lugar la evolución de la descomposición de la desigualdad salarial por género para el período comprendido entre los años 1990 y 2003 de acuerdo a la descomposición Oaxaca-Blinder, que se obtiene de la ecuación 8, corrigiendo por la presencia de sesgo de selección. Esto representa el comportamiento de la discriminación total, que no permite identificar en detalle sus componentes.

GRÁFICO 3
EVOLUCIÓN DE LA DESCOMPOSICIÓN SALARIAL, DE ACUERDO A
DESCOMPOSICIÓN OAXACA-BLINDER
(1990-2003)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

La línea continua corresponde a la evolución de la discriminación salarial total por género, y viene a ratificar el diferencial salarial existente a favor de los hombres para todo el período. Por otro lado, se observa una tendencia claramente decreciente en el período bajo análisis. En efecto, mientras que para el año 1990 ésta alcanzó el 58,5%, para el año 2003 su magnitud estaba en 28,2%.

Este porcentaje significa que las mujeres con respecto a hombres igualmente calificados (en capital humano) perciben alrededor de 28% menos de salario. Sin embargo, se puede apreciar un cierto estancamiento de ésta entre el año 1994 y 1998. Luego, a partir del año 2000, la discriminación salarial comienza a repuntar, lo cual no deja de ser preocupante.

Las técnicas de *bootstrapping* son muy importantes para poder pronunciarse respecto si se han producido cambios o no en una determinada variable. Dado que los resultados que aquí se presentan provienen de la encuesta CAsEN, que es una muestra representativa de la población y, por ende, con errores estadísticos propios de todo muestreo y proceso de encuestaje, es conveniente indagar más acerca de la significancia de los resultados presentados. De esta manera, al presentar intervalos de confianza existe una mayor seguridad de que los cambios, las tendencias y los resultados son realmente confiables y no obedecen al error muestral.

En términos muy simples, el *bootstrapping* permite calcular cada resultado muchas veces. Luego, al ordenarlos de menor a mayor se puede construir un intervalo de confianza,²² por ejemplo, al 95% de confianza, para la estimación de interés. Así se obtiene una estimación más precisa, confiable y realista del fenómeno que se está estudiando, en este caso, la evolución de la discriminación salarial por género. En este caso, el *bootstrapping* se aplicó sobre el coeficiente estimado. De la evolución que se presenta en el gráfico, es posible concluir que en Chile existe una discriminación salarial en contra de las mujeres, la cual es, además, estadísticamente significativa.

En segundo término, se estima la descomposición considerando los factores favoritismo y discriminación pura, de acuerdo a la metodología desarrollada por Oaxaca y Ransom, incluyendo su intervalo de confianza y corrigiendo por la presencia de sesgo de selección.

Se puede verificar la existencia de una discriminación pura y decreciente, equivalente a 14,3% en el año 2003. Tal como lo muestra la línea punteada de más abajo, se encuentra una clara diferencia de dotación a favor de las mujeres.²³ Lo anterior daría pie para pensar que las mujeres debiesen percibir un mayor salario, cosa que no ocurre en la práctica. Respecto a la evolución del favoritismo (por los hombres) se aprecia una tendencia claramente creciente que viene a compensar la disminución experimentada por la denominada discriminación pura.

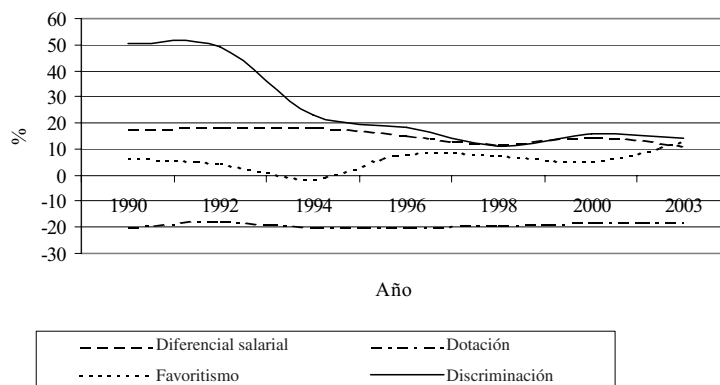
Con el propósito de destacar la importancia que tiene corregir por sesgo de selección, se decidió realizar el mismo ejercicio anterior pero sin tomar en cuenta

²² Un intervalo de confianza permite determinar el rango de variación de la estadística bajo análisis. Un intervalo de confianza del 95% quiere decir que con un 95% de confianza el resultado de interés se encuentra en el rango establecido.

