

DISCRIMINACIÓN EN UN MERCADO DEL TRABAJO SEGMENTADO: DIFERENCIAS SALARIALES POR GÉNERO EN EL SALVADOR

Luis A. Riveros*
Felipe Balmaceda*

SÍNTESIS

En este trabajo se estiman empíricamente las diferencias salariales por género existentes en El Salvador. Se trata de una economía caracterizada por un alto subempleo y una significativa pobreza estructural, por lo cual se podría esperar que las diferencias salariales en contra de la mujer —y a igualdad de condiciones en cuanto a capital humano— se deban fundamentalmente a discriminación. Sin embargo, al existir segmentación del mercado del trabajo en términos de la presencia de sectores formal e informal, y debido a la mayor inserción de mujeres en el sector de bajos salarios, tales diferencias se pueden también explicar por el grado de segmentación existente. Un modelo de capital humano a-la-Mincer corregido por sesgo de selección a-la-Heckman se utiliza para analizar las diferencias salariales por género debido a diferencias en el stock de capital humano, a la presencia de discriminación, y a la existencia de segmentación del mercado laboral. Las conclusiones principales del estudio indican que el grado de discriminación salarial se sobreestima al no introducirse correcciones por sesgo de selección muestral. Al mismo tiempo, las diferencias salariales totales disminuyen al incorporarse el grado de segmentación del mercado laboral al análisis. Se encuentra también que, aun después de controlar por la existencia de segmentación, el efecto negativo de la discriminación pura sobre los salarios es significativamente menor que las diferencias salariales ocasionadas por la desigualdad de dotaciones de capital humano.

ABSTRACT

This paper contains an empirical analysis of gender wage differentials observed in the case of El Salvador. This is a small economy characterized by underemployment and a large structural poverty, conditions under which gender discrimination might be expected to play a significant role in explaining observed wage gaps. However, given the presence of labor market segmentation, in terms of a formal (high wages) sector and an informal (low wages) sector —and provided that women are more than proportionately concentrated in the low-wages sector— gender wage gaps can also be importantly associated to the prevailing labor market structure. Econometric estimates of a Mincerian earnings function corrected by selectivity bias a-la-Heckman are used to analyze the effect of market segmentation, differences in human capital stocks and discrimination. The main conclusion of the paper is that estimated wage differentials based upon models uncorrected by selectivity bias overestimate the existing wage discrimination against women. At the same time, the paper finds that gender wage gaps significantly drop once the degree of labor market segmentation is included in the analysis. In addition, the effect of "pure" discrimination is found to be smaller than the effect associated to differences in human capital stocks.

DISCRIMINACIÓN EN UN MERCADO DEL TRABAJO SEGMENTADO: DIFERENCIAS SALARIALES POR GÉNERO EN EL SALVADOR*

Luis A. Riveros**
Felipe Balmaceda

1. INTRODUCCIÓN

La discriminación contra la mujer en el mercado del trabajo es un fenómeno comúnmente observado en casi todos los países. Esto se manifiesta en menores salarios femeninos frente a similares dotaciones de capital humano, problema que se asocia a factores culturales, sociales y económicos. Aunque la necesidad de medidas anti-discriminatorias ha sido generalmente aceptada, y su práctica se ha popularizado en varios países industriales (Leonard, 1984), esto no ha ocurrido en el caso de países menos desarrollados (PMD). Estos últimos se caracterizan por mercados del trabajo intervenidos por medio de políticas inspiradas en una filosofía proteccionista, las que indirectamente limitan una mayor y más igualitaria participación laboral de la mujer y hacen menos efectiva la aplicación de políticas anti-discriminatorias. El limitado éxito de las políticas anti-discriminatorias en los países industriales sugiere que en lugar de mayores regulaciones o esfuerzos políticos para acabar con la discriminación, ésta podría ser atacada con mayor efectividad por medio de políticas destinadas ya sea a obtener una mayor competitividad en el mercado del trabajo, a disminuir el desempleo, y a elevar la calificación de las mujeres. Psacharopoulos y Tzannatos (1991), por ejemplo, concluyen que si en los PMD, la educación, experiencia y participación de la mujer aumentaran, entonces su remuneración crecería más que proporcionalmente.

A pesar de su importancia en el diseño de políticas en los PMD, estudios empíricos previos sobre las diferencias salariales por género no han considerado el efecto de la segmentación del mercado laboral. Si dichas diferencias se deben fundamentalmente a que el empleo de mujeres se concentra más que proporcionalmente en el sector de bajos salarios de la economía, entonces el

* *Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 21, n°2, diciembre 1994.

** Los autores agradecen los comentarios sobre borradores anteriores de Steve Allen, Ana M. Arriagada, Rafael Diez de Medina, Ricardo Paredes, Donald Robbins, Cristian Aedo y a los participantes del Taller de Investigación del Departamento de Economía de la Universidad de Chile y del XII Encuentro de la Sociedad Econométrica Latinoamericana (Tucumán) y dos referees anónimos de *Estudios de Economía*.

problema de fondo no estaría constituido por discriminación, sino que por una ineficiencia del mercado del trabajo. A su vez, esto aconsejaría un mayor énfasis en políticas destinadas a generar mayor competitividad e integración del mercado laboral que en políticas anti-discriminatorias propiamente tal. En definitiva, saber qué parte de las diferencias salariales observadas se debe a discriminación pura, a diferentes stocks de capital humano, o a un inadecuado funcionamiento del mercado laboral, cobra singular importancia en el diseño de políticas.

Este trabajo intenta distinguir empíricamente entre las diferencias salariales debido a segmentación del mercado laboral, de aquellas debido a discriminación por género propiamente tal. Para ello, se investiga el origen de tales diferencias utilizando un modelo econométrico de determinación de salarios que incorpora una corrección por el sesgo de selección muestral presente en los datos de encuestas de hogares. En El Salvador urbano, la tasa de participación femenina bordea el 37 por ciento y la masculina el 65 por ciento. A su vez, el desempleo abierto total alcanza cerca del 7,5 por ciento, el desempleo femenino alcanza cerca de un 12 por ciento y en el caso de mujeres jóvenes a más de un 23 por ciento. Esta evidencia sugiere que las estimaciones de ecuaciones de salario, en el caso de ambos géneros, pueden sufrir el problema de sesgo de censo, haciendo necesario introducir correcciones apropiadas.

El artículo contiene seis secciones. La segunda consiste en una breve caracterización del mercado laboral y una descripción de la situación de pobreza en El Salvador urbano. La tercera sección discute la importancia de corregir por sesgo de selección y las posibles consecuencias en términos del grado de discriminación medido estadísticamente. En la cuarta sección se expone el modelo empírico a utilizar. La quinta presenta un análisis de los datos y resultados y la sexta contiene conclusiones e implicancias de política.

