

UNIVERSIDAD DE LOS ANDES
FACULTAD DE ECONOMÍA
ASESOR: JAIRO NÚÑEZ

DETERMINANTES DEL DIFERENCIAL SALARIAL POR GÉNERO EN COLOMBIA 1997-2003

MARÍA DEL PILAR FERNÁNDEZ
200418363

Enero de 2005

Resumen:

En este documento se analizan los determinantes de los salarios de hombres y mujeres en Colombia para el período 1997-2003, utilizando la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) de dichos años. Para la estimación se utilizaron regresiones por percentiles ya que permiten analizar los salarios en los diferentes puntos de la distribución y no únicamente en la media, como lo han hecho trabajos anteriores. A partir de las estimaciones se realizó una descomposición de los diferenciales salariales por género y se encontró evidencia de que las mujeres reciben retornos menores que los hombres para una misma característica. Lo cual constituye indicios de que existe discriminación en el mercado laboral colombiano para ciertos niveles de ingreso.

Palabras Clave: Discriminación, Brecha Salarial, Ingresos por Género.

Clasificación del JEL: J3, J7, J31

Introducción

Durante los últimos 50 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 en 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 del 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 el 36% y el 21% (Ribero y Meza 1997). Esta reciente y creciente participación de la mujer, ha motivado diversos trabajos que analizan la forma como 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 el 38.5% de los casos, los hombres eran los únicos aportantes de ingresos³. Adicionalmente, 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

¹ En el primer trimestre del 2005.

² Definido como (Ingresos laborales hombres-Ingresos laborales mujeres)/ Ingresos laborales hombres.

³ CEPAL. Base de Datos Unidad Mujer y Desarrollo.

http://www.eclac.cl/mujer/proyectos/perfiles/comparados/comp_trabajo.htm

mujeres como el matrimonio, la fertilidad e incluso está relacionado con el poder de negociación al interior del hogar.

El objetivo de este trabajo es entonces 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 remuneraciones a sus características observables. Adicionalmente, se contribuirá a la discusión, analizando por primera vez para Colombia los efectos de las variables observables en diferentes puntos de la distribución de salarios, utilizando la metodología de regresiones por percentiles.

La estructura del documento es la siguiente: 1) se hizo una introducción al tema de los diferenciales salariales; 2) se hace una revisión de la literatura teórica y empírica de las diferencias salariales por género; 3) se describe el modelo y la metodología de estimación; 4) se caracterizan los datos a utilizar; 5) se analizan las estimaciones y los resultados obtenidos y 6) se presentan las conclusiones y recomendaciones de política.

1. Revisión de la Literatura

No toda diferencia en salarios es discriminación, ni toda discriminación se traduce en diferencias en salarios, como lo plantea Ribero et, al (2005). Existen diversas situaciones como diferencias en las características productivas, y por ende en la productividad, 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 16 y más años de educación se acercó al 28%⁴. ¿Entonces cuáles son los factores que pueden estar detrás de estas diferencias en remuneraciones?

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

1.1.1. 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.

1.1.1.1. 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 a través de 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 , este actuará como si el precio (salario) del factor discriminado fuera $\pi(1 + DC_i)$. En

⁴ Cálculos del autor con base en ECV 2003.

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 discriminado sino a la misma empresa, en la medida en 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 Altonji y Blank (1999) y Ribero y Tenjo (2005).

1.1.1.2.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, esto se reflejará en que 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 esta 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

⁵ Ejemplo tomado de Becker (1971)

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 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, esta 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.

1.1.2. 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 la de pagarles menores salarios o la segregación ocupacional. Trabajos empíricos como los de Waldfogel (1998) y Anderson, et al (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 un 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 rol de la mujer en el hogar, es la llamada heterogeneidad no observada. Trabajos como Becker (1985), señalan que existe una heterogeneidad que no es fácilmente

observable por el empleador, entre las mujeres solteras y las casadas con hijos que hace que la productividad de estas 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 por parte 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 rol 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 estas 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 los dotaciones de capital humano sino en una segregación de las mujeres (ya sea por parte del 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 roles, los cuales pueden presentar menores niveles de remuneración.

1.1.3. Estructura Salarial

Aunque este 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 en 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 esta 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 parte de 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 desutilidad del trabajador. Así las cosas, 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.

1.1.4. La literatura Empírica

Como se puede ver, 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 a nivel 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 los roles 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 demostrar 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 un 50%.

Por otro lado, trabajos recientes como el de O’Neill y O’Neill (2005), destacan la importancia de la división del trabajo en el hogar y por ende de 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 en 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 el 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 del 8% en el salario por hora y, mientras que el 13% de los hombres se habían retirado de la fuerza de trabajo aduciendo responsabilidades familiares, el 55% de las mujeres lo había hecho, con los ya mencionados efectos negativos en términos de salario.