²³ Es decir, en términos promedio, las mujeres cuentan con una mayor dotación de capital humano que los hombres.

este potencial sesgo (ver Cuadros 6 y 7). Las diferencias en los resultados son significativas. Corroborando lo planteado por Paredes y Riveros (1994), corregir por la presencia de sesgo de selección es fundamental en el análisis, y el cálculo de la discriminación salarial resultó ser muy sensible a este hecho. En particular, la discriminación salarial calculada sin corregir por sesgo de selección es significativamente más baja que cuando se corrige por este sesgo.

GRÁFICO 4
EVOLUCIÓN DE LA DESCOMPOSICIÓN SALARIAL, DE ACUERDO A
LA DESCOMPOSICIÓN DE OAXACA Y RANSOM
(1990-2003)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

CUADRO 6
DISCRIMINACIÓN SALARIAL TOTAL (OAXACA-BLINDER)
(%) Y SESGO DE SELECCIÓN A NIVEL PAÍS
(1990-2003)

Año	Discriminación salarial sin corregir por sesgo de selección (%)	Discriminación salarial corrigiendo por sesgo de selección (%)
1990	14,5	58,5
1992	21,0	49,0
1994	21,8	24,9
1996	19,4	29,1
1998	18,6	24,5
2000	17,9	22,0
2003	14,7	28,2

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

Nota: En la ecuación de salarios se incluyó sólo a la escolaridad como variable independiente.

CUADRO 7
DESCOMPOSICIÓN DE DISCRIMINACIÓN SALARIAL (OAXACA Y RANSOM)
(%) Y SESGO DE SELECCIÓN A NIVEL PAÍS
(1990-2003)

Año	Favoritismo		Discriminación Pura	
	Sin Corregir por Sesgo de Selección	Corrigiendo por Sesgo de Selección	Sin Corregir por Sesgo de Selección	Corrigiendo por Sesgo de Selección
1990	5,4	6,4	14,5	50,7
1992	5,4	4,7	14,4	49,5
1994	5,8	-1,2	15,0	23,2
1996	5,5	8,4	13,1	18,4
1998	5,7	7,7	12,5	11,2
2000	5,4	5,1	12,0	15,6
2003	4,7	13,2	10,0	14,3

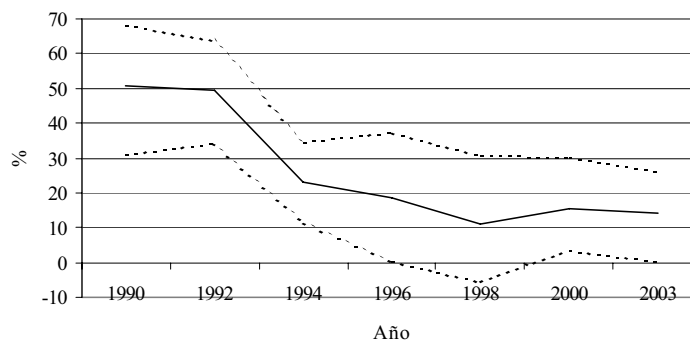
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN para cada año.

Nota: En la ecuación de salarios se incluyó sólo a la escolaridad como variable independiente.

Los Gráficos 5 y 6 presentan la evolución de la discriminación salarial pura y del favoritismo, respectivamente, con su respectivo intervalo de confianza al 95%.