2. MERCADO LABORAL Y POBREZA EN EL SALVADOR

2.1. Caracterización del mercado laboral¹

La población urbana total de El Salvador en 1991 alcanzó a 2 millones 400 mil personas, de las cuales un 40 por ciento aproximadamente corresponde a población económicamente activa (PEA). De esta proporción el 55 por ciento corresponde a hombres y el resto a mujeres, siendo las tasas de participación respectivamente 65 y 37 por ciento. El total de ocupados (890 mil personas) equivale a una tasa de ocupación de 92,5 por ciento. No obstante, una

¹ Toda la información utilizada en esta sección y en el estudio econométrico que se presenta más adelante, se basa en la encuesta urbana de hogares llevada a cabo por el Ministerio de Planificación de la República de El Salvador entre octubre de 1990 y febrero de 1991.

proporción importante de estas personas están subempleadas². Así, del total de ocupados, un 54 por ciento corresponde a trabajadores subempleados, de los cuales la mayoría corresponde a personas que ganan menos que el mínimo legal.

La tasa de desempleo abierto es del orden del 7,5 por ciento y la tasa de cesantía³ es de 5,2 por ciento. Un análisis de las principales características de los desempleados revela los rasgos de fenómeno estructural; se trata de personas jóvenes, hombres jefes de hogar e hijos de familias pobres. Del total de cesantes, el 45 por ciento alcanzó esa condición por despidos y reducción de actividad, mientras que el 48 por ciento lleva más de cuatro meses buscando empleo. También se sabe que el 65 por ciento de los desocupados no alcanza a tener educación básica completa⁴. En el caso de los subempleados se trata, en general, de personas de mayor edad pero con un nivel educacional menor aun que los desocupados (el 75 por ciento no alcanza a completar la educación básica). Los subempleados poseen un promedio de escolaridad de cinco años. Además, en contraposición con los desempleados, los subempleados son en su mayoría mujeres cónyuges o jefes de hogar⁵.

La mayor concentración de los ocupados está en la categoría de trabajadores por cuenta propia (29,8 por ciento) y en los asalariados "permanentes"⁶ (34,6 por ciento). Un 15 por ciento trabaja en el sector público, donde se obtienen las mayores remuneraciones promedio. Un porcentaje importante de los ocupados (47,1 por ciento) trabaja en el sector informal, definido como trabajadores por cuenta propia no profesionales.

En suma, se podría caracterizar el mercado laboral urbano salvadoreño como uno en que la inserción laboral tiende a darse mayoritariamente en ocupaciones de subsistencia, es decir, ocupaciones de baja productividad. A esto colabora la existencia de un mercado laboral segmentado con un sector (informal) de bajas remuneraciones, baja productividad, poca tecnología y baja acumulación de capital, en contraste con otro(s) sector(es) caracterizados por un relativamente más fácil acceso al mercado de capitales y a tecnología. Además, la significativa depresión económica que se hizo presente en las últimas décadas, fundamentalmente debido al estado de guerra interna, junto a la existencia de un notable proceso de migración campo-ciudad, han contribuido a generar un permanente exceso de oferta de trabajo hacia el sector formal, con el consiguiente

² Por subempleados se entiende aquellos que declaran querer trabajar tiempo adicional, pero que están empleados durante menos de 36 horas semanales, o aquellos que reciben un salario menor al mínimo legal.

³ El concepto de cesantía excluye del desempleo total a quienes se incorporan por primera vez al mercado laboral.

⁴ El promedio de años de educación de los ocupados alcanzó a 8,1 años y el de los desocupados es a 7,1 años. El promedio de educación de los cesantes es de 6,3 años.

⁵ Un 33 por ciento de los jefes de hogar son mujeres, hecho que se debe a la migración masculina forzada por la guerra interna, y la incorporación de los hombres a los bandos en guerra.

⁶ Los niveles de educación promedio para ambos grupos son 4,3 años y 9,1 años, respectivamente.

incremento del desempleo estructural (especialmente de espera) y del subempleo. Por último, la protección legal y reglamentaria brindada a los trabajadores del sector formal, en gran parte correspondiente al sector público y a sectores relativamente no pobres, ha contribuido a hacer más persistente este fenómeno de segmentación.

2.2. Magnitud de la Pobreza

Las condiciones de informalidad y subempleo se asocian a la existencia de una significativa pobreza urbana. En 1991 la pobreza urbana medida a través del método de la línea de pobreza⁷ alcanzó a un 59,4 por ciento de la población. De este porcentaje, el 33,3 por ciento está en condiciones de indigencia, es decir, el ingreso familiar per cápita es menor al valor de la canasta básica de alimentos. Si se mide la pobreza a través del criterio de las *necesidades básicas insatisfechas*⁸ la pobreza llegó a un 50,5 por ciento de la población en 1991. Al combinar ambos criterios, es decir personas con ingreso menor al doble del valor de la canasta básica de alimentos y que, además, tienen alguna necesidad básica insatisfecha, la pobreza estructural alcanzó a un 40,1 por ciento de la población.

2.3. Pobreza, desempleo y discriminación

Bajo las condiciones de pobreza, baja productividad y alto subempleo y desempleo abierto que prevalecen en El Salvador, la existencia de prácticas salariales discriminatorias en contra de la mujeres es altamente posible. En efecto, el costo de ejercer discriminación por parte de los empleadores en mercados laborales poco "apretados" es relativamente pequeño. Por otra parte, existe una más bien alta probabilidad de que el empleo femenino se concentre más que proporcionalmente en el sector informal, debido a menores expectativas de empleo en el sector formal, asociadas al menor nivel de educación de las mujeres que se integran al mercado y a la presión por obtener un ingreso sobre la base de normas flexibles en cuanto a horas trabajadas. Sin embargo, existe la generalizada impresión en el caso de El Salvador, de que existe una marcada discriminación salarial contra la mujer caracterizada por significativas diferencias salariales.

⁷ La línea de pobreza se define como el doble del valor de la canasta básica alimenticia. Según este criterio, son pobres aquellas personas que poseen un ingreso familiar per cápita menor al valor de la línea. Este valor mensual corresponde a 337 colones para el área urbana.

⁸ Para medir la existencia de necesidades básicas insatisfechas se utilizaron tres criterios. Primero, la presencia de más de tres personas por habitación, reflejando hacinamiento y necesidades básicas de vivienda. Segundo, la existencia de niños entre 6 y 15 años que no asisten a la escuela. Tercero, la falta de acceso a agua potable y/o servicios sanitarios.

La existencia de significativas diferencias salariales entre hombres y mujeres para niveles de capital humano similares no es suficiente para argumentar que se trata de un efecto de la discriminación prevaleciente en el mercado. La menor remuneración al capital humano de las mujeres podría también deberse, como ya se dijo, a que éstas se concentran en sectores con poca tecnología y capital, tratándose más bien de un efecto que se deriva de la conducta de la oferta y no de la demanda por trabajo. En consecuencia, el problema es distinguir qué parte del diferencial salarial por género es atribuible a discriminación, como a la diferencia en dotaciones de capital humano, versus la parte de dicho diferencial que es atribuible a la estructura y operación del mercado del trabajo.