En Colombia se han realizado varios trabajos que buscan explorar el fenómeno de los diferenciales salariales por género, todos estos 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 Hogares para Bogotá. En este estudio, el autor encuentra que a pesar de que la brecha de salarios disminuyó en el período de estudio, el componente discriminatorio aumentó en términos relativos, en la medida en que las variables de capital humano de las mujeres mejoraron más que proporcionalmente frente a las de los hombres, mientras que el retorno a estas siguió siendo menor.

Recientemente, Ribero et. al. (2005) analiza 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 estos parecen estar asociados a patrones de remuneración diferentes al interior de sectores y de ocupaciones. Adicionalmente, plantea que la discriminación que persiste es aquella relacionada con los roles 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.

2. El Modelo y la Metodología

2.1. 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:

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

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:

$$w_i = x_i' \beta + u_i$$

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, podríamos 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 en 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 con el 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 nos 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 expresarían 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 $Quant_{\theta}(u_{\theta i} / x_i) = 0$. Los coeficientes β_{θ} estimados se interpretan de manera similar a los obtenidos por OLS, como la derivada parcial de un percentil condicional de y con 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 en 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 con 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.

2.2. 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 entre los individuos en sus habilidades, capacidades y competencias laborales, 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 y /o sectores de la economía.

Así las cosas, 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 estimados 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 este se asocia con la discriminación.

Esta metodología, parte de la estimación de ecuaciones de ingresos tipo Mincer por medio de la metodología de Mínimos Cuadrado Ordinarios, para la cual dados los supuestos del modelo, el hiperplano estimado pasa exactamente por la media de las variables independientes. Este 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.

Con el 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). La cual 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^H 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 2 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. Así las cosas, 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.

3. Los Datos

Con el fin de analizar la evolución reciente de los diferenciales salariales por género y de aprovechar una de las encuestas que mejor medición tiene 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 sociodemográficas.

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%) son de mujeres. Para las estimaciones con la encuesta de 1997 se utilizó una base con 3,759 observaciones de las cuales el 53% corresponde a hombres y el 47% restante a mujeres.

Adicionalmente, es importante señalar que para las estimaciones no se tuvieron en cuenta aquellas ramas y /o ocupaciones en las que la proporción de uno de los géneros fuera muy baja, puesto que el objetivo es poder descomponer el diferencial salarial por 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 la Tabla 1. Esta situación llama la atención, más cuando se tiene en cuenta que en promedio, las mujeres en la muestra cuentan con un año más de educación que los hombres⁷.

⁶ Los diferenciales o *gaps* 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 del 14.7%, este indicador ascendía al 40.3% en Brasil, 52.2% en Uruguay y al 34.7% en Argentina.

Tabla 1. Salario Mensual Promedio y Educación, 1997-2003.

Variable	1,997		2,003	
	Salario mes	Educación	Salario mes	Educación
Hombres	506,083	10	842,353	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 horas trabajadas promedio de las mujeres aumentan en una unidad, lo que hace que la brecha de horas trabajadas pase del 15% al 11% en 2003, tal como se observa en la Tabla 2. Al tener en cuenta este efecto de las horas trabajadas, el diferencial salarial por género disminuye sustancialmente, pasando de 6% en 1997 a 5% en 2003.

Tabla 2. Jornada de Trabajo y Salario por Hora, 1997-2003

Variable	1,997		2,003	
	Horas Sem	Salario hora	Horas Sem	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 realmente 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 en términos de géneros. 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 la Tabla 3. El sector de servicios, atrae cada vez más una mayor proporción de los trabajadores, respondiendo en la actualidad por el 34% de los hombres versus un 46% de las mujeres. Aunque hay una leve diferencia en la proporción de hombres y mujeres que trabajan en este sector, en general para las

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

ramas de actividad objeto de este estudio no existen diferencias importantes en términos de participación de género. Sin embargo, si se analizan los salarios promedio por hora al interior de ramas, las diferencias en renumeración todavía persisten.

Tabla 3. Estructura de Ocupación por Rama de Actividad y Diferencial Salarial

Rama de Actividad	1.997			2.003		
	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 2003. Cálculos del autor

Al analizar el tipo de trabajos que realizan las mujeres y los hombres, se observa que este primer grupo se concentra en labores profesionales y técnicas, y cargos administrativos, tal como se puede ver en la Tabla 4. Los hombres por su parte, participan fuertemente en las ocupaciones de trabajador no agrícola, seguido muy de lejos por las labores administrativas. Adicionalmente, llama la atención el aumento en la proporción de mujeres que ocupan posiciones directivas, la cual pasó del 1% en 1997 al 4% en 2003. Los mayores diferenciales salariales se presentan en la ocupación de comerciante, con un 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.

