

Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003

Determinants of the gender wage gap in Colombia, 1997-2003

María del Pilar Fernández *

Resumen

El presente trabajo explora los determinantes de los diferenciales salariales por género en Colombia en el período 1997-2003, utilizando la Encuesta de Calidad de Vida. La estimación fue realizada mediante regresiones por percentiles, a fin de analizar los determinantes en varios puntos de la distribución de salarios y no únicamente la media, como lo han hecho trabajos anteriores. A partir de las ecuaciones de ingresos, se realizó una descomposición de los diferenciales. Los resultados sugieren que éstos no se explican por las diferencias en características productivas de hombres y mujeres sino por diferencias en las remuneraciones percibidas. En este contexto, las políticas tradicionales para enfrentar esta situación como leyes de cuotas, no serían una solución efectiva si no están acompañadas por criterios de remuneración objetivos. Este tipo de esquemas existen en el sector público colombiano y han resultado ser una manera efectiva de disminuir las diferencias en remuneraciones entre géneros.

* Asesora de la Gerencia General de la Federación Nacional de Cafeteros de Colombia, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: pilarfer@gmail.com. Agradezco los comentarios y la colaboración brindada por el doctor Jairo Núñez y los doctores Alejandro Gaviria y Olga Lucía Acosta en el desarrollo de este trabajo.

Este documento fue recibido el 5 de abril de 2006, modificado el 14 de diciembre de 2006 y aceptado el 20 de diciembre de 2006.

Palabras clave: economía de género, diferenciales salariales, discriminación laboral.

Clasificación JEL: J16, J31, J70.

Abstract

This work explores the determinants of the gender wage gap in Colombia for the period 1997-2003, using data from the Living Standards Survey (ECV). The estimations are done using quantile regression, in order to analyze the determinants at various points of the wage distribution and not only at the mean, as has been done by previous works. Based on regressions for income equations, a decomposition of the wage gap is performed. The results suggest that the gap is not explained by differences in the productive abilities of men and women, but by differences in their payment. Thus, the traditional methods employed to ameliorate the situation, such as placement laws would not be effective if they are not accompanied by comprehensive wage schemes based on achievements. Wage scales exist in Colombia's public sector and they have proved to be an effective way of diminish the gender differences in pay.

Key words: economics of gender, wage differentials, labor discrimination.

JEL Classification: J16, J31, J70.

Introducción

Durante los últimos cincuenta años del siglo XX se presentaron grandes transformaciones demográficas, sociales y culturales, las cuales han determinado cambios en la composición, tamaño y funciones de la familia, tal como lo señala Flórez (2004). Estas transformaciones, dentro de las cuales se encuentran los mayores niveles educativos, la transición demográfica, la terciarización del empleo y el proceso de urbanización, han estado acompañadas de una feminización del mercado de trabajo, en la medida que han aumentado los costos de oportunidad de quedarse en casa y la disponibilidad de tiempo de la

mujer durante la vida productiva. Este hecho se manifiesta en un importante crecimiento de la tasa de participación laboral de la mujer, que pasó de niveles de 36% en 1982 al 48% en 1997 para las siete principales ciudades, como lo señala Urdinola (1998). Actualmente, la participación laboral de las mujeres es de 54%¹.

Sin embargo, esta incursión de las mujeres al mercado de trabajo ha estado acompañada de una gran desigualdad en los ingresos laborales frente a los percibidos por los hombres, tanto que entre 1976 y 1995, la brecha salarial por género² fluctuó entre 36% y 21% (Ribero y Meza, 1997). Esta reciente y creciente participación de la mujer, ha motivado diversos trabajos que analizan la forma cómo el mercado está reaccionando a este nuevo tipo de mano de obra. Sin embargo, existen otras razones por las cuales es importante estudiar el tema. Primero, porque la mujer cada vez más ha dejado de ser un aportante de ingresos marginales al hogar. De hecho, de los hogares con jefatura masculina tan sólo en 38,5% de los casos, los hombres eran los únicos aportantes de ingresos³. Además, como resultado de las transformaciones del último siglo, cada vez aumenta la proporción de hogares monoparentales, en los cuales, cabe señalar, las mujeres son las jefes de hogar en un porcentaje cercano al 90% (Flórez, 2004). Segundo, porque el ingreso de la mujer no sólo aumenta el ingreso del hogar, sino que posibilita un menor impacto de los choques económicos vía diversificación de las fuentes de ingreso. Por último, porque no se debe olvidar que el salario tiene fuertes implicaciones en las decisiones de las mujeres como el matrimonio, la fecundidad e incluso está relacionado con el poder de negociación al interior del hogar.

El objetivo de este trabajo es, entonces, el de analizar los factores que determinaron los salarios para hombres y mujeres entre 1997 y 2003, para ver hasta qué punto los diferenciales se debieron a diferencias en las características de estos dos grupos o a diferencias en las remu-

¹ En el primer trimestre de 2005.

² Definido como $(\text{Ingresos laborales hombres} - \text{Ingresos laborales mujeres}) / \text{Ingresos laborales hombres}$.

³ CEPAL. Base de Datos Unidad Mujer y Desarrollo. http://www.eclac.cl/mujer/proyectos/perfiles/comparados/comp_trabajo.htm

neraciones a sus características productivas observables. Además, se contribuirá a la discusión, analizando por primera vez para Colombia en el contexto de la economía de género, los efectos de las variables observables en diferentes puntos de la distribución de salarios, utilizando la metodología de regresiones por percentiles.

La estructura del trabajo es la siguiente: primero se hizo una introducción al tema de los diferenciales salariales; en los capítulos I y II se revisan la literatura teórica y la empírica de las diferencias salariales por género; en el capítulo III se describen el modelo y la metodología de estimación; en el capítulo IV se caracterizan los datos a utilizar; en el capítulo V se analizan las estimaciones y los resultados obtenidos, y en el VI se presentan las conclusiones y recomendaciones de política.

I. Revisión de la literatura

No toda diferencia en salarios es discriminación, ni toda discriminación se traduce en diferencias en salarios, como lo plantea Ribero, Tenjo y Bernat (2005). Existen diversas situaciones como diferencias en las características productivas y compensaciones por la realización de trabajos bajo condiciones no deseables, que se traducen en diferencias salariales que no son atribuibles a discriminación de género. La discriminación sólo ocurre cuando dos personas con las mismas características y habilidades desempeñan las mismas labores pero son tratadas de manera diferente por el empleador, los demás empleados o por el consumidor. Este tratamiento diferente se puede reflejar en diferenciales salariales, pero también puede manifestarse de otras formas como tratamiento desigual en cuanto al acceso, los beneficios laborales y las oportunidades de ascenso.

Un mito que se debe romper es que las mujeres ganan menos que los hombres porque tienen menores niveles de capital humano, puesto que es posible encontrar situaciones en las que mujeres con igual educación, experiencia y horas trabajadas, ganen menos que los hombres con iguales condiciones. De hecho, en 2003, el diferencial salarial en Colombia entre hombres y mujeres con dieciséis y más años de educación se acercó al 28%⁴. Entonces, ¿cuáles son los factores que pueden estar detrás de estas diferencias en remuneraciones?

⁴ Cálculos del autor con base en la Encuesta de Calidad de Vida-2003 (ECV-2003).

Existe una amplia literatura sobre las causas de los diferenciales salariales. Aunque algunas de estas teorías se encuentran íntimamente relacionadas, en el presente trabajo se proponen tres tipos de explicación a este fenómeno: i) factores de tipo discriminatorio; ii) diferencias generadas por las funciones de género y la división del trabajo al interior del hogar, y iii) factores relacionados con la estructura salarial.

A. Modelos de discriminación

La discriminación afecta los salarios y/o la ocupación de los individuos a través de diferentes mecanismos; a continuación se presentan dos de las teorías principales acerca de cómo opera la discriminación en los mercados: la discriminación basada en gustos y la discriminación estadística.

1. Discriminación basada en “gustos”

La teoría de la discriminación basada en gustos fue desarrollada inicialmente por Gary Becker y parte de la base de que existe un prejuicio personal del empleador, los empleados o los consumidores hacia algún grupo o minoría de la población. Este prejuicio, o como lo llama Becker “gusto por la discriminación”, se traduce en que el agente esté dispuesto a incurrir en costos, ya sea en la forma de un pago directo o mediante menores ingresos, para evitar tener una transacción o contrato económico con una persona perteneciente al grupo discriminado. Según se plantea en Becker (1971), el gusto por la discriminación se puede representar con un coeficiente de discriminación (DC) que actúa como un impuesto y que puede ser positivo o negativo según se trate de discriminación o gusto especial, respectivamente. Así las cosas, si un empleador discriminador se enfrenta a que el precio de un determinado factor es π , éste actuará como si el precio (salario) del factor discriminado fuera $\pi(1 + DC_i)$. En el caso de dos posibles empleados A y B, los cuales son sustitutos perfectos en la producción y si B pertenece al grupo discriminado, el empleador contratará a A siempre que $w_a < w_b(1 + dc)$; sólo contratará a B cuando $w_a > w_b(1 + dc)$ y cuando, $w_a = w_b(1 + dc)$ ambos podrán ser contratados. Esta situación causa entonces una pérdida de bienestar no sólo al individuo discrimina-

do, sino también a la misma empresa, en la medida que le genera mayores costos de producción⁵.

Sin embargo, bajo situaciones de competencia en el mercado de bienes este tipo de discriminación tendería a desaparecer. Esto, ya que las firmas que no discriminan contratarían a los individuos de la minoría a un costo menor que los trabajadores de la empresa discriminadora y terminarían por sacarlas del mercado. Situaciones por fuera de la competencia como mercados de bienes monopólicos, empresas con poder monopsónico en el mercado de trabajo o mercados laborales en los que la información es muy costosa pueden explicar situaciones de discriminación que perduran en el tiempo. Una amplia revisión de estas teorías se puede encontrar en Ribero, Tenjo y Bernat (2005).

2. Discriminación estadística

A diferencia de la discriminación originada en los gustos o preferencias de los individuos, en la teoría de discriminación estadística desarrollada por Arrow (1971) y Phelps (1972), la discriminación surge de las diferentes percepciones que tengan los individuos de la realidad. Así las cosas, si por alguna razón los empleadores creen que un grupo A de la población tiene menor productividad que un grupo B, sólo estarían dispuestos a contratar miembros del grupo A a un salario menor que el que le pagarían a los del grupo B.

Esta teoría se basa en la existencia de información incompleta o costosa sobre la productividad real de los individuos, ante lo cual, el empleador que se enfrenta a la decisión de contratación debe hacer una predicción de ésta teniendo como base algunos indicadores observables y su intuición. Esta situación podría llevar a la discriminación, especialmente cuando existen ideas preconcebidas de la productividad de ciertos tipos de individuos. Así las cosas, tal como lo señala Arrow (1971), para que este fenómeno se presente, deben cumplirse tres condiciones principales, las cuales se aplican con facilidad en el caso de la discriminación de género. Primero, que el empleador esté en la capacidad de distinguir los individuos según pertenezcan al grupo A

⁵ Ejemplo tomado de Becker (1971).

o al grupo B. Segundo, que para poder conocer la productividad real de un individuo el empleador deba incurrir en costos. Por último, el empleador debe tener previamente alguna idea o preconcepción de la distribución de la productividad entre los grupos.

Un ejemplo de esta situación puede evidenciarse cuando una mujer se presenta a un trabajo en el que la fuerza física es un factor de gran importancia. Independientemente de qué tan fuerte sea esta mujer en particular y bajo el supuesto de que el empleador no cuenta con los mecanismos para comprobarlo de forma inmediata o sin incurrir en altos costos, ésta no va ser considerada como una buena candidata para el empleo. Esto ya que por lo general, se cree que las mujeres son menos fuertes físicamente que los hombres. Como resultado, las mujeres no serían contratadas para este oficio o las que sí lo fueran, recibirían una menor remuneración que los hombres.

B. Roles de género

A pesar de que las mujeres cada vez participan más en el mercado de trabajo, todavía son las principales responsables de las labores del hogar y la familia, situación ante la cual la respuesta del mercado puede ser menores salarios o segregación ocupacional. Trabajos empíricos como los de Waldfogel (1998) y Anderson, Binder y Krause (2003) encuentran evidencia de que existen penalidades asociadas con la tenencia de hijos y las interrupciones en la vida laboral de las mujeres. Por ejemplo, Waldfogel (1998) encuentra que las mujeres con hijos ganan entre 10% y 15% menos que las mujeres solteras sin hijos, incluso después de controlar por productividad. Es más, el diferencial persiste cuando se controla por experiencia efectiva y duración de la jornada laboral.