El origen diverso de las diferencias salariales entre hombres y mujeres puede implicar políticas fundamentalmente distintas. Si se comprueba que la discriminación pura es el origen fundamental del problema, las políticas deberían orientarse a instaurar normas anti-discriminatorias y/o a eliminar regulaciones y cuerpos legales que contribuyan a discriminar contra la mujer. Asimismo, en el caso de que las diferenciales de salario se asocien más que nada a diferentes stock de capital humano, la prescripción sería el otorgar mayores facilidades para que las mujeres accedan y permanezcan en el sistema escolar, logrando avanzar satisfactoriamente dentro de él, para más tarde reflejar en mayores ingresos la mayor productividad adquirida. Por último, si la causa de las diferencias salariales es la segmentación del mercado laboral, las políticas deben orientarse a reducir el exceso de regulaciones que originan el sector informal, junto a políticas que contribuyan a facilitar el acceso competitivo de las mujeres a los empleos del sector formal.

En el caso de El Salvador, las cifras muestran que en general las mujeres trabajan en empresas de menor tamaño que los hombres. Así, un 49,9 por ciento de los hombres trabajan en empresas de nueve trabajadores y menos, un 58,8 por ciento de las mujeres trabajan en empresas. Al mismo tiempo, un porcentaje mayor de mujeres trabaja en el sector informal (definido como trabajadores por cuenta propia no profesionales): 53 por ciento en contraste al 42,6 por ciento de los hombres. También se aprecia que el cumplimiento educacional promedio de la mujer (6,5 años) es solo ligeramente menor al promedio de los hombres (6,9 años), mientras que la experiencia potencial⁹ es prácticamente la misma¹⁰.

⁹ Definida a-la-Mincer: años de edad, menos años de educación menos seis.

¹⁰ El hecho de que la educación casi no difiere entre hombres y mujeres no es coincidente con lo que muestran la mayoría de los países latinoamericanos. El promedio para 15 países latinoamericanos indica un promedio de 7,3 años para los hombres y 8,2 para las mujeres. (Psacharopoulos y Tzannatos, 1991).

3. SESGO DE SELECCIÓN Y SUS EFECTOS SOBRE LA MEDICIÓN DE LA DISCRIMINACIÓN

El uso de ecuaciones de determinación de los salarios en el estudio de la discriminación por género, se enfrenta usualmente con problemas derivados de selectividad o sesgo censal. Este problema se asocia a la ausencia en forma no aleatoria de observaciones dentro de la muestra, lo cual es equivalente a producir un sesgo en los coeficientes obtenidos por medio de modelos econométricos que usan variables obtenidas de dicha muestra. Dicho sesgo resulta del hecho de que la selectividad es equivalente a omitir variables pertinentes al análisis. Por ejemplo, si los hombres y las mujeres son homogéneos en sus características y el salario promedio de los hombres es W_h y el de las mujeres es W_m , entonces la diferencia $D = (W_h - W_m)$ correspondería a una medida de los efectos de la discriminación por género. Sin embargo, si la participación de la mujer es 50 por ciento, entonces será cierto que la discriminación equivale a D siempre y cuando las mujeres excluidas de la muestra —es decir, aquellas que no registran salario— posean las mismas características que aquellas que sí se incluyen. Si las mujeres excluidas (desempleadas, trabajadoras desalentadas e inactivas, por ejemplo) tienen características distintas a aquellas que se observan por medio de las estadísticas salariales (ocupadas, en general) las inferencias del análisis estadístico estarán dominadas por el sesgo de selección.

La medición empírica que se haga de la discriminación dependerá del tipo de población que se esté excluyendo del análisis. Por ejemplo, si las mujeres incluidas en la muestra —i.e., las actualmente ocupadas y receptoras de ingreso— poseen mayor capital humano que aquellas no incluidas, entonces la discriminación correctamente medida será mayor que D , debido a que el verdadero salario de las mujeres sería menor que el observado. Esto se debe a que la incorporación de aquellas no efectivamente incorporadas en la muestra, o sea, las caracterizadas por menor capital humano, disminuiría el salario predicho. Del mismo modo, si la población subrepresentada en la muestra tiene mayor capital humano que el grupo cuyos ingresos se observan efectivamente, entonces el diferencial D será una subestimación del diferencial efectivo. En la medida en que los hombres incluidos en la muestra pueden estar también afectados a este fenómeno de selectividad, se hace aconsejable la corrección por sesgo de selección para ambos grupos.

Como se destacó anteriormente, la exclusión de parte de la población no es un problema cuando esto ocurre en forma aleatoria y la muestra sigue siendo representativa de la población. No obstante, es muy probable que ello no sea así cuando, como en el caso de El Salvador, se observa un desproporcionadamente mayor desempleo femenino junto a una menor tasa de participación femenina en la fuerza de trabajo.

Para entender mejor los efectos del sesgo de selección sobre la medición de las diferencias salariales por género, se supondrá que la decisión de participación depende del salario de reserva, esto es del precio de oferta del trabajo. Así, en el caso en que el salario de mercado es mayor que el salario de reserva, los individuos decidirán incorporarse a la fuerza de trabajo, mientras que si sucede lo contrario, no ingresarán a ella. Se supondrá también que el salario de reserva (W_r) depende de características personales y del stock de capital humano de los individuos, mientras que el salario de mercado (W_M) depende del capital humano solamente. Se supone, además, que dicha dependencia es lineal y está también afecta al comportamiento de un factor aleatorio.

$$W_M = X\alpha + \mu_1 \quad (1)$$

$$W_r = Y\beta + \mu_2, \quad (2)$$

donde X corresponde a un vector de características de capital humano e Y a un vector que incluye características personales y de capital humano. α y β son parámetros y, μ_1 y μ_2 son errores aleatorios con media cero y varianza constante.

La diferencia entre el salario de mercado y el de reserva representa la propensión de los individuos a participar en el mercado del trabajo, y es medida por una variable continua I que se define del siguiente modo:

$$I = W_M - W_r = X\alpha - Y\beta + \mu_1 - \mu_2. \quad (3)$$

En la presente formulación, cuando esta variable toma signo positivo, el individuo en cuestión decidirá incorporarse al mercado del trabajo. Si este es el caso, el valor esperado del salario de mercado para el individuo no dependerá sólo del vector de características de capital humano (X), sino que también del vector que incluye las características personales (Y). Este último efecto se manifiesta a través de la esperanza condicional del término de error. En efecto, el valor esperado del salario de mercado, dado el valor del vector de características de capital humano, depende del valor esperado del error, que a su vez depende de la variable I (ecuación 3) y, en consecuencia del vector Y:

$$E(W_M/X_i) = X\alpha + E(\mu/I > 0). \quad (4)$$

La esperanza condicional del término de error posee media igual a cero. Sin embargo, la esperanza no condicional, que es la pertinente cuando se utiliza la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), posee una media diferente de cero, ya que está correlacionada con las variables independientes, siendo ésta la razón por la cual las estimaciones por el método MCO resultarán sesgadas. Se puede demostrar que la esperanza del término de error condicionada a la decisión