Tabla 4. Tipo de Ocupación y Diferencial Salarial

Tipo de Ocupación	1.997			2.003		
	Prop_Hombres	Prop_Mujeres	Ratio Salario hora	Prop_Hombres	Prop_Mujeres	Gap
Prof_tecnicos	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%

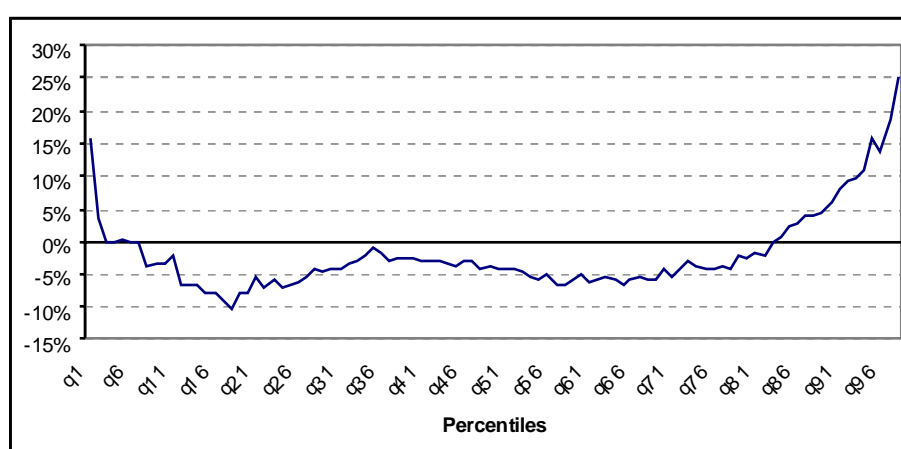
Fuente: ECV 2003. Cálculos del autor

4. La Estimación y los Resultados

Como ya se evidenció en la sección 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 al 5% en el 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, con el fin de observar si existen diferentes patrones según los niveles de ingreso. Con este fin se llevaron a acabo 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, en Gráfico 1. Luego, se estimaron ecuaciones de ingresos en las que sólo se controló por el género del individuo con el 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 mas 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 del 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 la Tabla 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”. Adicionalmente, 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.

Así las cosas, 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 estos 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.

Tabla 5. Diferencial Salarial por Percentiles

Año	OLS	q5	q10	q25	q50	q75	q90	q95	q99
1997	0.011	0.064	0.045	0.035**	0.016	0.043	-0.090*	-0.204	-0.315*
	(0.68)	(0.23)	(0.19)	(0.059)	(0.67)	(0.42)	(0.063)	(0.018)	(0.079)
2003	0.016**	0.001	0.032	0.066**	0.037**	0.035	-0.047	-0.115**	-0.290**
	(0.03)	(0.96)	(0.34)	(0.00)	(0.03)	(0.17)	-0.245	(0.00)	(0.00)

** Representativo al 95% o más

* Representativo al 90%

4.1. Regresiones por Percentiles

Con el fin de poder 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:

$$w_i = B_0 + B_1MUJER_i + B_2EDUC_i + B_3EXP_i + B_4EXP^2_i + B_5CASADO_i + B_6Niños_i + B_7A_{1i} + \dots + B_{10}A_{4i} + B_{11}O_1 + \dots + B_{15}O_{5i} + B_{16}R_1 + \dots + B_{23}R_8 + U_i \quad (9)$$

donde w_i es el logaritmo natural del salario por hora; MUJER es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el individuo es mujer; EDUCA 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; EXP² es la experiencia a 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 rama de actividad es Transporte, la de ocupación es Trabajadores no Agrícolas y la de región es Bogotá. Adicionalmente, y con el fin de poder 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 eliminado, 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 las Tablas 6 y 7. Los resultados de las estimaciones de los modelos separados para hombres y mujeres se presentan en las Tablas 10 y 11. Adicionalmente, se estimaron los correspondientes modelos por Mínimos Cuadrados con el fin de comprar 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 las Tablas 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 del -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 del -13%, en el percentil 25 se estima que, controlando por las variables independientes, las mujeres ganan cerca de un 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 un 9% mayores, en el percentil 90 este retorno adicional se estima en un 11%. La experiencia, muestra un patrón inverso al de los años de educación, es decir, levemente decreciente en los

ingresos. En promedio, en el 2003 una año adicional de experiencia está relacionado con ingresos por hora un 3% mayor. Sin embargo mientras que en el percentil 5 este retorno asciende al 5%, en el percentil 90 se estima en el 2%. Esta situación se puede explicar en la medida en 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 términos de 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. 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 a través de 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 12 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 en que los empleadores pueden percibir la vida en pareja como una señal de compromiso y constancia de la persona o en la medida en que estas 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.

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 el 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.