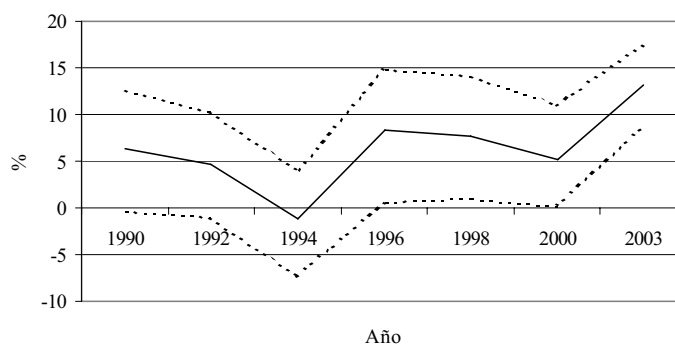
De esta manera, es posible concluir que existe una disminución estadísticamente significativa de la discriminación salarial por género en Chile en los últimos 14 años, donde se observa un leve repunte a partir del año 2000, lo que coincide con el período de reactivación de la actividad económica.

GRÁFICO 5
INTERVALO DE CONFIANZA (95%) PARA LA EVOLUCIÓN
DE LA DISCRIMINACIÓN SALARIAL PURA POR GÉNERO EN CHILE
(1990-2003). MÉTODO DE OAXACA Y RANSOM



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

GRÁFICO 6
INTERVALO DE CONFIANZA (95%) PARA LA EVOLUCIÓN DEL FAVORITISMO
POR GÉNERO (HOMBRES) EN CHILE (1990-2003).
MÉTODO DE OAXACA Y RANSOM



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Encuesta CASEN, años respectivos.

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo presenta evidencia robusta para Chile para el período comprendido entre los años 1990 y 2003 respecto de la existencia de un premio salarial por género. En efecto, mediante la aplicación de la metodología desarrollada por Oaxaca y Ransom y corrigiendo por sesgo de selección, se encuentra que si bien la discriminación salarial ha ido disminuyendo durante los últimos años, ésta aún se empina levemente por sobre el 27%, es decir, las mujeres perciben 27% menos de salario que los hombres teniendo iguales características en términos de capital humano. Dado lo anterior, y gracias a la utilización de las técnicas de *bootstrapping* se construyeron intervalos de confianza para la discriminación observada, concluyéndose que existe un premio salarial por género que es estadísticamente significativo.

Se distingue además que la discriminación total está compuesta de un factor de favoritismo, que en el 2003 se ubica en 13,2%, y un factor de discriminación situado en 14,3%.

Se corrobora además la importancia de corregir las estimaciones por la presencia de sesgo de selección, puesto que, al igual que en Paredes y Riveros (1994), las estimaciones son muy sensibles a dicha corrección y los resultados cambian significativamente al aplicarla.

La discriminación en el mercado laboral chileno es un tema que debe entrar en la discusión de la política pública de manera de determinar los factores que están influyendo en la generación de esta situación. En el presente documento se demostró la existencia de este problema, pero se debe continuar con la tarea de determinar el origen de éste.

La existencia de discriminación salarial puede tener consecuencias incluso antes del momento de la entrada al mercado laboral, que es cuando la persona

efectivamente percibirá menores ingresos. Efectivamente, si el retorno esperado de la inversión en capital humano es menor, entonces, cuando la persona decida cuánta escolaridad adquirir escogerá un nivel inferior al óptimo, lo cual en el largo plazo mermará su capacidad de generación de ingresos. Estas consecuencias dinámicas de la existencia de discriminación salarial en el mercado laboral muchas veces son obviadas, pero constituyen una barrera para una asignación eficiente de recursos dentro de la economía.

Por otro lado, se debe mencionar los efectos que tendrá esta situación sobre la acumulación de ingresos para la edad de jubilación, pues el aporte que se realiza en las cuentas de capitalización individual depende del salario percibido y, al ser este menor, el ahorro será también menor.

Queda pendiente el análisis de la segregación ocupacional, que es otro tipo de discriminación laboral. Las mujeres tienden a agruparse en ciertas ocupaciones que están menos desarrolladas, lo que determina que obtengan menores salarios. Estas líneas de investigación deben ser abordadas rigurosamente en el futuro para determinar en términos más precisos qué es lo que en verdad está ocurriendo con la situación laboral de la mujer en el mercado del trabajo en Chile.