de participación es factible de descomponer en dos términos (Paredes, 1987; Paredes y Riveros, 1994). El primero, corresponde a la razón entre la función de densidad y la función de densidad acumulada evaluada en el valor de I para cada individuo. Este término es conocido como el inverso de la razón de Mill, y constituye, conceptualmente, la variable excluida en la especificación adoptada para la ecuación de salario de mercado no corregida por el sesgo de selección¹¹. El segundo término corresponde al coeficiente correspondiente a una regresión teórica entre los errores de las ecuaciones (1) y (2)¹². Así, la ecuación de salario de mercado corregida por la presencia de sesgo de selección se plantea en términos empíricos del siguiente modo:

$$W_m = X\alpha + \gamma\lambda + \xi \quad (5)$$

$$\gamma = \gamma(\mu_1; \mu_2; \rho_{\mu_1, \mu_2}) \quad (6)$$

La variable lambda, como se ha dicho, corresponde al inverso de la razón de Mill, y el parámetro que le acompaña se relaciona con el coeficiente de regresión de los errores de ambas ecuaciones salariales¹³. La exclusión de la variable lambda es, en consecuencia, causa de sesgo en las estimaciones del vector α . Dicho sesgo dependerá básicamente de la magnitud del coeficiente de regresión entre ambos errores. Debido a la existencia de este sesgo, estimar la magnitud de la discriminación sin corregir por selectividad llevará a sub o sobre estimar la verdadera discriminación. Por ejemplo, si la exclusión afecta a individuos de baja escolaridad, es posible que se sobre-estime el nivel promedio de los salarios debido a que se está considerando una muestra con niveles de educación "seleccionadamente" altos.

Para corregir los efectos del sesgo de selección, se ha propuesto estimar separadamente una variable que aproxime lambda y cuya inclusión en la ecuación de salarios elimine el sesgo implícito en estimaciones por MCO (Heckman, 1979; Maddala, 1983). Con este propósito, se estima una ecuación de participación, en la que la probabilidad de participar o no en la fuerza de trabajo remunerada por parte de un individuo —esto es, la probabilidad de estar desempleado o en situación de inactividad con deseos de trabajar— depende de un conjunto de variables de características personales, de ingreso y de capital humano. La

¹¹ El valor de esta variable (llamada usualmente "lambda") tiende disminuir con la educación, o sea, disminuye con las variables que afectan positivamente el índice de participación.

¹² Es decir, se trata de la covarianza de dichos errores dividido por la varianza de aquél que se utilice en el lado izquierdo de la regresión teórica.

¹³ Véase, a este respecto, Paredes y Riveros (1994).

especificación de esa ecuación constituye la forma reducida de un sistema que determina la decisión de participación, compuesto por las ecuaciones de salario de mercado y salario de reserva. Esto hará que la ecuación de participación dependa de las mismas variables de las que dependen ambos salarios.

4. METODOLOGÍA Y MODELO QUE SE ESTIMARÁ

La metodología empírica que se utilizará para obtener los índices de discriminación corregidos se basa en el método propuesto por Heckman (1979) y que ha sido aplicado a otros países latinoamericanos (Pscharopoulos y Tzannatos, 1991; Paredes y Riveros, 1994; Balmaceda 1992). Para la aplicación de éste se procedió primero, a dividir la muestra total en muestras separadas para hombres y mujeres. Segundo, se estimó una ecuación de participación, —a través del método Probit— la cual relaciona la probabilidad de observar el salario¹⁴ de cada individuo. Tercero, se utilizaron los coeficientes obtenidos de esta regresión para estimar el valor ajustado de la probabilidad de ocupación. Cuarto, se corrigió la estimación de la ecuación de salarios incluyendo como variable explicativa a λ , que corresponde a la probabilidad predicha de observar el salario. Este último procedimiento corresponde al método propuesto por Heckman para corregir por la presencia de sesgo de selección muestral.

Una vez obtenidos los coeficientes de la ecuación de salarios corregida por sesgo de selección, se obtienen los salarios predichos corregidos. Con ellos se procede a calcular las diferencias totales de ingresos observadas entre hombres y mujeres por medio de la descomposición propuesta por Oaxaca (1973). Esta consiste en descomponer el diferencial total de ingresos predichos en dos términos. Uno que captura la diferencia asociada a dotaciones de capital humano (K) y otra que reproduce el efecto de la discriminación (D) propiamente tal. El primero de ellos se mide a través de la diferencia de los salarios predichos (o ajustados) utilizando el capital humano promedio de cada grupo (hombres y mujeres) multiplicado por los coeficientes obtenidos para los hombres. Este término se pregunta sobre la diferencia salarial que prevalecería si las mujeres fuesen remuneradas con el mismo retorno al capital humano que los hombres (W_m^*). El segundo término se obtiene al calcular la diferencia entre el retorno al capital humano de las mujeres y el mismo parámetro correspondiente al caso de los hombres. Este término se asocia a la diferencia salarial que prevalecería si el capital humano de las mujeres fuese igual al de los hombres. Así, esta descomposición se puede plantear del siguiente modo:

¹⁴ Para estos efectos se incluyeron los individuos que desean estar ocupados (esto es, inactivos con deseos de trabajar y desempleados) o que están actualmente ocupados pero sin percibir ingreso.

$$\text{Ln}(1+K) = \sum (X_h - X_m)\beta_h = \text{Ln } W_h - \text{Ln } W_m^* \quad (7)$$

$$\text{Ln}(1+D) = \sum (\beta_h - \beta_m)X_m = \text{Ln } W_m^* - \text{Ln } W_m \quad (8)$$

La expresión (7) corresponde al diferencial de salario asociado a diferencias en el stock de capital humano. La expresión (8) corresponde al diferencial de salario asociado a diferencias en los parámetros (retornos) correspondientes a ambos grupos, lo cual se interpreta como el diferencial atribuible a discriminación pura. El diferencial total puede obtenerse por medio de la suma de las ecuaciones (7) y (8) y se expresa de la siguiente forma:

$$\text{Ln}(1+T) = \text{Ln}(1+D) + \text{Ln}(1+K) = \sum \beta_h X_h - \sum \beta_m X_m \quad (9)$$

Como se ha dicho más arriba, para el cálculo de los coeficientes involucrados en las ecuaciones (7) y (8) es necesario estimar dos ecuaciones. La primera, corresponde a la variable de participación, la cual se especifica como una variable dicotómica del tipo "participa" o "no participa", medida en términos de ser o no observado un ingreso del trabajo. Esta ecuación se plantea en forma lineal en los parámetros, y permite estimar la probabilidad predicha de participación de un individuo con ciertas características de capital humano y personales. La segunda ecuación corresponde a la estimación del salario de mercado como función de variables de capital humano y de la probabilidad (predicha) de participar en el mercado laboral (λ). Esta última corresponde a un modelo de determinación de ingresos a-la-Mincer, corregido por la presencia de sesgo de selección. La siguiente es la especificación de las ecuaciones:

$$\begin{aligned} \text{Part} = & \alpha_0 + \alpha_1 * S + \alpha_2 * E + \alpha_3 * E_c + \alpha_4 * J_e + \alpha_5 * YF + \alpha_6 * NH + \alpha_7 \\ & * EV + \alpha_8 * TA + \alpha_9 * SE + \alpha_{10} * MS + \alpha_{11} * TE + \alpha_{12} * SP + \tau \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{Ln}W = & \beta_0 + \beta_1 * S + \beta_2 * E + \beta_3 * E_c + \beta_4 \\ & * SE + \beta_5 * MS + \beta_6 * TE + \beta_7 * \lambda + \beta_6 * SP + \mu. \end{aligned} \quad (11)$$