Tabla 6. Estimaciones Regresiones por OLS y Percentiles, 1997

In salario/hora	OLS	q5	q25	q50	q75	q90
Mujer	-0.11 **	-0.08	-0.06 **	-0.08 **	-0.15 **	-0.26 **
Educación	0.10 **	0.09 **	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 **	-0.0002 **	-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 95% o más

* Representativo al 90%

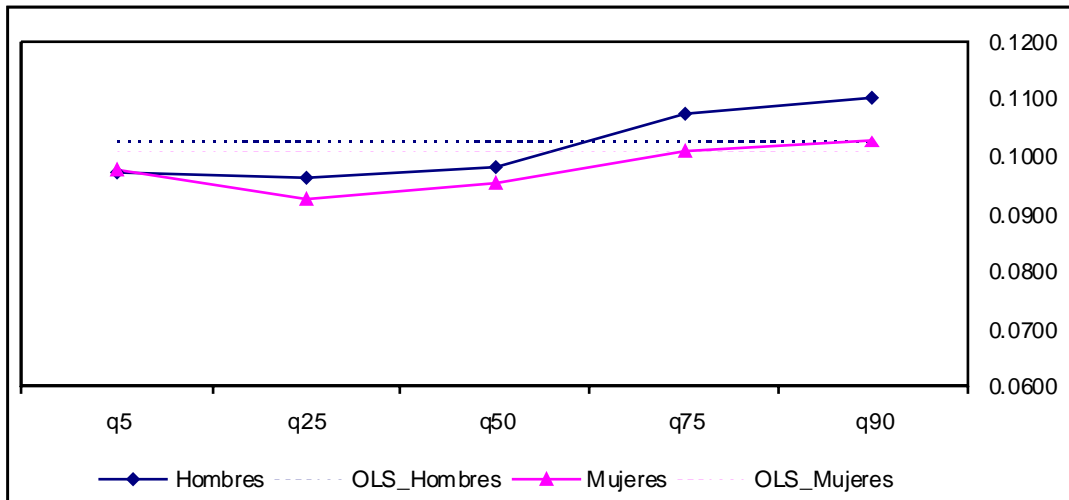
Tabla 7. Estimaciones Regresiones por OLS y Percentiles, 2003

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 95% o más

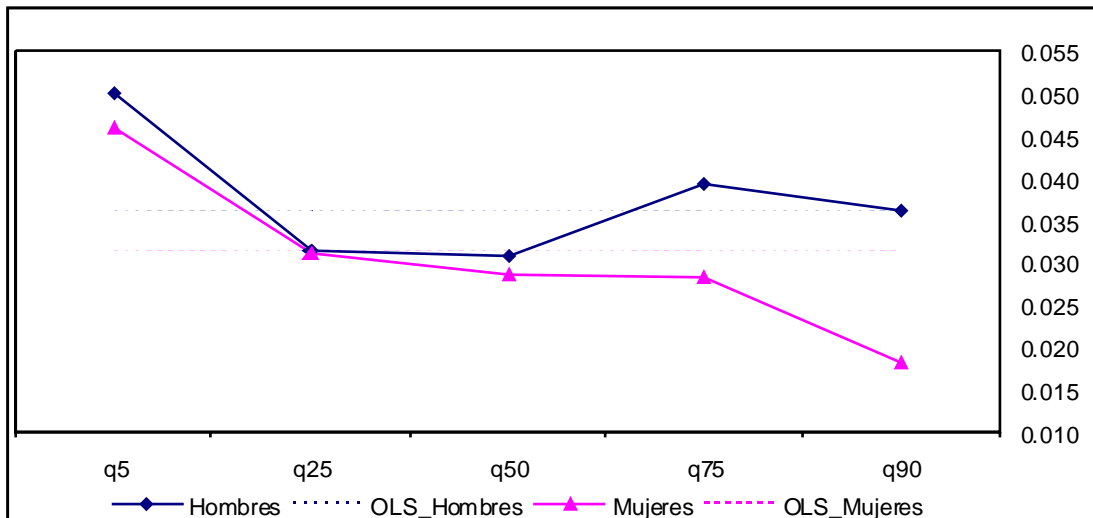
* Representativo al 90%

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 con 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, esta 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 aunque decrecen

levemente, los diferenciales se mantienen positivos y significativos en la mayoría de percentiles.