Una de las posibles causas para la existencia de estas penalidades asociadas al papel de la mujer en el hogar, es la llamada heterogeneidad no observada. Trabajos como el de Becker (1985), señalan que existe una heterogeneidad entre las mujeres solteras y las casadas con hijos, que no es fácilmente observable por el empleador, que hace que la productividad de éstas últimas sea inferior y, por ende, su salario. Según esta teoría, las mujeres con hijos pueden presentar mayor ausentismo, cansancio y distracción durante la jornada de trabajo, especialmente

aquellas con hijos pequeños, debido a la doble jornada (trabajo en el hogar y por fuera) que deben desempeñar. Esta situación cobra mayor importancia en trabajos que requieren de la presencia permanente del trabajador en el puesto de trabajo y/o cuando el empleador valora de forma importante la permanencia en el trabajo (experiencia específica efectiva). Este último factor está ligado con la percepción del empleador, de una depreciación del capital humano durante la ausencia, por lo que entre mayor sea ésta, mayor será la penalidad. Para una mayor profundización sobre cómo funcionan las penalidades por retiros o interrupciones para las mujeres se puede consultar Mincer y Ofek (1980).

Otra de las posibles causas para la existencia de penalidades ligadas al papel de la mujer en la familia, son las diferencias en las características productivas observables que surgen de la división del trabajo al interior del hogar. Los modelos que desarrollan esta hipótesis se conocen en la literatura como Modelos de Capital Humano y surgen del trabajo de Mincer y Polacheck (1974). Según esta teoría, existe una diferencia en productividad entre hombres y mujeres debido a que éstas anticipan las interrupciones y la vida laboral más corta, lo cual las lleva a hacer menores inversiones en capital humano y entrenamiento para el trabajo. Tal como lo plantean Mincer *et al.* (1974) y Becker (1985), esta división del trabajo al interior del hogar no sólo se puede traducir en diferencias en las dotaciones de capital humano sino también en una segregación de las mujeres (ya sea por el mercado o por decisión de ellas mismas) a ciertos tipos de trabajo “amigables con la familia”. Por ejemplo, aquellos trabajos con horarios flexibles o de media jornada que les permitan desarrollar a cabalidad ambos papeles, los cuales pueden presentar menores niveles de remuneración.

C. Estructura salarial

Aunque éste no es un factor ligado al género, la estructura salarial puede tener influencia sobre los diferenciales salariales entre hombres y mujeres, vía dos mecanismos, como lo plantea Blau (1996). Por un lado, el vector de precios (remuneración ante las características observables) puede acentuar o disminuir los diferenciales salariales por género, en la medida que se valoren de forma diferente variables que están distribuidas de forma desigual entre hombres y mujeres. Por

ejemplo, en el caso en el que la fuerza sea una característica valorada de forma especial y debido a que ésta no está distribuida de forma igual entre sexos, las remuneraciones de los hombres serían generalmente mucho mayores.

Por otro lado, existen rentas asociadas a trabajar en ciertos sectores u ocupaciones de la economía que son considerados como no deseables por la mayoría de la población. Por ejemplo, aquellos trabajos con ambiente laboral estresante, inflexibilidad horaria o riesgos físicos importantes y para los cuales, hombres y mujeres pueden presentar diferentes niveles de aversión y, por consiguiente, valorarlos de forma diferente. La respuesta del mercado ante estos trabajos con características no deseables, es asignarles una remuneración algo mayor que compense la menor utilidad del trabajador. Por tanto, si los hombres consistentemente son los que desempeñan estos trabajos, el diferencial salarial por género sería positivo debido a factores relacionados con la estructura de salarios de la economía.

II. La literatura empírica

Como se puede observar, el fenómeno de los diferenciales por género ha sido ampliamente analizado en términos teóricos. Sin embargo, el paso de la teoría a la práctica plantea la gran dificultad de separar los diversos factores en juego. A pesar de la dificultad para hacerlo y en especial para identificar los factores de tipo discriminatorio, los trabajos realizados tanto en el ámbito nacional como internacional coinciden en encontrar que en la actualidad, todavía persisten las diferencias salariales entre hombres y mujeres y asignan una gran importancia a las funciones de género y a la estructura de salarios, incluso más que a la discriminación.

Esto no quiere decir que no halla evidencia de la existencia real de discriminación en el mercado de trabajo; más bien, es reflejo de la dificultad de probarla de forma consistente debido a la falta de información adecuada. Una importante contribución en la identificación de la discriminación como una de las causas de los diferenciales salariales se presenta en Goldin y Rouse (1999). En este trabajo, usando un cuasi-experimento social, el cambio de la metodología de audiciones para el ingreso a las orquestas filarmónicas de EE. UU., se logra de-

mostrar que con el paso al esquema de audiciones “ciegas” en las que la identidad y el género del candidato están ocultos, la probabilidad de que las mujeres avancen de una ronda preliminar a otra aumenta en 50%.

Por otro lado, trabajos recientes como el de J. O’Neill y D. O’Neill (2005), destacan la importancia de la división del trabajo en el hogar y, por ende, los roles de género como factor determinante de las diferencias entre los salarios de hombres y mujeres en EE.UU. El mencionado estudio presenta una importante aproximación a los determinantes de los diferenciales por género en la medida que cuenta con información sobre variables que son poco comunes para el investigador, pero que son de gran relevancia en este problema. Por ejemplo, la experiencia efectiva separada en trabajos de tiempo completo y medio tiempo y una variable que indica si la persona alguna vez se había retirado de la fuerza de trabajo aduciendo como causa el cuidado de los hijos o responsabilidades familiares.

Como es común encontrar en este tipo de trabajos, los retornos a la experiencia son positivos. Sin embargo, O’Neill *et al.* encuentran que las semanas trabajadas en jornadas de medio tiempo tienen un efecto negativo sobre el salario por hora y que tan sólo 5% de las semanas de trabajo de los hombres eran de medio tiempo, mientras que esta proporción ascendía al 14% para las mujeres. La inclusión de la variable de retiro de la fuerza de trabajo también ayuda a entender un poco más los efectos de la división del trabajo al interior del hogar. Según este estudio, este tipo de retiro está asociado con penalidades de 8% en el salario por hora y, mientras que 13% de los hombres se habían retirado de la fuerza de trabajo aduciendo responsabilidades familiares, 55% de las mujeres lo había hecho, con los ya mencionados efectos negativos en cuanto al salario.

En Colombia se han realizado varios trabajos que buscan explorar el fenómeno de los diferenciales salariales por género, todos éstos siguiendo la misma metodología: la estimación de una ecuación de ingresos para hombres y mujeres y su consecuente descomposición según la metodología de Oaxaca (1973). Tenjo (1993), por ejemplo, estudia la brecha de salarios entre 1976 y 1989 utilizando la Encuesta Nacional de Hogares para Bogotá. En este estudio, el autor encuentra

que a pesar de que la brecha de salarios disminuyó en dicho período, el componente discriminatorio aumentó en términos relativos, en la medida que las variables de capital humano de las mujeres mejoraron más que proporcionalmente frente a las de los hombres, mientras que el retorno a éstas siguió siendo menor.

Recientemente, Ribero, Tenjo y Bernat (2005) analizan la evolución de los diferenciales salariales por género en seis países de América Latina durante las últimas dos décadas del siglo XX. El estudio, dentro del que se incluye Colombia, encuentra que la segmentación del mercado no parece ser la responsable de los diferenciales salariales por hora entre hombres y mujeres, sino que éstos parecen estar asociados a patrones de remuneración diferentes al interior de sectores y de ocupaciones. Además, plantea que la discriminación que persiste es aquella relacionada con los papeles de las mujeres como administradoras del hogar y responsables del cuidado de los hijos.

Los diversos estudios de los diferenciales salariales por género en Colombia se han concentrado en analizar estos diferenciales en la media de la distribución de salarios. Sin embargo, existe evidencia internacional de que la brecha de salarios no es igual para los diferentes niveles de ingreso. Específicamente, ha sido ampliamente documentado el fenómeno conocido en la literatura como Techos de Cristal (*Glass Ceilings*), en el que se evidencian mayores brechas salariales por género en los percentiles más altos de la distribución del ingreso. La racionalidad detrás de este fenómeno es que las mujeres tienen carreras profesionales en las que por escogencia propia (auto-segregación ocupacional) o por discriminación de los empleadores, las probabilidades de ascenso son mucho menores.

Hasta hoy, no se ha realizado este tipo de análisis para el caso colombiano y los estudios más recientes sobre diferenciales salariales por género se concentran en información previa a 2000. Por esta razón, el presente estudio se enfoca en analizar la evolución reciente de los diferenciales salariales en Colombia, haciendo uso de una metodología relativamente nueva y poco aplicada en el país, que permite analizar los efectos de los factores determinantes de los salarios según el nivel de ingresos. Es decir, en puntos diferentes a la media de la distribución condicional de salarios, para luego poder descomponer el diferencial

en la parte generada por diferencias en las dotaciones de las características observables y la parte atribuible a las diferencias en los retornos a estas dotaciones.

III. El modelo y la metodología

A. Las ecuaciones de salario y regresiones por percentiles

El modelo estándar para analizar los diferenciales salariales está basado en la estimación de ecuaciones de salario tipo Mincer, en las que se expresa el salario como una función de características observables:

$$\ln(Y_i) = \varphi(X_i) + u_i \quad (1)$$

donde Y_i es el salario y X_i es un vector de características observables tanto de oferta y demanda, como del mercado laboral como tal.

Dentro de las variables observables se encuentran la educación, experiencia, rama de actividad, el tipo de labor desempeñada y la región, entre otras. U_i es un término de perturbación aleatoria i.i.d. que refleja las características no observables por el investigador. La aproximación empírica a este modelo ha tomado generalmente la siguiente forma funcional lineal:

$$w_i = x_i' \beta + u_i \quad (2)$$

donde w_i es el logaritmo natural del salario por hora.

Generalmente, esta ecuación es estimada por la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), la cual permite estimar el efecto de las variables independientes sobre la media de la distribución condicional de los salarios. Esta metodología permite hacer inferencias sobre cómo cambia la media de los salarios ante cambios en las variables observables (educación, experiencia...). Sin embargo, este modelo requiere de varios supuestos fuertes, entre otros, que los errores de la estimación se distribuyan de la misma forma, independientemente de los valores de las variables observables y que se distribuyan de manera normal.

Así las cosas, si estos supuestos se cumplieran, se podría tener la mayoría de la información necesaria sobre la distribución condicionada

de los salarios sólo con estimar el modelo por OLS. Sin embargo, es difícil que estos supuestos se cumplan en el mercado laboral que tiene tanta heterogeneidad interna y, sobre todo, en la medida que de entrada se sabe que no todas las variables que determinan el salario son observables por el investigador e incluidas en el modelo, como por ejemplo la habilidad (dichas variables omitidas pueden generar que los errores no se distribuyan de forma idéntica entre las observaciones).

Por esta razón y a fin de poder analizar las diferencias que se pueden presentar en los efectos de algunas variables sobre el salario esperado, dependiendo del punto sobre la distribución de los salarios en el que se esté, se escogió hacer la estimación por medio de la técnica de Regresiones por Percentiles (*Quantile Regressions*) desarrollada por Koenker y Basset (1978). Esta metodología permite relajar un poco los supuestos de OLS y estimar los efectos de las variables independientes, no en la media, sino en diferentes puntos de la distribución condicional de los salarios. Sin tener que fraccionar la muestra e incurrir en sesgo de selección como consecuencia de esta división de las observaciones. Otra ventaja de la estimación de las ecuaciones de Mincer por regresiones por percentiles que vale la pena resaltar, es que esta metodología es menos sensible a la presencia de *outliers* que la de OLS.