En la ecuación (10) la variable dependiente Part corresponde a una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando la persona obtiene un ingreso positivo y cero en caso contrario; S son años de estudios formales; E son años de

experiencia potencial¹⁵; Ec corresponde a la experiencia al cuadrado; Jefe es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo es jefe de hogar, y el valor 0 en caso de no serlo; YFPC corresponde al ingreso familiar per cápita estimado descontando el ingreso personal o proveniente de empleo permanente, variable que se utiliza como una proxy del ingreso transitorio; NH es el número de hijos; EV refleja el estado de la vivienda del individuo, dato proporcionado directamente por la encuesta de hogares en términos de bueno, regular o malo, y que se utiliza como una variable proxy del ingreso permanente; TA es una variable dicotómica que toma el valor 1 si la persona ha trabajado anteriormente y el valor 0 en el caso de que no lo haya hecho; SE es una variable interactiva entre educación y experiencia potencial; MS es una variable dicotómica que representa el estado civil tomando el valor 1 en el caso de que sea casado o conviviente y 0 en los restantes casos; TE es el tamaño de la empresa¹⁶, medido por el número de trabajadores, sirviendo como proxy del grado de informalidad de las empresas en las cuales trabajan hombres y mujeres; SP es una variable muda que toma el valor 1 para aquellos que trabajan en el sector público y 0 de otro modo. En la ecuación (11) la variable independiente LnW corresponde al logaritmo natural del salario por hora; λ es la probabilidad (ajustada) de que el individuo i participe en el mercado del trabajo y corresponde a la variable lambda o al inverso de la razón de Mill; τ y μ son errores aleatorios que se asumen con media cero y varianza constante.

En el caso de la ecuación (10), se espera que los parámetros asociados a variables que midan cambios en el costo del ocio tengan signo positivo; esto es, un aumento en el valor de dichas variables afectarán positivamente la probabilidad de participar en el mercado. Sin embargo, este efecto dependerá del grado de sustitución en el trabajo fuera del mercado entre los miembros de la familia. Es decir, las variables de capital humano deben tener signo positivo, al igual que el parámetro asociado a la variable Jefe. El signo del parámetro asociado a la variable YF, por otra parte, es incierto, debido a que aumentos en el valor de la variable disminuirán el costo del ocio para algunos y lo aumentaron para otros. Por el contrario, los cambios en el ingreso permanente deberfan ejercer un efecto negativo sobre la participación. El signo del parámetro asociado a NH será negativo en el caso de la mujer, dado que el costo en términos de producción en el hogar será mayor en las típicas condiciones de división del trabajo por género.

¹⁵ La experiencia potencial se mide a través de la aproximación empírica: $Exp = Edad - Educación - 6$. La aplicación de esta proxy requiere necesariamente del cumplimiento de dos condiciones: la primera, que el inicio de la vida laboral comience inmediatamente después de terminada la etapa escolar, y la segunda, que la vida laboral debe ser ininterrumpida. Indudablemente, este último supuesto es más discutible en el caso de las mujeres y de los grupos caracterizados por altas tasas de desempleo.

¹⁶ La inclusión de la variable tamaño de empresa tiene por finalidad capturar en parte la dualidad del mercado del trabajo. Se postula, en términos generales, que el sector informal (de bajos salarios) corresponde a aquel en que operan las firmas de menor tamaño en cuanto a capital y trabajadores. Muchas de estas empresas corresponden a empresas de tipo familiar con alta presencia de familiares no remunerados.

Por el contrario, se puede esperar que el parámetro correspondiente a los hombres sea positivo, ya que un mayor número de hijos encarece el costo alternativo del ocio. La variable TA debiera ejercer un efecto positivo sobre la participación, ya que personas que han trabajado antes y se encuentran fuera de la fuerza de trabajo, son probablemente trabajadores desalentados, que en condiciones de aumento en la probabilidad de encontrar empleo, ingresarán a la fuerza de trabajo; además, ellos son trabajadores que poseen mejor información acerca del mercado laboral. Por lo tanto, el tiempo esperado de búsqueda para ellos debería ser menor en relación a los que no han participado nunca. Por último, no existen valores a priori para las otras variables.

Con respecto a la ecuación (11), los signos esperados son los típicos de un modelo de capital humano, es decir, los parámetros de educación y experiencia deben tener signo positivo, mientras que la variable experiencia al cuadrado debería tener un efecto negativo y pequeño relativo al parámetro asociado a la variable E. En general, de acuerdo a los hallazgos empíricos previos, la variable interactiva educación-experiencia se espera que ejerza un efecto negativo (Paredes, 1987; Corbo y Stelcner, 1980 y Balmaceda, 1992). En forma concordante con las teorías tradicionales de segmentación del mercado laboral, el signo del parámetro asociado a la variable tamaño de empresa —la cual se asocia a su grado de informalidad— se espera que sea positivo, es decir, a mayor tamaño de la firma el salario debería ser más alto, manteniendo las otras variables a un nivel constante. Es importante notar que esta particular manera de medir el efecto de la segmentación no está exento de críticas, ya que el tamaño de la firma es sólo una proxy (imperfecta) del fenómeno. El signo asociado al parámetro de la variable SP, por otra parte, debería ser positivo ya que los mayores salarios se observan en el sector público. Además, la inclusión de esta variable tiene por objeto controlar el efecto de la dicotomía formal-informal del rol absorbedor de mano de obra que posee el estado. Esto último es concordante con la mayor parte de las versiones de la teoría de segmentación del mercado del trabajo. El método que se utilizará para estimar las ecuaciones (10) y (11) será el de máxima verosimilitud con información completa; es decir, se estimarán las dos ecuaciones simultáneamente, siendo la estimación mínimo cuadrática ordinaria el valor inicial para el proceso de iteración.