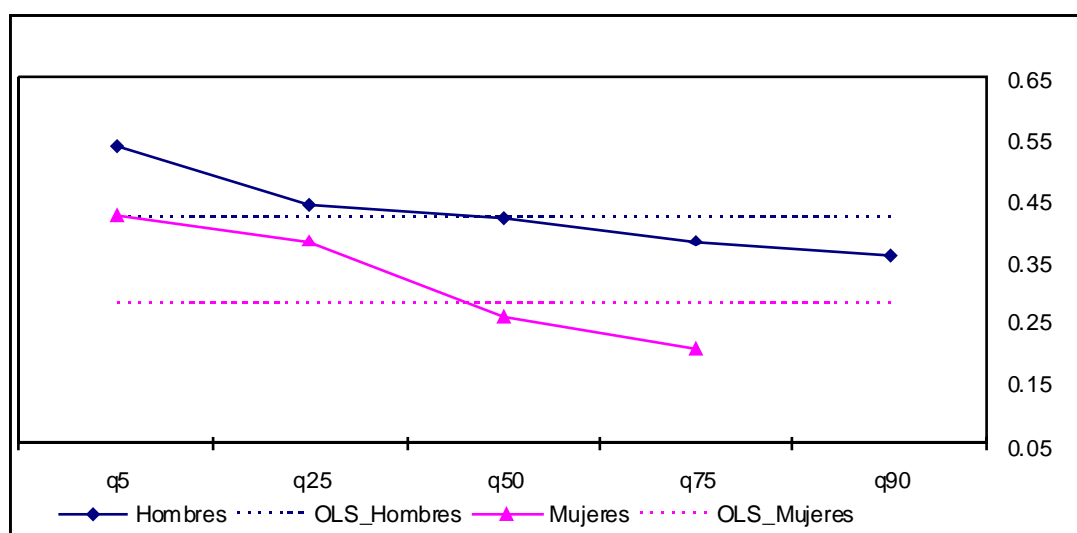
Es importante señalar cómo varían los retornos a los sectores según se trate de hombres o mujeres. Para los hombres trabajar en sectores como Manufactura, Financiero y Servicios representa un mayor salario por hora. Entre tanto, para las mujeres sólo trabajar en el sector Financiero representa mayores 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 en 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 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 del 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 del 28% adicional versus un coeficiente del 42% en el percentil 5 y del 21% en el percentil 75.

Tipos de Ocupación. El tipo de trabajo que realice la persona (Profesionales y Técnicos, Directivos, Administrativos, Comerciantes, Servicios y Obreros/Operarios) es uno de los factores que más influye en los salarios por hora. Estas variables son analizadas con respecto al trabajo de Obreros/Operarios y resultan ser altamente significativas 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 ingresos 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.

Gráfico 4. Retornos a trabajar en el Sector Financiero, 2003



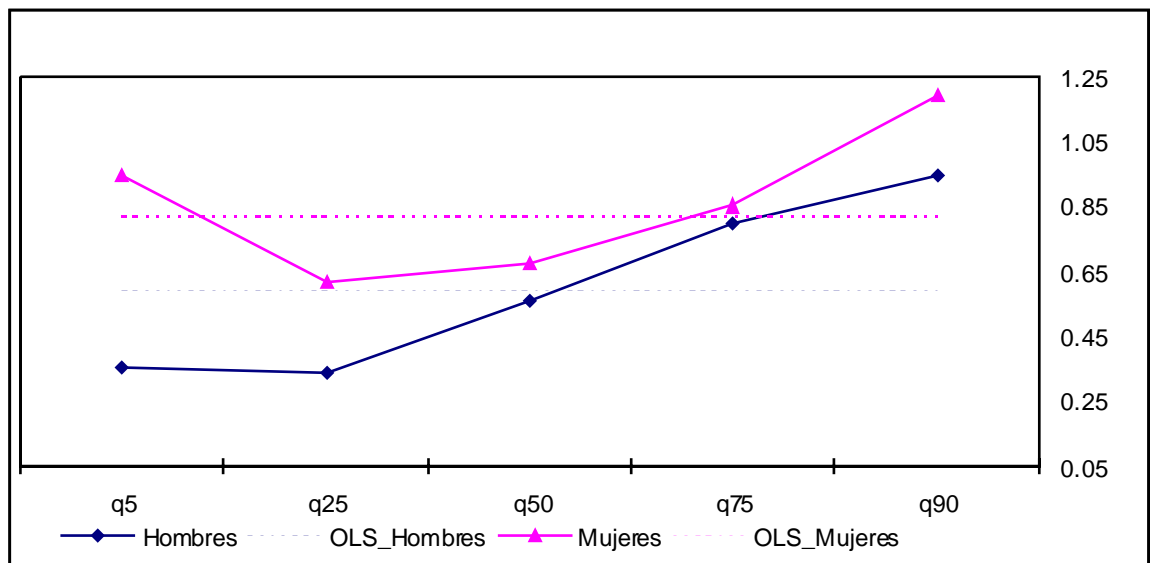
Fuente: ECV 2003. Cálculos del autor¹⁰

Los retornos a los trabajos directivos son otro ejemplo de qué tan diferente puede ser mirar los efectos en la media y no 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 del 119% en el percentil 90. Este mismo patrón se puede observar para los salarios de los hombres.

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, con excepción de San Andrés mercado laboral en el que los percentiles más bajos presentan un retorno mayor que en Bogotá, está asociado con menores salarios por hora.