Otro aspecto metodológico en el que se puede avanzar es a través de la aplicación de las regresiones de cuantiles para indagar en más detalle la evolución de la discriminación salarial por género. Se podrían actualizar las estimaciones presentadas en Montenegro (2001) y sacar provecho de las últimas versiones de CASEN. Esto permitiría tener una visión más clara y detallada respecto de lo que ha ocurrido con la discriminación en Chile durante los últimos años.

ANEXO

DESCOMPOSICIÓN DE SALARIOS

El método de Oaxaca-Blinder (1973) es utilizado ampliamente en economía para realizar descomposiciones salariales y determinar de esa forma qué parte del diferencial se debe a discriminación y qué parte se debe a diferencias en dotación. Un aspecto esencial de este método consiste en determinar qué grupo representará la estructura salarial libre de discriminación.

Considere el siguiente modelo para la determinación de los salarios:

$$(1') \quad Y_i = X_i \beta + \mu_i$$

La variable Y_i corresponde al logaritmo del salario por hora, X_i es un vector de variables independientes que son determinantes de los salarios de las personas (escolaridad, experiencia laboral, capacitación, etc.). Por otro lado, β denota el vector de parámetros a estimar y, finalmente, μ_i es un término de error que tiene media cero y varianza constante. De esta forma, se tiene una ecuación de salarios para hombres (h) y otra para mujeres (m). Por lo tanto:

$$(2') \quad Y_h = X_h' \beta_h + \mu_h$$

$$(3') \quad Y_m = X_m' \beta_m + \mu_m$$

Por otro lado, se cumple lo siguiente:

$$(4') \quad \bar{Y}_h = \bar{X}_h' \hat{\beta}_h$$

$$(5') \quad \bar{Y}_m = \bar{X}_m' \hat{\beta}_m$$

Restando (5') de (4') se obtiene:

$$(6') \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = \bar{X}_h' \hat{\beta}_h - \bar{X}_m' \hat{\beta}_m$$

A continuación se suma y resta al derecho de la ecuación (6') el término $\bar{X}_m' \hat{\beta}_h$. Agrupando términos se llega a la siguiente expresión:

$$(7') \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = (\bar{X}_h' - \bar{X}_m') \hat{\beta}_h + (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_m) \bar{X}_m'$$

Por lo tanto, el primer elemento del lado derecho de la ecuación (7') corresponde a las diferencias en dotación, mientras que el segundo término es la discriminación existente, pues refleja una diferencia en la compensación por las variables de capital humano en el mercado laboral según género.

Oaxaca y Ransom (1994) generalizan el enfoque anterior para descomponer la discriminación observada en dos elementos: un sobrepago salarial (favoritismo) y un subpago salarial (discriminación pura).

Para ver esto considere nuevamente la ecuación (6'), pero ahora se restará y sumará el término $(\bar{X}_h' \beta_* - \bar{X}_m' \beta_*)$:

$$(8') \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = \bar{X}_h' \beta_h - \bar{X}_m' \beta_m + \bar{X}_h' \beta_* - \bar{X}_m' \beta_* - \bar{X}_h' \beta_* + \bar{X}_m' \beta_*$$

donde β_* son los parámetros estimados para una estructura salarial en donde no existe discriminación. En concreto:

$$\beta_* = \Omega \hat{\beta}_h + (1 - \Omega) \hat{\beta}_m$$

Es decir, la estructura salarial libre de discriminación corresponde a un promedio ponderado de los coeficientes estimados para los hombres y para las mujeres. Oaxaca (1973) propone que la estructura salarial en ausencia de discriminación sea la estructura salarial de los hombres ($\Omega = 1$), o bien, la de las mujeres ($\Omega = 0$). Sin embargo, siguiendo a Oaxaca y Ransom (1994), para el presente trabajo se asume que la estructura salarial en ausencia de discrimina-

ción corresponde a los coeficientes estimados con la muestra completa, es decir, que incluye tanto a hombres como a mujeres.

Agrupando términos en la ecuación (8'):

$$(9') \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = \bar{X}_h'(\hat{\beta}_h - \beta_*) + \bar{X}_m'(\beta_* - \hat{\beta}_m) + (\bar{X}_h - \bar{X}_m)' \beta_*$$

Luego, el primer elemento del lado derecho de la ecuación (9') corresponde a un sobrepago a los hombres (favoritismo), el segundo elemento es el subpago que perciben las mujeres en el mercado laboral (discriminación pura) y, finalmente, el último elemento corresponde a las diferencias en dotación.