5. DATOS Y RESULTADOS

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta Urbana de Hogares llevada a cabo por el Ministerio de Planificación de El Salvador en el período octubre 1990 - febrero 1991. Para las estimaciones se excluyeron todos los menores de 12 años, los empleados domésticas, los empleadores y los familiares no remunerados. Asimismo, se incluyeron los desempleados y los trabajadores desalentados, población que no percibe ingreso monetario y que lleva implícito el problema de sesgo de selección. La última categoría mencionada,

corresponde empíricamente a aquellos inactivos que declaran que estarían dispuestos a iniciar una búsqueda activa si estimaran una probabilidad positiva de encontrar empleo. Con respecto a los trabajadores por cuenta propia (TCP), las estimaciones se hicieron en forma alternativa tanto incluyéndolos como excluyéndolos. Existen dos razones para este procedimiento. En primer lugar, en el caso de los TCP y sobre la base de la información empírica disponible, los retornos al capital humano no son estrictamente diferenciables de los retornos al capital físico. Segundo, los TCP representan un alto porcentaje de miembros del sector informal de la economía, usualmente aquellos con menores niveles de capital humano. Así, la comparación de los resultados proporciona la posibilidad de relativizar las conclusiones. La muestra utilizada comprende 14.356 y 11.825 individuos, respectivamente al incluir e incluir los TCP.

Los resultados de la estimación empírica de la ecuación (10) (Cuadro 1) señalan que los parámetros asociados a la variable educación no son significativos para ninguno de los cuatro grupos (hombres y mujeres; incluyendo o excluyendo los TCP). Los coeficientes de las variables experiencia y experiencia al cuadrado poseen los signos adecuados y son significativos, excepto en el caso de las mujeres, cuando se excluyen los TCP. La variable "número de hijos" no es significativa para los dos primeros grupos (hombres y mujeres, excluyendo TCP), aunque sí para los otros dos siguientes (incluyendo los TCP); sin embargo, el signo no es el esperado en el caso de los hombres. El efecto del ingreso familiar per cápita sobre la probabilidad de participación es negativo y significativo, reflejando que una mayor riqueza por parte de algún integrante del hogar incrementa el salario de reserva de los otros miembros del hogar. En general, la variable "jefe de hogar" no es significativa, a excepción del conjunto de mujeres que incluyen los TCP. En este caso el signo es el esperado, o sea, si se es jefe de hogar aumenta la probabilidad de participar. Los coeficientes de la variable "estado civil" son significativos y presentan los signos esperados, indicando que los hombres casados poseen una mayor probabilidad de participar cuando están casados ocurriendo lo contrario con las mujeres. La variable "trabajó con anterioridad" no es significativa en ninguno de los casos. Por último, las variables asociadas a la demanda de trabajo son todas significativas, presentando signo positivo para el tamaño de la empresa y negativo para la variable que refleja el sector en el cual se está participando, público o privado. Ello refleja el hecho de que al tener la oportunidad de ingresar a una empresa de mayor tamaño incrementaría la probabilidad de participar, ocurriendo lo contrario con el ingreso al sector público.

En cuanto a las diferencias entre los resultados de la ecuación de participación, con y sin inclusión de los TCP, sólo es destacable el cambio en la constante, que reflejaría que los empleados o asalariados permanentes que tienen una dotación inicial igual a cero para cada variable incluida en la ecuación

reducida de participación, tienen una mayor probabilidad de participar en relación a los que constituyen la categoría de TCP¹⁷.

Las ecuaciones de salario estimadas con y sin correcciones por sesgo de selección tanto para la muestra que no considera a los TCP como para aquellas que sí lo hacen se presentan en los cuadros 2 y 3, respectivamente. Los resultados corregidos se obtienen incluyendo el valor ajustado (predicho) de la variable dependiente, el que a su vez se obtiene de la ecuación presentada en el cuadro 1. Tal valor ajustado corresponde a la razón entre la función de densidad y la función de densidad acumulada, ambas evaluadas en las características de cada individuo.

Los resultados revelan que las variables de capital humano poseen los signos correctos y son significativas con un 95 por ciento de confianza para ambos casos. Sin embargo, la corrección por selectividad afecta de diferente forma a los coeficientes de los hombres en relación a sus equivalentes para las mujeres. En el caso en que no se incluyen los TCP (Cuadro 2) la corrección por sesgo censal no es significativa para las mujeres pero sí lo es para los hombres. Para estos últimos, la rentabilidad de la educación disminuye en cerca de un punto porcentual cuando se corrige por sesgo de selección, significando que la estimación por MCO sobreestima la verdadera rentabilidad. Este último fenómeno es concordante con el signo negativo que se obtiene para el parámetro asociado a λ . Lo mismo ocurre con la rentabilidad de la experiencia, pero la sobreestimación es mayor en éste caso, siendo el parámetro estimado por MCO 25 por ciento más alto que el estimado por el método de Heckman. En el caso de las mujeres no existen diferencias estadísticas entre las rentabilidades corregidas y sin corregir. Para la muestra que incluye a los TCP la corrección por selectividad no es significativa en ninguno de los dos casos, lo que implica que los retornos a la experiencia y a la educación no difieren entre ambos métodos de estimación, Mínimos Cuadrados Ordinarios y método de Heckman.

Pese a lo anterior, existen diferencias numéricas entre las rentabilidades obtenidas con ambas muestras (con y sin trabajadores por cuenta propia). Las diferencias van en favor de los resultados obtenidos con la muestra que excluye a los TCP en el sentido de que se observan mayores rentabilidades con ella. No obstante, en contraposición al caso de las mujeres, en los hombres no se dan diferencias estadísticamente significativas¹⁸. Lo anterior refleja que los hombres que se desempeñan como TCP, no son sustancialmente diferentes de aquellos empleados o asalariados permanentes en términos de las características de capital humano. Esto se corrobora al observar la diferencia en la educación promedio de

¹⁷ No obstante, lo anterior puede deberse a que el modelo reducido no sea un buen modelo para explicar la decisión de ser un trabajador por cuenta propia versus un empleado o asalariado permanente.

¹⁸ Los test estadísticos arrojan valores de -0,19 y 0,51 para los hombres y de 1,8 y 2,1 para las mujeres ambos respectivamente.

los hombres en ambas muestras la cual es de 0,39 años y no es estadísticamente significativa, sucediendo lo mismo para la variable experiencia. No ocurre lo mismo con las mujeres, en cuyo caso existen diferencias apreciables entre la escolaridad promedio de la muestra sin TCP versus la muestra con TCP, la diferencia es aproximadamente de 2,7 años en favor de las primeras. Esto es un reflejo del hecho que muestra sin TCP excluye a las que poseen menor capital humano. Algo similar ocurre con la experiencia.