Siguiendo a Koenker y Hallock (2000), las regresiones por percentiles se pueden definir como una extensión de la estimación de la media condicional por OLS hacia la estimación de un conjunto de modelos para funciones de percentiles condicionales de la variable dependiente de interés. En estos modelos, percentiles de la distribución condicionada de los salarios se expresan como funciones de variables independientes observables como educación, experiencia, rama de ocupación, etc. Así las cosas, el modelo para el θ -ésimo percentil se podría expresar como:

$$y_i = x_i' \beta_\theta + u_{\theta i} \quad \text{Quant}_\theta(y_i / x_i) = x_i' \beta_\theta \quad \theta \in (0,1) \quad (3)$$

Es importante notar que la distribución del error no se especifica, sólo se asume que los errores $u_{\theta i}$ cumplen con la restricción $\text{Quant}_\theta(u_{\theta i} / x_i) = 0$. Los coeficientes β_θ estimados se interpretan de manera similar a los obtenidos por OLS. Es decir, la derivada parcial

de un percentil condicional de y respecto a uno de los regresores o como el cambio marginal en determinado percentil ante cambios marginales en alguna variable independiente. Se debe ser cauteloso con la interpretación de estos coeficientes, en la medida que cambios considerables en la variable independiente pueden cambiar las observaciones de un percentil a otro. En nuestro caso, la derivada parcial del percentil 25 de y respecto a la variable educación, se interpretaría como el cambio marginal en el salario por hora del percentil 25 ante un año adicional de educación.

B. La descomposición de los diferenciales salariales

¿Pero qué se encuentra detrás de las diferencias salariales? ¿Son éstas la evidencia de diferentes características productivas entre los individuos o resultan de las diferencias en los retornos a éstas? Poder establecer las fuerzas detrás de los diferenciales salariales es un elemento clave tanto en el proceso de estudio de este fenómeno, como para el diseño y desarrollo de las políticas para atacarlo. Si las diferencias en los salarios se están generando por las diferencias en las habilidades, capacidades y competencias laborales de los individuos, las políticas deberán ir encaminadas a suplir estas necesidades en el grupo perjudicado. Si, por el contrario, los individuos son igualmente productivos pero están recibiendo una menor remuneración a su productividad, las políticas más efectivas serán aquellas que busquen establecer o promulgar mecanismos de remuneración objetivos al interior de las empresas, ocupaciones o sectores de la economía.

Por tanto, es de gran importancia para el análisis poder descomponer el diferencial en la parte que se debe a diferencias en las dotaciones entre hombres y mujeres y la parte que se debe a retornos diferentes a estas dotaciones. Para esto, se parte de la metodología sugerida por Oaxaca (1973), en la cual el diferencial total estimado, se puede expresar como la suma de dos componentes:

$$\hat{Y}_H - \hat{Y}_M = \hat{\beta}_H (\bar{X}_H - \bar{X}_M) + (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M) \bar{X}_M \quad (4)$$

donde \hat{Y}_H y \hat{Y}_M son el ingreso medio estimado para hombres y mujeres, respectivamente; $\hat{\beta}_H$ y $\hat{\beta}_M$ son los vectores de coeficientes esti-

mados, y \bar{X}_H y \bar{X}_M son las dotaciones medias para hombres y mujeres de las diferentes características productivas observables.

El primer término de la parte derecha de la ecuación, representa la porción de diferencial salarial atribuible a diferencias en las dotaciones de las variables independientes entre hombres y mujeres. El segundo término representa las diferencias en los retornos que reciben las mujeres ante sus características observables y, por lo general, éste se asocia con la discriminación.

Esta metodología parte de la estimación de ecuaciones de ingresos tipo Mincer por medio de la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios, para la cual dados los supuestos del modelo, el hiperplano estimado pasa exactamente por la media de las variables independientes. Éste no es el caso de la estimación de las ecuaciones de ingreso utilizando la metodología de las regresiones por percentiles, por lo cual la utilización estricta de la tradicional descomposición de Oaxaca no es recomendable.

A fin de poder aproximarse a una descomposición de las diferencias entre los salarios de hombres y mujeres, bajo el escenario de las regresiones por percentiles, se sigue la metodología propuesta por Machado y Mata (2005) y su aplicación sugerida por Nguyen, Albrecht, Vroman y Westbrook (2005). Esta permite descomponer las diferencias salariales en cada percentil en la parte generada por las diferencias en la distribución de las características observables entre géneros y la parte atribuible a las diferencias en los retornos a estas características.

La base de la aplicación de la metodología es la estimación de las funciones de distribución de los salarios de hombres y mujeres implicadas por el modelo condicional estimado y de una distribución contrafactual. Es decir, la distribución de los salarios que se presentaría si las mujeres tuvieran sus mismas características productivas, pero si obtuvieran los retornos que reciben los hombres. Así las cosas, el objetivo del ejercicio es descomponer la brecha de salarios utilizando las siguientes funciones de distribución:

$$F(y | Z_M, \beta_M) \quad (5)$$

$$F(y | Z_H, \beta_H) \quad (6)$$

$$F(y^* | Z_M, \beta_H) \quad (7)$$

en donde y es el logaritmo de los ingresos laborales, Z es la matriz de las variables independientes, β es el vector con los coeficientes estimados, el superíndice * indica la distribución contrafactual de los ingresos laborales y los subíndices M y H indican mujeres y hombres, respectivamente.

Estas funciones son estimadas utilizando la aplicación del algoritmo Machado-Mata sugerida en Nguyen *et al.* (2005). El cual consiste, para las funciones (5) y (6), en la aplicación de los siguientes pasos:

1. Para cada percentil $\theta = 0.01, 0.02, 0.03, \dots, 0.99$ se estiman las ecuaciones de ingresos para hombres y mujeres separadamente, utilizando la metodología de regresiones por percentiles para hallar los vectores de coeficientes $\beta_H(\theta)$ y $\beta_M(\theta)$.
2. Posteriormente se usa la muestra de hombres para generar los valores estimados $y_H(\theta) = Z_H \beta_H(\theta)$. Para cada percentil θ este procedimiento genera N_H valores estimados, en donde N_H es el tamaño de la muestra de hombres. Luego se realiza el mismo procedimiento para la muestra de mujeres para generar los valores $y_M(\theta)$.
3. Más adelante, se selecciona una muestra con reemplazo de tamaño $m = 100$ de los elementos del vector $y_H(\theta)$ para cada uno de los percentiles y se almacenan en un vector y_H de $99 \times M$ elementos. Después se repite el mismo procedimiento para obtener el vector y_M .
4. Finalmente se estima la función de distribución acumulada empírica de y_H , y de y_M .

Para la estimación de la función de distribución contrafactual (7) se siguen los mismos pasos que para la estimación de la función de distribución de los salarios de los hombres, con la única modificación

de que en el paso dos se utiliza la muestra de mujeres para realizar la estimación de los salarios.

La descomposición de los diferenciales salariales compara las distribuciones empíricas de los ingresos salariales de hombres y mujeres utilizando la función de distribución contrafactual estimada. Por tanto, para un percentil θ , el diferencial salarial por género se puede expresar como:

$$y_H(\theta) - y_M(\theta) = \{y_H(\theta) - y^*(\theta)\} + \{y^*(\theta) - y_M(\theta)\} \quad (8)$$

en donde $y_H(\theta)$ es el percentil θ de la distribución empírica de los salarios de hombres; $y_M(\theta)$, el percentil θ de la distribución empírica de los salarios de mujeres, y $y^*(\theta)$, el percentil θ de la distribución empírica de los salarios contrafactuales. El primer término del lado derecho de la ecuación (8) expresa la parte de las diferencias salariales que está explicada por las diferencias en las variables productivas observables; el segundo término indica la parte del diferencial que es atribuible a diferencias en los retornos a estas características.

IV. Los datos

Para analizar la evolución reciente de los diferenciales salariales por género y aprovechar una de las encuestas con mejor medición de los ingresos laborales en Colombia, se utilizó para la estimación las Encuestas de Calidad de Vida realizadas en 1997 y 2003, las cuales cuentan con representatividad nacional, regional y urbano-rural y buscan caracterizar los diferentes aspectos que inciden sobre la calidad de vida de los individuos, dentro de los cuales está el empleo y una gran cantidad de variables socio-demográficas.

Las primeras estimaciones se realizaron con datos provenientes de la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) de 2003. Específicamente, se utilizaron los módulos de características y composición del hogar (módulo E), educación (módulo I) y fuerza de trabajo (módulo L). La base depurada con la que se realizaron las estimaciones corresponde al sector urbano y cuenta con 13.431 observaciones, de las cuales, 7.054 (53%) corresponden a hombres y 6.377 (47%) a mujeres. Para las estimaciones con la encuesta de 1997 se utilizó una base con 3.759 observaciones, de las cuales 53% corresponde a hombres y 47% restante a mujeres.

Además, es importante señalar que para las estimaciones no se tuvieron en cuenta aquellas ramas y ocupaciones en las que la proporción de uno de los géneros fuera muy baja, puesto que el objetivo es poder descomponer el diferencial salarial entre género. Así las cosas, se eliminaron las observaciones del servicio doméstico y de las ramas construcción, agropecuaria, minería y electricidad-gas y agua.

Un primer vistazo a los datos muestra la importancia del problema de los diferenciales salariales en Colombia. Si se analiza el salario promedio de hombres y mujeres se observa que entre 1997 y 2003, a pesar de que la brecha disminuyó, el salario mensual promedio por género siguió siendo bastante desigual. Específicamente, el diferencial promedio fue 19% para 1997 y 13% para 2003⁶, como se observa en el cuadro 1. Esta situación llama la atención, más cuando se tiene en cuenta, que en promedio, las mujeres de la muestra cuentan con un año más de educación que los hombres⁷.

Cuadro 1. Salario mensual promedio y educación, 1997-2003.

Variable	1997		2003	
	Salario / mes	Educación	Salario / mes	Educación
Hombres	\$ 506.083	10	\$ 848.353	11
Mujeres	\$ 410.519	11	\$ 734.071	12
Gap	19%	-10%	13%	-10%

Fuente: ECV 1997, 2003. Cálculos del autor.

Sin embargo, al profundizar un poco más se evidencia un factor clave: la diferencia en las jornadas trabajadas por ambos géneros. Mientras que las mujeres reportaron haber trabajado en promedio 44 horas en 1997, los hombres asignaron 51 horas de la semana, en promedio, a las actividades relacionadas con su trabajo principal⁸. Para 2003, las

⁶ Los diferenciales o *gap* se calculan, para todas las variables, como (Variable hombres – Variable Mujer) / Variable hombres.

⁷ Es clave señalar que a pesar de que persisten los diferenciales en favor de los hombres, Colombia es uno de los países de la región que más ha avanzado en el tema. Por ejemplo, tal como lo presenta Ribero (2005), mientras que en Colombia para 1998 se estimaba un diferencial de los ingresos mensuales de hombres y mujeres asalariados de 14,7%, este indicador ascendía a 40,3% en Brasil, 52,2% en Uruguay y a 34,7% en Argentina.

⁸ Todo el análisis fue realizado con los salarios, jornada, y demás características reportadas para el trabajo principal. Así que siempre que se hable de salarios o características del trabajo, éstas hacen referencia al trabajo principal a menos que se indique lo contrario.

horas trabajadas promedio de las mujeres aumentan en una unidad, lo que hace que la brecha de horas trabajadas pase de 15% a 11% en este año, tal como se observa en el cuadro 2. Al tener en cuenta el efecto de las horas trabajadas, el diferencial salarial por género disminuye sustancialmente, pasando a 6% en 1997 y 5% en 2003.

Cuadro 2. Jornada de trabajo y salario por hora, 1997-2003.

Variable	1997		2003	
	Horas / semana	Salario / hora	Horas / semana	Salario / hora
Hombres	51	\$ 2.840	51	\$ 4.839
Mujeres	44	\$ 2.664	45	\$ 4.585
Gap	15%	6%	11%	5%

Fuente: ECV 1997, 2003. Cálculos del autor.

Los diferenciales salariales por hora son en la actualidad relativamente bajos para el promedio de la población. Sin embargo, los patrones al interior de ramas de actividad, ocupaciones y percentiles de la distribución de ingresos por hora son bastante desiguales. Con relación a las ramas de actividad, las tres ramas principales de la economía (comercio, manufactura y servicios), son las que concentran la mayor proporción de los hombres y mujeres de nuestro caso de estudio, tal como se presenta en el cuadro 3. El sector de servicios, atrae cada vez más una mayor proporción de los trabajadores, respondiendo en la actualidad por 34% de los hombres *versus* 46% de las mujeres. Aunque hay una leve diferencia en la proporción de hombres

Cuadro 3. Estructura de ocupación por rama de actividad y diferencial salarial por hora.