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

Gráfico 5. Retornos a los Trabajos Directivos, 2003



Fuente: ECV 2003. Cálculos del autor

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 fin 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 las cosas, se estimaron modelos en los que además de las variables planteadas en (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 12 años. Las tablas 8 y 9 muestran los resultados de estas estimaciones para los años 1997 y 2003, respectivamente. Cabe señalar que el modelo en el que se incluyó la variable de mujer interactuada con presencia de niños en el hogar no resultó significativa ni en la media ni en ninguno de los percentiles estimados por lo cual no es presentado en este 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.

Tal como se puede observar en las tablas 8 y 9, 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 2003, se siguen presentando penalidades importantes asociadas al género en los percentiles altos independientemente de que la mujer se encuentre casada o soltera, hecho que se refleja en los coeficientes estimados de la variable MUJER bajo la nueva especificación (Modelo 2). En el caso de las estimaciones para 2003, las cuales son más robustas debido al mayor número de observaciones, se observa que mientras que en los percentiles bajos (percentil 5, 25 y 50) la variable de interacción es significativa, en los percentiles altos la variable de género recoge el total de los diferenciales salariales independientemente del estado civil. El hecho de ser una mujer soltera de los percentiles 25 en adelante, está asociado con menores ingresos que los hombres solteros de los mismos percentiles, con un diferencial que fluctúa entre -6% y -22% y que asciende con el nivel de la distribución. Estar casado está asociado con retornos positivos, pero en el caso de las mujeres como la interacción de género y matrimonio se asocia con retornos negativos, en el agregado, las penalidades asociadas a las mujeres casadas son levemente menores que en el caso de las mujeres solteras, situación que resulta de tener en cuenta los coeficientes de las variables MUJER, CASADO y MUJER * CASADO. Así las cosas, mientras que los hombres casados reciben ingresos laborales por hora sustancialmente mayores que sus compañeros solteros (coeficiente CASADO), las mujeres casadas reciben ingresos menores (suma de coeficientes MUJER, CASADO, MUJER*CASADO) que estos, los cuales no distan de las penalidades que se manifiestan en las mujeres solteras.

**Tabla 8. 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 95% o más

* Representativo al 90%

**Tabla 9. 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 **	-0.21 **
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	0.03	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 95% o más

* Representativo al 90%

4.2. Descomposición de los Diferenciales Salariales

Con el fin de entender mejor los determinantes de los diferenciales salariales por género se realizó la descomposición de Machado-Mata para el ámbito de las

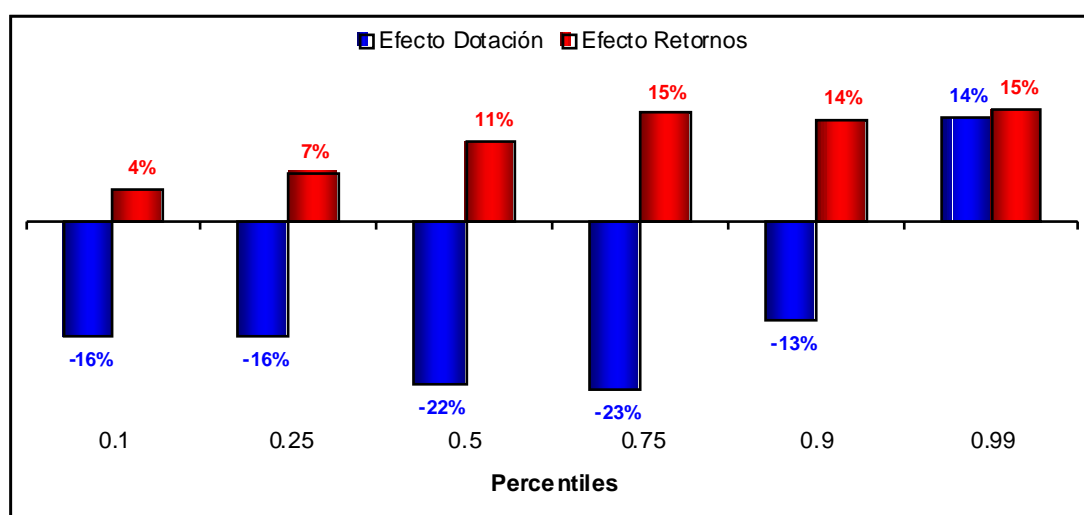
Regresiones por Percentiles. Recordando la descomposición planteada en la ecuación (8), el efecto dotación se puede expresar como $\{ y_H(\theta) - y^*(\theta) \}$ que en los términos de la descomposición planteada por Oaxaca no es más que $\hat{\beta}_H (\bar{X}_H - \bar{X}_M)$, es decir, las diferencias 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 términos de 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 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 recibieran 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.