Los enfoques desarrollados anteriormente son incompletos, puesto que al estimar ecuaciones de salarios se incurre en un sesgo de selección.²⁴ En efecto, al estimar ecuaciones de salarios el investigador sólo observa, y por ende utiliza, datos de salarios y horas trabajadas de aquellos individuos que en el momento de la encuesta se encontraban trabajando. Por lo tanto, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios proporciona estimaciones sesgadas e inconsistentes de los verdaderos parámetros poblacionales.

Considere un modelo muy simple de dos ecuaciones, una que determina salarios (ecuación principal) y otra que determina la participación laboral del individuo (ecuación secundaria). Sea:

$$(10') \quad P_i^* = H_i' \gamma + \varepsilon_i$$

$$Y_i = X_i' \beta + \mu_i$$

donde P_i^* es una variable latente asociada a la decisión de participación de la persona y H_i' es un vector de variables determinantes de dicha decisión.²⁵ Por otro lado, Y_i corresponde al logaritmo del salario por hora, y X_i' es un vector de factores determinantes del salario del trabajador. Finalmente, γ y β son vectores de parámetros poblacionales a estimar, y ε_i y μ_i son términos de error que siguen una distribución normal bivariada con media cero cada uno, varianzas σ_ε y σ_μ , respectivamente, y una correlación de ρ .

La probabilidad de observar salarios viene dada por:

$$(11') \quad P(P_i^* > 0) = P(\varepsilon_i > -H_i' \gamma) = \Phi(H_i' \gamma)$$

donde $\Phi(\bullet)$ es la función de distribución acumulada normal estándar.²⁶ Por lo tanto, sólo se observan salarios para aquellas personas con $P_i^* > 0$, así es que el salario esperado de un trabajador que está ocupado viene dado por:

²⁴ Ver Heckman (1979).

²⁵ Siguiendo a Heckman (1979), en realidad se trata de una ecuación que explica la probabilidad de observar salarios positivos. De esta manera, la variable dependiente toma el valor uno si el salario del individuo es positivo, y cero si no.

²⁶ La varianza de ε_i ha sido normalizada a uno.

$$(12') \quad E(Y_i | P_i^* > 0) = X_i' \beta + E(\mu_i | \varepsilon_i > -H_i' \gamma) = X_i' \beta + \theta \lambda_i$$

donde $\theta = \rho \sigma_{\mu}$, y λ_i corresponde a la inversa del ratio de Mills, que se define de la siguiente manera:

$$(12^{a'}) \quad \lambda_i = \frac{\phi(H_i' \gamma)}{\Phi(H_i' \gamma)}$$

donde $\phi(\bullet)$ es la función de densidad normal estándar. La ecuación estimada para las personas empleadas viene dada por:

$$(13') \quad Y_i | P_i^* > 0 = X_i' \beta + \theta \lambda_i + error$$

Luego, la discriminación salarial por género en presencia de selectividad se obtiene de la siguiente manera:²⁷

$$(14') \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = (\bar{X}_h' \beta_h + \hat{\theta}_h \hat{\lambda}_h) - (\bar{X}_m' \beta_m + \hat{\theta}_m \hat{\lambda}_m)$$

donde:

$$\hat{\lambda}_j = \frac{\sum_{i=1}^{N_j} \hat{\lambda}_{ji}}{N_j}$$

con:

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(H_i' \hat{\gamma})}{\Phi(H_i' \hat{\gamma})}$$

y N_j es el número de individuos ocupados del grupo j . Sumando y restando el término $(\bar{X}_h' \beta_* - \bar{X}_m' \beta_*)$ al lado derecho de la ecuación (14'):

$$(15') \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = \bar{X}_h' \beta_h - \bar{X}_m' \beta_m + \bar{X}_h' \beta_* - \bar{X}_m' \beta_* - \bar{X}_h' \beta_* + \bar{X}_m' \beta_* + \hat{\theta}_h \hat{\lambda}_h - \hat{\theta}_m \hat{\lambda}_m$$

Agrupando términos, se llega a la siguiente expresión:

$$(16') \quad \bar{Y}_h - \bar{Y}_m = \bar{X}_h' (\hat{\beta}_h - \beta_*) + \bar{X}_m' (\beta_* - \hat{\beta}_m) + (\bar{X}_h - \bar{X}_m)' \beta_* + (\hat{\theta}_h \hat{\lambda}_h - \hat{\theta}_m \hat{\lambda}_m)$$

²⁷ Recordando además que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios pasa por los puntos medios de la muestra.