Rama de actividad	1997			2003		
	Prop./hombres	Prop./mujeres	Gap	Prop./hombres	Prop./mujeres	Gap
Manufactura	26%	15%	21%	24%	18%	7%
Comercio-rest-hot.	21%	29%	18%	27%	26%	19%
Transporte	11%	3%	0%	12%	5%	-25%
Estab. financieros	11%	9%	-5%	4%	5%	29%
Servicios	31%	44%	5%	34%	46%	11%

Fuente: ECV 1997, 2003. Cálculos del autor.

y mujeres que trabajan en este último sector, en general para las ramas de actividad objeto de este estudio no existen diferencias importantes en cuanto a la participación de género. Sin embargo, si se analizan los salarios promedio por hora al interior de las ramas, las diferencias en remuneración todavía persisten.

Al analizar el tipo de trabajos que realizan las mujeres (posición ocupacional), se observa que estas se concentran en labores profesionales, y cargos administrativos, tal como se puede observar en el cuadro 4. Los hombres, por su parte, participan fuertemente en las ocupaciones de trabajador no agrícola, seguido muy de lejos por las labores administrativas. Además, llama la atención el aumento en la proporción de mujeres que ocupan posiciones directivas, la cual pasó de 1% en 1997 a 4% en 2003. Los mayores diferenciales salariales se presentan en la ocupación de comerciante, con 24% de diferencial en favor de los hombres. Con excepción de los trabajadores no agrícolas, los demás diferenciales han disminuido en el período de estudio.

Cuadro 4. Tipo de ocupación y diferencial salarial por hora.

Tipo de ocupación	1997			2003		
	Prop hombres	Prop. mujeres	Gap	Prop. hombres	Prop. mujeres	Gap
Prof. y técnicos	15%	25%	18%	17%	24%	17%
Directivo	3%	1%	21%	4%	4%	14%
Administrativos	17%	28%	12%	15%	25%	9%
Comerciante	12%	17%	28%	13%	18%	24%
T. servicios	15%	19%	22%	16%	18%	21%
T. no agrícola	38%	10%	15%	34%	11%	22%

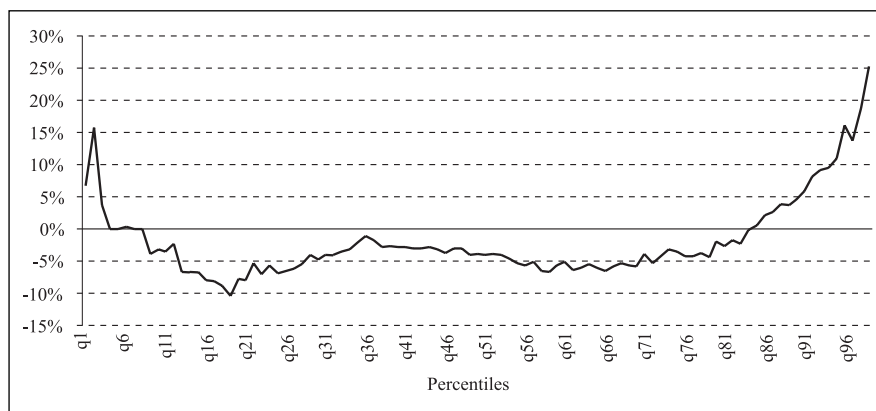
Fuente: ECV 1997, 2003. Cálculos del autor.

V. La estimación y los resultados

Como se evidenció en el capítulo anterior, al tener en cuenta el efecto de las horas trabajadas, las diferencias en los ingresos laborales promedio de hombres y mujeres se reducen a niveles realmente bajos, cercanos a 5% en 2003. Dados estos antecedentes, es conveniente antes de estimar las ecuaciones de Mincer, dar un primer vistazo a los diferenciales sin controlar por las variables observables, a fin de observar si existen diferentes patrones según los niveles de ingreso.

Con este fin se llevaron a cabo dos ejercicios preliminares. Primero se estimaron los diferenciales de los ingresos laborales por hora para múltiples percentiles de la distribución de ingresos, los cuales son presentados para el período 2003, el gráfico 1. Luego, se estimaron ecuaciones de ingresos en las que sólo se controló por el género del individuo a fin de analizar la significancia de los patrones encontrados en el primer ejercicio.

Gráfico 1. Diferencias de los ingresos por hora, 2003.



Fuente: ECV, 2003. Cálculos del autor.

El bajo diferencial encontrado para la media de la distribución esconde grandes diferencias según los niveles de ingreso, tal como se observa en el gráfico 1, el cual presenta la diferencia porcentual en los ingresos laborales por hora en el año 2003⁹. En los niveles más bajos de la distribución de los ingresos (percentiles 1 al 3), la brecha de ingresos favorece a los hombres, pero de forma decreciente. A partir de estos niveles de ingresos, los diferenciales disminuyen sustancialmente hasta acercarse a cero y llegar incluso a presentarse diferenciales negativos, indicando que las mujeres de estos niveles de ingresos ganan lo mismo o un poco más que los hombres de estos percentiles. Sin embargo, esta situación cambia sustancialmente a medida que se observan los percentiles más altos de la distribución. Específicamente, a partir del percentil 85 de los ingresos laborales se presentan diferenciales positivos y crecientes alcanzando niveles de 25% en el percentil 99.

⁹ Calculados como $(\text{Ingresos hombres} - \text{Ingresos mujeres}) / \text{Ingresos hombres}$.

Siguiendo con el análisis preliminar de los diferenciales por nivel de ingresos, se estimó una ecuación de regresión en la que el logaritmo del salario por hora se definió como función de una constante y una variable dicotómica que asigna el valor de 1, si el individuo en cuestión es mujer. Así las cosas, el coeficiente estimado para esta variable *dummy* representa el diferencial salarial por género que se presenta en dicho percentil o en la media de la distribución si es el caso. Los coeficientes de esta variable dicotómica estimados por Mínimos Cuadrados y por Regresiones por Percentiles se presentan en el cuadro 5, junto con sus respectivos p-valores. Cabe señalar, que si dicho coeficiente es positivo, el ingreso salarial por hora de las mujeres es mayor que el de los hombres en dicha proporción; si es negativo, el diferencial salarial favorece a los hombres.

Al analizar los resultados de la estimación, se evidencia que a pesar de que en la media de la distribución los diferenciales no son estadísticamente diferentes de cero, en los diferentes percentiles de la distribución se observan patrones muy disímiles. Específicamente, se evidencia una brecha, en favor de los hombres en los percentiles altos de la distribución, situación que concuerda con la evidencia encontrada en el gráfico 1 y con la evidencia internacional del fenómeno de “techos de cristal”. Además, cabe señalar cómo para el 2003 los ingresos laborales por hora son levemente más altos para las mujeres en los percentiles bajos e intermedios de la distribución.

Por tanto, es posible afirmar que en Colombia, los diferenciales por hora no controlados son prácticamente nulos para gran parte de los niveles de ingreso, pero que se presentan grandes diferencias en favor de los hombres en los percentiles más altos de la distribución de los ingresos laborales. Pero el análisis debe ir más allá de estos hechos estilizados. Aunque estos diferenciales sean pequeños para gran parte de la población, es necesario determinar si éstos se deben a que las características observables de hombres y mujeres son similares o si existen diferencias en las remuneraciones de las mujeres que impiden que ganen más a pesar de que tienen mejores dotaciones.

Cuadro 5. Diferencial salarial por percentiles.

Año	OLS	q5	q10	q25	q50	q75	q90	q95	q99
1997	0,011 (0,68)	0,064 (0,23)	0,045 (0,19)	0,035** (0,059)	0,016 (0,67)	0,043 (0,42)	-0,090* (0,063)	-0,204 (0,018)	-0,315* (0,079)
2003	0,016** (0,03)	0,001 (0,96)	0,032 (0,34)	0,066** (0,00)	0,037** (0,03)	0,035 (0,17)	-0,047 (-0,245)	-0,115** (0,00)	-0,290** (0,00)

* Representativo al 90%.

** Representativo al 95% o más.

A. Regresiones por percentiles

A fin de establecer los determinantes de los ingresos laborales se escogió un modelo que corresponde a una ecuación de ingresos tipo Mincer en la que adicional a variables de capital humano, se incluyen otras variables independientes relacionadas con el tipo de mano de obra y el mercado laboral:

$$w_i = B_0 + B_1MUEJER_i + B_2EDUC_i + B_3EXP_i + B_4EXP^2_i + B_5CASADO_i + B_6Niños_i + B_7A_{1i} + \dots + B_{10}A_{4i} + B_{11}O_1 + \dots + B_{15}O_{5i} + B_{16}R_1 + \dots + B_{23}R_8 + U_i \quad (9)$$

donde w_i es el logaritmo natural del salario por hora; *MUEJER* es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el individuo es mujer; *EDUC* es el número de años de educación; *EXP* son los años de experiencia potencial (definida como la edad menos los años de educación menos 6); *EXP*² es la experiencia al cuadrado (que busca captar la presencia de rendimientos marginales decrecientes de la experiencia potencial); *A1...A4* son variables dicotómicas para cada una de las ramas de actividad económica (industria, comercio, financiera, otros servicios); *O1...O5* son variables dicotómicas para los diferentes tipos de ocupación (profesionales y técnicos, directivos, administrativos, comerciantes, servicios) y *R1...R8* son variables dicotómicas para las diferentes regiones del país (Atlántica, Oriental, Central, Pacífica, Antioquia, Valle, San Andrés, Amazonas y Orinoco). La variable excluida de las *dummies* de la rama de actividad es transporte, la de ocupación es trabajadores no agrícolas y la de región es Bogotá. Además, y a fin de llevar a cabo la descomposición de los diferenciales salariales, fueron estimados modelos de forma independiente para hombres y

mujeres, siguiendo la formulación planteada en (9) pero eliminando, por obvias razones, la variable *MUJER*.

Las estimaciones del modelo anterior son presentadas a continuación. Por consideraciones de espacio únicamente se muestran los resultados para los percentiles 5, 25, 50, 75 y 90, los cuales se encuentran para el modelo principal en los cuadros 6 y 7. Los resultados de las estimaciones de los modelos separados para hombres y mujeres se presentan en los cuadros 8 y 9. Además, se estimaron los correspondientes modelos por Mínimos Cuadrados a fin de comparar los resultados obtenidos en ambas metodologías. A continuación se presentan los principales resultados de estas estimaciones.

El género. El coeficiente de la variable dicotómica *MUJER* en los cuadros 6 y 7, muestra el diferencial estimado después de controlar por las diversas variables explicativas de los ingresos laborales. Al tener en cuenta dichas variables, los diferenciales salariales por género cambian de forma sustancial. Tanto para 1997 como para 2003, se pasa de tener diferenciales no significativamente diferentes de cero o levemente positivos en favor de las mujeres en los percentiles bajos y medios de la distribución, a encontrar diferenciales negativos y significativos tanto en la media como en la mayoría de los percentiles estimados, alcanzando niveles de -22% para el percentil 90 en 2003. Adicionalmente, es importante señalar que se confirman las diferencias en los diferenciales estimados según el punto de la distribución de los ingresos, específicamente se presenta evidencia del carácter creciente de este fenómeno. Por ejemplo, mientras que el coeficiente estimado para el diferencial promedio en 2003 es de -13% , en el percentil 25 se estima que, controlando por las variables independientes, las mujeres ganan cerca de 9% menos que los hombres y en los niveles de ingresos más altos (percentil 90) esta diferencia asciende al 22% .

Educación y experiencia potencial. El capital humano, medido como los años de educación, está asociado con mayores ingresos laborales y su retorno muestra una leve tendencia creciente en los puntos más altos de la distribución de ingresos; situación que resulta preocupante por su capacidad de aumentar las desigualdades económicas y sociales. Por ejemplo, mientras que en 2003, un año adicional de educación en el percentil 5 está asociado con ingresos por hora 9% mayores, en el percentil 90 este retorno adicional se estima en 11% .