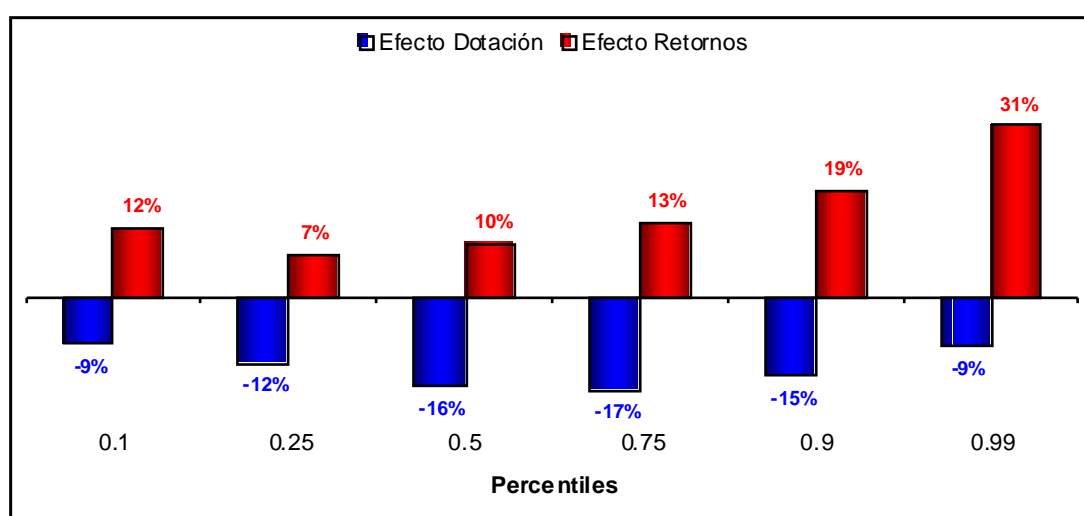
Así las cosas, aplicando la ecuación (8) se pudo descomponer el diferencial salarial total en la parte explicada por diferencias en las características observables de las mujeres con respecto a los hombres y en la parte explicada por las diferencias que se presentan en los retornos ante estas características. Los resultados de esta descomposición se presentan en los Gráficos 5 y 6.

Gráfico 6. Descomposición Diferencial Salarial por Género, 1997



Fuente: ECV 2003. 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, punto para el que el diferencial estimado es del 29% y del cual 14% es generado por el efecto de las mejores dotaciones de los hombres y 15% es generado por los menores retornos que perciben las mujeres, esto es el efecto de la discriminación. 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. Llama mucho la atención el crecimiento que este efecto tuvo 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 un 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.

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 las mujeres no quiere decir que la discriminación no exista. De hecho, el ejercicio realizado demuestra cómo detrás de estos diferenciales se esconden grandes diferencias 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.

Es importante mencionar el posible sesgo de selección en las estimaciones de los ingresos laborales de las mujeres. Esto porque las mujeres, en la medida en que

muchas se desempeñan como amas de casa, deben tomar la decisión de salir o no al mercado de trabajo. Así las cosas, 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.

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 no existencia 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. Esta situación generaría la posibilidad de un sesgo de selección que nos llevaría a subestimar el diferencial salarial. En todo caso en este documento a pesar de que se puede estar subestimando este diferencial, 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.

Tabla 10. 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-Ho	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 95% o más

* Representativo al 90%

Tabla 11. 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 95% o más

* Representativo al 90%

5. Conclusiones

En este trabajo se muestra que una de las principales razones por las cuales las mujeres en promedio, ganan menos que los hombres está dada por la diferencias 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 particulares muy disímiles según el punto de la distribución de los ingresos en el que se analice el fenómeno. Para gran parte de los percentiles se encuentra evidencia de mayores ingresos salariales por hora percibidos por las mujeres, como es el caso de los ingresos en el 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 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 un 11.5% menos que los hombres y en el percentil 99 esta diferencia es del 29%.

Al parecer, siguiendo los lineamientos encontrados, 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 cuidado, ya que si bien, los efectos encontrados tienen magnitudes importantes, no necesariamente son el reflejo exclusivo de discriminación de género. Elementos no discriminatorios pueden estar escondidos en 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, situación que concuerda con los mejores resultados que obtienen los hombres en las pruebas del ICFES. Sin embargo, esta

hipótesis sólo explicaría el diferencial de las remuneraciones en los percentiles medios y altos en donde las personas tienen menores 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. Adicionalmente, al hacer el ejercicio con las variables de interacción del género con el estado civil y presencia de niños en el hogar, se encuentra que por un lado, no existen retornos diferentes que los que reciben los hombres, para las mujeres en cuyos hogares hay niños pequeños y por el otro, que al incluir la variable de interacción con el estado civil los diferenciales por género, especialmente en los percentiles medios y altos, se mantienen importantes 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 roles de madre y de cuidado del hogar, las mujeres tendrán menores ahorros pensionales. Esto se aplica especialmente en el caso de los fondos de pensiones privadas, bajo la modalidad de rentas vitalicias, tal como lo señala Uribe (2002), en las cuales se calculan los beneficios pensiones –mensualidades- como función de la cantidad ahorrada y de la expectativa de vida de los individuos, la cual cabe señalar, es mucho mayor en el caso de las mujeres colombianas. Así las cosas, 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 las mujeres por las menores remuneraciones percibidas, la inexistencia de tiempo libre debido a la doble jornada, su menor participación laboral, entre otras razones (Sentencia C-410/04).