Los primeros tres términos del lado derecho de la ecuación (16') son los elementos clásicos que representan la discriminación salarial y las diferencias en dotación. Sin embargo, no es clara la interpretación que se le pueda dar al último término. En Oaxaca y Neuman (2003) se realiza un detallado análisis de este punto y se muestran distintos enfoques para tratar con este elemento.

BIBLIOGRAFÍA

- Behrman, J.; Cheng, Y. y Todd, P. (2003). *Evaluating preschool programs when length of exposure to the program varies: A nonparametric approach*.
- Benavente, J.; Bravo, D. y Montero, R. (2003). *Salarios y uso del computador en el trabajo en Chile*. Departamento de Economía Universidad de Chile.
- Bravo, D., Contreras, D. y Medrano, P. (1999). *Measurement error, unobservables and skill bias in estimating the return to education in Chile*.
- Bravo, D.; Contreras, D. y Puentes, E. (1999). *Tasa de Participación Femenina: 1957-1997. Un Análisis de Cohortes Sintéticos*. Documento de Trabajo N° 170, Departamento de Economía Universidad de Chile.
- Contreras, D. y Plaza, G. (2004). *Participación Laboral Femenina en el Mercado Laboral Chileno. ¿Cuánto Importan los Factores Culturales?* Departamento de Economía Universidad de Chile.
- Contreras, D. y Puentes, E. (2000). *Is Gender Wage Discrimination Decreasing In Chile? Thirty Years of "Robust" Evidence*. Departamento de Economía, U. de Chile.
- Efron, B. y Tibshirani, R. (1993). *An introduction to the bootstrap*.
- Griliches, Z. (1977). *Estimating the returns to schooling: some econometric problems*. *Econometrica*.
- Hamermesh, D. y Biddle, J. (1994). *Beauty and the labor market*. *American Economic Review*.
- Heckman, J. (1979). *Sample Selection Bias as Specification Error*. *Econometrica*, Vol. 47, #1: 153-161.
- Killingsworth, M. (1983). *Labor Supply*. Cambridge. Cambridge University Press.
- Lehrer, E. (1992). *The impact of children on married women's labor supply*. *Journal of Human Resources*, Volumen XXII.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York. The National Bureau of Economic Research.
- Ministerio del Trabajo y Previsión Social (2003). *El trabajo y la Protección Social en Chile 2000-2002*.
- Montenegro, C. (2001). *Wage Distribution in Chile: Does Gender Matter? A Quantile Regression Approach*. The World Bank, Poverty Reduction and Economic Management Network.
- Núñez, J. y Gutiérrez, R. (2004). *Classism, Meritocracy and Discrimination in the Labor Market: The Case of Chile*. Departamento de Economía Universidad de Chile.
- Oaxaca, R. (1973). *Male-Female Differentials in Urban Labor Markets*. *International Economic Review*, Vol. 14.

- Oaxaca, R. y Neuman, S. (2003). *Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity-Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and An Illustration from Israel*. The Pinhas Sapir Center For Development Tel-Aviv Univ.
- Oaxaca, R. y Ransom, M. (1994). *On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials*. *Journal of Econometrics*, 61, 5-21.
- Paredes, R. y Riveros, L. (1994). *Gender Wage Gaps in Chile. A Long Term View: 1958-1990*. *Estudios de Economía*, Vol. 21.
- SERNAM (2000). *Plan de Igualdad de Oportunidades entre Mujeres y Hombres 2000-2010*.
- SERNAM (2002). *Encuesta de Remuneraciones y Análisis de la Mano de Obra. Análisis por Sexo*. Documento de Trabajo, N° 75.