La experiencia muestra un patrón inverso al de los años de educación, es decir, levemente decreciente en los ingresos. En promedio, en 2003 un año adicional de experiencia está relacionado con ingresos por hora 3% mayor. Sin embargo, mientras que en el percentil 5 este retorno asciende al 5%, en el percentil 90 se estima en 2%. Esta situación se puede explicar en la medida que los trabajos con remuneraciones bajas generalmente concuerdan con aquellos de baja calificación para los cuales la experiencia específica es un factor clave en la productividad del empleado.

El capital humano es un factor determinante de los ingresos de los individuos, pero no es importante para la explicación de las diferencias salariales en cuanto a retornos, ya que tanto para los años de educación como para la experiencia, los retornos de los hombres no difieren sustancialmente de los estimados para las mujeres tal como se observa en los cuadros 8 y 9. Sin embargo, es importante destacar cómo en los percentiles más altos de la distribución esta igualdad de retornos, tanto para la educación como para la experiencia, va disminuyendo, como se muestra en los gráficos 3 y 4. Al observar los coeficientes de la variable de experiencia al cuadrado, los cuales se han mantenido constantes entre 1997-2003, se confirma el carácter marginalmente decreciente de este factor.

La familia. El efecto de la familia es capturado mediante dos variables: la variable *casado*, que es una variable dicotómica que toma el valor de 1 cuando el individuo convive con una pareja (ya sean casados o en unión libre) y la variable *niños*, que es otra variable dicotómica que vale 1 cuando hay niños menores de doce años en el hogar. Como era de esperarse, el hecho de estar casado (o convivir en unión libre) está asociado con retornos positivos y significativos tanto para hombres como mujeres, mientras que la presencia de niños pequeños en el hogar está asociada con penalidades en el salario por hora de ambos géneros. Esto puede ser explicado en la medida que los empleadores pueden percibir la vida en pareja como una señal de compromiso y constancia de la persona o en la medida que éstas tengan mayores incentivos a esforzarse en el trabajo y ascender para mejorar el nivel de vida del núcleo familiar. Esta última situación concuerda, además, con el hecho de que los retornos a esta variable son mayores para hombres que para mujeres, tal como lo evidencia la estimación de los modelos independientes por género.

El coeficiente negativo de la variable de niños sigue el planteamiento de que éstos generan un trabajo adicional para los miembros del hogar, ya que en muchos casos se necesita disponer de tiempo para atenderlos y responder a sus necesidades. Por último, es conveniente resaltar los patrones tan interesantes en el coeficiente de la variable casado para 2003. Tanto en la media como en los diferentes percentiles en los que la variable es significativa, los retornos a los hombres son sustancialmente mayores que para las mujeres y para ambos géneros se evidencia un comportamiento decreciente a medida que se avanza a percentiles más altos de la distribución.

Cuadro 6. Estimaciones regresiones por OLS y percentiles, 1997.

ln salario/hora	OLS	q5	q25	q50	q75	q90
Mujer	-0,11 **	-0,08	-0,06 **	-0,08 **	-0,15 **	-0,26 **
Educación	0,10 **	0,090 **	0,089 **	0,094 **	0,106 **	0,116 **
Experiencia	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,02 **
Exp^2	-0,0003 **	-0,0004 **	-0,0002 **	-0,0003 **	-0,0002 **	-0,0001
Casado	0,10 **	0,11 **	0,09 **	0,08 **	0,12 **	0,11 **
Niños	-0,04 *	-0,06	-0,01	-0,04 **	-0,05 *	-0,05
Manufactura	0,16 **	0,32 **	0,25 **	0,09	0,01	0,01
Comercio-Rest.-Hot.	-0,03	0,10	0,13 *	-0,10	-0,18 **	-0,21 **
Financiero	0,27 **	0,34 **	0,37 **	0,24 **	0,19 **	0,17
Otros servicios	0,12 **	0,23 **	0,29 **	0,10	-0,03	-0,10
Prof. y técnicos	0,49 **	0,48 **	0,46 **	0,47 **	0,45 **	0,50 **
Directivo	0,78 **	0,63 **	0,75 **	0,66 **	0,82 **	0,85 **
Administrativo	0,19 **	0,26 **	0,16 **	0,15 **	0,15 **	0,19 **
Comerciante	0,07 *	0,04	-0,02	0,04	0,11 *	0,24 **
Servicios	-0,03	-0,15	-0,09 **	-0,06	0,00	0,20 **
_cons	6,03 **	5,13 **	5,64 **	6,08 **	6,41 **	6,72 **
R2 / Pseudo R2	0,47	0,2418	0,2593	0,3135	0,3266	0,2911

* Representativo al 90%.

** Representativo al 95% o más.

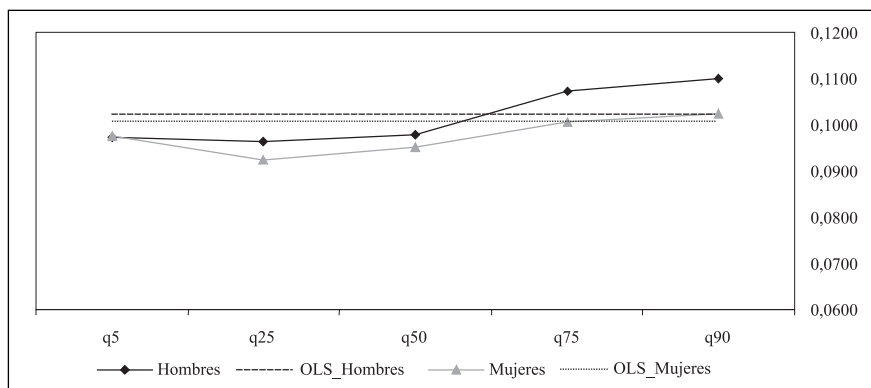
Cuadro 7. Estimaciones regresiones por OLS y percentiles, 2003.

In salario/hora	OLS	q5	q25	q50	q75	q90
Mujer	-0,13 **	-0,15 **	-0,09 **	-0,09 **	-0,17 **	-0,22 **
Educación	0,10 **	0,09 **	0,10 **	0,10 **	0,10 **	0,11 **
Experiencia	0,03 **	0,05 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **
Exp^2	-0,0004 **	-0,001 **	-0,0004 **	-0,0003 **	-0,0003 **	-0,0002 **
Casado	0,08 **	0,18 **	0,09 **	0,07 **	0,04 **	0,03
Niños	-0,08 **	-0,12 **	-0,06 **	-0,05 **	-0,07 **	-0,09 **
Manufactura	0,03	0,13 *	0,13 **	0,04	-0,05 *	-0,10 **
Comercio-Rest.-Hot.	-0,09 **	-0,01	0,02	-0,06 **	-0,14 **	-0,20 **
Financiero	0,36 **	0,48 **	0,44 **	0,35 **	0,31 **	0,22 **
Otros servicios	0,04 *	0,08	0,14 **	0,11 **	0,01	-0,09 *
Prof. y técnicos	0,53 **	0,60 **	0,42 **	0,48 **	0,58 **	0,65 **
Directivo	0,67 **	0,59 **	0,47 **	0,61 **	0,85 **	1,02 **
Administrativo	0,18 **	0,41 **	0,16 **	0,12 **	0,16 **	0,18 **
Comerciante	0,05 **	-0,04	-0,03	0,02	0,09 **	0,25 **
Servicios	0,03	0,10 *	-0,06 **	-0,01	0,04 *	0,10 **
_cons	6,34 **	5,18 **	6,03 **	6,39 **	6,72 **	7,14 **
R2 / Pseudo R2	0,46	0,2013	0,2355	0,3007	0,3412	0,3154

* Representativo al 90%.

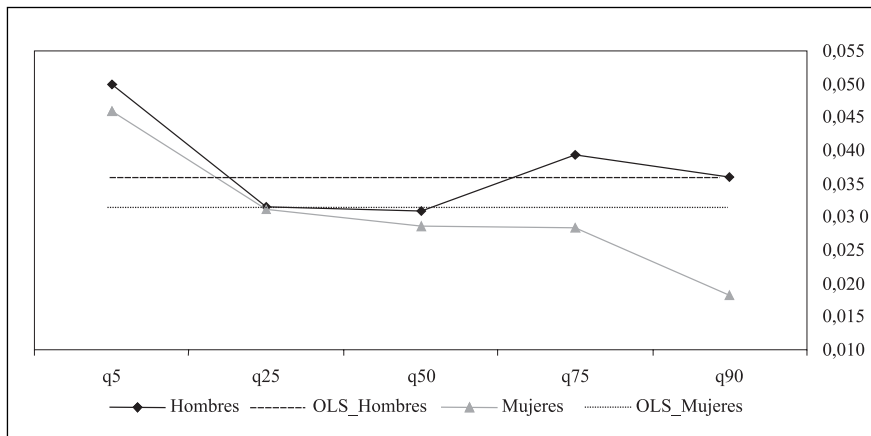
** Representativo al 95% o más.

Gráfico 2. Retornos a la educación, 2003.



Fuente: ECV 2003. Cálculos del autor.

Gráfico 3. Retornos a la experiencia, 2003.



Fuente: ECV 2003. Cálculos del autor.

Ramas de actividad (sectores). El efecto que tiene el sector de la economía en el que trabaja el individuo sobre sus ingresos laborales es analizado respecto a trabajar en el sector de transporte. Para los percentiles bajos, trabajar en sectores como manufactura, financiero y servicios representa ingresos por hora mayores que trabajar en el sector transporte, situación que concuerda con la baja calificación que necesitan los puestos de trabajo de baja remuneración de este sector. Sin embargo, a medida que se analizan los percentiles más altos, la prima asociada con los sectores de manufactura y comercio se vuelve no significativa e incluso se asocia con menores ingresos laborales por hora, como es el caso de los percentiles 75 y 90 en 2003. Esto no sucede en el sector financiero, sector para el cual, los diferenciales se mantienen positivos y significativos en la mayoría de percentiles, (cuadros 6 y 7).

Es importante señalar cómo varían los retornos a los sectores según se trate de hombres o mujeres. Para los hombres trabajar en sectores como manufactura, financiero y servicios representa un mayor salario por hora. Entre tanto, para las mujeres sólo trabajar en el sector financiero representa mayores ingresos por hora que en el sector transporte, con la excepción de dos percentiles para 1997, en los que la rama de actividad no es una variable muy significativa en la determinación del salario de las mujeres. Esto se puede explicar, en la medida que los trabajos que desempeñan generalmente las mujeres en el sector

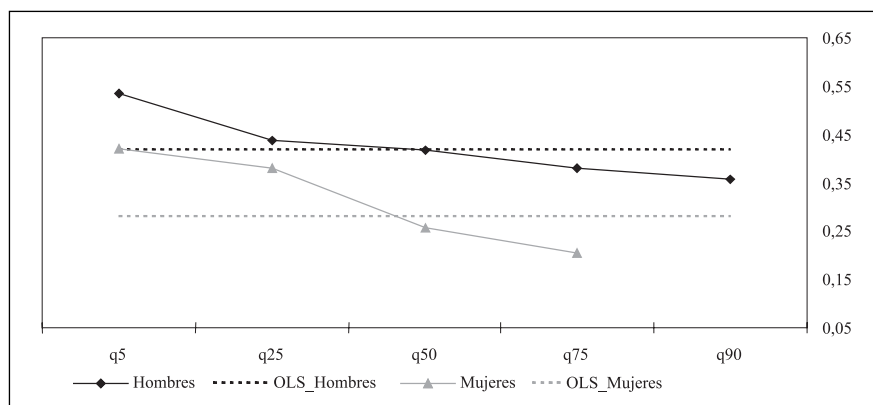
de transportes no son los de operarias ni conductoras, sino trabajos asociados con labores administrativas y de ventas, las cuales están asociadas con mayores retornos que los que obtendrían al trabajar en los sectores de comercio, servicios y manufacturas.

Los retornos a trabajar en el sector financiero representan un claro ejemplo en el que se aprecia el aporte de estimar los retornos según los percentiles de la distribución del ingreso, tal como se observa en el gráfico 4. Mientras que en 2003, los retornos a trabajar en el sector financiero estimados en la media de los hombres, eran de 42% adicionales con respecto al sector de transporte, dicho retorno se estimaba en 53% para el percentil 5 y va decreciendo hasta llegar a ser 36% en el percentil 90. Lo mismo sucede para las mujeres, para las que el efecto en la media se estima de 28% adicional *versus* un coeficiente de 42% en el percentil 5 y de 21% en el percentil 75.