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 la ley 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/o 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 colombianos, mayores de 20 años, casados o en unión libre y que trabajan en el sector privado, existente una fuerte evidencia que apoya la presencia de discriminación estadística por sexo 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. Sin embargo, 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 que son claves en el problema, como la experiencia efectiva de los individuos, las cuales ayudarían a hacer un mejor diagnóstico de este y de las políticas necesarias para solucionarlo.

* * *

Bibliografía

- Abadía, Luz Karime. 2005. “Discriminación Salarial por Sexo en Colombia: Un Análisis desde la Discriminación Estadística”. Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá. Documento electrónico no publicado.
- Altonji, J. y Blank, R. 1999. “Race and Gender in the Labor Market.” *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C. O. Ashenfelter y D. Card. North-Holland. Amsterdam: Elsevier Science.
- Arrow, Kenneth. 1971. “The Theory of Discrimination”. *Working Paper*, No. 30A, Industrial Relations Section, Princeton University.
- Anderson, D., Binder, M. y Krause, K. (2003). “The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work Schedule Flexibility”. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 56, No. 2
- Becker, Gary. 1971. “The Economics of Discrimination”. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, Gary. 1985. “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor”. *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 33-58.
- Blau, Francine. 1996. “Where are we in the Economics of Gender? The Gender Pay Gap”. *NBER Working Paper Series*, No. 5664.
- Buchinsky, Moshe. 1998. “Recent Advances in Quantile Regresión Models: A Practical Guideline for Empirical Research.” *The Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 1, pp. 88 – 126.
- CEPAL. Base de Datos Unidad Mujer y Desarrollo. http://www.eclac.cl/mujer/proyectos/perfiles/comparados/comp_trabajo.htm. Consultada el 20 de septiembre de 2005.
- Flórez, Carmen Elisa. 2004. “La Transformación de los Hogares: Una Visión de Largo Plazo”. *Revista Coyuntura Social*, No. 30, Fedesarrollo, Bogotá.
- Barrientos, J., Gaviria, A. 2001. Determinantes de la Calidad de la Educación en Colombia. 2001. *Archivos de Economía*, No. 159, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- Goldin C. y Rouse, C. 2000. “Orchestrating Impartiality: The Impact of Blind Auditions on Female Musicians”. *American Economic Review*, Vol. 90, No. 4, pp. 715-741.

- Heckman, James. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.
- Koenker, R. y Bassett, J. 1978. "Regression Quantiles". *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, pp. 33-50
- Koenker, R. y Hallock, K. 2001. "Quantile Regression". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, pp. 143-156.
- Machado J. y Mata, J. 2005. "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression." *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 4, pp. 445-465.
- Mincer, J. y Polachek, S. 1974. "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women". *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 76-108.
- Mincer, J. y Ofek, H. 1980. "Interrupted Work Carrers". *NBER Working Paper Series*, No. 479.
- Nguyen, B., Albrecht, J., Vroman, S., y 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, Ronald. 1973. "Male – Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economics Review*, Vol., 14, No. 3, pp. 693-709
- O'Neill J. y O'Neill, D. 2005. "What do Wage Differentials tell us About Market Discrimination?" *NBER Working Paper Series*, No. 11240.
- Phelps, Edmund. 1972. "The Statistical Theory of Racism and Sexism." *American Economic Review*, Vol. 62, No.4, pp: 659-661.
- 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 Sociodemográficos SISD- Departamento Nacional de Planeación.

- Tenjo, Jaime. 1993. “Cambios en los Diferenciales Salariales entre hombres y mujeres: 1976-1989”. *Planeación y Desarrollo*, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- Urdinola, Piedad. 1998. “Mujeres en sus Casas: Un Recuento de la Población Femenina Económicamente Activa”. *Archivos de Macroeconomía*, No. 85, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- Uribe, Consuelo. 2002. “La Reforma de Pensiones en Colombia y la Equidad de Género”. *Serie Mujer y Desarrollo*, No. 41, CEPAL, Santiago de Chile.
- Waldfogel, Jane. 1998. “Understanding the Family Gap in Pay for Women with Children”. *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 137-156