CUADRO 1

ECUACIÓN DE PARTICIPACIÓN
(Estimación Probit; Hombres y Mujeres)

	Sin trabajadores por Cuenta Propia		Con Trabajadores por Cuenta Propia	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Constante	-1,530 (0,323)	-2,998 (0,573)	-1,257 (0,250)	-1,884 (0,291)
Educación	0,002* (0,020)	0,038* (0,040)	0,008* (0,016)	-0,019* (0,020)
Experiencia	0,047 (0,018)	0,031* (0,023)	0,054 (0,012)	0,057 (0,010)
Expe ²	-0,8E+5 (0,3E+5)	-0,7E+5* (0,4E+5)	-0,8E+5 (0,3E+5)	-0,7E+5 (0,3E+5)
Educa*Exp	-0,002 (0,000)	-0,001* (0,001)	0,003 (0,001)	0,005* (0,004)
N° Hijos	-0,003* (0,002)	0,000* (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,001)
YFPC	-0,001 (0,0003)	-0,0008 (0,0003)	-0,001 (0,0005)	-0,0007 (0,0003)
Vivienda	0,076* (0,102)	0,289 (0,105)	0,006* (0,077)	0,043* (0,060)
Jefe	-0,184* (0,141)	0,178* (0,205)	0,087* (0,109)	0,270 (0,106)
Trabajo Ant.	-4,538* (9,0E+4)	-3,115* (2,8E+4)	-4,581* (1,0E+3)	-3,507* (7,9E+2)
Tamaño Empresa	1,133 (0,047)	1,328 (0,056)	0,942 (0,027)	1,774 (0,022)
Dummy Sector Público	-1,321 (0,098)	-1,038 (0,121)	-1,682 (0,092)	-3,493 (0,080)
Estado Civil	0,359 (0,133)	-0,550 (0,124)	0,382 (0,098)	-0,135 (0,071)
Part.	59,65	21,92	65,05	36,89
R ²	84,66	88,53	77,62	76,31
n	5.445,0	6.380,0	6.422,0	7.934,0

Nota: La desviación estándar respectiva aparece entre paréntesis. Los asteriscos indican que la variable no es significativa con un 95% de confianza. El R² que aparece en la tabla corresponde a: $\rho^2 = 1 - MV(\beta_{no})/MV(\beta_0)$.

El coeficiente de la variable "estado civil" tiene signo positivo en todo los casos, resultado que es congruente con la hipótesis que sustenta su inclusión. Dicha variable fue incluida como una proxy de esfuerzo ya que se supone que individuos con responsabilidades familiares se esforzarán más en el empleo.

Los coeficientes de las variables que intentan capturar la segmentación de mercado son significativas y tienen los signos esperados en todos los casos, es decir, el coeficiente para la variable tamaño de empresa es positivo. Esto indica que a mayor tamaño de empresa —i.e., mientras más probable es que el individuo esté empleado en el sector formal de la economía— mayor es el salario predicho, manteniendo constante el resto de las variables. Debido a que esta variable es una medición imperfecta del grado de segmentación, nótese también que el tamaño del parámetro disminuye notablemente al incluirse los trabajadores por cuenta propia, implicando que el efecto de la segmentación se refleja mucho más en los cambios observados en el resto de los parámetros. Esta reducción es aun más significativa en el caso de las mujeres.

En el cuadro 4 se presenta la descomposición del diferencial total T según la descomposición de Oaxaca, en sus dos componentes principales, el diferencial por dotaciones (K) y la diferencia correspondiente a la discriminación pura (D). Esta descomposición se ha calculado con los coeficientes corregidos como con los mismos sin corregir para ambas muestras, además se han obtenido los mismos con la variable tamaño de empresa incluida y excluida. La razón para esto último es realizar un intento por medir el efecto sobre la discriminación que la segmentación de mercado.

Considerando primero la muestra que excluye a los TCP, se observa que al corregir las estimaciones por sesgo de selección se produce un significativo aumento en el diferencial salarial total ($\ln(1+T)$) al no considerarse la variable "Tamaño". Al incluirse esta variable, la corrección por sesgo de selección arroja una significativa disminución del diferencial salarial total. De forma muy interesante, estos resultados indican que las diferencias salariales asociadas a diferencias en las dotaciones de capital humano se mantienen prácticamente iguales al corregir o no corregir por sesgo de selección, con o sin los TCP. Por lo tanto, al incorporarse el efecto de la variable "Tamaño", la parte del diferencial salarial asociado a discriminación, disminuye notablemente (de 0,180 a 0,140). La discriminación es 2,8 veces (0,140 versus 0,392) mayor cuando no se controla por tamaño de empresa, es decir, cuando no se intenta capturar la dicotomía formal-informal.

CUADRO 2

ECUACIÓN DE SALARIOS EXCLUYENDO TRABAJADORES POR CUENTA PROPIA
(Variable dependiente: Logaritmo Natural del Ingreso por Hora)

	Corregidos		Sin Corregir	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Constante	-0,160 0,093	-0,634 0,166	-0,208 0,077	-0,581 0,146
Educación	0,093 0,005	0,107 0,008	0,094 0,006	0,107 0,093
Experiencia	0,029 0,004	0,031 0,006	0,029 0,004	0,031 0,075
Experiencia 2	0,0003 0,0001	0,0004 0,0002	0,0003 0,0001	0,0004 0,0002
Educ*Exper	0,0001* 0,0002	0,0001* 0,0001	0,0005* 0,0004	0,0001 0,00005
Estado civil	0,148 0,026	0,070* 0,037	0,151 0,024	0,074 0,031
Tam. empresa	0,112 0,019	0,188 0,039	0,123 0,012	0,175 0,024
Público/Privado	0,189 0,034	0,289 0,044	0,181 0,028	0,294 0,035
Lambda	-0,321 0,170	0,210* 0,121	n.c	n.c
R ²	38,80	47,17	38,64	47,06
LnY ^o	1,37	1,39	1,43	1,39
LnY ^m	1,40	1,48	1,40	1,48
F	256,78	155,18	291,58	176,70
n	3248,00	1399,00	3248,00	1399,00
Retorno Educación	0,095	0,105	0,106	0,106
Retorno Experiencia	0,016	0,019	0,020	0,019

Nota: Los valores en paréntesis corresponden a las desviaciones estándares. (1) Evaluadas en los valores medios (Hombres: Exp=21,92, Educ=6,89; Mujeres: Exp=17,45, Educ=8,91). El LnY^o corresponde al ingreso estimado y el LnY^m al ingreso muestral.

* indica que la variable no es significativa al 95 por ciento de confianza.

CUADRO 3

ECUACIÓN DE SALARIOS; INCLUYENDO TRABAJADORES POR CUENTA PROPIA
 (Variable dependiente: Logaritmo natural del Ingreso por Hora)

	Corregidos		Sin Corregir	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Constante	-0,086* 0,093	-0,171* 0,112	-0,076* 0,069	-0,262 0,095
Educación	0,093 0,005	0,102 0,008	0,093 0,006	0,104 0,077
Experiencia	0,029 0,004	0,043 0,005	0,029 0,004	0,045 0,005
Experiencia 2	-0,0003 0,0001	-0,0005 0,0002	0,0003 0,0001	-0,0008 0,0003
Educ*Exper	0,0002* 0,0002	-0,001 0,0005	0,0002* 0,0002	-0,001 0,0004
Estado civil	0,153 0,028	0,014* 0,028	0,152 0,024	0,007* 0,027
Tam. empresa	0,086 0,014	0,067 0,021	0,084 0,010	0,087 0,011
Público/Privado	0,181 0,045	0,398 0,064	0,184 0,028	0,375 0,034
Lambda	0,017* 0,089	-0,103* 0,690	n.c	n.c
R ²	30,04	28,26	30,41	28,20
LnY ^o	1,32	1,19	1,32	1,16
LnY ^m	1,36	1,23	1,36	1,23
F	227,83	143,69	260,43	163,83
n	4178,00	2927,00	4178,00	2927,00
Retorno Educación	0,098	0,076	0,098	0,076
Retorno Experiencia	0,015	0,012	0,015	0,012

Nota: Los valores en paréntesis corresponden a las desviaciones estándares. (1) Evaluadas en los valores medios (Hombres: Exp=24,48, Educ=6,50; Mujeres: Exp=25,75, Educ=6,25).
 * indica que la variable no es significativa al 95 por ciento de confianza.