Tipos de ocupación. El tipo de trabajo que realice la persona (profesionales y técnicos, directivos, administrativos, comerciantes, servicios y trabajadores no agrícolas) es uno de los factores que más influye en los salarios por hora. El efecto de la ocupación es analizado con respecto al trabajo como trabajador no agrícola (obreros y operarios) y resulta ser altamente significativo tanto para el modelo agregado como para hombres y mujeres. Como es de esperarse, desempeñarse como profesional o técnico, tener un trabajo administrativo o uno directivo está asociado con ingresos por hora sustancialmente mayores que trabajar como operario, tanto para 1997 como para 2003. Para el caso de las ocupaciones de servicios, aunque para los percentiles bajos y medios el ingreso por hora no es estadísticamente diferente al de obreros, en los percentiles altos (percentil 75 y 90) se evidencia un diferencial positivo que favorece las ocupaciones de servicios y que es consistente entre 1997 y 2003.

Los retornos a los trabajos directivos son otro ejemplo de qué tan diferente puede ser analizar los efectos en la media y en los diferentes percentiles de la distribución condicional de los salarios, tal como se puede observar en el gráfico 5. Comparado con trabajar como operarias, las mujeres obtienen salarios por hora sustancialmente mayores al tener posiciones directivas y este efecto se acentúa en los percentiles más altos, en donde puede llegar a ser de 119% en el percentil 90. Este mismo patrón se puede observar para los salarios de los hombres.

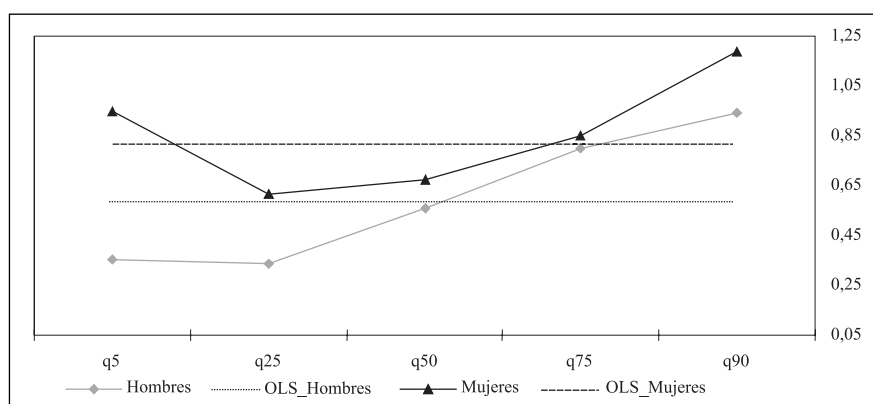
Gráfico 4. Retornos a trabajar en el sector financiero, 2003.



Fuente: ECV 2003. Cálculos del autor¹⁰.

Los efectos de las variables de control regionales no se presentan por cuestiones de espacio y porque aunque son en su mayoría significativas, no presentan información adicional de mayor importancia. Sin embargo, es claro que tanto para mujeres como hombres, trabajar por fuera de Bogotá, está asociado con menores salarios por hora, con excepción de San Andrés, mercado laboral en el que los percentiles más bajos presentan un retorno mayor que en Bogotá.

Gráfico 5. Retornos a los trabajos directivos, 2003.



Fuente: ECV 2003. Cálculos del autor.

¹⁰ El coeficiente estimado para las mujeres en el percentil 90 no se muestra ya que no es estadísticamente significativo.

Cuadro 8. Estimaciones regresiones por OLS y percentiles. Hombres y mujeres, 1997.

In salario/hora	Hombres					Mujeres						
	OLS	q5	q25	q50	q75	q90	OLS	q5	q25	q50	q75	q90
Educación	0,092 **	0,079 **	0,088 **	0,094 **	0,104 **	0,109 **	0,106 **	0,117 **	0,095 **	0,095 **	0,106 **	0,106 **
Experiencia	0,04 **	0,04 **	0,03 **	0,04 **	0,03 **	0,04 **	0,02 **	0,02 **	0,02 **	0,02 **	0,02 **	0,02 **
Exp^2	-0,0004 **	-0,0005 **	-0,0004 **	-0,0005 **	-0,0003 **	-0,0002	-0,0001	-0,0003	-0,0001	-0,0002	-0,0002 **	-0,0001
Casado	0,10 **	0,30 **	0,10 **	0,04	0,14 **	-0,03	0,08 **	-0,02	0,06 *	0,08 **	0,09 **	0,15 **
Niños	-0,04	-0,10	-0,01	0,00	-0,07	0,01	-0,04	0,11	-0,02	-0,04	-0,06 **	-0,07
Manufactura	0,20 **	0,41 **	0,33 **	0,15 **	0,05	0,04	0,11	0,41	0,22 *	-0,04	-0,03	0,15
Comercio-Rest.-Hot.	0,01	0,38 **	0,21 **	-0,06	-0,14	-0,19	-0,07	0,11	0,02	-0,18 *	-0,17 **	-0,06
Financiero	0,22 **	0,55 **	0,43 **	0,20 **	0,09	0,15	0,33 **	0,54 *	0,37 **	0,26 **	0,30 **	0,44 **
Otros servicios	0,15 **	0,45 **	0,35 **	0,10	-0,03	-0,09	0,11	0,24	0,20 *	0,04	-0,01	0,09
Prof. y técnicos	0,51 **	0,36 **	0,43 **	0,47 **	0,50 **	0,62 **	0,46 **	0,45 **	0,56 **	0,50 **	0,47 **	0,52 **
Directivo	0,78 **	0,50 **	0,68 **	0,64 **	0,73 **	0,87 **	0,80 **	0,42	0,87 **	0,83 **	0,86 **	1,25 **
Administrativo	0,22 **	0,23 **	0,12 **	0,16 **	0,14 **	0,23 **	0,17 **	0,26 **	0,26 **	0,17 **	0,18 *	0,12
Comerciante	0,10 *	-0,06	-0,07	0,03	0,17 *	0,39 **	0,06	0,02	0,08	0,06	0,09	0,05
Servicios	-0,06	-0,31 **	-0,18 **	-0,09 *	-0,04	0,19 *	0,06	-0,09	0,08	0,03	0,10	0,15
_cons	5,98 **	4,94 **	5,55 **	5,96 **	6,36 **	6,59 **	5,94 **	4,68 **	5,57 **	6,11 **	6,30 **	6,59 **
R2/Pseudo R2	0,4482	0,2523	0,2422	0,2836	0,3035	0,2874	0,5169	0,2686	0,2878	0,3603	0,3639	0,3108

* Representativo al 90%.

** Representativo al 95% o más.

Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003

María del Pilar Fernández

Cuadro 9. Estimaciones regresiones por OLS y percentiles. Hombres y mujeres, 2003.

In salario/hora	Hombres					Mujeres						
	OLS	q5	q25	q50	q75	q90	OLS	q5	q25	q50	q75	q90
Educación	0,102 **	0,097 **	0,096 **	0,098 **	0,107 **	0,110 **	0,101 **	0,098 **	0,093 **	0,095 **	0,101 **	0,102 **
Experiencia	0,04 **	0,05 **	0,03 **	0,03 **	0,04 **	0,04 **	0,03 **	0,05 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,02 **
Exp ²	-0,0004 **	-0,001 **	-0,0004 **	-0,0003 **	-0,0004 **	-0,0003 **	0,00 **	-0,0007 **	-0,0004 **	-0,0003 **	-0,0003 **	-0,00003
Casado	0,11 **	0,25 **	0,10 **	0,09 **	0,04	0,02	0,05 **	0,10 *	0,06 **	0,04 **	0,04 *	0,03
Niños	-0,09 **	-0,12 **	-0,05 **	-0,05 **	-0,07 **	-0,11 **	-0,08 **	-0,09 **	-0,08 **	-0,05 **	-0,08 **	-0,05 *
Manufactura	0,05 *	0,16 **	0,18 **	0,09 **	-0,03	-0,05	0,002	0,25	0,06	-0,05	-0,11 *	-0,17 *
Comercio-Rest.-Hot.	-0,05	0,05	0,06 *	-0,02	-0,11 **	-0,14 **	-0,16 **	-0,03	-0,08	-0,15 **	-0,23 **	-0,34 **
Financiero	0,42 **	0,53 **	0,44 **	0,42 **	0,38 **	0,36 **	0,28 **	0,42 **	0,38 **	0,26 **	0,21 **	0,05
Otros servicios	0,08 **	0,12	0,20 **	0,15 **	0,05	-0,03	-0,02	0,10	0,06	0,02	-0,08	-0,20 **
Prof. y técnicos	0,49 **	0,38 **	0,39 **	0,49 **	0,56 **	0,64 **	0,62 **	0,90 **	0,51 **	0,47 **	0,61 **	0,76 **
Directivo	0,59 **	0,35 **	0,34 **	0,56 **	0,80 **	0,94 **	0,82 **	0,95 **	0,62 **	0,67 **	0,85 **	1,19 **
Administrativo	0,14 **	0,27 **	0,16 **	0,12 **	0,11 **	0,12 **	0,26 **	0,62 **	0,21 **	0,13 **	0,20 **	0,28 **
Comerciante	0,04	-0,17 *	-0,02	0,04	0,11 **	0,27 **	0,12 **	0,22 *	0,03	-0,01	0,08 **	0,30 **
Servicios	-0,02	0,03	-0,11 **	-0,05	0,00	0,10 **	0,12 **	0,26 **	0,05	0,02	0,11 **	0,19 **
_cons	6,30 **	5,18 **	5,98 **	6,32 **	6,62 **	7,02 **	6,23 **	4,76 **	6,01 **	6,42 **	6,71 **	7,10 **
R2/ Pseudo R2	0,46	0,2091	0,2333	0,2898	0,3366	0,3254	0,46	0,2081	0,2402	0,3155	0,3494	0,3073

* Representativo al 90%.

** Representativo al 95% o más.

Buscando explorar un poco más los determinantes de las diferencias observadas en los ingresos laborales, se estimó un nuevo modelo adicionando variables de interacción para las mujeres, con el objeto de analizar si algunas características como el estado civil y la presencia de niños en el hogar implicaban remuneraciones diferentes para este grupo de la población, reflejando así, las teorías de diferenciales salariales asociadas a los roles de género y la división del trabajo en el hogar. Así, se estimaron modelos en los que además de las variables planteadas en la ecuación (9) se incluyó, por un lado, una variable *dummy* que reflejara los retornos a las mujeres casadas, la cual resulta de multiplicar las variables dicotómicas de género y estado civil, y por otro, una variable que expresara los retornos que reciben las mujeres en cuyos hogares hay niños menores de doce años. Los cuadros 10 y 11 muestran los resultados de estas estimaciones para los años 1997 y 2003, respectivamente. Cabe señalar que para el modelo en el que se incluyó la variable de mujer interactuada con presencia de niños en el hogar, ésta no resultó significativa ni en la media ni en ninguno de los percentiles estimados, razón por la cual éste no es presentado en el documento. Esta situación implicaría que si bien los niños en el hogar están asociados con menores ingresos laborales, esta situación no es diferente entre hombres y mujeres. Sin embargo, es importante señalar que este resultado puede estar influenciado por el hecho de que la variable utilizada no es exactamente indicativa de la tenencia de hijos, sino tan sólo de la existencia de niños en el hogar del trabajador.

Tal como se puede observar en los cuadros 10 y 11, la inclusión de la variable de interacción de mujer y estado civil, no cambia significativamente los coeficientes estimados para las variables de control no relacionadas, es decir, aquellas diferentes a mujer y estado civil, lo cual resulta ser un rasgo positivo de la especificación planteada. Al incluir esta nueva variable, se gana poder explicativo, ya que lo que bajo el modelo anterior se interpretaba como un diferencial percibido por la totalidad de las mujeres de un percentil determinado, ahora se puede separar en el diferencial que reciben las mujeres solteras y el que reciben las mujeres casadas, ambos con respecto al ingreso laboral de hombres solteros.