CUADRO 4
DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL TOTAL
DIFERENCIAL POR DOTACIÓN Y POR DISCRIMINACIÓN
CORREGIDAS Y SIN CORREGIR

Descomposición	Corregidos		Sin Corregir	
	Con Tamaño	Sin Tamaño	Con Tamaño	Sin Tamaño
No Incluye Trabajadores por Cuenta Propia:				
Ln(1+K)	0,091	0,115	0,091	0,117
Ln(1+D)	0,140	0,392	0,180	0,353
Ln(1+T)	0,231	0,507	0,271	0,470
Incluye Trabajadores por Cuenta Propia:				
Ln(1+K)	0,651	0,603	0,650	0,602
Ln(1+D)	0,071	0,087	0,083	0,091
Ln(1+T)	0,722	0,690	0,733	0,694

Las observaciones anteriores se confirman al incluirse los TCP en la muestra y, por lo tanto, tomar plenamente en consideración el efecto de la presencia del sector informal. En efecto, el diferencial total estimado también disminuye al corregir por sesgo de selección, disminución que es significativamente más importante en el caso del coeficiente asociado a discriminación. Así, el mensaje que fluye de estas estimaciones es que, al incorporarse el efecto de la segmentación del mercado laboral, las diferencias salariales atribuibles a discriminación son significativamente menores, mientras que aquellas asociadas a distintos stock de capital humano se mantienen más o menos constantes. Esta evidencia también sugiere que las mujeres se agrupan preferentemente en el sector informal y los hombres se distribuyen más igualitariamente entre ambos sectores. Lo anterior insinúa que la distribución desigual entre sectores puede ser la variable que esté explicando parte importante de las diferencias salariales.

6. CONCLUSIONES

Este trabajo indica que para estimar correctamente la discriminación salarial contra la mujer es fundamental corregir el sesgo de selección implícito en la información muestral. En el caso de El Salvador, la discriminación se sobreestima cuando las diferencias de ingreso se calculan con los coeficientes estimados sin corregir por sesgo de selección. Se encuentra una mayor concentración de mujeres en el sector informal, implicando que parte importante

de la diferencia de salarios observada no se debe a discriminación sino más bien a la estructura del mercado laboral. Este trabajo también encontró que el efecto de la discriminación pura es relativamente menor que el efecto asociado a las desiguales dotaciones de capital humano en el caso de la muestra que incluye a los trabajadores por cuenta propia, sucediendo lo contrario cuando estos no son incluidos. Esta evidencia lleva a concluir que un mejor acceso de las mujeres a la adquisición de capital humano general y específico es un mecanismo altamente efectivo para disminuir las diferencias salariales existentes.

Las implicancias de política de estos resultados dicen relación con el tipo de medidas que resultarían más adecuadas para homogeneizar los salarios entre hombres y mujeres con iguales características. Dichas medidas apuntarían mucho menos al uso de políticas anti-discriminatorias y mucho más a políticas que faculten el acceso a la educación formal e informal como también a medidas que disminuyan las diferencias entre el sector formal e informal, de forma tal que las mujeres puedan tener un mejor acceso a las empresas de mayor tamaño y así poder beneficiarse del mayor retorno de esta variable.

Es importante indicar que, si bien los resultados de este trabajo indican que la segmentación de mercado explica en forma importante las diferencias salariales por género en El Salvador, la medición empírica de dicha variable no está exenta de problemas. En efecto, el problema de segmentación reviste una serie de connotaciones teóricas, que hacen en extremo complejo medir en forma directa los llamados sectores "formal" e "informal"; de acuerdo a muchos, la propia concepción de dos sectores se verifica en contraposición a la más compleja estructura que efectivamente prevalecería en el mercado. Por lo tanto, la medición efectuada a través de la variable "tamaño de la firma", constituye una versión del problema que no es exhaustiva en términos de medir apropiadamente el efecto de la estructura del mercado del trabajo sobre los salarios.

En conclusión, este trabajo indica que la discriminación contra las mujeres es, al menos, altamente cuestionable como una explicación de las diferencias salariales prevalecientes en el mercado del trabajo salvadoreño. En general, ello implica que en economías con mercados del trabajo segmentados, como típicamente corresponde a países en desarrollo, la explicación debe tomar en cuenta, de modo muy importante, la existencia de segmentación. Del punto de vista de política económica, esto implica que para enfrentar el problema de las diferencias de ingresos entre hombres y mujeres, resultaría ser mucho más efectivo, usar medidas que hagan del mercado del trabajo un mercado mucho más competitivo y homogéneo, o sea, tiendan a disminuir la segmentación. Este trabajo sugiere que atacar el problema por la vía de políticas anti-discriminatorias, exclusivamente, puede no conducir a solucionar en forma efectiva y sostenible el problemas de las diferencias salariales.

REFERENCIAS

- BALMACEDA, F. (1992): "Antigüedad en el empleo y los salarios en Chile", *Estudios de Economía*, Vol. 19, 87-105.
- CORBO, V. y M. STELCNER (1980): "La segmentación del mercado laboral reconsiderada: el caso de los asalariados. Gran Santiago 1978", *Estudios de Economía* N° 15, 43-61.
- CHISWICK, B. y J. MINCER (1980): "Time series Change in Personal Income Inequality in the USA from 1939 with projections to 1985", *Journal of Political Economy*, Vol. 80, 534-566.
- HECKMAN, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, 153-161.
- LEONARD, J.S. (1984): "Employment and Occupational Advance under Affirmative Action", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60: 377-385.
- MADDALA G. S. (1983): *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Londres.
- OAXACA, R. (1973): "Male-Female Wage Differential in Urban Labor Markets". *International Economic Review*, Vol. 14, 693-709.
- PAREDES, R. (1987): "Estimación de la oferta de trabajo", Documento docente del Departamento de Economía de la Universidad de Chile.
- PAREDES, R. y RIVEROS, L. (1990): "Factores estructurales y cíclicos y la composición del desempleo abierto en Chile", *Revista de Análisis Económico*, Vol. 5, 47-60.
- PAREDES, R. y L. RIVEROS (1994): "Gender Wages Differentials in Chile: A Long Term View: 1958-1990", *Estudios de Economía*, Vol. 21, 209-230, Número Especial.
- PSACHAROPOULOS, G. (1983): "Returns to Education an International Comparasion". Banco Mundial, *Technical Department Working Paper* 63.
- PSACHAROPOULOS G. y Z. TZANNATOS (1991): "Women's Employment and Pay in Latin America", Banco Mundial, Latin American Region, Research Document.