Tanto para 1997 como para 2003, el hecho de ser una mujer soltera de los percentiles 25 en adelante, está asociado con menores salarios

que los hombres solteros de los mismos percentiles, con un diferencial que fluctúa entre -6% y -22% y que asciende con el nivel de ingresos. Además, se evidencia cómo en los percentiles más altos las mujeres, independientemente de su estado civil, tienen menores ingresos laborales por hora que los hombres con las mismas características productivas.

Por otro lado, tal como lo indica el coeficiente de la variable *CASADO*, este estado civil se asocia con remuneraciones mayores que las que reciben las personas solteras. No obstante, en el caso de las mujeres, esta prima es sustancialmente menor que la que reciben los hombres, ya que el efecto positivo es contrarrestado por el coeficiente negativo de la variable *MUJER***CASADO*. Esta situación se evidencia con más fuerza en el año 2003, para el cual las estimaciones son más fuertes. Así las cosas, el hecho de estar casado suaviza un poco las penalidades asociadas a las mujeres, pero este retorno positivo es mucho menor que el que se asocia a los hombres con el mismo estado civil.

B. Descomposición de los diferenciales salariales

A fin de entender mejor los determinantes de los diferenciales salariales por género se realizó la descomposición de Machado-Mata para el ámbito de las Regresiones por Percentiles. Recordando la descomposición planteada en la ecuación (8), el efecto dotación se puede expresar como $\{y_H(\theta) - y^*(\theta)\}$ que en los términos de la descomposición planteada por Oaxaca no es más que $\hat{\beta}_H(\bar{X}_H - \bar{X}_M)$, es decir, las diferencias en las dotaciones entre hombres y mujeres, valoradas con los retornos de los hombres, esto es, asumiendo que la estructura de precios de este grupo de la población es la no discriminatoria. El efecto de las diferencias en los retornos a las características de los individuos, que se interpreta usualmente como la evidencia de la existencia de discriminación en el mercado de trabajo, se obtuvo con el término $\{y^*(\theta) - y_M(\theta)\}$ de la ecuación (8), que en cuanto a la descomposición planteada por Oaxaca se puede expresar como

$$(\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M)\bar{X}_M$$

El efecto dotación muestra, entonces, el diferencial salarial que se obtendría si los retornos a las diferentes variables independientes fueran iguales tanto para hombres como mujeres; esto es, dado que

Cuadro 10. Estimaciones regresiones por OLS y percentiles, 1997 modelo 2.

In salario/hora	OLS	q5	q25	q50	q75	q90
Mujer	-0,08 **	0,09	-0,02	-0,06 *	-0,12 **	-0,30 **
Educación	0,10 **	0,09 **	0,09 **	0,09 **	0,11 **	0,12 **
Experiencia	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,02 **
Exp^2	-0,0003 **	-0,0004 **	-0,0002 **	-0,0003 **	-0,0003 **	-0,0001
Casado	0,14 **	0,24 **	0,13 **	0,09 **	0,15 **	0,07
Niños	-0,04 *	-0,05	-0,01	-0,04 *	-0,06 **	-0,03
Mujer Casada	-0,06	-0,27 **	-0,08	-0,03	-0,06	0,05
Manufactura	0,16 **	0,38 **	0,26 **	0,09	0,01	0,02
Comercio-Rest.-Hot.	-0,03	0,23 *	0,14 **	-0,10 *	-0,16 **	-0,22 **
Financiero	0,27 **	0,47 **	0,39 **	0,25 **	0,19 **	0,17
Otros servicios	0,13 **	0,32 **	0,30 **	0,10 *	-0,04	-0,11
Prof. y técnicos	0,49 **	0,44 **	0,47 **	0,47 **	0,45 **	0,51 **
Directivo	0,78 **	0,66 **	0,74 **	0,66 **	0,80 **	0,86 **
Administrativo	0,19 **	0,19 **	0,17 **	0,15 **	0,14 **	0,20 **
Comerciante	0,07 *	-0,13	-0,03	0,03	0,08	0,24 **
Servicios	-0,03	-0,25 **	-0,09 **	-0,06	0,00	0,19 **
_cons	6,03 **	5,00 **	5,62 **	6,08 **	6,41 **	6,73 **
R2/ Pseudo R2	0,473	0,245	0,260	0,314	0,327	0,291

* Representativo al 90%.

** Representativo al 95% o más.

Cuadro 11. Estimaciones regresiones por OLS y percentiles, 2003 modelo 2.

In salario/hora	OLS	q5	q25	q50	q75	q90
Mujer	-0,10 **	-0,05	-0,06 **	-0,06 *	-0,15 **	-0,15 **
Educación	0,10 **	0,09 **	0,09 **	0,10 **	0,10 **	0,11 **
Experiencia	0,03 **	0,05 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **	0,03 **
Exp^2	-0,0004 **	-0,001 **	-0,0003 **	-0,0003 **	-0,0003 **	-0,0002
Casado	0,11 **	0,28 **	0,13 **	0,10 **	0,07 **	0,05
Niños	-0,08 **	-0,13 **	-0,07	-0,05 **	-0,07 **	-0,09 **
Mujer Casada	-0,07 **	-0,17 **	-0,06 **	-0,06 **	-0,04	-0,02
Manufactura	0,13	0,16 **	0,13 **	0,05 *	-0,06	-0,10 *
Comercio-Rest.-Hot.	-0,09 **	0,01	0,01 **	-0,06 **	-0,15 **	-0,20 **
Financiero	0,36 **	0,46 **	0,41 **	0,35 **	0,30 **	0,22 **
Otros servicios	0,04 *	0,09	0,15 **	0,10 **	0,00	-0,09
Prof. y técnicos	0,53 **	0,57 **	0,43 **	0,49 **	0,58 **	0,65 **
Directivo	0,67 **	0,58 **	0,48 **	0,61 **	0,85 **	1,01 **
Administrativo	0,18 **	0,38 **	0,16 **	0,12 **	0,16 **	0,18 **
Comerciante	0,05 **	-0,05	-0,01	0,01	0,09 **	0,25 **
Servicios	0,03	0,09 *	-0,04 *	-0,01	0,05 *	0,10 **
_cons	6,33 **	5,12 **	6,03 **	6,37 **	6,73 **	7,13 **
R2/ Pseudo R2	0,460	0,202	0,236	0,301	0,341	0,315

* Representativo al 90%.

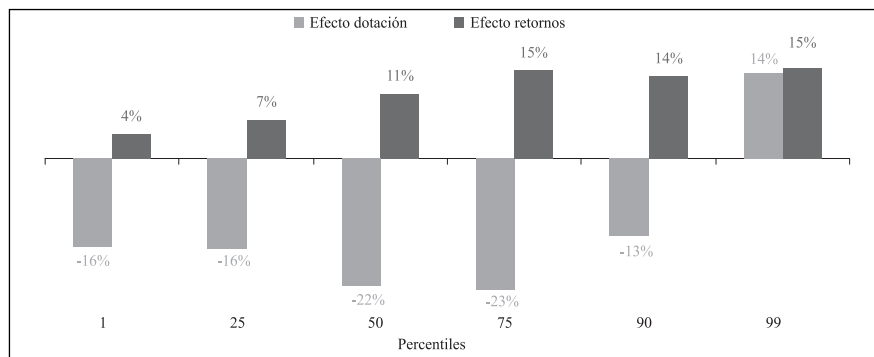
** Representativo al 95% o más.

las mujeres reciben la misma remuneración a las variables independientes que los hombres, cuáles serían las diferencias en los ingresos laborales por hora debido a las diferencias en las variables observables (dotaciones) de cada grupo. Por su parte, el efecto retornos muestra el diferencial salarial que se obtendría si las variables independientes fueran iguales tanto para hombres como mujeres; esto es, dado que las dotaciones son iguales entre géneros, cuáles serían los diferenciales de los ingresos laborales que surgen de las diferencias que se presentan en los retornos que recibe cada grupo a estas variables.

Si el efecto dotación es positivo, quiere decir si ambos géneros recibirían las mismas remuneraciones a las variables independientes, los hombres ganarían más por hora ya que tienen mejores dotaciones de estas variables; en el caso de que sea negativo, son las mujeres las que recibirían salarios mayores por esta razón. Por otro lado, si el efecto retornos es positivo, quiere decir si ambos géneros tuvieran las mismas dotaciones de variables independientes, los hombres ganarían más por hora ya que tienen mejores remuneraciones a estas variables; en el caso de que sea negativo, son las mujeres las que recibirían salarios mayores por esta razón.

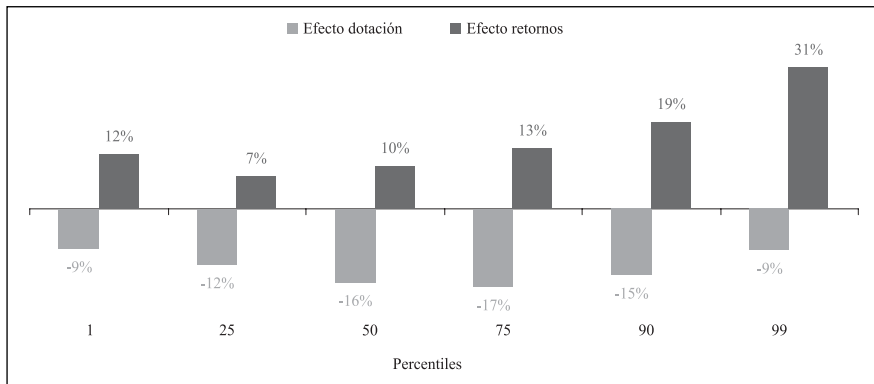
Así las cosas, aplicando la ecuación (8) se pudo descomponer el diferencial salarial total en la parte explicada por diferencias en las características observables de las mujeres con respecto a los hombres y en la parte explicada por las diferencias que se presentan en los retornos ante estas características. Los resultados de esta descomposición se presentan en los gráficos 6 y 7.

Gráfico 6. Descomposición diferencial salarial por género, 1997.



Fuente: ECV 1997. Cálculos del autor.

Gráfico 7. Descomposición diferencial salarial por género, 2003.



Fuente: ECV 2003. Cálculos del autor.

Llama la atención el hecho de que el efecto dotación de las mujeres es consistentemente negativo, con excepción del encontrado para el percentil 99 de la distribución de los ingresos laborales de 1997. El hecho de que el efecto dotación sea negativo, implica que las mujeres en estos puntos de la distribución, presentan mejores dotaciones de las características productivas que los hombres, por lo cual, en ausencia de otros factores, su salario debería ser mayor que el de los hombres en esa magnitud. Sin embargo, existe un efecto que opera, en este caso, en la dirección contraria y es el efecto de las diferencias en los retornos del mercado ante estas características.

El efecto retornos es positivo y creciente a medida que ascendemos en la distribución, lo que da evidencias de mayores diferencias en los retornos de mercado a las características productivas de las mujeres, en los percentiles más altos. Este efecto tuvo un crecimiento entre 1997-2003, situándose en este último año en 31% para el percentil más alto considerado –percentil 99–, lo que indica, que asilando lo que suceda con las características observables, las mujeres de este percentil ganarían 31% menos que los hombres, sólo por el hecho de ser mujeres o por la percepción de los empleadores sobre las variables no observables por el investigador que afectan a este grupo de la población.

VI. Conclusiones

En este trabajo se muestra que una de las principales razones por las cuales las mujeres en promedio ganan menos que los hombres, es la diferencia en horas trabajadas. Esto se puede explicar porque las labores que desempeñan las mujeres en el hogar, disminuyen la posibilidad de trabajar horas adicionales. Al tener en cuenta el efecto de las horas trabajadas, los diferenciales salariales promedio dejan de ser significativos, pero al analizar con cuidado se observan comportamientos muy disímiles según el punto de la distribución de los ingresos en el que se analice el fenómeno. Sin tener en cuenta el efecto de las variables observables, se encuentra que en gran parte de los percentiles hay evidencia de mayores ingresos salariales por hora percibidos por las mujeres, como es el caso de los percentiles 15 al 70 para el año 2003. Sin embargo, en los percentiles más altos la situación es sustancialmente diferente, ya que las mujeres empiezan a presentar salarios por hora mucho menores que los hombres. Por ejemplo, en el año 2003, se estima que en el percentil 95 las mujeres ganan 11,5% menos que los hombres y en el percentil 99 esta diferencia es de 29%.

Así las cosas, en el caso particular de Colombia y del período de estudio, se puede observar que a pesar de que en la media y en algunos puntos de la distribución el diferencial salarial por género no sea significativo y que incluso en algunos puntos favorezca a las mujeres no quiere decir que la discriminación no exista. Al controlar por las características productivas y variables observables de los individuos (cuadros 6 y 7) se confirma la existencia de diferenciales salariales que favorecen a los hombres y que se acentúan conforme aumenta el nivel de ingresos, tanto para 1997 como para 2003. Es así como para 2003, la diferencia en el salario por hora alcanzó los niveles del 17% y 22% en los percentiles 75 y 90, respectivamente. Es más, cuando se profundiza en las fuentes de estas diferencias en los salarios a través del ejercicio de descomposición, se observa cómo detrás de los diferenciales se esconden grandes divergencias tanto en las características de los individuos como en los patrones de remuneración entre géneros, los cuales deben ser tenidos en cuenta a la hora de diseñar las políticas de género. En el caso colombiano, las menores remuneraciones por hora de las mujeres se encuentran explicadas por los menores retornos que este grupo de la población percibe ante sus características productivas (gráficos 6 y 7). Adicionalmente, es importante señalar, que estas diferencias en retornos se acentúan a medida que aumenta el ingreso,

lo que apoyaría la existencia del fenómeno de Glass Ceilings en el país. Estos resultados coinciden con los encontrados en países como España (De la Rica, Dolado y Llorens, 2004) y Chile (Montenegro, 2001). En este último estudio, que usa una metodología similar de estimación, se encuentra por ejemplo que de manera consistente en el período 1990-1998, el diferencial salarial aumenta en la medida en que se asciende en el nivel de ingresos y que el componente de este gap que es explicado por diferencias en los retornos a las variables observables asciende de la misma manera, pasando de ser cercano al 10% en los percentiles bajos a cerca del 40% en los percentiles altos de ingresos.

Estos resultados se deben interpretar a la luz de la posible existencia de sesgo de selección en las estimaciones de los ingresos laborales de las mujeres. Éstas por el rol que aún desempeñan en el hogar, deben tomar la decisión de salir o no al mercado de trabajo. Así, sólo trabajarán por fuera del hogar si el salario en el mercado de trabajo compensa su salario de reserva, el cual es generalmente más alto que el de los hombres, por su productividad en las labores de madre y ama de casa. En otras palabras, las mujeres que participan en el mercado de trabajo serían, generalmente, aquellas con mayores posibilidades de ingresos dentro de su género.

Usualmente, este sesgo de selección se corrige con la metodología de dos pasos de Heckman (1979), la cual no está exenta de críticas. La principal es la inexistencia de un modelo teórico que explique el proceso de selección. En el caso de las Regresiones por Percentiles, esta metodología no es aplicable, por lo cual Buchinsky (1998) desarrolló una propuesta de corrección para estos modelos. Sin embargo, su aplicación a los trabajos empíricos es compleja, por lo cual pocos la han utilizado. La no corrección de los ingresos de las mujeres genera la posibilidad de un sesgo de selección que nos llevaría a subestimar el diferencial salarial. En todo caso, a pesar del posible sesgo de selección, se encuentra evidencia de un retorno diferenciado a las características de las mujeres, lo cual es un hecho de suma importancia para poder avanzar en el análisis y diseño de políticas de género.

Siguiendo los lineamientos encontrados en el trabajo, el problema de los diferenciales salariales no es de dotación de las mujeres, sino de la diferente remuneración que perciben frente a sus características

como trabajadoras, tal como se pudo comprobar en el ejercicio de descomposición del diferencial salarial por percentiles. Estos resultados deben ser interpretados con cautela, ya que si bien, los efectos encontrados tienen magnitudes importantes, no necesariamente son el reflejo exclusivo de discriminación de género.

Otros factores pueden estar apoyando estos resultados. Por un lado, situaciones como la presencia de variables omitidas que no son identificables por el investigador, como es el caso de la experiencia efectiva o la habilidad del empleado pueden estar influyendo en las remuneraciones recibidas. Otra explicación podría ser, tal como lo señala Gaviria (2001), que dado que los hombres son más propensos a abandonar los estudios secundarios, se produce una depuración de los estudiantes que hace que sólo el grupo más selecto de hombres sea el que se gradúe, situación que no ocurre en las mujeres. Esto se reflejaría en mejores desempeños educativos y laborales posteriores que se trasladarían a los retornos percibidos. Esta situación podría presentarse en Colombia teniendo en cuenta los mejores resultados que obtienen los hombres en las pruebas del Icfes. Esta hipótesis ayudaría a explicar el diferencial de las remuneraciones en los percentiles medios y altos en donde las personas tienen mayores niveles educativos.

De todas formas, aunque sea en un menor grado que el planteado en el ejercicio de descomposición, se encuentra evidencia de retornos diferenciados por género. Por otro lado, al hacer el ejercicio con la variable de interacción del género con el estado civil se encuentra que los diferenciales, especialmente en los percentiles medios y altos, se mantienen independientemente de que la mujer esté casada o soltera.

Estas menores remuneraciones tienen efecto no sólo en la situación presente de las mujeres, sino que también afectan sus ingresos durante la vejez. Al recibir menores salarios y tener carreras profesionales interrumpidas por los papeles de madre y de cuidado del hogar, las mujeres tendrán menores ahorros pensionales. Esto aplica, especialmente, el caso de fondos de pensiones privadas bajo la modalidad de rentas vitalicias, en los cuales se calculan los beneficios pensionales como función de la cantidad ahorrada y de la expectativa de vida de los individuos, tal como lo señala Uribe (2002). Así, dados los menores

ingresos de las mujeres y su mayor expectativa de vida, las pensiones que recibirá este grupo de la población serán menores. Estas condiciones se ven agravadas por la menor edad de jubilación de las mujeres, la cual mina su capacidad de cotización al sistema; situación que resulta bastante paradójica, si se tiene en cuenta que dicha regla fue creada como mecanismo compensatorio para este grupo de la población.

El tipo de fuerza detrás de los diferenciales, determina las políticas adecuadas para atacarlos. Entonces, si los diferenciales salariales se están originando en las diferencias en las remuneraciones, políticas como leyes de cuotas no serían una solución efectiva si no están acompañadas por criterios de remuneración objetivos como escalas salariales al interior de las industrias y/u ocupaciones, como es el caso del sector público colombiano, en donde existen perfiles ocupacionales y de remuneración definidos previamente para la mayoría de los cargos. Al respecto, en un trabajo cuyo fin es evaluar la hipótesis de la existencia de discriminación estadística en Colombia, Abadía (2005) encuentra que para los asalariados del sector privado colombiano, con edades mayores a veinte años y que están casados o en unión libre, existe una fuerte evidencia de discriminación estadística por género en contra de las mujeres. Sin embargo, para aquellas mujeres que trabajan en el sector público, la hipótesis de discriminación estadística es rechazada. Dado el origen encontrado de las diferencias salariales por género en Colombia, se podría pensar que este tipo de políticas serían las que ayudarían a disminuir la incidencia de este fenómeno. La derivación de recomendaciones y el diseño de políticas consecuentes, debe tener en cuenta que aún falta mucho por analizar de este problema. Especialmente, surge la necesidad de contar con mejores mediciones de algunas variables claves, como es el caso de la experiencia efectiva, que ayudarían a hacer un mejor diagnóstico de éste y de las políticas necesarias para solucionarlo.

Referencias

- ABADÍA, L. (2005). “Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística”. Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá. Documento electrónico no publicado. http://www.webpondo.org/ujaveriana/N17_Abadia.pdf. Consultado el 3 de diciembre de 2005.
- ARROW, K. (1971). “The theory of discrimination”, *Industrial Relations Section Working Paper*, no. 30A. Princeton University.
- ANDERSON, D.; BINDER, M. and KRAUSE, K. (2003). “The motherhood wage penalty revisited: experience, heterogeneity, work effort, and work schedule flexibility”, *Industrial and Labor Relations Review*, 56(2):273-95.
- BARRIENTOS, J. y GAVIRIA, A. (2001). “Determinantes de la calidad de la educación en Colombia”, *Archivos de Economía*, no. 159, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- BECKER, G. (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- _____(1985). “Human capital, effort, and the sexual division of labor”, *Journal of Labor Economics*, 3(1):33-58.
- BLAU, F. (1996). “Where are we in the economics of gender? The gender pay gap”, NBER Working Paper Series, no. 5664.
- BUCHINSKY, M. (1998). “Recent advances in quantile regression models: A practical guideline for empirical research”, *The Journal of Human Resources*, Vol. 33(1):88-126.
- CEPAL. Base de Datos Unidad Mujer y Desarrollo. http://www.eclac.cl/mujer/proyectos/perfiles/comparados/comp_trabajo.html. Consultada el 20 de septiembre de 2005.
- DE LA RICA, S., DOLADO, J. and LLORENS, V. (2004). “Ceilings and Floors: Gender wage gap by education in Spain”. Documento electrónico no publicado. <http://www.ehu.es/FAEII/workingpapers/wp2005-01.pdf>. Consultado el 25 de diciembre de 2006.

- FLÓREZ, C. (2004). “La transformación de los hogares: una visión de largo plazo”, *Revista Coyuntura Social*, (30):23-49.
- GOLDIN C. and ROUSE, C. (2000). “Orchestrating impartiality: The impact of blind auditions on female musicians”, *American Economic Review*, 90(4):715-41.
- HECKMAN, J. (1979). “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, 47(1):153-61.
- KOENKER, R. and BASSETT, J. (1978). “Regression quantiles”, *Econometrica*, 46(1):33-50.
- KOENKER, R. and HALLOCK, K. (2001). “Quantile regression”, *Journal of Economic Perspectives*, 15(4):143-56.
- MACHADO, J. and MATA, J. (2005). “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression”, *Journal of Applied Econometrics*, 20(4):445-65.
- MINCER, J. and POLACHEK, S. (1974). “Family investments in human capital: earnings of women”, *Journal of Political Economy*, 82:76-108.
- MINCER, J. and OFEK, H. (1980). “Interrupted work careers”, *NBER Working Paper Series*, no. 479.
- MONTENEGRO, C. (2001). “Wage distribution in Chile : Does gender matter ? A Quantile Regression Approach”. Policy Research Report on Gender and Development. *Working Paper Series* No. 20. The World Bank.
- NGUYEN, B.; ALBRECHT, J.; VROMAN, S. and WESTBROOK, D. (2005). “A quantile regression decomposition of urban rural inequality in Vietnam.” Georgetown University. Documento electrónico no publicado. <http://www.georgetown.edu/faculty/albrecht/vietnam.pdf>. Consultado el 8 de noviembre de 2005.
- OAXACA, R. (1973). “Male – Female wage differentials in urban labor markets”, *International Economics Review*, 14(3):693-709.

- O'NEILL J. and O'NEILL, D. (2005). "What do wage differentials tell us about market discrimination?", *NBER Working Paper Series*, no. 11240.
- PHELPS, E. (1972). "The statistical theory of racism and sexism", *American Economic Review*, 62(4):659-61.
- RIBERO, R.; TENJO, J. y BERNAT, L. (2005). "Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina: un intento de interpretación", *Documento CEDE*, no. 2005-18, Universidad de los Andes, Bogotá.
- RIBERO, R. y MEZA, C. (1997). "Ingresos laborales de hombres y mujeres en Colombia: 1976 -1995", *Archivos de Macroeconomía*, no. 62, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- _____. SISTEMA DE INDICADORES SOCIO-DEMOGRÁFICOS SISD- Departamento Nacional de Planeación.
- TENJO, J. (1993). "1976-1989: cambios en los diferenciales salariales entre hombres y mujeres", *Planeación y Desarrollo*, 24:103-116.
- URDINOLA, P. (1998). "Mujeres en sus casas: un recuento de la población femenina económicamente activa", *Archivos de Macroeconomía*, no. 85, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- URIBE, C. (2002). "La reforma de pensiones en Colombia y la equidad de género", *Serie Mujer y Desarrollo*, no. 41, Cepal, Santiago de Chile.
- WALDFOGEL, J. (1998). "Understanding the family gap in pay for women with children", *Journal of Economics Perspectives*, 12(1):137-56.